UNIVERSIDAD DE EXTREMADURA

TESIS DOCTORAL

EL PAPEL DE LA LIQUIDEZ EN LA VALORACIÓN DE ACTIVOS FINANCIEROS: EL CASO PORTUGUÉS

CÉLIA PATRÍCIO VALENTE DE OLIVEIRA

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA FINANCIERA Y CONTABILIDAD

2015

UNIVERSIDAD DE EXTREMADURA

TESIS DOCTORAL

EL PAPEL DE LA LIQUIDEZ EN LA VALORACIÓN DE ACTIVOS FINANCIEROS: EL CASO PORTUGUÉS

CÉLIA PATRÍCIO VALENTE DE OLIVEIRA

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA FINANCIERA Y CONTABILIDAD

Conformidad de los Directores:

Fdo: (Prof. Dra. María del Mar Miralles-Quirós)

Fdo: (Prof. Dr. José Luís Miralles-Quirós)

2015

“Uma viagem de mil milhas começa com o primeiro passo.”
Lao-Tsé

Para todos os eternamente presentes no meu coração.

Para a Mariana, luz dos meus dias.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho constitui mais uma etapa na prossecução de um objectivo académico a que me propus e não seria possível sem a ajuda de algumas pessoas e entidades, às quais desejo expressar o meu agradecimento.

Em primeiro lugar, endereço o meu especial agradecimento aos orientadores deste trabalho. Ao Professor Doutor José Luis Miralles Marcelo expresso uma palavra de profunda estima e admiração. Agradeço-lhe a sua invulgar sabedoria, o rigor científico e as valiosas contribuições que muito me enriqueceram e estimularam o meu desejo de querer saber mais e a vontade de querer fazer melhor. À Professora Doutora María del Mar Miralles Quirós agradeço o seu vasto conhecimento, a orientação científica, os importantes conselhos, recomendações e críticas que muito contribuíram para a execução deste trabalho e para a minha formação académica. Ao Professor Doutor José Luis Miralles Quirós agradeço pela sua disponibilidade, apoio, incentivo e conhecimento em termos de programação transmitidos durante a elaboração deste trabalho. Agradeço-lhes também a franca disponibilidade, o apoio e encorajamento permanentes que me ajudaram a concluir este processo.

Desejo ainda agradecer ao Instituto Politécnico de Leiria e à Escola Superior de Tecnologia e Gestão pelas facilidades concedidas para a realização deste trabalho.

O meu muito obrigada aos colegas da Escola Superior de Tecnologia e Gestão. Endereço um bem hajam especial aos colegas de doutoramento, Inês Lisboa e José Luís Martins, pelo companheirismo, pela partilha tanto de ideias como de dúvidas e pelo ânimo mútuo que compartimos.

A todos os amigos dirijo um muitíssimo obrigada pela amizade e incentivo.

Consagro, por último, uma palavra de elevado reconhecimento à minha família: aos meus pais e ao Marco, especialmente, agradeço o amor, a compreensão e tolerância, a motivação dada e o estarem *sempre* presentes.

RESUMO/RESUMEN

As recentes crises financeiras tiveram um forte e prolongado efeito negativo sobre os mercados accionistas e as economias em todo o mundo. A perda de liquidez, agravada com a adopção de medidas mais restritivas na concessão de crédito, associada aos receios de recessão económica conduziu a uma descida generalizada dos preços nos mercados accionistas e a uma redução da negociação.

Neste contexto, e atendendo à relativa incapacidade dos modelos de valorização de activos financeiros em explicar empiricamente a evolução recente das rendibilidades, têm sido vários e numerosos os estudos sobre a liquidez nos mercados financeiros, sobretudo sobre a liquidez das acções nos mercados norte-americanos.

Com o objectivo de ampliar a evidência empírica prévia e contribuir para a construção de um conhecimento unificado e consistente sobre o tema da liquidez, a presente Tese analisa a liquidez no mercado de valores português no período compreendido entre Janeiro de 1988 e Dezembro de 2011. Com base num conjunto alargado de medidas de liquidez, conduzem-se três estudos complementares: em primeiro lugar, investiga-se se existem factores comuns na variação da liquidez; em seguida, estuda-se a relação entre liquidez, rentabilidade e risco quer ao longo do período amostral quer em secção cruzada, com a finalidade de avaliar o papel que a liquidez desempenha na avaliação das acções portuguesas; e, por último, analisam-se os factores que podem explicar as variações temporais da liquidez. Simultaneamente, avalia-se o desempenho das diferentes medidas de liquidez propostas de forma a seleccionar aquela que melhor caracteriza este conceito no mercado estudado.

Os resultados obtidos mostram que existem factores comuns aos movimentos da liquidez. Efectivamente, quando a liquidez é medida pelo logaritmo do volume de transacção ou pela proporção de rendibilidades zero, as variações da liquidez das acções tendem a acompanhar as variações da liquidez agregada do mercado.

O logaritmo do volume de transacção e a proporção de rendibilidades zero, ao capturarem os movimentos comuns da liquidez, afiguram-se como as melhores

candidatas a capturarem a influência da liquidez sobre a rendibilidade das acções do mercado accionista português. Estas medidas medem a velocidade a que os investidores conseguem reverter os seus investimentos e os custos de transacção, indiciando que estes são os aspectos que maior relevância assumem para os participantes no mercado português.

Relativamente à relação ao longo do tempo entre rendibilidade, risco e liquidez, os resultados mostram que a rentabilidade da carteira de acções menos líquidas é inferior à rendibilidade da carteira de acções mais líquidas. A existência de um desconto de iliquidez é contrária à teoria, mas comprovou-se a sua robustez com distintos modelos e mesmo depois de considerar factores de risco e características das acções que influenciam as rendibilidades. Isto realça a singularidade do mercado português e, por conseguinte, a relevância do seu estudo.

Concretamente, a evidência encontrada sugere que a prossecução de uma estratégia baseada na liquidez permite que os investidores beneficiem de uma redução da exposição ao risco de mercado. Efectivamente, a formação de uma carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas e por uma posição curta na carteira de acções mais líquidas, permite diminuir a sensibilidade da rendibilidade às variações da rendibilidade do mercado.

Adicionalmente, verifica-se que no mercado português a iliquidez é uma característica dos activos que actua como fricção do mercado sendo as acções mais ilíquidas penalizadas em termos de rendibilidade. No entanto, a existência de um prémio por risco de liquidez de mercado está limitada ao período mais recente de evolução do mercado português.

Por último, e de acordo com os resultados obtidos no contexto de uma metodologia de vectores auto-regressivos (VAR), os factores que permitem explicar as variações da liquidez sistemática em Portugal são as variações da rendibilidade e volatilidade do mercado accionista, a taxa de juro *overnight* e as variações da taxa de crescimento do agregado monetário M1. À semelhança da evidência empírica prévia

relativa a outros mercados, também a liquidez da bolsa portuguesa parece reagir às intervenções de política monetária, aumentando em resultado de medidas expansionistas (reduções da taxa de juro ou aumentos do agregado monetário M1).

La reciente crisis financiera tuvo un efecto negativo fuerte y prolongado en los mercados bursátiles y las economías de todo el mundo. La pérdida de liquidez, agravada por la adopción de medidas más estrictas en los préstamos, junto con los temores de recesión económica llevó a una disminución general de los precios en los mercados bursátiles y a una reducción de la negociación.

En este contexto, y dada la relativa incapacidad de los modelos de valoración de activos financieros en explicar empíricamente la evolución reciente de los rendimientos, han sido numerosos los estudios sobre la liquidez en los mercados financieros, especialmente sobre la liquidez de las acciones en los mercados de Estados Unidos.

Con el fin de ampliar la evidencia empírica previa y contribuir a la construcción de un conocimiento unificado y coherente sobre el tema de la liquidez, esta Tesis analiza la liquidez en el mercado de valores portugués en el período comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 2011. Basado en un amplio conjunto de medidas de liquidez, se hacen tres estudios complementarios: en primer lugar, se investiga si hay factores comunes en la variación de la liquidez; a continuación, se estudia la relación entre liquidez, rentabilidad y riesgo, ya sea un análisis temporal o en de sección cruzada, con el fin de evaluar el papel que tiene la liquidez en la valoración de las acciones portuguesas; y, por último, se analizan los factores que pueden explicar las variaciones temporales de la liquidez. Al mismo tiempo, se evalúa el desempeño de las diferentes medidas de liquidez propuestas para seleccionar la que mejor caracteriza este concepto en el mercado estudiado.

Los resultados muestran que existen factores comunes a los movimientos de liquidez. De hecho, cuando la liquidez se mide por el logaritmo del volumen de transacción o la proporción de rentabilidades cero, los cambios en la liquidez de las acciones tienden a seguir las variaciones de la liquidez agregada del mercado.

El logaritmo del volumen de transacción y la proporción de los rendimientos cero, al capturar los movimientos comunes de liquidez, parecen ser las mejores

candidatas para captar la influencia de la liquidez en las rentabilidades de las acciones de la bolsa de valores portuguesa. Estas medidas miden la velocidad a la cual los inversores pueden trasformar sus inversiones y los costes de transacción, indicando que estos son los aspectos más relevantes para los participantes en el mercado portugués.

Relativamente a la relación a lo largo del tiempo entre rentabilidad, riesgo y liquidez, los resultados muestran que la rentabilidad de la cartera de acciones menos líquidas es menor que la rentabilidad de la cartera de las acciones más líquidas. La existencia de un descuento de iliquidez es contraria a la teoría, pero se ha demostrado su robustez con diferentes modelos, incluso después de tener en cuenta factores de riesgo y las características de las acciones que influyen en las rentabilidades. Esto pone de relieve la singularidad del mercado portugués y por lo tanto la importancia de su estudio.

En particular, la evidencia encontrada sugiere que la conducción de una estrategia basada en la liquidez permite a los inversores beneficiarse de una reducción de la exposición al riesgo de mercado. De hecho, la formación de una cartera de coste cero, tomando una posición larga en la cartera de acciones con menor liquidez y una posición corta en la cartera de acciones de mayor liquidez, permite reducir la sensibilidad de la rentabilidad de las carteras a las variaciones en la rentabilidad del mercado.

Además, la iliquidez es una característica de los activos que actúa como fricción en el mercado portugués, siendo las acciones más ilíquidas penalizadas en términos de rentabilidad. Sin embargo, la existencia de una prima por riesgo de liquidez de mercado se limita al período más reciente de la evolución del mercado portugués.

Finalmente, de acuerdo con los resultados obtenidos en el contexto de una metodología de vectores autorregresivos (VAR), los factores que pueden explicar las variaciones de la liquidez sistemática en Portugal son las variaciones en la rentabilidad y la volatilidad del mercado bursátil, la tasa de interés overnight y los

cambios en la tasa de crecimiento del agregado monetario M1. Al igual que la evidencia empírica previa en otros mercados, también la liquidez del mercado de valores portugués parece reaccionar a las intervenciones de política monetaria, aumentando como resultado de las medidas expansivas (reducciones de tipos de interés o incrementos en el agregado monetario M1).

ÍNDICE

AGRADECIMENTOS V

RESUMO/RESUMEN IX

ÍNDICE DE TABELAS XXV

ÍNDICE DE FIGURAS XXXIII

ABREVIATURAS XXXVII

1. INTRODUCCIÓN 1
   1.1. Objetivos de la Tesis 6
   1.2. Estructura de la Tesis 8
2. A LIQUIDEZ 13
   2.1. Conceito de liquidez 15
   2.2. Diferentes medidas de liquidez 18
      2.2.1. Medidas baseadas em dados de elevada frequência 21
      2.2.2. Medidas baseadas em dados de baixa frequência 30
3. A EXISTÊNCIA DE FACTORES COMUNS NA LIQUIDEZ 45
   3.1. Mercado accionista norte-americano 48
   3.2. Outros mercados financeiros 53
4. AS IMPLICAÇÕES DA LIQUIDEZ NA AVALIAÇÃO DE ACTIVOS FINANCEIROS 65
   4.1. Mercados accionistas 67
      4.1.1. Mercado norte-americano 67
      4.1.2. Outros mercados accionistas 81
      4.1.3. Mercado português 97
   4.2. Outros mercados financeiros 100
5. AS CAUSAS MACROECONÓMICAS DA FLUTUAÇÃO DA LIQUIDEZ 109

6. CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO PORTUGUÊS E DESCRIÇÃO DA AMOSTRA 121
6.1. Caracterização do mercado de capitais português 123
6.2. Descrição da amostra 138
6.3. Descrição e análise dos dados 140
6.3.1. Rendibilidades das acções 141
6.3.2. Rendibilidade da carteira de mercado 142
6.3.3. Rendibilidade do activo sem risco 142
6.3.4. Medidas de liquidez das acções 143
6.3.5. Medidas de liquidez de mercado 154
7. EXISTEM FACTORES COMUNS NA LIQUIDEZ DO MERCADO ACCIONISTA PORTUGUÊS? 159
7.1. Factores de mercado comuns na liquidez 162
7.2. Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez 168
7.3. Factores de mercado comuns na liquidez de carteiras 176
7.4. Factores de mercado comuns na liquidez – Análise por subperíodos 185
7.4.1. Evolução ao longo do tempo dos factores comuns na liquidez 189
8. RELAÇÃO ENTRE RENDIBILIDADE, RISCO E LIQUIDEZ 197
8.1. Carteiras formadas por liquidez 201
8.2. Análise de série temporal 215
8.3. Análise de série temporal por subperíodos 233
9. EXISTE UM PRÉMIO DE LIQUIDEZ NO MERCADO ACCIONISTA PORTUGUÊS? 249
9.1. Carteiras de teste 251
9.2. Análise de secção cruzada 260
9.2.1. Modelo de Acharya e Pedersen (2005) 260

9.2.2. CAPM ajustado de liquidez 274
9.2.3. Modelos tradicionais 279
9.3. Análise de secção cruzada por subperíodos 286
9.3.1. Modelo de Acharya e Pedersen (2005) 286
9.3.2. CAPM ajustado de liquidez 300
9.3.3. Modelos tradicionais 306
10. EFEITOS MACROECONÓMICOS SOBRE A LIQUIDEZ 315
10.1. Variáveis macroeconómicas e de mercado 318
10.2. Análise VAR 323
10.3. Análise VAR por subperíodos 352
11. CONCLUSIONES 371
BIBLIOGRAFIA 383
ANEXO 1 – ACÇÕES CONSIDERADAS NO ESTUDO 405
ANEXO 2 – MEDIDAS DE LIQUIDEZ COM PERIODICIDADE SEMANAL 415
ANEXO 3 – ANÁLISE DE FACTORES COMUNS NA LIQUIDEZ COM DADOS SEMANAIS 421
ANEXO 4 – RELAÇÃO ENTRE RENDIBILIDADE, RISCO E LIQUIDEZ COM DADOS SEMANAIS 433
ANEXO 5 – ANÁLISE DO PRÉMIO DE LIQUIDEZ COM DADOS SEMANAIS 459

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 2.1 – Medidas de liquidez baseadas em dados de elevada frequência 22
Tabela 2.2 – Medidas de liquidez baseadas em dados de baixa frequência..... 32
Tabela 3.1 – Factores comuns na liquidez das acções – Evidência empírica para os EUA..... 49
Tabela 3.2 – Factores comuns na liquidez das acções – Evidência empírica internacional..... 55
Tabela 4.1 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica para os EUA..... 68
Tabela 4.2 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica internacional..... 82
Tabela 4.3 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica para Portugal..... 98
Tabela 4.4 – Liquidez e avaliação de outros activos financeiros – Evidência empírica internacional..... 104
Tabela 6.1 – Capitalização, volume transaccionado e *turnover* na Euronext: 2005-2011 129
Tabela 6.2 – Medidas de liquidez/iliquidez utilizadas 145
Tabela 6.3 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez 152
Tabela 6.4 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez de mercado..... 157
Tabela 7.1 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez..... 166
Tabela 7.2 – Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez/iliquidez..... 172
Tabela 7.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* 178
Tabela 7.4 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-ante* 183
Tabela 7.5 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1988-Novembro/1997 187
Tabela 7.6 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011 188
Tabela 8.1 – Características das carteiras formadas por liquidez 202

Tabela 8.2 – Características das carteiras formadas por iliquidez 208
Tabela 8.3 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por liquidez 211
Tabela 8.4 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por iliquidez 213
Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez 220
Tabela 8.6 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez 229
Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez 235
Tabela 8.8 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por iliquidez 243
Tabela 9.1 – Características das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M 255
Tabela 9.2 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M 258
Tabela 9.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez.....266
Tabela 9.4 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com iliquidez.....271
Tabela 9.5 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez.....277
Tabela 9.6 – Prémios de risco do CAPM ajustado de iliquidez.....278
Tabela 9.7 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez 281
Tabela 9.8 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com iliquidez 283
Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997.....288
Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011.....294
Tabela 9.11 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 302
Tabela 9.12 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011.....304
Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos.....307

Tabela 10.1 – Estatística descritiva das variáveis: 1989 – 2011 321
Tabela 10.2 – Testes de raízes unitárias em níveis 326
Tabela 10.3 – Resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez 330
Tabela 10.4 – Resumo dos resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez 332
Tabela 10.5 – Testes de causalidade de Granger para os modelos VAR com liquidez..... 334
Tabela 10.6 – Testes de causalidade de Granger para os modelos VAR com iliquidez 336
Tabela 10.7 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez 338
Tabela 10.8 – Decomposição da variância do erro de previsão da iliquidez 340
Tabela 10.9 – Resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997..... 353
Tabela 10.10 – Resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011..... 354
Tabela 10.11 – Resumo dos resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez – Análise por subperíodos..... 356
Tabela 10.12 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997 357
Tabela 10.13 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011..... 360
Tabela 10.14 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997..... 363
Tabela 10.15 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011..... 365
Tabela 10.16 – Teste de estabilidade estrutural 367
Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo 407

Tabela A2.1 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez (periodicidade semanal).....417
Tabela A2.2 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez de mercado (periodicidade semanal).....419
Tabela A3.1 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez (periodicidade semanal).....423
Tabela A3.2 – Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez/iliquidez (periodicidade semanal).....424
Tabela A3.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* (periodicidade semanal) 426
Tabela A3.4 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-ante* (periodicidade semanal).....429
Tabela A3.5 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1988-Novembro/1997 (periodicidade semanal) 431
Tabela A3.6 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011 (periodicidade semanal).....432
Tabela A4.1 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por liquidez 435
Tabela A4.2 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por iliquidez 437
Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal).....438
Tabela A4.4 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (periodicidade semanal).....445
Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal).....448
Tabela A5.1 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M 461
Tabela A5.2 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (periodicidade semanal).....462

Tabela A5.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com iliquidez (periodicidade semanal) 466
Tabela A5.4 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez (periodicidade semanal) 468
Tabela A5.5 – Prémios de risco do CAPM ajustado de iliquidez (periodicidade semanal) 469
Tabela A5.6 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez (periodicidade semanal) 470
Tabela A5.7 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com iliquidez (periodicidade semanal) 472
Tabela A5.8 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) 473
Tabela A5.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) 478
Tabela A5.10 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) 483
Tabela A5.11 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) 485
Tabela A5.12 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez/iliquidez por subperíodos (periodicidade semanal) 487

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 6.1 – Número de sociedades domésticas com acções cotadas: comparação internacional 131
Figura 6.2 – Capitalização bolsista e volume transaccionado de acções domésticas: comparação internacional 133
Figura 6.3 – Capitalização bolsista de acções domésticas em Portugal 135
Figura 6.4 – Distribuição sectorial da capitalização bolsista de acções em Portugal: 2005-2011 137
Figura 6.5 – Distribuição sectorial do volume de transacção de acções em Portugal: 2005-2011 137
Figura 6.6 – Número de acções na amostra: 1988-2011 139
Figura 6.7 – Medidas de liquidez/iliquidez de mercado: 1988-2011 155
Figura 7.1 – Categorias sectoriais utilizadas 170
Figura 7.2 – Evolução dos factores comuns na liquidez/iliquidez 191
Figura 10.1 – Funções de resposta de TRNVR aos impulsos 342
Figura 10.2 – Funções de resposta de TRNVR3 aos impulsos 343
Figura 10.3 – Funções de resposta de TRNVR12 aos impulsos 344
Figura 10.4 – Funções de resposta de VOL aos impulsos 345
Figura 10.5 – Funções de resposta de LVOL aos impulsos 346
Figura 10.6 – Funções de resposta de LVOL3 aos impulsos 347
Figura 10.7 – Funções de resposta de LVOL12 aos impulsos 348
Figura 10.8 – Funções de resposta de ROLL aos impulsos 349
Figura 10.9 – Funções de resposta de ZR aos impulsos 350
Figura 10.10 – Funções de resposta de ILIQ aos impulsos 351

ABREVIATURAS

ADF – *Augmented Dickey-Fuller*

AMEX – *American Stock Exchange*

APT – *Arbitrage Pricing Theory*

BCE – Banco Central Europeu

B/M – *Book-to-market*

BVL – Bolsa de Valores de Lisboa

BVLP – Bolsa de Valores de Lisboa e Porto

BVP – Bolsa de Valores do Porto

CAPM – *Capital Asset Pricing Model*

CCAPM – *Consumption Capital Asset Pricing Model*

CMVM – Comissão de Mercado de Valores Mobiliários

ETF – *Exchange-Traded Fund*

ETN – *Exchange-Traded Note*

ETP – *Exchange-Traded Product*

ETV – *Exchange-Traded Vehicle*

EUA – Estados Unidos da América

GARCH – *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

HML – *High minus low* (corresponde à diferença entre as rendibilidades de carteiras diversificadas de acções de empresas pequenas e grandes)

ICAPM – *Intertemporal Capital Asset Pricing Model*

ICB – *Industrial Classification Benchmark*

ICI – Indicador de Confiança Industrial

IPI – Índice de Preços no Consumidor

IPI – Índice de Produção Industrial

IMV – *Illiquid minus very liquid* (corresponde à diferença entre as rendibilidades de carteiras diversificadas de acções ilíquidas e muito líquidas)

IPC – Índice de Preços no Consumidor

LCAPM – *Liquidity Capital Asset Pricing Model*

MCO – Mercado de Cotações Oficiais
MM – Modelo de Mercado
MMI – Mercado Monetário Interbancário
MMQ – Método dos Mínimos Quadrados
MMV – Método da Máxima Verosimilhança
MSCI – *Morgan Stanley Capital International*
NASDAQ – *National Association of Securities Dealers Automated Quotations*
NBER – National Bureau of Economic Research
NYSE – *New York Stock Exchange*
PIB – Produto Interno Bruto
P/E – *Price-to-earnings*
PP – Phillips-Perron
SIC – *Schwartz Information Criterion*
SMB – *Small minus big* (corresponde à diferença entre as rendibilidades de carteiras diversificadas de acções com rácios B/M elevados e baixos)
TARCH – *Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*
UMD – *Up minus down* (corresponde à diferença entre as rendibilidades das carteiras de maior rendibilidade e de menor rendibilidade)
VAR – Vector auto-regressivo

1. INTRODUCCIÓN

Con base en la Teoría Financiera Moderna, los inversores toman sus decisiones de inversión en función de la rentabilidad y del riesgo. Este es el principal resultado de la teoría de gestión de carteras desarrollada por Markowitz (1952), sobre la que se basan los principales modelos de valoración de activos financieros desarrollados en las últimas décadas: el *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) de Sharpe (1964), Lintner (1965) y Mossin (1966); el *Intertemporal Capital Asset Pricing Model* (ICAPM) de Merton (1973); el modelo derivado de la *Arbitrage Pricing Theory* (APT) de Ross (1976) y el modelo de tres factores de Fama y French (1993, 1996).

A pesar de que estos modelos han servido de base a numerosos artículos científicos y de su importante papel en la comunidad financiera no-académica (en especial el CAPM), no son libres de críticas, especialmente a nivel empírico. Efectivamente, la evidencia empírica encontrada no es unánime y los resultados a favor o en contra parecen depender del período temporal de la muestra testada así como del mercado analizado.

Con la intención de superar esta limitación y explicar algunas de las principales anomalías de valor identificadas (tamaño, valor en libros, *momentum* y sobre-reacción) han surgido algunas extensiones a estos modelos. Algunas de estas extensiones permiten justificar una u otra anomalía, pero no existe consenso sobre un único modelo que posibilite resolver la mayoría de los *puzzles* en la valoración de los activos financieros.

En base a algunas de estas extensiones se encuentra la hipótesis de que otros aspectos, además de la rentabilidad y del riesgo, son importantes para la toma de decisión de los inversores. Uno de los aspectos más importantes para los inversores es la liquidez, pues cuando los activos o los mercados son poco líquidos se incurren en costes de transacción que deberán tenerse en cuenta a la hora de invertir. Por consiguiente, esta variable también debería formar parte de los modelos de valoración de activos financieros.

Adicionalmente, el descubrimiento de que la liquidez del mercado condiciona los precios y la convicción de que no es resultado de una ineficiencia del mercado ni una anomalía, sino el reflejo de decisiones racionales de los inversores ante la presencia de fricciones, tiene consecuencias muy importantes para la organización y funcionamiento de los mercados. Efectivamente, la liquidez del mercado se ve influenciada muchas veces por las tecnologías y por los sistemas de transacción existentes, por el nivel de concurrencia entre los intermediarios financieros y por el sistema fiscal vigente, especialmente el que concierne a los impuestos sobre transacciones.

Los trabajos sobre liquidez podemos agruparlos en dos grandes áreas: por un lado, tenemos los que intentan identificar si existen factores comunes en la variación de la liquidez o una componente sistemática en la liquidez; por otro lado, los que intentan comprender el impacto de la liquidez en la valoración de activos financieros, centrando su análisis en la relación entre liquidez y rentabilidad. Sin embargo, no existe consenso en la forma de medir la liquidez, pues son varias y muy distintas las medidas de liquidez utilizadas, lo que hace difícil la comparación de los resultados obtenidos.

¿Qué medida concreta de liquidez utilizar? ¿De qué forma deberá la liquidez ser incluida en los modelos de valoración de activos? Estas son preguntas abiertas que esta Tesis tiene el objeto de responder para el mercado bursátil portugués.

Utilizando un conjunto amplio de medidas de liquidez, se empezará por investigar si existen factores comunes y así intentar seleccionar la medida que mejor caracteriza la liquidez en este mercado. A continuación, se estudiarán las relaciones entre liquidez, rentabilidad y riesgo a lo largo del tiempo, para después evaluar el papel de la liquidez en la valoración de activos financieros. Por último, se analizarán los factores que pueden explicar las variaciones de la liquidez.

El mercado bursátil portugués se encuentra, desde 2002, integrado en la plataforma europea NYSE Euronext (que integra también los mercados bursátiles de

Ámsterdam, Bruselas y Paris). En el período 2005-2011, dicho mercado representaba en términos promedios el 3% de la capitalización bursátil y el 2% del volumen de transacción del total de los mercados europeos de Euronext. A pesar de su reducida dimensión, la integración en Euronext confiere al mercado portugués una mayor visibilidad, transparencia y liquidez, tornándose una buena oportunidad de inversión para los inversores internacionales. De hecho, antes de las últimas crisis financieras, el mercado bursátil Euronext Lisboa presentó un buen desempeño. En 2006 y 2007, la capitalización bursátil registró un crecimiento anual del 39% y 15%, respectivamente, y el volumen de transacción aumentó un 66% y 88%, respectivamente. Estos incrementos fueron los mayores de las cuatro bolsas europeas que operan en NYSE Euronext. En los años de crisis, Euronext Lisboa tiende a acompañar la tendencia de los restantes mercados. Esta evolución y los desarrollos en los últimos años, tales como la reducción de los costes operacionales, el aumento de la liquidez y el refuerzo de los procedimientos de seguridad y transparencia, sugieren que la bolsa portuguesa represente una excelente oportunidad de inversión.

Por otra parte, la evidencia empírica internacional emplea normalmente datos de mercados desarrollados, con un gran número de empresas cotizadas y elevada capitalización bursátil. Al estudiar un mercado con características muy distintas, como es el mercado portugués, se está ampliando esta evidencia empírica y contribuyendo a que los resultados obtenidos no sean consecuencia de *data-snooping* (Lo y MacKinlay, 1990).

Simultáneamente, se amplía la evidencia empírica sobre el mercado bursátil portugués ya que la literatura sobre valoración de activos financieros relativa al mercado portugués es comparativamente escasa. Los estudios realizados en este mercado pueden ser agrupados en cuatro categorías: análisis de la eficiencia (Afonso, 1997; Afonso y Teixeira, 1999; Areal y Armada, 2002; Curto, Reis y Esperança, 2003; Duque y Madeira, 2004; Duque y Pinto, 2004; Machado-Santos y Fernandes, 2005; Borges, 2007), anomalías empíricas (Miralles-Marcelo y Miralles-Quirós, 2000; Balbina y Martins, 2002; Miralles-Marcelo y Miralles-Quirós, 2003a) ,

performance de los fondos de pensiones (Vieira y Armada, 1998; Cortez, Paxson y Armada, 1999) y modelos de valoración de activos (Mello y Escalda, 1994; Miranda, 1995; Pascoal, 1996; Tomé, 2000; Pinto y Armada, 2002; Alpalhão y Alves, 2005). Estos trabajos muestran que el mercado bursátil portugués revela algunas ineficiencias, las rentabilidades de mercado no son normalmente distribuidas y los modelos de valoración de activos financieros contrastados (CAPM incondicional y condicional, APT e ICAPM) parecen tener una capacidad muy limitada para explicar la relación rentabilidad-riesgo. Por lo tanto, esta Tesis contribuye a aumentar el conocimiento al respecto del mercado portugués en general y sobre su liquidez en particular.

1.1. Objetivos de la Tesis

El objetivo principal de esta Tesis es estudiar la liquidez y analizar qué papel desempeña en la valoración de activos en el mercado bursátil portugués. Este objetivo comprende un conjunto de otros más específicos y que están relacionados con las cuestiones siguientes:

¿Qué medida de liquidez es más adecuada para capturar el concepto de liquidez en el mercado portugués?

Las medidas de liquidez utilizadas en estudios previos son muchas y algunas de ellas muy distintas, capturando diferentes aspectos de la liquidez. Por consiguiente, es importante comparar su habilidad para medir la liquidez en un único mercado y examinar cuáles de ellas capturan mejor la liquidez en el mercado bursátil portugués.

¿Existen factores comunes en la liquidez de las acciones en Portugal?

La liquidez de las acciones individuales podrá exhibir movimientos conjuntos con la liquidez agregada del mercado. Si esos movimientos ocurren, existen factores

comunes que determinan la variación de la liquidez de mercado que, a su vez, también condicionan la variación de la liquidez de las acciones individuales. En este caso, podrá hablarse de liquidez sistemática.

Del mismo modo, es importante investigar si en el mercado portugués también existe una relación entre la liquidez agregada de mercado y la liquidez de las acciones individuales o de las carteras. Además, se intenta identificar si los factores que condicionan los movimientos comunes en la liquidez son de mercado o sectoriales.

¿Cuál es el papel que la liquidez desempeña en la valoración de activos?

En relación a esta cuestión, se analizan dos aspectos. Por un lado, se examina si la liquidez es una característica de los activos que los inversores consideran en su análisis y para la cual demandan una remuneración extra. Esta cuestión comprende un análisis de serie temporal con el que se intentan conocer las relaciones que se establecen entre rentabilidad, riesgo y liquidez de carteras formadas por liquidez a lo largo del tiempo. Al mismo tiempo, se establecen las diferencias entre las carteras formadas por liquidez, con el objeto de evaluar si la cartera de acciones ilíquidas presenta sistemáticamente una rentabilidad superior a la de la cartera de acciones más líquidas. Se intentan también identificar estrategias de inversión con base en la liquidez que sean ventajosas para los inversores.

Por otro lado, se investiga si la liquidez constituye un factor de riesgo adicional que comporte un premio en términos de rentabilidad. Este análisis se realiza mediante un estudio de sección cruzada con carteras en el que se investiga cómo la liquidez es valorada en el mercado bursátil portugués. Por un lado, se verifica si existe una prima por riesgo de liquidez positiva, es decir, si las carteras de acciones con mayor riesgo de liquidez ganan una rentabilidad adicional. Por otro lado, se verifica si la liquidez es una característica de los activos que se traduce en una fricción del mercado y en una reducción de la rentabilidad líquida, esperándose que

las carteras de acciones ilíquidas presenten una mayor rentabilidad que las carteras de acciones más líquidas.

¿Qué factores determinan los movimientos de la liquidez del mercado?

La literatura más reciente sobre liquidez se dedica a la investigación de las causas de los movimientos de la liquidez en los mercados bursátiles. Algunas de las causas identificadas son macroeconómicas, relacionadas tanto con la economía real como con la política monetaria, y otras de mercado. Todavía, debido a su novedad, han sido analizados muy pocos mercados.

Por consiguiente, es pertinente analizar esta cuestión en el mercado portugués y comprobar si los factores macroeconómicos y de mercado, identificados en la literatura empírica previa, determinan las variaciones de la liquidez en Portugal.

Para responder a las cuestiones planteadas se considera un mercado bursátil con características muy específicas y muy poco estudiado: la bolsa Euronext Lisboa. Además, se utiliza una muestra amplia de acciones cotizadas y un horizonte temporal largo: de enero de 1988 hasta diciembre de 2011.

1.2. Estructura de la Tesis

Esta Tesis está estructurada en once capítulos distintos. Este capítulo introductorio es el primero de ellos, en el que se justifica el tema y se exponen los objetivos planteados. Los demás capítulos se pueden agrupar en dos partes muy diferentes. En la primera de ellas, que comprende los capítulos 2 a 5, se presenta una revisión bibliográfica de las principales teorías y aportaciones empíricas previas respecto a la liquidez, teniendo en cuenta los objetivos propuestos en esta Tesis. A continuación, los capítulos 6 a 10 componen la parte del estudio empírico de la

Tesis. En estos capítulos se describe el mercado bursátil portugués y la muestra utilizada, así como a la investigación empírica realizada.

Concretamente, en el capítulo 2 se pone de manifiesto el concepto teórico de liquidez, intentando clarificar sus múltiples aspectos. Después, se analizan las diferentes medidas utilizadas en la literatura previa para caracterizar la liquidez, relacionándolas con las componentes del concepto de liquidez.

En el capítulo 3 se efectúa la revisión de la literatura empírica previa relativa a una de las líneas de investigación relacionadas con la liquidez: la existencia de movimientos comunes en la liquidez de los activos. Se presentan los resultados obtenidos para el mercado estadounidense así como también para otros mercados bursátiles con características diferentes, estableciendo la comparación de la evidencia obtenida para los mercados dirigidos por precios, como los estadounidenses, y para los mercados dirigidos por órdenes.

Las principales aportaciones teóricas y empíricas existentes sobre el papel de la liquidez en la valoración de activos financieros son discutidas en el capítulo 4. En concreto, se hace la distinción entre dos tipos de trabajos. Por un lado, los trabajos que analizan la liquidez como característica deseable de los activos y evalúan si esta característica es recompensada con una mayor rentabilidad y, por otro lado, los trabajos que consideran la liquidez como una fuente adicional de riesgo sistemático y evalúan si existe una prima por riesgo de liquidez. Por último, se hace referencia a estudios del impacto de la liquidez sobre la rentabilidad de las acciones realizados en distintos mercados bursátiles y de deuda.

En el capítulo 5 se realiza una revisión bibliográfica de una de las más recientes líneas de investigación en el ámbito de la liquidez: las causas que influyen en la variación de la liquidez del mercado a lo largo del tiempo. Entre los factores estudiados se encuentran aquellos que afectan simultáneamente al riesgo de la mayoría de las empresas, es decir factores de mercado (rentabilidad y riesgo del

mercado) y factores macroeconómicos (crecimiento económico, tipos de interés e inflación, entre otros).

En relación a la investigación empírica desarrollada, en primer lugar, en el capítulo 6, se hace una breve caracterización del mercado bursátil portugués, haciendo una revisión de su historia y de su evolución en las últimas décadas. Igualmente, se describe la muestra y los datos recogidos, indicando la fuente de la información y la forma en la que ésta fue transformada para obtener las variables utilizadas. Por último, se presentan y comentan los principales estadísticos descriptivos.

En el capítulo 7 se investiga la existencia de factores comunes en la liquidez del mercado portugués, considerando un conjunto de 11 medidas de liquidez. Además, el estudio es realizado no sólo con acciones individuales sino también con carteras de tamaño. Igualmente, se analiza si es la liquidez del mercado o es la liquidez sectorial la que más influye en la liquidez individual.

La relación entre liquidez, rentabilidad y riesgo a lo largo del tiempo es analizada en el capítulo 8. Este análisis es realizado con carteras, por lo que se empieza con la descripción de la formación de las carteras y de sus principales estadísticos descriptivos. Además son considerados varios modelos de ajuste al riesgo, tales como el modelo clásico de mercado y el modelo de tres factores de Fama y French (1993, 1996).

El análisis de sección cruzada, con el doble objetivo de percibir cual es el papel de la liquidez en la valoración de activos en el mercado portugués y si, en este mercado, existe una prima por riesgo de liquidez, es presentado en el capítulo 9. Se analiza en primer lugar el modelo de Acharya y Pedersen (2005) y, posteriormente, se proponen dos extensiones de dicho modelo para estudiar de forma separada los efectos de la liquidez como una fricción del mercado y como una fuente de riesgo sistemático. Por último, se consideran también los modelos tradicionales – CAPM y

modelo de tres factores de Fama y French (1993, 1996) – a los cuales se añade la liquidez como un factor de riesgo adicional.

En el capítulo 10 se analizan los efectos macroeconómicos sobre las variaciones de la liquidez. En primer lugar, se hace una descripción de las variables macroeconómicas consideradas, justificadas por la literatura previa, presentando sus principales estadísticas descriptivas. A continuación, con base en la metodología de los vectores auto-regresivos, se examinan cuáles son las variables macroeconómicas y de mercado que más influyen sobre las variaciones de la liquidez.

Por último, el capítulo 11 contiene las conclusiones principales obtenidas para cada una de las cuestiones estudiadas y, teniendo en cuenta los resultados, se presentan las contribuciones de la Tesis y las líneas de investigación futura.

2. A LIQUIDEZ

A liquidez é, à semelhança da rendibilidade e do risco, um dos aspectos mais importantes a ter em conta aquando da tomada de decisões de investimento. A liquidez, frequentemente associada aos custos de transacção, é relevante porque afecta as rendibilidades requeridas e, consequentemente, o custo do capital (Roll e Subrahmanyam, 2010).

Não obstante a sua importância, o conceito de liquidez é algo abstracto e incorpora múltiplas dimensões, sendo os custos de transacção apenas uma dessas dimensões. Por estes motivos, é ainda mais difícil medir a liquidez dos activos financeiros, podendo ser encontradas na literatura inúmeras medidas distintas. Assim, neste capítulo procura-se aclarar o conceito de liquidez e caracterizam-se as diferentes medidas utilizadas como suas *proxies* na literatura financeira.

2.1. Conceito de liquidez

A liquidez, pela sua própria natureza, é difícil de definir e ainda mais difícil de estimar. Resumidamente, pode dizer-se que a liquidez é a capacidade de um activo de se transformar rapidamente em dinheiro e preferencialmente sem alterações de preço.

A liquidez é geralmente definida como o tempo que demora a vender um activo, recebendo na totalidade o seu valor de mercado. Em alternativa, a liquidez pode ser definida em termos da quantia abaixo do valor de mercado que se receberia por um activo em caso de venda imediata (Kluger e Stephan, 1997).

Marín e Rubio (2011) definem a liquidez como a capacidade de um investidor negociar rapidamente as quantidades desejadas a preços razoáveis, de acordo com as condições subjacentes de procura e oferta. Nesta definição aparecem três aspectos que fazem referência a preços, quantidades e tempo.

Efectivamente, Kyle (1985) nota que a liquidez é um conceito vago e impreciso, em parte porque incorpora várias propriedades relacionadas com as transacções no mercado. Estas propriedades incluem:

1. O custo de reverter uma posição num curto período de tempo, e que pode medir-se através da diferença entre o preço de uma compra imediata e o preço de uma venda imediata (a componente preço);
2. A profundidade do mercado, ou seja, a dimensão de uma inovação do fluxo de ordens necessária para que os preços variem de uma dada quantia ou o volume de transacções que é possível fazer sem alterar os preços do mercado (a componente quantidade); e
3. A velocidade com a qual os preços recuperam de um choque aleatório, não-informativo, isto é, a rapidez com que os desequilíbrios são absorvidos pelo mercado (a componente tempo).

A liquidez encontra-se, portanto, associada aos custos de transacção necessários para converter instantaneamente qualquer quantidade de um activo em dinheiro e vice-versa, sendo que num mercado perfeitamente líquido esta conversão é possível sem custos enquanto num mercado imperfeitamente líquido estes custos são minimizados.

Os custos de transacção podem decompor-se em explícitos e implícitos. Os custos explícitos incluem as comissões de corretagem, os custos de processamento e os impostos. Estes custos são geralmente fáceis de quantificar mas permanecem fora do controlo directo das bolsas. Os custos de transacção implícitos correspondem a custos sobre os quais as entidades reguladoras das bolsas podem actuar, tais como o *spread bid-ask*, os custos de impacto no mercado e custos de oportunidade derivados de tecnologia ineficiente e/ou desadequada, disseminação da informação, participação e instrumentação (por exemplo, os custos de transaccionar e a iliquidez aumentam se o *tick* mínimo for demasiado elevado, se as vendas a descoberto não forem permitidas e se não estiverem disponíveis instrumentos derivados).

Por sua vez, Amihud e Mendelson (2006) referem três componentes dos custos de transacção:

1. Custos do impacto sobre o preço, ou seja, o prémio/desconto de preço que o comprador/vendedor de um activo financeiro faz quando transacciona;
2. Custos de procura e demora, ou seja, os custos incorridos quando um investidor procura melhores preços ou deseja reduzir o impacto sobre o preço da sua ordem procurando uma contraparte com a qual transaccionar directamente; e
3. Custos de transacção directos, que incluem as taxas de bolsa, as comissões e os impostos.

Para além destes custos de transacção, o conceito de liquidez é também usado para capturar várias outras dimensões que derivam da necessidade de transacção imediata (Demsetz, 1968; Stoll, 1978; Grossman e Miller, 1988) e de problemas de selecção adversa (Kyle, 1985; Glosten e Milgrom, 1985; Eisfeldt, 2004). A necessidade de transacção imediata pode incluir aspectos como a pressão sobre a procura e o risco de inventário, bem como a fricção de busca de uma contraparte. Efectivamente, pelo facto de todos os agentes não se encontrarem presentes no mercado a todo o instante, pode haver alguma dificuldade em conseguir vender (comprar) rapidamente um activo. Assim, o vendedor (comprador) poderá vender (comprar) ao *market-maker*, que compra (vende) em antecipação de poder mais tarde reverter a sua posição, sujeitando-se deste modo ao risco de alterações de preço. Uma vez que o *market-maker* deverá ser compensado por assumir este risco, oferece um preço mais baixo (alto), impondo deste modo um custo sobre o vendedor (comprador). Também a dificuldade em localizar uma contraparte que deseje transaccionar um determinado activo ou uma grande quantidade de um dado activo impõe custos de oportunidade relativos ao adiamento da transacção ou custos de financiamento. Relativamente aos problemas de selecção adversa, verifica-se que transaccionar com uma contraparte que detenha informação privada quanto ao estado financeiro da empresa ou quanto ao fluxo de ordens resulta geralmente numa perda financeira.

Estes custos de iliquidez deverão afectar os preços dos activos financeiros se os investidores requererem uma compensação para os suportar. Para além disso, uma vez que a liquidez varia ao longo do tempo, os investidores avessos ao risco podem requerer uma compensação para se sujeitarem ao risco de liquidez. Consequentemente, os investidores necessitam de conhecer os efeitos da liquidez sobre os preços dos activos, pois estes influenciam as suas estratégias de investimento bem como o custo do capital das empresas e, portanto, a afectação de recursos na economia real (Amihud *et al.*, 2005).

2.2. Diferentes medidas de liquidez

As várias medidas usadas como *proxy* para a liquidez diferem sobretudo quanto ao aspecto de liquidez que visam capturar e quanto ao tipo de dados necessários para o seu cálculo.

A maioria das definições de liquidez incorpora três dimensões importantes: preço, quantidade e tempo. Para capturar de forma eficiente o conceito de liquidez, estas dimensões deveriam ser incorporadas numa única medida. No entanto, verifica-se que as medidas mais utilizadas na literatura raramente incluem estas três componentes, sendo mais comum que reflictam ou o preço (como no caso dos *spreads bid-ask*, entre outras) ou a quantidade (como no caso da profundidade, do volume de transacção ou do *turnover*, por exemplo) ou ainda estes dois elementos (como no caso da medida de Amivest ou do rácio de iliquidez de Amihud, por exemplo). A componente tempo é geralmente inferida, não sendo considerada de forma explícita nas medidas, dada a dificuldade de se medir com exactidão o tempo de espera por uma transacção.

As medidas de liquidez podem classificar-se quer quanto aos dados requeridos quer quanto à frequência desses dados. Quanto aos dados requeridos e de acordo

com Aitken e Comerton-Forde (2003), é possível agrupar as várias medidas em dois grupos: as medidas baseadas em ordens e as medidas baseadas em transacções. Quanto à frequência dos dados necessários para calcular as medidas de liquidez, pode falar-se de medidas baseadas em dados de elevada frequência, ou seja, dados intradiários, e medidas baseadas em dados de baixa frequência, ou seja, dados diários, mensais ou anuais (Goyenko *et al.*, 2009). Não obstante, as duas classificações são correspondentes pois as medidas baseadas em ordens requerem dados de elevada frequência e as medidas baseadas em transacções podem ser calculadas com base em dados de baixa frequência, como a seguir se explica.

As medidas baseadas em ordens de bolsa requerem dados intradiários, de elevada frequência, relativos aos preços e quantidades das ordens de compra e venda e capturam quer a disponibilidade em tempo real quer os custos associados a uma transacção imediata. Neste grupo podem incluir-se os *spreads bid-ask*, a profundidade, os custos de transacção fixos e variáveis de Brennan e Subrahmanyam (1996) e de Sadka (2006), o impacto sobre o preço de Breen *et al.* (2002) e as medidas de Aitken e Comerton-Forde (2003) e de Martínez *et al.* (2005b), entre outras.

As medidas baseadas em transacções geralmente empregam dados de preços e volume com uma menor frequência (diária ou mesmo mensal) e reflectem informação sobre a velocidade de reversão dos investimentos e o impacto sobre o preço. Entre estas medidas incluem-se, por exemplo, o volume de transacção (em valor e quantidade), o número de transacções, o *turnover*, a medida Amivest, o rácio de iliquidez de Amihud (2002), a medida de Pástor e Stambaugh (2003), entre outras. Dentro deste último grupo, cabe destacar algumas medidas mais utilizadas em mercados pouco desenvolvidos (mercados emergentes) e que apenas requerem a série temporal de preços diários como, por exemplo, a medida *LOT* de Lesmond *et al.* (1999) e a proporção de rendibilidades zero. Referem-se ainda algumas estimativas para os *spreads* e para o impacto sobre o preço baseadas em modelos

mais sofisticados e mais exigentes em termos de estimação, como a estimativa *Gibbs* de Hasbrouck (2004), as estimativas de Holden (2009) e de Goyenko *et al.* (2009).

Frequentemente as medidas usadas nos estudos empíricos são constrangidas pela disponibilidade de dados. Para além disso, qualquer medida de liquidez mede o conceito de liquidez com erros pois, como se referiu anteriormente, uma única medida de liquidez dificilmente captura todos os seus múltiplos aspectos. A medida calculada empiricamente é uma estimativa ruidosa do verdadeiro parâmetro e a utilização de dados de baixa frequência para determinar estimativas de liquidez aumenta o ruído de medida. Consequentemente, estes problemas em medir correctamente a liquidez reduzem o poder dos testes relativos ao efeito da liquidez sobre a avaliação de activos (Amihud *et al.*, 2005).

As medidas referidas supra e a seguir descritas detalhadamente serão tidas em conta no estudo empírico a desenvolver para o mercado português atendendo a que capturam diferentes aspectos da liquidez. Além disso, apenas um estudo comparativo permitirá determinar qual desses aspectos e, portanto, qual medida de liquidez é mais relevante para o processo de avaliação de activos neste mercado. Por exemplo, Goyenko *et al.* (2009), numa tentativa de avaliar se as diferentes *proxies* utilizadas para os custos de transacção e para a liquidez medem o que se propõem medir, efectuam um estudo comparativo entre as medidas de liquidez mais utilizadas calculadas com base em dados de baixa frequência (diários, mensais e anuais) e sofisticadas medidas determinadas com dados intradiários relativos a transacções. Utilizam dados do mercado norte-americano relativos ao período 1993-2005 e encontram uma significativa associação entre muitas das medidas e os custos de transacção efectivos. Algumas medidas baseadas em dados diários (como o *tick* efectivo e a medida de Holden) são capazes de estimar com precisão a magnitude dos *spreads* calculados com dados de transacções. No que se refere a capturar o impacto sobre o preço, verificam que as medidas com melhor desempenho são o rácio de Amihud (2002) e uma *proxy* do *spread* (tal como as medidas Gibbs, Holden,

Roll, *tick* efectivo) dividida pelo volume de transacção em dólares, enquanto as medidas de Pástor e Stambaugh (2003) e Amivest são claramente ineficazes.

Em seguida, são descritas as diferentes medidas de liquidez utilizadas em estudos empíricos prévios. Como referido anteriormente, as medidas baseadas em ordens requerem geralmente dados de elevada frequência e as medidas baseadas em transacções podem ser calculadas com dados de baixa frequência. Por esta razão, optou-se por agrupar as distintas medidas de liquidez com base no tipo de dados requeridos para o seu cálculo. Assim, no ponto 2.2.1. descrevem-se as medidas baseadas em dados de elevada frequência e no ponto 2.2.2. apresentam-se as medidas baseadas em dados de baixa frequência.

2.2.1. Medidas baseadas em dados de elevada frequência

As medidas de liquidez baseadas em dados de elevada frequência incluem os *spreads bid-ask*, os custos de transacção de Brennan e Subrahmanyam (1996), a profundidade, o impacto sobre o preço de Breen *et al.* (2002), a medida de liquidez latente desenvolvida por Aitken e Comerton-Forde (2003) e as medidas de Martínez *et al.* (2005b) e Pascual *et al.* (2004). Para o seu cálculo, estas diferentes medidas de liquidez requerem dados relativos a ordens, ou seja, dados de natureza intradiária. Seguidamente apresenta-se a respectiva forma de cálculo e interpretação de cada uma das medidas de forma detalhada assim como de forma sintética na Tabela 2.1.

Tabela 2.1 – Medidas de liquidez baseadas em dados de elevada frequência

Nome	Fórmula	Autor(es)	Significado
Spread bid-ask			
1. cotado	$QSPR_{it} = P_{Ait} - P_{Bit}$	Amihud e Mendelson (1986, 1989), Eleswarapu e Reinganum (1993), Brennan e Subrahmanyam (1996), Chordia *et al.* (2000, 2001a), Huberman e Halka (2001)	*Proxies* para os custos de transacção. Capturam o imediatismo, ou seja, reflectem os custos incorridos em transaccionar imediatamente ao invés de esperar por um investidor que se assuma como contraparte na transacção em condições mais vantajosas.
2. cotado proporcional	$PQSPR_{it} = \frac{P_{Ait} - P_{Bit}}{P_{Mit}}$		
3. efectivo	$ESPR_{it} = 2\lvert P_{it} - P_{Mit}\rvert$		
4. efectivo proporcional	$PESPR_{it} = \frac{2\lvert P_{it} - P_{Mit}\rvert}{P_{it}}$		
5. amortizado	$ASPR_{it} = \frac{\sum_{\tau=1}^{T} \lvert P_{it\tau} - P_{Mit\tau}\rvert V_{it\tau}}{P_{it} \times S_{it}}$	Chalmers e Kadlec (1998); Marshall e Young (2003)	
Custos de transacção fixos	ψ nas equações $\Delta p_t = \lambda q_t + \psi\left(D_t - D_{t-1}\right) + y_t$ $\Delta p_t = \psi\varepsilon_{\psi t} + \lambda\varepsilon_{\lambda t} + \bar{\psi}\left(D_t - D_{t-1}\right) + \bar{\lambda}\left(D_t q_t - D_{t-1} q_{t-1}\right) + y_t$	Brennan e Subrahmanyam (1996), Sadka (2006)	
Custos de transacção variáveis	λ nas equações $\Delta p_t = \lambda q_t + \psi\left(D_t - D_{t-1}\right) + y_t$ $\Delta p_t = \psi\varepsilon_{\psi t} + \lambda\varepsilon_{\lambda t} + \bar{\psi}\left(D_t - D_{t-1}\right) + \bar{\lambda}\left(D_t q_t - D_{t-1} q_{t-1}\right) + y_t$		
Profundidade	$DEPTH_{it} = Q_{Ait} + Q_{Bit}$ ou $DEPTH_{it} = Q_{Ait} \times P_{Ait} + Q_{Bit} \times P_{Bit}$	Chordia *et al.* (2000, 2001a), Huberman e Halka (2001), Chordia *et al.* (2005)	Mede a profundidade do mercado, ou seja, a componente quantidade da liquidez.

Tabela 2.1 – Medidas de liquidez baseadas em dados de elevada frequência (cont.)

Nome	Fórmula	Autor(es)	Significado
Impacto sobre o preço	β nas equações $\frac{P_{i\tau} - P_{i\tau-1}}{P_{i\tau-1}} = \alpha_{it}^{P} + \beta_{it}^{P} NTO_{i\tau} + \varepsilon_{i\tau}$ $\frac{Q_{i\tau} - Q_{i\tau-1}}{Q_{i\tau-1}} = \alpha_{it}^{Q} + \beta_{it}^{Q} NTO_{i\tau} + \varepsilon_{i\tau}$	Breen *et al.* (2002)	Captura a variação do preço associada ao volume de transacção líquido, ou seja, a influência das transacções sobre o preço da acção.
Liquidez latente	$Valor\ pond.das\ ordens = \sqrt{Valor\ pond.ask \times Valor\ pond.bid}$	Aitken e Comerton-Forde (2003), Marshall (2006)	Reflecte a probabilidade das ordens serem executadas à medida que novas ordens vão chegando ao mercado.
Função de liquidez	$L(n) = \frac{AC(n) - AR(n)}{V*}$	Martínez *et al*. (2005b)	Mede os custos relativos *ex ante* de comprar e vender simultaneamente uma determinada quantidade de acções. Incorpora as dimensões preço e quantidade numa única medida.
Liquidez bidimensional	$BLM(\mu)_t = \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} - \frac{\Delta IC_t}{IC_{t-1}}$ $BLM(\sigma)_t = \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} - \left(\frac{\sigma_t^D}{\sigma_t^{IC}}\right)\frac{\Delta IC_t}{IC_{t-1}}$ $BLM(\mu,\sigma)_t = \frac{\left(D_t - AD_{t-n}^{t-1}\right)}{AD_{t-n}^{t-1}} - \left(\frac{\sigma_t^D}{\sigma_t^{IC}}\right)\frac{\left(IC_t - AIC_{t-n}^{t-1}\right)}{AIC_{t-n}^{t-1}}$	Pascual *et al.* (2004)	Captura alterações simultâneas nos custos de imediatismo e na profundidade, incorporando as dimensões preço e quantidade numa única medida.

O *spread bid-ask* tem sido, desde os primeiros estudos, a medida de liquidez mais utilizada (Amihud e Mendelson, 1986, 1989; Eleswarapu e Reinganum, 1993; Brennan e Subrahmanyam, 1996; Chordia *et al.*, 2000, 2001a; Huberman e Halka, 2001, entre outros). Esta medida reflecte o custo de transaccionar imediatamente com um especialista de mercado em vez de esperar por outro investidor que se assuma como contraparte na transacção. Como Amihud e Mendelson (1986) e Grossman e Miller (1988) referem, um investidor disposto a transaccionar enfrenta o *trade-off* entre esperar para obter um preço favorável ou transaccionar ao preço *bid* ou *ask* corrente. O preço *ask* inclui um prémio para a compra imediata e o preço *bid* reflecte um desconto para a venda imediata, pelo que o *spread bid-ask* é uma boa *proxy* para quantificar os custos do imediatismo e, portanto, para a liquidez. Quanto menor for o *spread bid-ask* menor o custo do imediatismo e maior a liquidez do activo. Para quantificar o valor económico dos custos do imediatismo é comum usar-se o *spread* relativo ou proporcional. É também usual utilizar-se o *spread* efectivo, pois esta medida tem em conta o facto de que, se ocorrer uma melhoria de preço, o *spread bid-ask* sobreavalia os custos de imediatismo.

A forma de cálculo dos diferentes tipos de *spreads*, de acordo com Chordia *et al.* (2000), é a seguinte:

1. O *spread bid-ask* cotado $\left(QSPR_{it}\right)$ é calculado como a diferença entre o preço *ask*, P_{Ait}, e o preço *bid*, P_{Bit}:

$$QSPR_{it} = P_{Ait} - P_{Bit} \tag{2.1}$$

2. O *spread* cotado relativo ou proporcional $\left(PQSPR_{it}\right)$ é medido como o rácio entre o *spread bid-ask* cotado e o respectivo ponto médio, P_{Mit}:

$$PQSPR_{it} = \frac{P_{Ait} - P_{Bit}}{P_{Mit}} \tag{2.2}$$

com

$$P_{Mit} = \frac{P_{Ait} + P_{Bit}}{2} \tag{2.3}$$

3. O *spread* efectivo $\left(ESPR_{it}\right)$ é determinado como o valor absoluto da diferença entre o preço da transacção, P_{it}, e o ponto médio do *spread bid-ask*:

$$ESPR_{it} = 2\left|P_{it} - P_{Mit}\right| \tag{2.4}$$

4. O *spread* efectivo relativo ou proporcional $\left(PESPR_{it}\right)$ é calculado como o rácio entre o *spread* efectivo e o preço da transacção:

$$PESPR_{it} = \frac{2\left|P_{it} - P_{Mit}\right|}{P_{it}} \tag{2.5}$$

Em alguns estudos, tais como Chalmers e Kadlec (1998), Marshall e Young (2003), entre outros, é também utilizado o *spread* amortizado $\left(ASPR_{it}\right)$. Este *spread* é definido por Chalmers e Kadlec (1998) como a soma do produto entre o valor absoluto do *spread* efectivo e o número de acções transaccionadas $\left(V_{it\tau}\right)$, ao longo de todas as transacções $\tau = 1,\ldots,\mathrm{T}$ registadas no dia *t*, dividida pela capitalização bolsista:

$$ASPR_{it} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\mathrm{T}} \left|P_{it\tau} - P_{Mit\tau}\right| V_{it\tau}}{P_{it} \times S_{it}} \tag{2.6}$$

onde S_{it} é o número de acções em circulação da empresa *i* no dia *t*. De acordo com estes autores, o *spread* amortizado apresenta algumas vantagens enquanto medida de liquidez, nomeadamente é uma medida mais relevante para medir os custos de transacção já que utiliza o *spread* efectivo ao qual os investidores efectuam as transacções, incorpora os períodos durante os quais os investidores detêm as acções ao utilizar dados de transacções, e implicitamente incorpora a profundidade. Não obstante, apresenta igualmente algumas limitações: apenas exprime os custos de

transacção associados ao *spread*, reflecte os períodos efectivos durante os quais os investidores detêm as acções e não os períodos esperados que determinam o impacto dos *spreads* sobre as rendibilidades, e pode subestimar a duração do período de detenção das acções de um investidor marginal.

Apesar dos *spreads bid-ask* medirem directamente custos de transacção, a sua disponibilidade é escassa: os dados não se encontram disponíveis em alguns mercados e são difíceis de obter para longos períodos de tempo.

Brennan e Subrahmanyam (1996) e Sadka (2006) propõem outras medidas para os custos de transacção, decompondo-os nas suas componentes fixa e variável, com base nos modelos de formação de preços de Glosten e Harris (1988). Por um lado, Brennan e Subrahmanyam (1996) consideram o seguinte modelo para estimar os parâmetros associados aos custos de transacção fixos (ψ) e variáveis (λ):

$$\Delta p_t = \lambda q_t + \psi\left(D_t - D_{t-1}\right) + y_t \tag{2.7}$$

onde p_t é o preço de transacção, q_t é a quantidade transaccionada, D_t é uma variável que assume o valor 1 se a transacção for iniciada por um comprador e o valor -1 se a transacção for iniciada por um vendedor e y_t é um termo de erro que sinaliza a informação pública. Por seu turno, Sadka (2006) utiliza o modelo

$$\Delta p_t = \psi\varepsilon_{\psi t} + \lambda\varepsilon_{\lambda t} + \bar{\psi}\left(D_t - D_{t-1}\right) + \bar{\lambda}\left(D_t q_t - D_{t-1}q_{t-1}\right) + y_t \tag{2.8}$$

onde ψ e $\bar{\psi}$ representam as componentes permanente e transitória dos custos fixos, λ e $\bar{\lambda}$ representam as componentes permanente e transitória dos custos variáveis, $\varepsilon_{\lambda t}$ é o termo de erro da equação $q_t = \alpha_q + \sum_{j=1}^{5}\gamma_j q_{t-j} + \varepsilon_{\lambda t}$ e $\varepsilon_{\psi t}$ é o sinal inesperado de uma transacção, ou seja, $\varepsilon_{\psi t} = D_t - E_{t-1}\left(D_t\right)$.

Outra medida de liquidez utilizada é a profundidade do mercado, correspondente ao número de acções oferecidas ao preço *ask* adicionado do número de acções

procuradas ao preço *bid* ou à soma do correspondente valor destas acções. Esta medida foi utilizada por Chordia *et al.* (2000, 2001a), Huberman e Halka (2001), Chordia *et al.* (2005), entre outros. Tal como para os *spreads*, para o cálculo da profundidade são necessários dados intradiários relativos às transacções, cuja disponibilidade é limitada.

Ainda com base em dados intradiários relativos a transacções, Breen *et al.* (2002) desenvolvem uma medida de liquidez que quantifica a variação de preço de uma acção associada ao seu volume de transacção líquido observado e que designam por impacto no preço. Esta medida captura a influência das transacções sobre o preço das acções pois, enquanto um activo perfeitamente líquido é transaccionado sem qualquer impacto sobre o preço, um activo perfeitamente ilíquido não é transaccionado a nenhum preço.

Para determinar o impacto sobre o preço, estes autores utilizam o *turnover* líquido e a rendibilidade de cada acção em cada período de 5 e 30 minutos durante cada sessão. O *turnover* líquido da acção *i* para o período τ $\left(NTO_{\tau}\right)$ é definido como o volume de transacções iniciadas por compradores menos o volume de transacções iniciadas por vendedores como fracção do número de acções em circulação (multiplicado por 1000). As rendibilidades são calculadas usando quer as cotações $\left(P_{\tau}\right)$ quer o ponto médio entre os preços *bid* e *ask* no momento τ $\left(Q_{\tau}\right)$. Considerando os $\tau_i\left(t\right)$ intervalos de 5 minutos ou os $\tau_i\left(t\right)$ intervalos de 30 minutos, estimam a regressão entre as rendibilidades e o correspondente *turnover* líquido, para cada mês *t* e cada acção *i*, de modo a obter a correspondente medida de impacto sobre o preço, β, conforme se indica nas equações (2.9) e (2.10):

$$\frac{P_{i\tau}-P_{i\tau-1}}{P_{i\tau-1}}=\alpha_{it}^{P}+\beta_{it}^{P}NTO_{i\tau}+\varepsilon_{i\tau} \tag{2.9}$$

$$\frac{Q_{i\tau}-Q_{i\tau-1}}{Q_{i\tau-1}}=\alpha_{it}^{Q}+\beta_{it}^{Q}NTO_{i\tau}+\varepsilon_{i\tau} \tag{2.10}$$

Com o objectivo de capturar a liquidez latente, ou seja, a probabilidade das ordens serem executadas à medida que novas ordens vão chegando ao mercado atendendo à variação dos preços, Aitken e Comerton-Forde (2003) propõem a seguinte *proxy* para a liquidez, que foi posteriormente utilizada com sucesso por Marshall (2006):

$$Valor\ ponderado\ das\ ordens = \sqrt{Valor\ ponderado\ ask \times Valor\ ponderado\ bid} \quad (2.11)$$

com

$$Valor\ ponderado\ ask = \sum Valor\ das\ ordens\ ask_b \times Peso\ das\ ordens\ ask_b \quad (2.12)$$

$$Valor\ ponderado\ bid = \sum Valor\ das\ ordens\ bid_b \times Peso\ das\ ordens\ bid_b \quad (2.13)$$

onde *b* é a banda de preços na qual as ordens são colocadas.

Martínez *et al.* (2005b) propõem também uma outra medida de liquidez que recorre a dados relativos ao livro de ordens. A função de liquidez que sugerem mede os custos relativos *ex-ante* de comprar e vender simultaneamente uma determinada quantidade de acções e apresenta a vantagem de incorporar numa única medida as dimensões preço e quantidade associadas à liquidez. Esta função de liquidez é crescente e relaciona os *spreads bid-ask* médios com as quantidades procuradas e oferecidas disponíveis no mercado:

$$L(n) = \frac{AC(n) - AR(n)}{V^*} \quad (2.14)$$

onde $AC(n)$ corresponde ao custo unitário de comprar um determinado volume de acções, tal como se indica na equação (2.15), $AR(n)$ é a receita unitária de vender um determinado volume de acções, como se expressa na equação (2.16), e V^* é uma *proxy* para o verdadeiro valor do activo, introduzida unicamente para tornar os custos de liquidez comparáveis entre os activos com diferentes preços, sendo definida na equação (2.17).

$$AC(n) = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{ask}(i)}{n} \tag{2.15}$$

$$AR(n) = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{bid}(i)}{n} \tag{2.16}$$

$$V^* = \frac{\sum_{j=1}^{5} P_{ask}(j) \times Q_{ask}(j) + P_{bid}(j) \times Q_{bid}(j)}{\sum_{j=1}^{5} Q_{ask}(j) + Q_{bid}(j)} \tag{2.17}$$

sendo $P_{ask}(i)$ e $P_{bid}(i)$ os preços que o investidor deverá pagar e receber, respectivamente, pela *i*-ésima acção, *n* o número de acções transaccionadas, $Q_{ask}(j)$ e $Q_{bid}(j)$ o número de acções disponíveis para venda e para compra, respectivamente, ao nível *j* do livro de ordens.

Também Pascual *et al.* (2004) propõem uma medida que incorpora as dimensões preço e quantidade associadas ao conceito de liquidez. A medida proposta captura alterações simultâneas nos custos de imediatismo e na profundidade, apresentando valores positivos quando a liquidez aumenta e valores negativos quando a liquidez diminui.

$$BLM(\mu)_t = \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} - \mu \frac{\Delta IC_t}{IC_{t-1}} \tag{2.18}$$

onde D_t é a profundidade, IC_t representa os custos de imediatismo e μ reflecte uma taxa de substituição pré-determinada entre os dois aspectos de liquidez. Em caso de perfeita substituição, a profundidade e os custos de imediatismo variam proporcionalmente, pelo que a equação (2.18) pode simplificar-se como

$$BLM(\mu)_t = \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} - \frac{\Delta IC_t}{IC_{t-1}} \tag{2.19}$$

Para determinar μ propõem a variabilidade relativa dos dois aspectos de liquidez, pelo que a equação (2.18) fica

$$BLM\left(\sigma\right)_t = \frac{\Delta D_t}{D_{t-1}} - \left(\frac{\sigma_t^D}{\sigma_t^{IC}}\right)\frac{\Delta IC_t}{IC_{t-1}} \tag{2.20}$$

onde σ_t^D e σ_t^{IC} são *proxies* para a volatilidade de cada aspecto da liquidez em períodos anteriores.

Para ultrapassar a crítica de que estas duas medidas apenas capturam variações de curto prazo ou transitórias na liquidez, especialmente quando a periodicidade temporal é reduzida, propõem o seguinte:

$$BLM\left(\mu,\sigma\right)_t = \frac{\left(D_t - AD_{t-n}^{t-1}\right)}{AD_{t-n}^{t-1}} - \left(\frac{\sigma_t^D}{\sigma_t^{IC}}\right)\frac{\left(IC_t - AIC_{t-n}^{t-1}\right)}{AIC_{t-n}^{t-1}} \tag{2.21}$$

onde AD_{t-n}^{t-1} e AIC_{t-n}^{t-1} são médias móveis dos valores prévios da profundidade e dos custos de imediaticidade, respectivamente.

Para o trabalho empírico, Pascual *et al.* (2004) consideram o *spread bid-ask* relativo ponderado pelo tempo como medida dos custos de imediatismo e a soma do número de acções oferecidas aos melhores preços *ask* e *bid* ponderada pelo tempo como medida da profundidade.

2.2.2. Medidas baseadas em dados de baixa frequência

Devido à limitada disponibilidade de dados intradiários relativos a transacções, alguns autores propõem, como *proxies* para a liquidez, variáveis calculadas com dados de baixa frequência (diários, mensais ou até anuais), cuja disponibilidade é maior e mais abrangente, geográfica e temporalmente. Entre estas medidas incluem-

se o volume e o número de transacções, o *turnover*, a medida Amivest, o rácio de iliquidez de Amihud (2002), as medidas de Pástor e Stambaugh (2003), Lesmond *et al.* (1999), Bekaert *et al.* (2007) e Liu (2006), bem como algumas *proxies* para os *spreads* calculadas com dados de baixa frequência propostas por Roll (1984), Hasbrouck (2004), Holden (2009) e Goyenko *et al.* (2009). Ao contrário das medidas descritas anteriormente, que exigem dados relativos à microestrutura do mercado que não estão disponíveis em muitos mercados, estas medidas apresentam a vantagem de utilizar informação diária (ou de menor frequência) que se encontra disponível num grande número de mercados e em longos períodos de tempo. Em seguida, descreve-se cada uma destas medidas de forma detalhada, apresentando-se um resumo na Tabela 2.2.

Algumas destas variáveis estão relacionadas com o volume de transacção. O volume de transacção está relacionado com a velocidade a que um investidor reverte a sua posição e é positivamente relacionado com a liquidez (Stoll, 1978). Entre as medidas mais comuns encontram-se o *turnover*, calculado como o número de acções transaccionadas dividido pelo número de acções em circulação (Campbell *et al.*, 1993; Datar *et al.*, 1998; Chordia *et al.*, 2001b; Gervais *et al.*, 2001; Bekaert *et al.*, 2007, entre outros); o volume de transacção, em valor e em quantidade (Chordia *et al.*, 2001b; Gervais *et al.*, 2001; Keene e Peterson, 2007) e o número de transacções diárias (Chordia *et al.*, 2001a).

Os analistas recorrem geralmente ao rácio de liquidez, também conhecido como a medida Amivest. Esta medida define-se como o rácio entre o volume de transacção e o valor absoluto da rendibilidade num determinado intervalo temporal fixo, como se indica na equação (2.22):

$$Amivest_T = \frac{\sum_{t=1}^{T} Volume_t}{\sum_{t=1}^{T} |R_t|} \tag{2.22}$$

Tabela 2.2 – Medidas de liquidez baseadas em dados de baixa frequência

Nome	**Fórmula**	**Autor(es)**	**Significado**
Volume de transacção	V_{it}	Chordia *et al.* (2001b), Gervais *et al.* (2001), Keene e Peterson (2007)	Reflectem a velocidade a que as posições são revertidas.
Número de transacções	$\#T_{it}$	Chordia *et al.* (2001a)	
Turnover	$TRNVR_{it} = \frac{V_{it}}{SO_{it}}$	Campbell *et al.* (1993), Datar *et al.* (1998), Chordia *et al.* (2001b), Gervais *et al.* (2001), Bekaert *et al.* (2007)	
Amivest	$Amivest_T = \frac{\sum_{t=1}^{T} Volume_t}{\sum_{t=1}^{T} \lvert R_t \rvert}$	Kluger e Stephan (1997), Amihud *et al.* (1997), Berkman e Eleswarapu (1998)	Capturam o impacto sobre o preço.
Rácio de iliquidez	$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{\lvert R_{idt} \rvert}{VD_{idt}}$	Amihud (2002)	
Impacto sobre o preço	$PImpact = \frac{Spread\ Proxy}{V}$	Goyenko *et al.* (2009)	
Liquidez	$\gamma_{i,t}$ na equação $r^e_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} sinal\left(r^e_{i,d,t}\right) \upsilon_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t}$	Pástor e Stambaugh (2003)	Mede flutuações temporárias do preço induzidas pelo fluxo de ordens, capturando o impacto sobre o preço.

Tabela 2.2 – Medidas de liquidez baseadas em dados de baixa frequência (cont.)

Nome	Fórmula	Autor(es)	Significado
LMx	$LMx = \left(\#ZVx + \frac{1 / Turnoverx}{Deflator} \right) \times \frac{21x}{TD}$	Liu (2006)	Reflecte a velocidade, a quantidade e o custo de transacção, capturando sobretudo a continuidade de transacção.
Pressão sobre o preço	$PP_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{N} w_j \delta_{jt} \lvert r_{jt\tau} \rvert}{\sum_{j=1}^{N} w_j \lvert r_{jt\tau} \rvert}$	Bekaert *et al.* (2007)	Reflecte o efeito de dias consecutivos sem transacções.
LOT	$LOT = \alpha_{2j} - \alpha_{1j}$	Lesmond *et al.* (1999), Lesmond (2005)	Capturam os custos de transacção.
Proporção de rendibilidades nulas	$ZR = \frac{\#ZR}{T}$	Bekaert *et al.* (2007), Lesmond *et al.* (1999), Lesmond (2005), Lee (2011)	
Spread bid-ask efectivo	$s_i = 2\sqrt{-\mathrm{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right)}$	Roll (1984), Domowitz *et al.* (1998), Lesmond (2005)	
Spread bid-ask efectivo	$s_i = \begin{cases} 2\sqrt{-\mathrm{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right)}, & \text{se } \mathrm{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right) < 0 \\ 0, & \text{se } \mathrm{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right) \geq 0 \end{cases}$	Goyenko *et al.* (2009)	
Spread bid-ask efectivo	$Gibbs = 2c$	Hasbrouck (2004)	

Tabela 2.2 – Medidas de liquidez baseadas em dados de baixa frequência (cont.)

Nome	Fórmula	Autor(es)	Significado
Spread bid-ask efectivo	$Holden = \sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j s_j$ $Holden2 = \mu \sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j s_j + \begin{cases} (1-\mu)\frac{1}{NTD}\sum_{t=1}^{NTD} QS_t, & NTD > 0 \\ 0, & NTD = 0 \end{cases}$	Holden (2009)	Capturam os custos de transacção.
Tick efectivo	$ETick = \frac{\sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j s_j}{\bar{P}}$	Holden (2009)	

A medida Amivest captura a noção de que mercados caracterizados por profundidade, largura e resiliência são mais líquidos e, portanto, mais capazes de absorverem transacções elevadas sem grandes alterações de preços, constituindo uma *proxy* para o impacto sobre o preço (Kluger e Stephan, 1997). Amihud *et al.* (1997) e Berkman e Eleswarapu (1998) usam esta medida como *proxy* para a profundidade do mercado na explicação das diferenças nas rendibilidades nos mercados accionistas israelita e indiano, respectivamente.

A medida de iliquidez (*ILLIQ*) proposta por Amihud (2002) está relacionada com o inverso da medida Amivest e consiste na média em secção cruzada do rácio diário da rendibilidade absoluta sobre o volume de negociação em dólares, conforme a equação (2.23):

$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{|R_{idt}|}{VD_{idt}} \tag{2.23}$$

onde R_{idt} é a rendibilidade da acção *i* no dia *d* do período *t*, VD_{idt} é o volume de transacção em dólares da acção *i* no dia *d* do período *t* e D_{it} é o número de dias para os quais existe informação sobre a acção *i* no período *t*.

O rácio de iliquidez de Amihud reflecte o impacto do fluxo de ordens sobre o preço, ou seja, o desconto que o vendedor concede ou o prémio que o comprador paga ao executar uma ordem de mercado, que resulta dos custos de selecção adversa e de inventário. Isto cria uma relação positiva entre o fluxo de ordens ou o volume de transacção e a alteração dos preços, o que geralmente se designa por impacto sobre o preço. Esta medida pode ser interpretada como a resposta diária do preço associada a um dólar de volume de transacção, sendo portanto uma medida aproximada do impacto sobre o preço de Kyle (1985).

Pástor e Stambaugh (2003), focando-se no aspecto da liquidez associado com flutuações temporárias no preço induzidas pelo fluxo de ordens, propõem como medida de liquidez uma média aritmética simples em secção cruzada de medidas de

liquidez das acções individuais. A medida de liquidez da acção *i* no mês *t* corresponde à estimativa, obtida pelo Método dos Mínimos Quadrados (MMQ), de $\gamma_{i,t}$ na seguinte regressão:

$$r^{e}_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} sinal\left(r^{e}_{i,d,t}\right)\upsilon_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t} \tag{2.24}$$

onde $r_{i,d,t}$ é a rendibilidade da acção *i* no dia *d* do mês *t*, $r^{e}_{i,d,t} = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$ com $r_{m,d,t}$ a representar a rendibilidade do índice de mercado no dia *d* do mês *t*, $\upsilon_{i,d,t}$ é o volume transaccionado em milhões de dólares da acção *i* no dia *d* do mês *t*.

A liquidez de cada acção num dado mês, estimada com as rendibilidades e volume diários desse mês, representa o efeito médio que um dado volume transaccionado no dia *d* tem na rendibilidade do dia *d*+1, quando ao volume é dado o mesmo sinal que à rendibilidade do dia *d*. Se o volume sinalizado é uma *proxy* do fluxo de ordens, então uma menor liquidez é reflectida numa maior tendência para as ordens numa dada direcção no dia *d* serem seguidas por uma alteração de preços na direcção oposta no dia *d*+1. Essencialmente, uma menor liquidez corresponde a reversões de rendibilidade associadas ao volume mais intensas e a medida de liquidez usada por estes autores segue a mesma linha do modelo e da evidência empírica apresentados por Campbell *et al.* (1993). Assim, espera-se que $\gamma_{i,t}$ seja negativo e que tenha um maior valor absoluto quando a liquidez for baixa.

A medida de liquidez de mercado pode ser interpretada como o custo de uma transacção de 1 milhão de dólares igualmente distribuída por todas as acções. Esta medida é escalada de forma a reflectir o tamanho relativo do mercado accionista ao longo do período amostral:

$$\hat{\gamma}_t = \frac{m_t}{m_1}\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t}\hat{\gamma}_{i,t} \tag{2.25}$$

sendo m_t o valor em dólares no final do mês *t*-1 das acções incluídas na média no mês *t* e o mês 1 corresponde ao início do período amostral.

Tentando ultrapassar a limitação apontada às medidas de liquidez de que apenas incorporam um aspecto do conceito, Liu (2006) apresenta uma nova medida de liquidez que visa capturar algumas das suas múltiplas dimensões, nomeadamente a quantidade, o custo de transacção e, com particular ênfase, a velocidade, ou seja, a continuidade das transacções e o potencial atraso ou dificuldade em executar uma ordem. A medida LMx consiste no *turnover* estandardizado ajustado pelo número de volumes de transacção diários nulos ocorridos nos x $(x = 1,6,12)$ meses precedentes, ou seja:

$$LMx = \left(\#ZVx + \frac{1/Turnoverx}{Deflator} \right) \times \frac{21x}{TD} \tag{2.26}$$

onde $\#ZVx$ representa o número de volumes de transacção diários nulos ocorridos nos x meses precedentes, $Turnoverx$ é o *turnover* dos x meses precedentes, calculado como a soma do *turnover* diário dos x meses anteriores, TD é o número total de dias de transacção no mercado nos x meses anteriores e $Deflator$ é um valor escolhido de modo que $0 < \frac{1/Turnoverx}{Deflator} < 1$ para todas as acções. Liu (2006) utiliza um $Deflator$ de 11 000 na construção de $LM6$ e de $LM12$ e de 480 000 para o cálculo de $LM1$.

De acordo com Liu (2006), o número de volumes de transacção diários nulos ocorridos nos x meses precedentes captura a continuidade de transacção, pois a ausência de transacções de uma acção é um indicador da sua iliquidez e das dificuldades potenciais em executar uma ordem; o ajustamento pelo *turnover* permite reflectir, em certa medida, a quantidade transaccionada; por último, LMx também reflecte o custo de transacção na medida em que os custos de transacção podem ser aproximados pela frequência de dias com rendibilidades nulas ou dias sem transacções, reflectindo a ideia de Lesmond *et al.* (1999) de que as rendibilidades nulas ou ausência de transacções se deve a custos de transacção elevados e

superiores ao valor da informação. A evidência empírica mostra que esta medida é altamente correlacionada com o *spread bid-ask*, com o *turnover* e com o rácio de Amihud (2002), o que comprova a sua faceta multidimensional.

Com o objectivo de estudar a liquidez em mercados emergentes, onde a informação disponível é geralmente escassa, Lesmond *et al.* (1999) e Bekaert *et al.* (2007) propõem algumas *proxies* que recorrem apenas à série temporal de rendibilidades diárias. Estas medidas incorporam o conceito de rendibilidades nulas como aproximação para os custos de liquidez.

Lesmond *et al.* (1999) apresentam um método para estimar os custos de transacção efectivos que utiliza apenas uma série temporal de rendibilidades diárias, incorporando as rendibilidades nulas. No entanto, para se poder utilizar o seu modelo, o número de dados diários em falta ou de rendibilidades nulas não pode exceder os 80%. Recorrem a um modelo de variável dependente limitada, assumindo que o modelo de mercado é o modelo correcto para as rendibilidades dos activos, embora sujeito aos efeitos dos custos de transacção sobre as rendibilidades, ou seja, considerando que o investidor informado apenas irá negociar se o valor da informação que detém for superior ao custo de transacção. A relação entre as rendibilidades observadas, R_{jt}, e as rendibilidades desejadas, R_{jt}^{*}, é modelizada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} R_{jt}^{*} &= \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt} \\ R_{jt} &= R_{jt}^{*} - \alpha_{1j} \text{ se } R_{jt}^{*} < \alpha_{1j} \text{ e } \alpha_{1j} < 0 \\ R_{jt} &= 0 \text{ se } \alpha_{1j} \le R_{jt}^{*} \le \alpha_{2j} \\ R_{jt} &= R_{jt}^{*} - \alpha_{2j} \textit{ se } R_{jt}^{*} > \alpha_{2j} \textit{ e } \alpha_{2j} > 0 \end{aligned} \tag{2.27}$$

onde α_{1j} e α_{2j} são os custos de transacção proporcionais de vender e comprar acções da empresa *j*, respectivamente.

A estimativa dos custos de transacção totais associados ao activo j (LOT) é obtida pela estimação pelo Método da Máxima Verosimilhança (MMV) do modelo (2.27) e é dada por:

$$LOT = \alpha_{2j} - \alpha_{1j} \tag{2.28}$$

A estimativa de liquidez de Lesmond *et al.* (1999) inclui todos os custos relevantes para a tomada de decisão do investidor informado, nomeadamente os custos explícitos (impostos, taxas e comissões) e o implícito impacto sobre o preço esperado do *spread bid-ask* bem como potenciais custos de oportunidade de transacções adiadas ou falhadas. É utilizada com algum sucesso por Lesmond (2005).

As outras duas medidas propostas para os mercados emergentes são a proporção de rendibilidades nulas (*ZR*) e uma medida de pressão sobre o preço (*PP*), utilizadas por Bekaert *et al.* (2007).

A proporção de rendibilidades zero de um activo é dada por:

$$ZR = \frac{\#ZR}{T} \tag{2.29}$$

onde $\#ZR$ corresponde ao número de dias de rendibilidades nulas num determinado mês e T é o número total de sessões de bolsa diárias num determinado mês. A proporção de rendibilidades zero pode também ser calculada para um determinado mercado como a média mensal da média ponderada pela capitalização bolsista relativa da proporção de rendibilidades zero entre todas as acções.

A validade desta medida foi estabelecida demonstrando a sua elevada correlação com os *spreads bid*-ask quer no mercado norte-americano (Lesmond *et al.*, 1999; Goyenko *et al.*, 2009) quer noutros mercados ao nível mundial (Lesmond, 2005; Bekaert *et al.*, 2007). É igualmente utilizada para medir a liquidez num conjunto alargado de países por Lee (2011).

A proporção de rendibilidades zero é uma medida simples de calcular, mas apenas captura de forma agregada o número de dias em que não ocorreram transacções num determinado período. No entanto, períodos mais longos de dias sem transacção consecutivos representam uma maior iliquidez do que períodos não consecutivos. Assim, para capturar este efeito de iliquidez, correspondente à duração dos períodos sem transacção, Bekaert *et al.* (2007) propõem uma medida de pressão sobre o preço, calculada para um determinado mercado da seguinte forma:

$$PP_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{N} w_j \delta_{jt} \left| r_{jt\tau} \right|}{\sum_{j=1}^{N} w_j \left| r_{jt\tau} \right|} \tag{2.30}$$

onde w_j representa a capitalização bolsista relativa da acção *j*, δ_{jt} é uma variável que representa os dias sem transacções, ou seja, os dias de rendibilidade zero, e o primeiro dia depois de um intervalo sem transacções quando se verifica o efeito de pressão sobre o preço, expressa em (2.31), $r_{jt\tau}$ é uma estimativa da rendibilidade que se teria verificado se a acção fosse negociada, determinada de acordo com (2.32), e τ representa o número de dias em que a acção não foi transaccionada.

$$\delta_{jt} = \begin{cases} 1, & \text{se } r_{jt} = 0 \text{ ou } r_{jt-1} = 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \tag{2.31}$$

$$r_{jt\tau} = \begin{cases} r_{jt}, & \text{se } r_{jt-1} \neq 0 \\ \prod_{k=0}^{\tau-1} \left(1 + r_{jt-k}\right) - 1, & \text{se } r_{jt-1} = 0 \end{cases} \tag{2.32}$$

Como estas duas medidas referem-se à iliquidez, as *proxies* para a liquidez propostas por estes autores são $\ln\left(1 - ZR\right)$ e $\ln\left(1 - PP\right)$.

Mais recentemente, Hasbrouck (2004), Holden (2009) e Goyenko *et al.* (2009) propõem algumas estimativas para os *spreads* e para o impacto sobre o preço baseadas em modelos mais sofisticados e mais exigentes em termos de estimação.

Anteriormente, Roll (1984) havia apresentado um método para inferir o *spread bid-ask* efectivo directamente de uma série temporal de preços, de forma a ultrapassar a limitação de dados intradiários necessários para o cálculo dos *spreads*. A medida de Roll para o *spread* efectivo implícito para o activo *i*, s_i, é:

$$s_i = 2\sqrt{-\text{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right)} \tag{2.33}$$

onde $\text{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right)$ é a covariância temporal entre as variações absolutas dos preços do activo *i*. No entanto, a sua metodologia requer que o mercado seja eficiente do ponto de vista informacional e que a distribuição dos preços seja estacionária (pelo menos em intervalos curtos). Esta medida é usada por Domowitz *et al.* (1998) para avaliar os efeitos de liquidez nas admissões à cotação cruzada e segmentação do mercado mexicano e por Lesmond (2005) no seu estudo da liquidez nos mercados emergentes.

Como a medida de Roll (1984) não se encontra definida para as situações de covariânca nula ou positiva, Goyenko *et al.* (2009) propõem a seguinte alternativa:

$$s_i = \begin{cases} 2\sqrt{-\text{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right)}, & \text{se } \text{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right) < 0 \\ 0, & \text{se } \text{cov}\left(\Delta P_{it}, \Delta P_{it-1}\right) \geq 0 \end{cases} \tag{2.34}$$

Por seu turno, Hasbrouck (2004) introduz uma estimação pelo método de amostragem de Gibbs dos parâmetros do modelo de Roll (1984) usando preços diários, pelo que a estimativa para o *spread* é:

$$Gibbs = 2c \tag{2.35}$$

onde *c* é o meio *spread* e os outros parâmetros estimados numericamente são a variância do choque de informação pública σ_ε^2, os indicadores de compra/venda/ausência de transacção latentes $Q = \{Q_1, Q_2, \ldots, Q_T\}$ e os indicadores de preços eficientes latentes $V = \{V_1, V_2, \ldots, V_T\}$, sendo T o número de dias no intervalo temporal.

Holden (2009) desenvolve um modelo que utiliza quer a correlação quer o *clustering* de preços para estimar o *spread* efectivo. Uma das suas *proxies* para o *spread* corresponde à média ponderada dos possíveis *spreads*:

$$Holden = \sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j s_j \tag{2.36}$$

onde $\hat{\gamma}_j$ são as probabilidades estimadas dos *spreads* que devem somar um, ou seja, $\sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j = 1$. Propõe igualmente outra medida que é uma extensão desta e que inclui o *spread* dos dias em que não existiram transacções:

$$Holden2 = \mu \sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j s_j + \begin{cases} (1-\mu)\dfrac{1}{NTD}\displaystyle\sum_{t=1}^{NTD} QS_t, \; NTD > 0 \\ 0, \; NTD = 0 \end{cases} \tag{2.37}$$

sendo μ a probabilidade associada a um dia de transacções, *NTD* o número de dias sem transacções no intervalo temporal considerado e *QS* o *spread* cotado.

Apresenta ainda um conjunto de *proxies* para o *spread* efectivo baseadas no *clustering* de preços, que designa por *tick* efectivo $(ETick)$:

$$ETick = \frac{\sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_j s_j}{\bar{P}} \tag{2.38}$$

com $\bar{P}$ a representar o preço médio do intervalo temporal considerado.

Goyenko *et al.* (2009) apresentam algumas *proxies* para o impacto sobre o preço $(PImpact)$, estendendo o rácio de Amihud (2002):

$$PImpact = \frac{Spread\ Proxy}{V} \tag{2.39}$$

onde *Spread Proxy* é uma *proxy* para o *spread* efectivo, tal como Gibbs, Holden, Roll, *tick* efectivo ou outra, e *V* é a média diária do volume de transacção em dólares no intervalo de tempo considerado para o cálculo da *proxy* do *spread*.

Como se constata neste capítulo, as medidas de liquidez utilizadas pela literatura financeira moderna são numerosas. Importa, por isso, distinguir também o tipo de estudos em que foram usadas.

Nos capítulos seguintes é efectuada uma revisão dos estudos sobre liquidez mais relevantes dos últimos anos, distinguindo-se entre os que abordam os factores comuns na liquidez, as implicações na avaliação de activos financeiros e as causas macroeconómicas das variações da liquidez, que é o tópico mais recente e menos desenvolvido.

3. A EXISTÊNCIA DE FACTORES COMUNS NA LIQUIDEZ

Depois de se ter revisto o conceito de liquidez e as diferentes medidas utilizadas pela literatura financeira para o seu cálculo, realiza-se em seguida uma exaustiva revisão dos estudos sobre liquidez, começando por aqueles que analisam os factores comuns na liquidez.

Concretamente, o estudo de factores comuns na variação da rendibilidade dos activos é um tema clássico em Economia Financeira. A maioria dos modelos de avaliação de activos tem em conta a existência de alguns desses factores, tal como a rendibilidade de mercado ou sistemática. Atendendo a que os choques sobre a rendibilidade de mercado não são totalmente antecipados pelos investidores e afectam de forma diferenciada a rendibilidade dos activos, quanto maior for a sensibilidade dos activos a estes choques maior deverá ser a sua rendibilidade.

De forma semelhante, a liquidez dos activos varia ao longo do tempo e essa variação também poderá incluir padrões comuns. Assim, para perceber a liquidez e a forma como ela afecta a rendibilidade dos activos financeiros é necessário, em primeiro lugar, compreender se existem co-movimentos na variação da liquidez. Com efeito, a existência de factores comuns na liquidez significa que as variações ao longo do tempo da liquidez individual dos activos são regidas por uma componente comum, que se pode designar por liquidez de mercado ou sistemática.

Esta existência de factores comuns na liquidez tem óbvias implicações sobre a avaliação de activos. Neste domínio é importante avaliar se este atributo é valorizado em termos de maior rendibilidade, ou seja, se um activo menos líquido é recompensado com uma maior liquidez, mas é igualmente necessário avaliar se os choques sobre a liquidez constituem uma fonte de risco não diversificável que é remunerada com um prémio de liquidez.

Tal como em outras áreas das finanças, verifica-se que, também no domínio da liquidez, a larga maioria da evidência empírica internacional refere-se ao mercado accionista norte-americano. Apenas recentemente começaram a ser estudados outros mercados accionistas a nível mundial e são ainda em número muito reduzido os

estudos relativos à existência de factores comuns na liquidez noutros mercados financeiros.

Em seguida comentam-se os principais trabalhos que apresentam evidência empírica quanto à liquidez sistemática para o mercado accionista norte-americano e para outros mercados accionistas internacionais. No que concerne ao mercado accionista português, a existência de factores comuns na liquidez apenas foi estudada por Brockman *et al.* (2009) e Karolyi *et al.* (2012), que incluíram este mercado no conjunto das bolsas de valores analisadas. Por último, referem-se também alguns estudos muito recentes que analisam a existência de factores comuns na liquidez de outros activos financeiros.

3.1. Mercado accionista norte-americano

Os trabalhos de Chordia *et al.* (2000), Huberman e Halka (2001) e Hasbrouck e Seppi (2001) foram os precursores da linha de investigação sobre factores comuns na liquidez. Esta linha de investigação revelou-se muito fecunda e estendeu-se a outros mercados e a outros âmbitos de investigação, como a valorização de activos. A seguir comenta-se a evidência empírica relativa ao mercado acionista norte-americano, cujo resumo se encontra na Tabela 3.1.

Tabela 3.1 – Factores comuns na liquidez das acções – Evidência empírica para os EUA

Autor(es)	Medida(s)	Resultados
Chordia *et al.* (2000)	*Spreads bid-ask* cotados e efectivos, s*preads bid-ask* proporcionais cotados e efectivos, profundidade cotada	Encontram factores comuns de mercado e sectoriais na liquidez; documentam um efeito tamanho significativo.
Huberman e Halka (2001)	*Spread*, rácio *spread*/preço, profundidade	Encontram factores comuns na liquidez.
Hasbrouck e Seppi (2001)	Volume de transacção	
Pascual *et al.* (2004)	Liquidez bidimensional (*BLM*)	
Hameed *et al.* (2010)	*Spread bid-ask* cotado proporcional	
Korajczyk e Sadka (2008)	Rácio de iliquidez, *turnover*, *spreads bid-ask* cotados e efectivos e quatro componentes de impacto sobre os preços	Documentam factores de liquidez comuns, que são mais evidentes nos *spreads*.
Kamara *et al.* (2008)	Rácio de iliquidez de Amihud (2002)	Documentam a existência de factores comuns na liquidez e de um efeito tamanho.

Concretamente, Chordia *et al.* (2000) conduziram o primeiro estudo empírico dos factores comuns na liquidez. Estes autores argumentam que os factores comuns na liquidez podem dever-se às variações do volume de transacção que induzem movimentos nos níveis óptimos de investimento e, consequentemente, nos *spreads bid-ask* individuais, na profundidade do mercado e em outras medidas de liquidez.

Usam dados de transacções da NYSE em 1992 e cinco medidas alternativas de liquidez (*spreads bid-ask* cotados e efectivos, *spreads bid-ask* proporcionais cotados e efectivos e profundidade cotada) para estimar em série temporal versões adaptadas do modelo de mercado. Num primeiro modelo relacionam a variação diária da liquidez de cada activo com a variação da liquidez de mercado e num segundo modelo incluem também a liquidez sectorial, para além de algumas variáveis de controlo. Chordia *et al.* (2000) analisam as variações percentuais em vez dos níveis de liquidez de forma a prevenir alguns problemas econométricos, como a não-estacionariedade, que afectam com maior probabilidade as variáveis em níveis.

Incluem também um desfasamento e um avanço da liquidez agregada para permitir ajustamentos não contemporâneos. Como variáveis de controlo consideram a rendibilidade do mercado e a variação do quadrado da rendibilidade da acção para, respectivamente, remover qualquer dependência espúria induzida pela associação entre rendibilidades e liquidez e para contemplar possíveis efeitos da volatilidade sobre a liquidez.

Concluem que existem co-movimentos e, portanto, factores comuns na liquidez, e que as medidas de liquidez são influenciadas quer por uma componente de mercado quer por uma componente sectorial. Aliás, para três das cinco medidas de liquidez a componente de liquidez sectorial parece ter um maior impacto na liquidez individual dos activos. Documentam igualmente um efeito tamanho significativo: os betas de liquidez tendem a aumentar com o tamanho da empresa, especialmente quando se utilizam os *spreads* como medida de liquidez.

Tentam ainda separar os efeitos do risco de inventário e de informação assimétrica nos factores comuns subjacentes à variação da liquidez. A explicação associada ao inventário sugere que mais transacções deveriam implicar *spreads* menores porque os saldos de inventário e o risco por transacção podem ser mantidos em níveis reduzidos. Pelo contrário, quando agentes informados se tornam activos, os *spreads* deverão aumentar com o número de transacções. Os resultados que obtêm são consistentes com as duas explicações: a frequência de transacção individual tem uma forte influência positiva nas medidas de liquidez relacionadas com os *spreads* enquanto o volume de mercado tem uma influência marginal e negativa no *spread* cotado.

Huberman e Halka (2001) e Hasbrouck e Seppi (2001) também investigam a presença de uma componente sistemática da liquidez, embora usando metodologias distintas.

Para avaliar a presença de um factor comum de liquidez entre os distintos grupos de acções de diferentes tamanhos, Huberman e Halka (2001) estudam as

propriedades de quatro *proxies* de liquidez (o *spread*, o rácio *spread*/preço, a profundidade em quantidade e em valor), calculadas para as acções transaccionadas na NYSE durante 1996. Estimam modelos auto-regressivos e verificam que os resíduos dos modelos estimados para os distintos grupos são positivamente correlacionados, o que comprova a existência de um factor comum de liquidez. Os resultados obtidos mantêm-se mesmo quando incluem nos modelos auto-regressivos outras variáveis explicativas, tais como a rendibilidade diária da carteira, a sua volatilidade, o volume de transacção esperado e não esperado, e variáveis relacionadas com as obrigações. Concluem que a liquidez varia ao longo do tempo e que seccionalmente esta variação temporal tem uma componente comum. Além disso, a variação temporal da liquidez é positivamente correlacionada com a rendibilidade e negativamente com a volatilidade, muito embora estas variáveis não capturem o factor comum na variação temporal.

Por seu lado, Hasbrouck e Seppi (2001) usam a análise de componentes principais e de correlações canónicas para estudar a existência de factores comuns nos movimentos ao longo do tempo dos atributos de liquidez de 30 acções pertencentes ao índice Dow Jones, durante o ano de 1994. Não obstante usarem uma metodologia distinta dos trabalhos anteriores, também documentam a existência de factores comuns.

Com base na metodologia proposta por Hasbrouck e Seppi (2001), Pascual *et al.* (2004) estudam a existência de factores comuns na liquidez das 25 acções mais transaccionadas de uma amostra de 150 acções cotadas na NYSE durante o ano de 1996. Usam, como *proxy* de liquidez, uma medida por eles proposta (BLM_t)[1] que visa capturar os efeitos conjuntos da profundidade e dos custos de imediatismo. Como medida dos custos de imediatismo consideram o *spread bid-ask* relativo ponderado pelo tempo e como medida da profundidade utilizam a soma do número de acções oferecidas aos melhores preços *ask* e *bid* ponderada pelo tempo. Concluem

[1] Para uma caracterização desta medida veja-se o capítulo 2.

que os factores comuns encontrados com a sua medida bidimensional de liquidez não podem ser totalmente explicados pelos factores comuns existentes nos custos de imediatismo e na profundidade do mercado, pelo que deveria ser feito um esforço por encontrar medidas multidimensionais de liquidez, uma vez que estas incorporam mais informação e revelam-se superiores às *proxies* unidimensionais.

Mais recentemente, Korajczyk e Sadka (2008) estimam, com dados mensais das acções da NYSE relativos ao período 1983-2000, modelos de factores latentes agregados para várias medidas de liquidez. O conjunto de medidas de liquidez inclui o rácio entre as rendibilidades absolutas e o volume, baseado no rácio de iliquidez de Amihud (2002), o *turnover*, os *spreads bid-ask* cotados e efectivos e quatro componentes de impacto sobre os preços. Os seus resultados mostram que existem factores de liquidez comuns, que são mais evidentes nos *spreads* e nas componentes fixas do impacto sobre os preços.

No seguimento do trabalho de Chordia *et al.* (2000), Kamara *et al.* (2008) usam o modelo de mercado adaptado à liquidez para estimar a sensibilidade da liquidez das acções cotadas na NYSE face às variações da liquidez de mercado, durante o período compreendido entre 1963 e 2005. Utilizam como medida das variações de liquidez a variação diária do rácio de iliquidez proposto por Amihud (2002) e mostram que as empresas de maior dimensão são mais sensíveis às variações da liquidez de mercado do que as empresas de menor dimensão, comprovando os resultados de Chordia *et al.* (2000). Além disso, mostram igualmente que, no período em análise, a sensibilidade à liquidez sistemática diminuiu significativamente para as empresas de reduzida capitalização e aumentou significativamente para as empresas de elevada capitalização bolsista, o que pode ser explicado pela alteração na composição dos investidores presentes neste mercado, sobretudo pelo aumento substancial da presença de investidores institucionais.

Hameed *et al.* (2010) também documentam a existência de factores comuns no mercado norte-americano no período 1988-2003, usando como medida de liquidez o *spread* cotado proporcional ajustado da variação sazonal. À semelhança de Kamara

et al. (2008), mostram que a sensibilidade à liquidez sistemática aumenta em períodos de descida de rendibilidades e mostram ainda que a liquidez sistemática aumenta em períodos de crise de liquidez (que são acompanhados por rendibilidades de mercado negativas).

Como se depreende destes estudos, existe consenso quanto à existência de factores comuns na liquidez no mercado norte-americano, independentemente da *proxy* utilizada para medir a liquidez. Alguns autores documentam ainda a existência de um efeito tamanho, ou seja, a liquidez das acções de empresas com maior capitalização bolsista é mais sensível às variações da liquidez de mercado.

3.2. Outros mercados financeiros

Considerando os resultados obtidos para o mercado norte-americano relativamente à existência de factores comuns na liquidez, outros mercados foram estudados com o objectivo de verificar se este é um fenómeno exclusivo dos EUA ou internacional. Em primeiro lugar, procuraram-se evidenciar as diferenças entre o mercado norte-americano, dirigido por preços, e os mercados accionistas dirigidos por ordens.

Efectivamente, os mercados accionistas norte-americanos (NYSE, AMEX e NASDAQ) são mercados dirigidos por cotações ou preços. Neste tipo de mercados apenas são apresentadas as cotações *bid* e *ask* dos *market-makers* (*dealers* ou especialistas). Estes *market-makers* anunciam os preços *bid* e *ask* que estão dispostos a aceitar em cada momento e cabe-lhes a execução das ordens por via do seu próprio inventário ou combinando ordens individuais. Portanto, estes agentes são também provedores de liquidez.

Por outro lado, nos mercados dirigidos por ordens são divulgadas todas as ordens, quer dos compradores quer dos vendedores, detalhando preços e

quantidades. A maior vantagem deste tipo de mercados é a sua transparência mas, ao contrário dos mercados dirigidos por preços, não existe garantia de execução das ordens. Assim, atendendo a estas diferenças de funcionamento, seria de esperar que os mercados dirigidos por ordens fossem caracterizados por uma menor liquidez.

Em seguida, apresenta-se a revisão dos principais estudos sobre esta temática realizados para os maiores mercados accionistas da Europa, Ásia e Oceânia, estabelecendo as diferenças entre os mercados dirigidos por ordens e por preços, como se pode observar na Tabela 3.2.

Relativamente à Europa, destacam-se os trabalhos de Bauer (2004) para a Suíça, Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004) e Martínez *et al.* (2005a) para a Espanha, Galariotis e Giouvris (2007) para o Reino Unido, Kempf e Mayston (2008) para a Alemanha e Giouvris e Galariotis (2008) para a Grécia.

Bauer (2004), com dados do livro de ordens de 19 acções transaccionadas na bolsa de valores suíça, relativos aos meses de Maio a Julho de 2002, efectua uma análise de componentes principais e encontra evidência da existência de três a quatro factores comuns que afectam a variação de várias *proxies* de liquidez. A fracção da variação explicada pelos factores comuns é maior do que a encontrada em estudos realizados em mercados dirigidos por cotações, tal como o de Hasbrouck e Seppi (2001).

Tabela 3.2 – Factores comuns na liquidez das acções – Evidência empírica internacional

Autor(es)	**Mercado(s)**	**Medida(s)**	**Resultados**
Bauer (2004)	Suíça	*Spreads bid-ask*, profundidade	Encontra evidência da existência de três a quatro factores comuns.
Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004)	Espanha	Rácio de iliquidez de Amihud	Existem factores comuns na liquidez.
Martínez *et al.* (2005a)		*Spreads bid-ask*	
Galariotis e Giouvris (2007)	Reino Unido	*Spread* cotado e *spread* cotado proporcional	Existem factores comuns significativos para as acções (individuais e carteiras) do FTSE100 e para carteiras formadas com acções do FTSE250; mostram que não existem diferenças significativas entre os regimes de negociação.
Kempf e Mayston (2008)	Alemanha (Frankfurt)	*Spread* cotado, *spread* cotado proporcional, profundidade	Encontram factores comuns e documentam um factor tamanho.
Giouvris e Galariotis (2008)	Grécia	Rácio de Amihud	Concluem que existem factores comuns no mercado bolsista grego, prevalecendo para as acções de empresas de maior capitalização bolsista.
Brockman e Chung (2002, 2006, 2008)	Hong Kong	*Spread* cotado, *spread* cotado proporcional, profundidade	Os factores comuns de liquidez incluem quer uma componente de mercado quer uma componente sectorial, embora não encontrem o factor tamanho.
Fabre e Frino (2004)	Austrália	*Spread* cotado, *spread* cotado proporcional, profundidade	Mostram que existem factores de mercado comuns na liquidez.

Tabela 3.2 – Factores comuns na liquidez das acções – Evidência empírica internacional (cont.)

Autor(es)	**Mercado(s)**	**Medida(s)**	**Resultados**
Sujoto *et al*. (2008a, b)	Austrália	*Spread* cotado, *spread* cotado proporcional, profundidade, *turnover* e liquidez bidimensional (*BLM*)	Existem factores de mercado comuns na liquidez; documentam a existência do factor tamanho.
Lee *et al.* (2006)	Taiwan	*Spreads bid-ask* cotados e efectivos, *spreads* proporcionais cotados e efectivos, profundidade cotada e volume de transacção	
Zheng e Zhang (2006)	China	*Spread* cotado, *spread* cotado proporcional, profundidade	
Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti (2009)	Tailândia	*Spread* cotado, *spread* cotado proporcional, profundidade e outras proxies relacionadas com a profundidade	Concluem que existem factores comuns na liquidez, sobretudo a nível sectorial.
Brockman *et al.* (2009)	47 bolsas de 38 países diferentes	*Spread bid-ask* efectivo, profundidade	Revelam que existem factores comuns na maioria das bolsas estudadas, sendo esses factores mais fortes na América do Norte e nos mercados emergentes asiáticos do que na Europa ou ainda na América Latina.
Karolyi *et al.* (2012)	40 países diferentes	Rácio de Amihud modificado, *turnover* modificado	Mostram que os factores comuns na liquidez são mais fortes nos mercados emergentes do que nos desenvolvidos, em países com maior volatilidade de mercado, maior nível de actividade negociadora correlacionada, mais investidores estrangeiros e em países caracterizados por uma fraca transparência e fraca protecção dos direitos de propriedade dos investidores.

Não obstante o principal objectivo dos trabalhos de Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004) e Martínez *et al.* (2005a) ser avaliar se o mercado accionista espanhol valoriza um factor de risco de liquidez, estes autores também mostram que existem factores comuns na liquidez neste mercado dirigido por ordens. Os resultados obtidos por estes dois estudos não são influenciados pelas distintas metodologias utilizadas: enquanto Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004) usam o rácio de iliquidez de Amihud (2002) como *proxy* de liquidez e investigam a existência de factores comuns em carteiras ordenadas por iliquidez durante o período de Janeiro de 1994 a Dezembro de 2002, Martínez *et al.* (2005a) analisam os *spreads bid-ask* das acções individuais no período de Janeiro de 1991 a Dezembro de 2000.

Galariotis e Giouvris (2007) providenciam evidência empírica inovadora relativamente à presença de liquidez sistemática no Reino Unido utilizando as acções constituintes dos índices FTSE100 e FTSE250, durante os períodos compreendidos entre Outubro de 1996 e Maio de 2001 e entre Janeiro de 2003 e Agosto de 2004, respectivamente. Durante o período em análise, a bolsa de valores londrina alterou o regime de negociação de um regime dirigido por cotações para um regime dirigido por ordens para as acções constituintes do índice FTSE100 e para um regime híbrido para as acções constituintes do índice FTSE250. Os resultados encontrados indicam que existem factores comuns significativos para as acções do FTSE100, quer a nível individual quer ao nível de carteiras, e para carteiras formadas com acções do FTSE250. Adicionalmente, mostram que não existem diferenças significativas entre os regimes de negociação.

Na medida em que a liquidez dentro do intervalo delimitado pelos preços *bid* e *ask*, que configuram o *spread*, apenas determina o risco de liquidez sistemática das pequenas e médias transacções, Kempf e Mayston (2008) expandem a literatura existente ao estudarem os factores comuns de liquidez para além dos melhores preços, que determinam o risco de liquidez sistemática das grandes transacções. A sua análise é efectuada com dados intradiários do livro de ordens das 30 acções constituintes do índice DAX30, da bolsa de valores de Frankfurt, de 2 de Janeiro a

31 de Março de 2004. Mostram que a sensibilidade à liquidez sistemática fora do *spread* é muito maior do que no interior do *spread*. Assim, o risco de liquidez sistemática de carteiras constituídas por acções de empresas de grande capitalização é substancialmente maior do que o risco de liquidez das carteiras de acções de empresas de pequena capitalização. Para além disso, o risco de liquidez não é constante, variando ao longo do dia e com as condições do mercado: o risco de liquidez sistemática é especialmente maior de manhã e quando os mercados estão em baixa.

Por sua vez, Giouvris e Galariotis (2008) estudam a liquidez na bolsa de valores de Atenas, no período 1998-2003, em busca de factores comuns que afectem a avaliação das acções. Usando como *proxy* para a liquidez o rácio de Amihud (2002), concluem que existem factores comuns no mercado bolsista grego, sobretudo durante 2000-2001, prevalecendo para as acções de empresas de maior capitalização bolsista.

A divulgação de evidência empírica relativa à liquidez sistemática nos mercados asiáticos e da Oceânia deve-se sobretudo a Brockman e Chung (2002, 2006, 2008) para Hong Kong, Fabre e Frino (2004), Sujoto *et al.* (2008a, b) para a Austrália, Lee *et al.* (2006) para Taiwan, Zheng e Zhang (2006) para a China e Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti (2009) para a Tailândia.

Usando dados de um dos maiores e mais activos mercados dirigidos por ordens – a bolsa de valores de Hong Kong –, relativos ao período 1996-1999, Brockman e Chung (2002, 2006, 2008) mostram que os factores comuns de liquidez incluem quer uma componente de mercado quer uma componente sectorial. Contrastando com os resultados obtidos para mercados dirigidos por cotações, estes autores não encontram uma relação positiva entre a dimensão da empresa e a sensibilidade às alterações dos *spreads bid-ask* do mercado. Contudo, durante períodos de pressão, a sensibilidade à liquidez de mercado aumenta e as empresas de maior dimensão tendem a ser mais susceptíveis às alterações da liquidez de mercado do que as empresas mais pequenas.

Fabre e Frino (2004) estudam a existência de factores comuns na liquidez da bolsa de valores australiana no ano 2000. Usando os *spreads* cotados e proporcionais e a profundidade como *proxies* de liquidez, mostram que também na bolsa australiana existem factores de mercado comuns na liquidez, embora com menor significância e persistência do que na NYSE. Em contraste com estes autores, Sujoto *et al.* (2008a, b) encontram uma forte evidência de um beta de liquidez dominante, em particular para o *turnover* e para medidas de liquidez baseadas nos *spreads*. À semelhança de outros estudos, mostram que a evidência de liquidez sistemática é mais forte para a carteira de acções de empresas grandes, o que é consistente com a natureza concentrada em torno de acções de empresas de elevada capitalização da bolsa australiana.

Lee *et al.* (2006) investigam os factores comuns na liquidez do mercado accionista de balcão de Taiwan, com dados diários e intradiários relativos ao período de 4 de Janeiro a 31 de Maio de 2000. Os seus resultados empíricos mostram que os efeitos de mercado e sectoriais também se encontram neste mercado accionista, pois todas as seis medidas de liquidez (*spreads bid-ask* cotados e efectivos, *spreads* proporcionais cotados e efectivos, profundidade cotada e volume de transacção) apresentam co-movimentos com a liquidez de mercado e os coeficientes médios são estatisticamente significativos. Também documentam um efeito tamanho na liquidez de carteiras constituídas por capitalização bolsista consistente com Brockman e Chung (2002).

No que se refere ao mercado accionista chinês, Zheng e Zhang (2006) confirmam que existem factores comuns na liquidez, no período de Julho de 2000 a Junho de 2002. Para além de um efeito de mercado, robusto às influências dos efeitos tamanho, sector e estado do mercado (subida ou queda), também encontram, à semelhança de outros estudos, uma componente sectorial de liquidez e um efeito tamanho.

A liquidez sistemática na bolsa de valores da Tailândia é investigada por Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti (2009), com recurso a dados do livro de ordens

de 1996 a 2003. Tal como Chordia *et al.* (2000), encontram forte evidência de uma componente de mercado na liquidez, que é robusta aos efeitos tamanho e estado do mercado (subida, queda ou instabilidade). Não obstante, o efeito dos factores comuns na liquidez é relativamente mais fraco do que o documentado para a NYSE e o efeito sectorial é mais forte do que o efeito de mercado para todas as medidas de liquidez, com excepção do *spread* e do *spread* médio. À semelhança de Kempf e Mayston (2008), também revelam a existência de factores comuns para além das melhores cotações.

Com um enfoque diferente da restante literatura, Brockman *et al.* (2009) e Karolyi *et al.* (2012) estudam os factores comuns na liquidez num conjunto de países diferentes, estabelecendo a sua comparação.

Por um lado, Brockman *et al.* (2009) conduzem um estudo abrangente do efeito de factores comuns na liquidez com dados intradiários de *spreads* e profundidades de 47 bolsas do mundo, durante um período de 21 meses desde Outubro de 2002 a Junho de 2004. Revelam que as alterações na liquidez individual são significativamente influenciadas por alterações na liquidez de mercado na maioria das bolsas estudadas. Além disso, mostram que as empresas norte-americanas são mais susceptíveis à liquidez sistemática do que as empresas europeias e que os mercados emergentes asiáticos exibem fortes efeitos de liquidez sistemática, ao passo que nos mercados da América Latina estes efeitos são fracos ou inexistentes.

Por seu turno, Karolyi *et al.* (2012) analisam como os factores comuns na liquidez variam entre os países e ao longo do tempo. Com base em dados de 40 países desenvolvidos e emergentes, relativos ao período compreendido entre Janeiro de 1995 e Dezembro de 2009, mostram que os mercados desenvolvidos exibem factores comuns na liquidez em menor grau do que os mercados emergentes, sendo mais fortes em países com maior volatilidade de mercado, maior nível de actividade negociadora correlacionada, mais investidores estrangeiros e em países caracterizados por uma fraca transparência e fraca protecção dos direitos de propriedade dos investidores.

Relativamente ao mercado acionista português, a única evidência que se conhece relativa à existência de factores comuns na liquidez provém de análises efectuadas a nível agregado, as quais incluem a Euronext Lisboa no conjunto das várias bolsas de valores estudadas. Este é o caso dos estudos anteriormente referidos de Brockman *et al.* (2009) e de Karolyi *et al.* (2012).

Concretamente, a amostra do mercado português usada por Brockman *et al.* (2009) é constituída apenas por 28 empresas e dados de 158 transacções efectuadas entre Outubro de 2002 e Junho de 2004. Os resultados obtidos para Portugal relativamente à existência de factores comuns indicam que a maioria dos coeficientes da liquidez de mercado contemporânea é positiva e cerca de 25% dos coeficientes para o *spread* efectivo e 37% para a profundidade são positivos e significativos. O valor mediano da soma dos coeficientes contemporâneo, avançado e desfasado é positivo e estatisticamente diferente de zero. Assim, com base nestes resultados, os autores concluem pela existência de factores comuns na liquidez do mercado português.

Também Karolyi *et al.* (2012) incluem na amostra estudada 92 acções portuguesas. Estes autores utilizam a medida de iliquidez de Amihud e medem os factores comuns na liquidez através do coeficiente de determinação da regressão mensal das inovações diárias na liquidez de acções individuais sobre as inovações da liquidez de mercado contemporânea, desfasada e avançada, ao nível de cada país. De acordo com os resultados que obtiveram para o período 1995-2009, Portugal apresentou factores comuns na liquidez médios de 22,40%. Este valor significa que, no conjunto dos 40 países analisados, Portugal se situa na vigésima posição em termos do nível médio de factores comuns na liquidez, entre países como Filipinas (18ª), Itália (19ª), Hong Kong (21ª) e Singapura (22ª). Este estudo não revela outros resultados para o caso português na medida em que a análise é efectuada a nível agregado ou por grupos de países.

Estes dois estudos sugerem a existência de factores comuns na liquidez das acções portuguesas. No entanto, ao desenvolverem uma análise agregada por grupos

de países, não revelam quais as variáveis que mais influenciam os factores comuns na liquidez em Portugal nem têm em conta as implicações da existência de factores comuns para a avaliação de activos. Para além disso, utilizam uma amostra limitada de acções portuguesas e/ou um período amostral reduzido. Estas limitações justificam plenamente um estudo mais profundo dos factores comuns na liquidez na bolsa portuguesa.

Como se pode concluir da evidência internacional comentada anteriormente, independentemente das *proxies* utilizadas para medir a liquidez ou do tipo de mercado accionista (dirigido por ordens ou dirigido por preços, desenvolvido ou emergente), todos os estudos parecem concluir que existe uma componente de mercado e/ou sectorial que influencia a variação da liquidez, pelo que pode falar-se da existência de liquidez sistemática.

Não obstante existir consenso em termos da existência de factores comuns na liquidez das acções, verifica-se que a literatura sobre factores comuns na liquidez de outros activos financeiros para além das acções é ainda muito limitada e recente. Conhecem-se apenas dois estudos: Marshall *et al.* (2013), que examinam a existência de factores comuns na liquidez dos mercados de futuros de mercadorias (*commodities*), e Mancini *et al.* (2013), que analisam os factores comuns na liquidez dos mercados de taxas de câmbio.

Marshall *et al.* (2013) usam dados de 16 mercados de futuros de mercadorias (energia, metais industriais, metais preciosos, agricultura e gado vivo), relativos ao período 1997-2009, e três medidas de liquidez diferentes: o *spread* efectivo proporcional, o *spread* cotado proporcional e o rácio de iliquidez de Amihud Amihud (2002). Os resultados evidenciam a existência de factores comuns na liquidez de todos os mercados analisados.

Também Mancini *et al.* (2013) documentam uma variação significativa da liquidez das taxas de câmbio quer ao longo do tempo quer em secção cruzada, custos de iliquidez substanciais e a existência de factores comuns fortes na liquidez de taxas

de câmbio de diferentes moedas. Estes autores usam dados intradiários de Janeiro de 2007 até Dezembro de 2009 relativos a nove taxas de câmbio, designadamente, AUD/USD, EUR/CHF, EUR/GBP, EUR/JPY, EUR/USD, GBP/USD, USD/CAD, USD/CHF e USD/JPY. As medidas de liquidez calculadas são o impacto sobre o preço, a reversão de rendibilidades, o *spread bid-ask* cotado proporcional, o custo efectivo de transacção e a dispersão do preço.

4. AS IMPLICAÇÕES DA LIQUIDEZ NA AVALIAÇÃO DE ACTIVOS FINANCEIROS

Os estudos sobre liquidez sistemática iniciados no ano 2000 abriram caminho para uma nova forma de análise das implicações da liquidez na valorização de activos. Neste sentido, o objectivo do presente capítulo é realizar uma exaustiva revisão da literatura a nível internacional antes e depois desses estudos.

Neste capítulo são apresentados os principais estudos que revelam evidência empírica quanto ao impacto da liquidez na rendibilidade das acções, quer no mercado norte-americano, quer noutros mercados internacionais, dando especial destaque ao mercado português. Por último, indicam-se alguns estudos da liquidez noutros mercados financeiros, especialmente no mercado obrigacionista.

4.1. Mercados accionistas

4.1.1. Mercado norte-americano

A literatura sobre o papel da liquidez na valorização de activos financeiros no mercado norte-americano é muito extensa e heterogénea. Por isso, nesta Tese, os distintos estudos são divididos em três grandes grupos. O primeiro grupo inclui os primeiros estudos, que coincidem em considerar a liquidez enquanto uma característica desejável dos activos. O segundo grupo reúne os trabalhos que, com base nos resultados evidenciados pelos estudos de factores comuns na liquidez, analisados no capítulo anterior, consideram a liquidez enquanto uma fonte de risco sistemático. Por último, o terceiro conjunto de estudos incorpora a liquidez nos modelos de valorização de activos financeiros com o objectivo de verificar se tal inclusão permite explicar algumas das anomalias detectadas na evidência empírica prévia. Em continuação faz-se a revisão exaustiva destes estudos, apresentando-se de forma esquemática na Tabela 4.1.

Tabela 4.1 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica para os EUA

Autor(es)	Mercado(s)	Medida(s)	Resultados
Painel A: A liquidez individual enquanto característica desejável dos activos			
Amihud e Mendelson (1986, 1989)	NYSE	*Spread bid-ask* cotado e proporcional	As rendibilidades em excesso ajustadas ao risco (bem como ao tamanho e ao logaritmo do tamanho) aumentam com o *spread*; os activos de *spread* elevado requerem uma maior rendibilidade esperada.
Eleswarapu e Reinganum (1993)	NYSE	*Spread* bid-ask proporcional	Encontram evidência favorável a um prémio de liquidez positivo nos meses de Janeiro, concluindo pela sazonalidade dos prémios de liquidez.
Brennan e Subrahmanyam (1996)	NYSE	Custos de transacção fixos e variáveis, profundidade e *spread* cotado proporcional	Existe um prémio em termos de rendibilidade associado às componentes variável e fixa dos custos de transacção; o *spread bid-ask* não é significativo na presença do nível de preços e de outras variáveis que representam o custo de iliquidez.
Datar *et al.* (1998)	NYSE	*Turnover*	As rendibilidades das acções são forte e negativamente correlacionadas com a taxa de *turnover*.
Chordia *et al*. (2001b)	NYSE e AMEX	Volume de transacção em dólares e *turnover*	Encontram uma relação negativa e forte entre as rendibilidades médias e quer o nível quer a volatilidade da actividade negociadora.
Amihud (2002)	NYSE	Rácio de iliquidez	Quer em secção cruzada, quer temporalmente, a rendibilidade esperada das acções é uma função crescente da iliquidez esperada; os efeitos de iliquidez afectam mais fortemente as acções de empresas de pequena dimensão.
Hasbrouck (2009)	NYSE	Gibbs	Encontra uma relação positiva entre os custos de transacção efectivos e as rendibilidades esperadas, especialmente concentrada nos meses de Janeiro.

Tabela 4.1 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica para os EUA (cont.)

Autor(es)	Mercado(s)	Medida(s)	Resultados
Painel B: A liquidez enquanto fonte de risco sistemático			
Pástor e Stambaugh (2003)	NYSE e AMEX	Medida de Pástor e Stambaugh	Os betas de liquidez desempenham um papel significativo na avaliação de activos financeiros; as acções com betas de liquidez maiores exibem maiores rendibilidades esperadas; as acções de empresas de menor capitalização são menos líquidas, apresentando um maior beta de liquidez.
Gibson e Mougeot (2004)	NYSE e NASDAQ	Número estandardizado de acções transaccionadas	O risco sistemático de liquidez é valorizado; o prémio de liquidez é uma componente não negligenciável, negativa e variante no tempo do prémio do risco total de mercado.
Acharya e Pedersen (2005)	NYSE e AMEX	Rácio de iliquidez de Amihud	O efeito total do risco de liquidez sobre as rendibilidades dos activos é de 1,1% ao ano, sendo 80% deste valor devido à sensibilidade da liquidez à rendibilidade do mercado.
Liu (2006)	NYSE, AMEX e NASDAQ	*LMx*	Existe um prémio de liquidez que é significativamente superior nos meses de Janeiro, embora não seja limitado a estes meses; existe um prémio de risco de liquidez significativo.
Nguyen *et al.* (2007)	NYSE e AMEX	*Turnover*	Encontram evidência favorável à existência de um prémio de liquidez, mas nem o modelo de três momentos nem o modelo de Fama e French (1993, 1996), mesmo quando adicionados do factor de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003), explicam o prémio de liquidez tradicional.
Korajczyk e Sadka (2008)	NYSE	Rácio de iliquidez, *turnover*, *spreads bid-ask* cotados e efectivos e quatro componentes de impacto sobre os preços	Encontram um prémio estatisticamente significativo para uma medida global do risco sistemático de liquidez; a evidência relativa à relação entre o nível de liquidez das acções e a sua rendibilidade esperada é mista, pois apenas o rácio de Amihud e o *turnover* são consistentemente avaliados.
Nguyen e Puri (2009)	NYSE, AMEX e NASDAQ	Volume de transacção em dólares	Os resultados comprovam a existência de um prémio de liquidez tradicional, mesmo depois de ajustar pelo factor de liquidez de Pástor e Stambaugh, e nem as características das acções nem os factores de Fama e French capturam o impacto do nível de liquidez sobre as rendibilidades.

Tabela 4.1 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica para os EUA (cont.)

Autor(es)	Mercado(s)	Medida(s)	Resultados
Painel C: A liquidez enquanto factor explicativo de anomalias na valorização de activos financeiros			
Avramov e Chordia (2006)	NYSE, AMEX e NASDAQ	Medida de Pástor e Stambaugh	A inclusão do factor de liquidez não aumenta a capacidade explicativa do modelo de Fama e French e não captura o impacto do *turnover* e das rendibilidades passadas na secção cruzada das rendibilidades das acções.
Avramov *et al.* (2006)	NYSE e AMEX	Rácio de iliquidez de Amihud	Documentam uma forte relação entre as reversões de curto-prazo e a iliquidez das acções.
Sadka (2006)	NYSE	Custos de transacção fixos e variáveis	As variações sistemáticas inesperadas da componente variável da liquidez são valorizadas em termos de rendibilidade.

Para começar a revisão da literatura é necessário referir em primeiro lugar o estudo de Amihud e Mendelson (1986). Estes autores foram dos primeiros a formalizar a intuição de que a liquidez é uma característica desejável dos activos, pelo que os investidores deveriam exigir uma maior taxa de rendibilidade para deter activos menos líquidos. Através do desenvolvimento de um modelo teórico propõem testar duas principais hipóteses empíricas:

1. A rendibilidade esperada dos activos é uma função crescente dos custos de iliquidez; e
2. A relação é côncava devido ao efeito de clientela, ou seja, em equilíbrio, os activos menos líquidos são detidos pelos investidores durante um maior horizonte temporal, diluindo desta forma os custos de iliquidez.

Estas hipóteses são testadas com dados relativos à bolsa de Nova Iorque e ao período 1961-1980 e os autores utilizam dados do *spread bid-ask* cotado e do *spread* relativo ou proporcional. A evidência encontrada é favorável ao modelo: as rendibilidades em excesso ajustadas ao risco (bem como ao tamanho e ao logaritmo do tamanho) aumentam com o *spread* e os resultados são consistentes com a hipótese de concavidade da relação entre a rendibilidade e o *spread*.

Com base nos resultados encontrados, Amihud e Mendelson (1986) sugerem que os activos de *spread* elevado requerem uma maior rendibilidade esperada e que existe um efeito de clientela, segundo o qual estes activos menos líquidos serão detidos por investidores com maiores horizontes de investimento.

Posteriormente, Amihud e Mendelson (1989) testam conjuntamente as relações derivadas do modelo de avaliação de activos financeiros proposto por Merton (1987), de acordo com o qual a rendibilidade esperada de cada activo é:

1. Uma função crescente do seu risco sistemático;
2. Uma função crescente do seu risco residual, resultante da imperfeita diversificação;
3. Uma função crescente da fracção da carteira de mercado investida no activo, que pode ser medida pelo valor de mercado do activo;

4. Uma função decrescente da fracção de todos os investidores que compram o activo, reflectindo a disponibilidade pública de informação relativa ao activo.

Verificam que as únicas variáveis cujos coeficientes têm o sinal e significância estatística consistente com as hipóteses são o beta e o *spread bid-ask*, mesmo depois de considerar os efeitos de outras características das carteiras, tais como o desvio-padrão residual, a capitalização bolsista média e variáveis *dummy* que capturam as diferenças anuais das rendibilidades. Estes resultados são igualmente consistentes com a hipótese de Amihud e Mendelson (1986) de que os principais factores que afectam a rendibilidade dos activos são o risco sistemático e a iliquidez, medida pelo *spread bid-ask*.

À semelhança de Amihud e Mendelson (1986), Eleswarapu e Reinganum (1993) utilizam o *spread* bid-ask relativo como medida de iliquidez, o CAPM como modelo de ajuste ao risco e estendem o período de análise para 1961-1990. No entanto, apenas encontram evidência favorável a um prémio de liquidez positivo nos meses de Janeiro, concluindo pela sazonalidade dos prémios de liquidez.

Para estudar a relação entre as rendibilidades e a liquidez, Brennan e Subrahmanyam (1996) utilizam medidas de iliquidez obtidas com base em dados de transacções intradiárias e o modelo de Fama e French para ajustar as rendibilidades ao risco. Recorrem aos modelos de formação de preços de Glosten e Harris (1988) e de Hasbrouck (1991) para decompor os custos de transacção estimados nas suas componentes fixa e variável, para além de considerarem uma medida de profundidade de mercado e o *spread* cotado proporcional. Encontram evidência de que existe um prémio em termos de rendibilidade associado às componentes, quer variável quer fixa, dos custos de transacção. Os resultados indicam que a relação entre a rendibilidade e a componente variável do custo de transacção é côncava mas que a relação entre a rendibilidade e a componente fixa é convexa, contrastando com Amihud e Mendelson (1986).

A separação dos custos de transacção nas componentes fixa e variável de Brennan e Subrahmanyam (1996) indica a possibilidade de existir um segundo efeito de clientela para além do encontrado por Amihud e Mendelson (1986), de acordo com o qual os investidores que transaccionam pequenas quantidades de títulos com custos de transacção variáveis elevados estariam em vantagem comparativamente aos investidores que transaccionam grandes quantidades desses títulos. Assim, as acções com custos de transacção variáveis elevados seriam detidas por investidores com longos horizontes de investimento e que transaccionam pequenas quantidades.

Ao contrário de Amihud e Mendelson (1986), verificam ainda que o *spread bid-ask* não é significativo na presença do nível de preços e de outras variáveis que representam o custo de iliquidez e, ao contrário de Eleswarapu e Reinganum (1993), não encontram qualquer evidência de sazonalidade do prémio de liquidez.

Já Datar *et al.* (1998) encontram suporte para o modelo de Amihud e Mendelson (1986) para o período compreendido entre Julho de 1962 e Dezembro de 1991. Em particular, concluem que as rendibilidades das acções são forte e negativamente correlacionadas com a taxa de *turnover*, confirmando a noção de que as acções ilíquidas oferecem maiores rendibilidades médias. No entanto, tal como Brennan e Subrahmanyam (1996) mas ao contrário de Eleswarapu e Reinganum (1993), não encontram evidência de que exista sazonalidade na relação entre as rendibilidades das acções e a liquidez.

Atendendo ao facto de que o nível de liquidez parece influenciar as rendibilidades das acções, como documentado pelos estudos anteriormente referidos, Chordia *et al.* (2001b) estudam a relação entre as rendibilidades das acções e não só o nível como também a volatilidade da liquidez, tendo sido dos primeiros a incluir a volatilidade da liquidez na sua análise. Utilizando como *proxy* para a liquidez o volume de negociação em dólares e a taxa de *turnover*, a metodologia de Brennan *et al.* (1998) e o modelo de ajuste ao risco de Fama e French (1993, 1996), encontram uma relação negativa e forte entre as rendibilidades médias e quer o nível quer a

volatilidade da actividade negociadora, mesmo depois de controlar os efeitos do tamanho, rácio *book-to-market* (B/M), *momentum*, nível de preços e *dividend yield*.

No âmbito da investigação da relação entre rendibilidade e liquidez, o trabalho de Amihud (2002) destaca-se quer pela utilização de uma nova medida de liquidez quer por mostrar que a rendibilidade em excesso inclui uma compensação pelo nível de iliquidez do mercado. A medida que propõe, o rácio de iliquidez[2], passou a ser uma das medidas mais utilizadas, atendendo à facilidade e disponibilidade dos dados necessários para o seu cálculo. Por outro lado, ao considerar o efeito da iliquidez de mercado sobre as rendibilidades, abre caminho para os estudos subsequentes da liquidez como uma fonte de risco adicional.

Os resultados encontrados por Amihud (2002) para a NYSE, relativos ao período 1963-1997, mostram que quer em secção cruzada quer temporalmente a rendibilidade esperada das acções é uma função crescente da iliquidez esperada. Efectivamente, a rendibilidade em excesso, tradicionalmente designada por prémio de risco, tem sido considerada como uma compensação pelo risco. À luz destes resultados pode afirmar-se que a rendibilidade em excesso também reflecte uma compensação pela iliquidez esperada do mercado. No entanto, os efeitos ao longo do tempo da iliquidez sobre as rendibilidades em excesso das acções diferem em função da liquidez e do tamanho das acções, sendo as rendibilidades das carteiras de acções de menor tamanho as que mais sentem os efeitos da iliquidez. A maior sensibilidade das acções de menor capitalização à iliquidez significa que estas acções estão sujeitas a um maior risco de iliquidez. Se este risco de iliquidez for compensado, então estas acções devem ser remuneradas com um maior prémio de iliquidez, o que pode explicar porque as acções de empresas pequenas ganham, em média, maiores rendibilidades esperadas.

Num estudo mais recente, Hasbrouck (2009) utiliza como *proxy* de liquidez a estimativa Gibbs do custo efectivo e avalia o seu impacto sobre a avaliação de

[2] Para uma caracterização mais detalhada desta medida veja-se o capítulo 2.

activos no período 1926-2006. Para o efeito, inclui no modelo de Fama e French (1993, 1996) as seguintes características das acções: a medida Gibbs estimada no ano antecedente, o tamanho relativo e alguns termos sazonais relativos ao mês de Janeiro. Encontra uma relação positiva entre os custos de transacção efectivos e as rendibilidades esperadas, especialmente concentrada nos meses de Janeiro, tal como Eleswarapu e Reinganum (1993). A sazonalidade encontrada permanece estatística e economicamente significativa mesmo na presença de outras variáveis sazonais e relacionadas com o tamanho.

A maioria dos estudos analisados até aqui suporta a ideia de que o nível de liquidez afecta a rendibilidade das acções, sugerindo que a rendibilidade em excesso, geralmente designada como prémio de risco é, em parte, um prémio pelo nível de iliquidez da acção. Assim, quanto mais ilíquida é uma acção maior deverá ser a sua rendibilidade e o diferencial de rendibilidade entre as acções menos e mais líquidas consiste no designado prémio de liquidez tradicional.

Não obstante, outra linha de investigação estuda a liquidez enquanto um factor de risco adicional ao risco de mercado. O estudo da iliquidez enquanto um factor de risco adicional encontra suporte quer na evidência encontrada pelos estudos de factores comuns na liquidez quer nos resultados obtidos por Amihud (2002). Efectivamente, de acordo com os estudos de factores comuns na liquidez, analisados no capítulo anterior, as variações da liquidez de mercado influenciam as variações da liquidez das acções, podendo falar-se da existência de uma componente sistemática de liquidez. Adicionalmente, Amihud (2002) demonstra que a rendibilidade em excesso também reflecte uma compensação pelo nível de iliquidez do mercado, ou seja, pela iliquidez sistemática. Assim, a iliquidez pode constituir um factor de risco adicional e afectar a rendibilidade esperada das acções.

Efectivamente Pástor e Stambaugh (2003), Gibson e Mougeot (2004), Acharya e Pedersen (2005), Liu (2006), Korajczyk e Sadka (2008), Nguyen e Puri (2009), entre outros, estudam se o risco de liquidez é uma variável importante para a avaliação de

activos financeiros e se o mesmo é recompensado com maior rendibilidade, ou seja, se existe um prémio de risco de liquidez significativo.

Pástor e Stambaugh (2003) centram a sua análise no aspecto da liquidez que se encontra associado às flutuações temporárias no preço que são induzidas pelo fluxo de ordens e encontram evidência de que os betas de liquidez, ou seja, as sensibilidades das acções a inovações da liquidez agregada, desempenham um papel significativo na avaliação de activos financeiros e que as acções com betas de liquidez maiores exibem maiores rendibilidades esperadas. Além disso, os resultados indicam ainda que as acções de empresas de menor capitalização são menos líquidas, apresentando um maior beta de liquidez.

Já Gibson e Mougeot (2004) definem uma especificação GARCH (1,1) em média para as rendibilidades em excesso da carteira de mercado e para a *proxy* da liquidez agregada do mercado – o número estandardizado de acções transaccionadas e que pertencem à carteira do índice S&P 500. Os resultados, baseados em dados mensais, sugerem que o risco sistemático de liquidez é valorizado nos EUA durante o período de Janeiro de 1973 a Dezembro de 1997. O prémio de liquidez é uma componente não negligenciável, negativa e variante no tempo do prémio do risco total de mercado. Mais recentemente, Watanabe e Watanabe (2008) oferecem evidência empírica de que quer os betas de liquidez quer o prémio de risco de liquidez variam no tempo. Adicionalmente, mostram que os períodos de betas elevados e de um elevado prémio de risco de liquidez coincidem com os períodos em que o prémio de iliquidez (diferença entre as rendibilidades dos activos ilíquidos e dos activos líquidos) é também elevado.

Por seu turno, Acharya e Pedersen (2005) desenvolvem um CAPM ajustado pela liquidez (conhecido como *Liquidity Capital Asset Pricing Model* – LCAPM), de acordo com o qual a rendibilidade esperada de um activo é uma função crescente da iliquidez esperada e do seu beta líquido, que é proporcional à covariância entre a sua rendibilidade líquida dos custos de iliquidez exógenos e a rendibilidade líquida da carteira de mercado. Neste modelo, o beta líquido pode decompor-se no beta de

mercado tradicional e em três betas que representam diferentes formas de risco de liquidez. Estas componentes de risco de liquidez estão associadas com os factores comuns entre a liquidez e a liquidez de mercado, a sensibilidade da rendibilidade à liquidez de mercado e a sensibilidade da liquidez à rendibilidade do mercado.

O LCAPM também mostra que a liquidez, sendo persistente, prediz as rendibilidades futuras e apresenta um co-movimento com as rendibilidades contemporâneas. Isto sucede porque perante um choque positivo sobre a iliquidez espera-se uma maior iliquidez futura, o que eleva a rendibilidade esperada e reduz contemporaneamente os preços. Este efeito pode ajudar a explicar os resultados empíricos de Chordia *et al.* (2001a), Amihud (2002), Pástor e Stambaugh (2003) no mercado accionista norte-americano e de Bekaert *et al.* (2007) nos mercados emergentes.

Para o estudo empírico, Acharya e Pedersen (2005) utilizam dados relativos às acções cotadas na NYSE e na AMEX, no período compreendido entre Julho de 1962 e Dezembro de 1999, e uma medida normalizada do rácio de iliquidez de Amihud (2002) como *proxy* para a iliquidez de uma acção. Verificam que o efeito total do risco de liquidez sobre as rendibilidades dos activos é de 1,1% ao ano.

Também Liu (2006) sugere a utilização de um novo modelo de avaliação de activos aumentado pela liquidez. Com efeito, este autor desenvolve um modelo de dois factores (de mercado e de liquidez), utilizando a metodologia de Fama e French Fama e French (1993) para calcular o factor de liquidez. Os resultados empíricos obtidos para o período 1964-2003 comprovam que existe um prémio de risco de liquidez significativo e revelam que o modelo de dois factores tem um melhor desempenho na explicação da secção cruzada das rendibilidades do que o CAPM ou o modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996).

Neste estudo e numa primeira análise, Liu (2006) propõe uma nova *proxy* de liquidez – a medida *LMx* – e apresenta evidência empírica que comprova a existência de um prémio de liquidez, uma vez que a carteira constituída pelas acções

menos líquidas apresenta sistematicamente rendibilidades superiores às da carteira de acções mais líquidas. Além disso, à semelhança de Eleswarapu e Reinganum (1993) e de Hasbrouck (2009), este prémio de liquidez está sujeito a sazonalidade: o prémio de liquidez é significativamente superior nos meses de Janeiro, embora não seja limitado a estes meses.

Depois de comprovarem a existência de factores comuns na liquidez no mercado norte-americano no período de Janeiro de 1983 a Dezembro de 1992, Korajczyk e Sadka (2008) testam o impacto da liquidez, enquanto factor de risco adicional e característica das acções, na avaliação de activos. Utilizam para o efeito o modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) ao qual acrescem o factor *momentum* (*up minus down* – UMD) de Carhart (1997). Os resultados das estimações em secção cruzada mostram um prémio estatisticamente significativo para uma medida global do risco sistemático de liquidez, extraída de uma amostra de medidas de liquidez. Não obstante, a evidência relativa à relação entre o nível de liquidez das acções e a sua rendibilidade esperada é mista, pois apenas o rácio de Amihud e o *turnover* são consistentemente avaliados.

Com uma perspectiva inovadora, Nguyen *et al.* (2007) examinam se o modelo de avaliação de activos de três momentos tem em conta o risco de liquidez. Este modelo, que parece adequar-se melhor à distribuição de rendibilidades do que o CAPM tradicional (Samuelson, 1970; Beer, 1997; Kallunki, 1997; Chung *et al.*, 2006), inclui, para além da covariância com o mercado, o co-enviesamento entre a rendibilidade do activo e a rendibilidade do mercado. Com base no *turnover* enquanto medida de liquidez e com dados relativos ao período 1964-2004, encontram evidência favorável à existência de um prémio de liquidez. No entanto, os resultados sugerem que nem o modelo de três momentos nem o modelo de Fama e French (1993, 1996), mesmo quando adicionados do factor de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003), explicam o prémio de liquidez tradicional, tal como definido por Amihud e Mendelson (1986).

No seguimento deste trabalho, Nguyen e Puri (2009) examinam se o factor de liquidez sistemática consegue capturar por si o prémio pelo nível liquidez, utilizando como medida de liquidez o volume de transacção em dólares. Os resultados comprovam a existência de um prémio de liquidez tradicional, mesmo depois de ajustar pelo factor de liquidez de mercado de Pástor e Stambaugh (2003), mas nem as características das acções nem os factores de Fama e French capturam o impacto do nível de liquidez sobre as rendibilidades.

Adicionalmente aos trabalhos que investigam a relação entre a liquidez e a rendibilidade das acções, outros trabalhos incorporaram a liquidez nos modelos de valorização de activos financeiros com o objectivo de verificar se tal inclusão aumenta a capacidade explicativa dos modelos e permite explicar as elevadas rendibilidades anormais de algumas estratégias de negociação baseadas no tamanho, no rácio B/M e nas rendibilidades passadas. Este é o caso dos trabalhos de Avramov e Chordia (2006), Avramov *et al.* (2006) e de Sadka (2006), que em seguida se comentam.

Avramov e Chordia (2006) testam, com base em activos individuais e na metodologia de Brennan *et al.* (1998), se versões condicionais de alguns dos modelos de valorização mais utilizados permitem explicar as anomalias de tamanho, valor e *momentum*. Os modelos testados são o CAPM, o modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996), o modelo de Fama e French aumentado pelo factor de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003), o modelo de Fama e French aumentado pelo factor *momentum* (*winners minus loosers* – WML), uma versão do modelo de Jagannathan e Wang Jagannathan e Wang (1996) que utiliza a rendibilidade em excesso do mercado e o crescimento dos salários como factores, uma versão linear do *Consumption* CAPM (CCAPM) de Rubinstein (1976), Lucas (1978) e Breeden (1979) e, por último, o modelo de Fama e French aumentado pelos factores de liquidez e *momentum*. A sua análise utiliza 7 875 acções transaccionadas na NYSE, AMEX e NASDAQ durante o período compreendido entre Agosto de 1964 e Dezembro de 2001. Os resultados sugerem que a inclusão do factor de liquidez não

aumenta a capacidade explicativa do modelo de Fama e French e não captura o impacto do *turnover* e das rendibilidades passadas na secção cruzada das rendibilidades das acções.

Posteriormente, Avramov *et al.* (2006) documentam uma forte relação entre as reversões de curto-prazo e a iliquidez das acções, ao estudarem o papel potencial da liquidez na explicação das elevadas rendibilidades anormais das estratégias de negociação contrárias de curto-prazo no contexto do modelo de equilíbrio racional de Campbell *et al.* (1993). Neste modelo, a transacção não informada conduz a movimentos de preços que, quando absorvidos pelos fornecedores de liquidez, levam à reversão dos preços. Estas transacções são acompanhadas por um elevado volume transaccionado, pelo que as alterações dos preços acompanhadas por um elevado volume transaccionado deverão ser revertidas.

Estudam uma amostra de acções transaccionadas na NYSE e na AMEX durante o período 1962-2002 e utilizam o rácio de Amihud (2002) como medida de liquidez (embora os resultados sejam robustos relativamente a outras medidas de liquidez: *spread* proporcional cotado, *spread* proporcional efectivo, *spread* proporcional cotado dividido pela profundidade e *spread* proporcional efectivo dividido pela profundidade). Os resultados mostram que, embora existam reversões nas rendibilidades semanais e mensais das acções, estas reversões estão sobretudo confinadas às acções perdedoras, isto é, às acções que apresentaram rendibilidades negativas na passada semana ou no passado mês. Com dados semanais, verificam que as acções com elevado *turnover* exibem maior correlação temporal negativa do que as acções com menor *turnover*, embora o efeito do *turnover* seja o oposto com dados mensais. Controlando os efeitos do *turnover*, existem mais reversões das rendibilidades das acções com menor liquidez e as acções com maior *turnover* e menor liquidez são as que apresentam mais autocorrelações negativas nas regressões em secção cruzada e maiores lucros potenciais das estratégias contrárias.

Já Sadka (2006) investiga as componentes do risco de liquidez que são importantes para compreender as anomalias *momentum* e pós-anúncio de resultados

presentes na avaliação de activos financeiros. A liquidez individual das acções é decomposta em efeitos de preço fixos e variáveis e estimada com dados intradiários de 1983 a 2001. Os resultados indicam que as variações sistemáticas inesperadas da componente variável da liquidez são valorizadas em termos de rendibilidade, o que sugere que uma parte substancial das rendibilidades obtidas com as estratégias *momentum* pode ser vista como uma compensação pelas variações inesperadas no rácio agregado entre investidores informados e não-informados e a qualidade de informação detida pelos primeiros.

Como decorre da análise agora efectuada, os resultados encontrados demonstram a existência quer de um prémio de liquidez quer de um prémio de risco de liquidez. Isto significa que, por um lado, as acções menos líquidas apresentam rendibilidades superiores às acções mais líquidas e, por outro lado, as acções mais sensíveis ao estado de liquidez do mercado exibem maiores rendibilidades.

4.1.2. Outros mercados accionistas

Atendendo à evidência encontrada para o mercado norte-americano relativamente à existência de um prémio de liquidez, medido como a diferença entre as rendibilidades das acções menos líquidas e das acções mais líquidas, e de um prémio de risco de liquidez, outros mercados foram analisados com o objectivo de verificar se este é um fenómeno exclusivo dos EUA ou internacional. Em seguida, comenta-se a revisão dos principais estudos sobre esta temática realizados para mercados accionistas da Europa, Ásia e Oceânia, apresentando-se na Tabela 4.2 um resumo.

Tabela 4.2 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica internacional

Autor(es)	**Mercado(s)**	**Medida(s)**	**Resultados**
Nielsson (2009)	Amesterdão, Bruxelas, Lisboa e Paris	*Turnover*, *spread bid-ask*, rácio Amivest	O aumento da liquidez resultante da fusão dos mercados concentrou-se nas acções de grandes empresas e de empresas internacionalizadas e são consistentes para as três *proxies* de liquidez utilizadas.
Booth *et al.* (2001)	Finlândia	Volume de transacção, número de transacções	Os resultados mostram uma relação positiva entre as rendibilidades e a actividade negociadora no final do mês, o que suporta a hipótese de que as elevadas rendibilidades registadas na mudança de mês estão associadas a uma maior liquidez.
Vaihekoski (2009)	Finlândia	*Spread bid-ask* proporcional	A iliquidez é valorizada como um factor de risco sistemático e que este factor é suficiente para capturar todos os riscos de liquidez.
Butt e Virk (2014)	Finlândia	Proporção de rendibilidades zero, rácio de iliquidez de Amihud	Os resultados mostram que as rendibilidades das carteiras formadas por iliquidez dependem do risco sistemático de iliquidez e encontram um prémio de risco de iliquidez elevado e superior ao prémio de risco de mercado.
Hwang e Lu (2007)	Reino Unido	Rácio de iliquidez de Amihud	Mostram que existe uma diferença significativa entre as rendibilidades dos activos líquidos e ilíquidos; o CAPM aumentado de um factor de liquidez consegue explicar com sucesso o *value premium*.
Giouvris e Galariotis (2008)	Grécia	Rácio de Amihud	A liquidez sistemática parece não influenciar as rendibilidades, não existindo um prémio de risco de liquidez significativo.
Loderer e Roth (2005)	Suíça	*Spread bid-ask*, volume de transacção	Encontram um prémio de liquidez significativo.

Tabela 4.2 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica internacional (cont.)

Autor(es)	Mercado(s)	Medida(s)	Resultados
Tapia (1997), Rubio e Tapia (1998)	Espanha	*Spreads bid-ask*, profundidade	Apesar de não existir um prémio de liquidez significativo, existe uma fraca evidência no sentido do prémio de liquidez em Janeiro ser significativamente superior ao prémio de liquidez nos restantes meses do ano.
Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2003c)	Espanha	Rácio de Amihud	Documentam um prémio de liquidez fracamente significativo, estando limitado ao mês de Janeiro.
Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004, 2006a), Miralles-Marcelo *et al.* (2004)	Espanha	Rácio de Amihud	As rendibilidades ajustadas ao risco das carteiras constituídas por acções mais líquidas excedem as rendibilidades das carteiras com acções menos líquidas e as rendibilidades esperadas em excesso podem ser explicadas quer pelo CAPM quer pelo modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) aumentados por um factor de risco de iliquidez. Os resultados empíricos em secção cruzada apenas suportam a existência de um prémio de risco de iliquidez no mês de Janeiro.
Martínez *et al*. (2005a)	Espanha	Medida de Pástor e Stambaugh, *spread bid-ask*, rácio de Amihud	O risco sistemático de liquidez é avaliado significativamente no mercado bolsista espanhol exclusivamente quando os betas são medidos relativamente ao factor de risco de iliquidez construído com o rácio de Amihud.
Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2006b)	Espanha	Rácio de Amihud	Encontram suporte para o modelo de Acharya e Pedersen (2005); o modelo ajustado pela liquidez como fonte de risco sistemático é o mais adequado para reflectir a valorização que os investidores fazem da liquidez no mercado de acções espanhol.
Miralles-Marcelo *et al.* (2008)	Espanha	Volume de transacção	Existe um prémio de liquidez significativo no período considerado.
Farinós *et al.* (2009)	Espanha	Rácio de Amihud	A introdução de um afctor de risco de liquidez no modelo de Fama e French permite explicar as rendibilidades registadas no ano seguinte à realização de uma oferta pública de venda.

Tabela 4.2 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica internacional (cont.)

Autor(es)	Mercado(s)	Medida(s)	Resultados
Chan e Faff (2003, 2005)	Austrália	*Turnover*	Encontram uma relação negativa entre a rendibilidade e a liquidez, existindo um prémio de liquidez positivo.
Marshall e Young (2003)		*Spread bid-ask*, *turnover*, *spread* amortizado	
Marshall (2006)		Liquidez latente (Aitken e Comerton-Forde, 2003)	
Nguyen e Lo (2013)	Nova Zelândia	*Spread bid-ask* efectivo e cotado, rácio de Amihud, medida de Liu (2006), medida de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003)	Os resultados mostram a existência de um desconto de iliquidez em vez de um prémio e não encontram evidência de que exista um prémio de risco de liquidez.
Chang *et al*. (2010)	Japão	Turnover, volume de transacção, rácio de Amihud, proporção de rendibilidades zero, medida de Liu (2006)	Documentam uma relação positiva entre as rendibilidades e a iliquidez.
Li *et al.* (2014)	Japão	Rácio de Amihud	Com base no modelo de Acharya e Pedersen (2005) encontram um prémio de liquidez e um prémio de risco de liquidez significativos.
Lee (2011)	50 países	Proporção de rendibilidades zero	A rendibilidade dos activos depende da covariância entre a liquidez individual e a liquidez de mercado local bem como da covariância entre a liquidez individual e a rendibilidade do mercado local e global.
Liang e Wei (2012)	21 países	Medida de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003), rácio de Amihud	Encontram um prémio de risco de liquidez significativo para 13 países; existe um prémio de risco de liquidez global significativo.

Tabela 4.2 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica internacional (cont.)

Autor(es)	Mercado(s)	Medida(s)	Resultados
Lesmond (2005)	23 países emergentes	*Spread bid-ask*, *turnover*, rácio Amivest, medida de Lesmond *et al.* (1999), medida de Roll (1984), rácio de iliquidez de Amihud	Considerando cada país de forma separada, são as medidas de Lesmond *et al.* (1999) e de Amihud (2002) que apresentam maiores correlações com o *spread bid-ask*, estimando de forma robusta a liquidez.
Bekaert *et al.* (2007)	19 países emergentes	*Turnover*, proporção de rendibilidades nulas, pressão sobre o preço	Os choques inesperados de liquidez (medida pelas rendibilidades nulas) são positivamente correlacionados com as rendibilidades; o risco de liquidez sistemática é importante empiricamente.
Silva e Chavez (2008)	Argentina, Brasil, Chile e México	Medida de Lesmond *et al.* (1999)	Os custos de liquidez são mais elevados no Brasil; a admissão à cotação cruzada nos EUA afecta negativamente a liquidez das acções no mercado local, diminuindo-a em cerca de 3,3%.
Lischewski e Voronkova (2012)	Polónia	Proporção de rendibilidades zero, *turnover*, medida de Liu (2006), rácio de iliquidez de Amihud, *spread* efectivo de Roll (1984)	Não encontram um prémio de risco de liquidez significativo.

Na Europa, destacam-se os trabalhos de Nielsson (2009) para a Euronext; Booth *et al.* (2001), Vaihekoski (2009) e Butt e Virk (2014) para a Finlândia; Hwang e Lu (2007) para o Reino Unido; Bayar e Onder (2005) para a França e Alemanha; Giouvris e Galariotis (2008) para a Grécia; Loderer e Roth (2005) para a Suíça; Tapia (1997), Rubio e Tapia (1998), Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2003c, 2004, 2006a, b), Miralles-Marcelo *et al.* (2004, 2008), Martínez *et al.* (2005a) e Farinós *et al.* (2009) para a Espanha.

Nielsson (2009) analisa, durante o período 1996-2006, os efeitos da fusão dos mercados bolsista de Amesterdão, Bruxelas, Lisboa e Paris e constituição da Euronext, em particular sobre a liquidez das acções (medida pelo *turnover*, pelo *spread bid-ask* e pelo rácio Amivest). Os resultados indicam que o aumento da liquidez concentrou-se nas acções de grandes empresas e de empresas internacionalizadas e são consistentes para as três *proxies* de liquidez utilizadas.

Booth *et al.* (2001) utilizam dados da Bolsa de Valores de Helsínquia para investigar o impacto da liquidez sobre o efeito de mudança de mês (*turn-of-the-month*) nas rendibilidades das acções. A amostra inclui 148 acções que estiveram cotadas durante o período compreendido entre 1 de Janeiro de 1991 e 31 de Dezembro de 1997 e as três medidas alternativas de liquidez utilizadas são o volume diário em markka e em acções e o número diário de transacções. Os seus resultados mostram uma relação positiva entre as rendibilidades e a actividade negociadora no final do mês, o que suporta a hipótese de que as elevadas rendibilidades registadas na mudança de mês estão associadas a uma maior liquidez. Além disso, consistente com a hipótese de uma maior pressão para comprar na mudança de mês, o número de cotações *bid* aumenta no final do mês.

Num estudo mais recente e mais centrado nos efeitos da liquidez na avaliação de activos no mercado accionista finlandês, Vaihekoski (2009) investiga se a liquidez, medida pelo *spread bid-ask*, é valorizada enquanto factor de risco sistemático ou enquanto uma característica específica dos activos. Para o período 1987-2004, os

resultados indicam que a iliquidez é valorizada como um factor de risco sistemático e que este factor é suficiente para capturar todos os riscos de liquidez.

Também Butt e Virk (2014) providenciam evidência detalhada para o mercado finlandês para o período 1994-2009. O seu principal objectivo é a quantificação do prémio relacionado com o risco de liquidez no contexto do LCAPM de Acharya e Pedersen (2005). As medidas de liquidez utilizadas são a proporção de rendibilidades zero e o rácio de iliquidez de Amihud (2002). Os resultados encontrados mostram que as rendibilidades das carteiras formadas por iliquidez estão mais relacionadas com os riscos sistemáticos de iliquidez do que com o risco sistemático de mercado. Adicionalmente, o prémio de risco de iliquidez encontrado para o mercado finlandês é bastante superior ao encontrado para o mercado norte-americano: 92% contra 17%.

Estes autores encontram igualmente resultados consistentes para os restantes países nórdicos (Dinamarca, Noruega e Suécia). Com base no modelo de Liu (2006), concluem que o prémio de risco de iliquidez supera o prémio de risco de mercado.

Com dados do Reino Unido, relativos ao período compreendido entre Janeiro de 1987 e Dezembro de 2004, e utilizando o rácio de iliquidez de Amihud (2002), Hwang e Lu (2007) mostram que existe uma diferença significativa entre as rendibilidades dos activos líquidos e ilíquidos. No entanto, neste mercado, as acções ilíquidas apresentam rendibilidades negativas enquanto as acções líquidas apresentam rendibilidades positivas. Os resultados encontrados revelam que o CAPM aumentado de um factor de liquidez consegue explicar com sucesso o *value premium*, ou seja, a diferença entre as rendibilidades das acções de empresas com rácios B/M elevados e reduzidos, sugerindo que este prémio pode dever-se ao diferente risco de liquidez que estas acções comportam.

Bayar e Onder (2005) analisam a volatilidade e a liquidez das acções francesas com o objectivo de avaliar os efeitos da admissão cruzada à cotação no mercado electrónico alemão Xetra, de 29 de Novembro de 1997 (o primeiro dia de transacção no Xetra) a Fevereiro de 2000. Embora o objectivo deste trabalho seja diferente, os

autores providenciam alguma evidência quanto à liquidez das acções francesas. Os resultados encontrados são mistos em termos de alterações na liquidez e na volatilidade depois da admissão cruzada. Para muitas acções, a volatilidade aumentou e a liquidez diminuiu, o que sugere a migração de ordens para o Xetra e a deterioração da qualidade da bolsa francesa com a admissão cruzada de acções francesas no mercado alemão, especialmente para as acções que são transaccionadas em contínuo no Xetra. Estes resultados parecem não suportar a integração dos mercados francês e alemão durante o período estudado, embora sejam consistentes com Rouwenhorst (1999) que mostrou a falta de integração entre estes dois mercados.

Apesar de Giouvris e Galariotis (2008) estudarem a liquidez na bolsa de valores de Atenas em busca de factores comuns, providenciam igualmente evidência sobre o efeito da liquidez sistemática na rendibilidade das acções. Os resultados obtidos para o período 1998-2003 indicam que a liquidez sistemática parece não influenciar as rendibilidades, não existindo um prémio de risco de liquidez significativo.

Loderer e Roth (2005) estimam o efeito da liquidez sobre o preço das acções com dados do mercado de acções suíço e do NASDAQ entre 1995 e 2001. Utilizam como medida de liquidez o *spread bid-ask* relativo e o volume de transacção. Em vez de rendibilidades, a variável dependente é o rácio *Price-to-earnings* (P/E) e controlam ainda os efeitos do crescimento, dividendos, risco e tamanho. Concluem que quanto maior for o *spread bid-ask* ou quanto menor for o volume transaccionado, ou seja, quanto mais ilíquida for a acção, menor é o rácio P/E, sendo o prémio de liquidez mediano durante o período amostral de 7% a 21% na bolsa suíça e aproximadamente de 30% no NASDAQ.

Relativamente ao mercado accionista espanhol, tanto Tapia (1997) e Rubio e Tapia (1998), para o período de Abril de 1990 a Outubro de 1994, como Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2003c), para o período 1988-2002, concluem pela sazonalidade do prémio de liquidez, na medida em que este parece ser superior no mês de Janeiro. Efectivamente, Tapia (1997) e Rubio e Tapia (1998), utilizando

como *proxies* de liquidez os *spreads bid-ask* e a profundidade, concluem que, apesar de não existir um prémio de liquidez significativo, existe uma fraca evidência no sentido do prémio de liquidez em Janeiro ser significativamente superior ao prémio de liquidez nos restantes meses do ano. Também Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2003c), com base no rácio de iliquidez de Amihud (2002), documentam um prémio de liquidez fracamente significativo, estando limitado ao mês de Janeiro.

Posteriormente, Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004, 2006a), Miralles-Marcelo *et al.* (2004) e Martínez *et al.* (2005a) analisam o impacto de um factor de risco de liquidez sobre a avaliação de activos no mercado de valores espanhol.

Com base no rácio de iliquidez de Amihud (2002), Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004, 2006a) e Miralles-Marcelo *et al.* (2004) geram um factor de iliquidez usando a abordagem de Fama e French (1993) e analisam se o mesmo entra no factor de desconto estocástico como uma variável de estado adicional para o mercado de acções espanhol, durante o período compreendido entre Janeiro de 1994 e Dezembro de 2002. O factor de iliquidez consiste na diferença de rendibilidades de um conjunto de carteiras constituídas por acções ilíquidas e de um conjunto de carteiras constituídas por acções muito líquidas. Os seus resultados indicam que as rendibilidades ajustadas ao risco das carteiras constituídas por acções mais líquidas excedem as rendibilidades das carteiras com acções menos líquidas e que as rendibilidades esperadas em excesso podem ser explicadas quer pelo CAPM quer pelo modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) aumentados por um factor de risco de iliquidez. No entanto, à semelhança de trabalhos anteriores, os resultados empíricos em secção cruzada apenas suportam a existência de um prémio de risco de iliquidez no mês de Janeiro.

Por sua vez, Martínez *et al.* (2005a) analisam se as rendibilidades médias das acções espanholas variam seccionalmente com os betas estimados de três factores de risco de liquidez alternativos: o factor de risco proposto por Pástor e Stambaugh (2003), um factor de liquidez definido como a diferença entre as rendibilidades altamente sensíveis a alterações do *spread bid-ask* relativo e as rendibilidades pouco

sensíveis a estas alterações e, por último, um factor construído com base no rácio de Amihud (2002). Os resultados empíricos obtidos para o período 1991-2000 mostram que o risco sistemático de liquidez é avaliado significativamente no mercado bolsista espanhol exclusivamente quando os betas são medidos relativamente ao factor de risco de iliquidez construído com o rácio de Amihud.

Estendendo os trabalhos anteriores, Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2006b), a partir do modelo de Acharya e Pedersen (2005), diferenciam dois modelos de valorização de activos consistentes com os argumentos de que a liquidez é uma característica desejável dos activos e que existe um risco sistemático devido à falta de liquidez. Estes modelos são um CAPM ajustado pela liquidez nas suas duas vertentes: como fricção e como fonte de risco sistemático.

Com dados do mercado espanhol de acções relativos ao período compreendido entre Janeiro de 1992 e Dezembro de 2004 e utilizando o rácio de iliquidez de Amihud (2002) como *proxy* de liquidez, testam duas versões do LCAPM não condicional de Acharya e Pedersen (2005): uma agregada e outra desagregada. Os resultados encontrados suportam o modelo agregado, mas os prémios de risco do modelo desagregado não são significativos, não obstante apresentarem os sinais esperados.

Os autores alteram igualmente o modelo de Acharya e Pedersen (2005) de forma a poderem avaliar se os agentes que operam no mercado espanhol valorizam a liquidez quando tomam as suas decisões de investimento ou valorizam o risco de iliquidez. A análise comparativa destes dois modelos permite indicar que o modelo ajustado pela liquidez como fonte de risco sistemático é o mais adequado para reflectir a valorização que os investidores fazem da liquidez no mercado de acções espanhol durante o período estudado.

Posteriormente, seguindo a metodologia proposta por Gibson e Mougeot (2004), Miralles-Marcelo *et al.* (2008) analisam a relação entre a rendibilidade e a liquidez para o mercado espanhol num contexto intertemporal, no período compreendido

entre 1988 e 2005. A medida de liquidez utilizada é o volume de transacção total do mercado. Os principais resultados obtidos indicam que existe um prémio de liquidez significativo no período considerado. Este prémio de risco de liquidez é sobretudo significativo no subperíodo 1988-1995, variando em função do estado da economia e do mercado.

Em função da evidência empírica prévia encontrada no mercado espanhol, Farinós *et al.* (2009) introduzem no modelo de três factores de Fama e French um factor de risco de liquidez baseado no rácio de iliquidez de Amihud (2002), com o intuito de explicar as rendibilidades negativas registadas no ano seguinte à realização de uma oferta pública de venda. Os resultados obtidos mostram que o mau comportamento desaparece pois o aumento da liquidez a longo prazo resultante da oferta pública de venda implica uma redução do prémio de liquidez e, por conseguinte, um menor rendimento esperado.

Depois de analisada a evidência empírica relativa à relação entre as rendibilidades e a liquidez nos mercados accionistas europeus, comentam-se em seguida os resultados obtidos para mercados desenvolvidos mais distantes, da Ásia e Oceânia.

Na Ásia e Oceânia, a liquidez encontra-se razoavelmente bem documentada no mercado australiano por Chan e Faff (2003, 2005), Marshall e Young (2003) e Marshall (2006). Por seu turno, Nguyen e Lo (2013) providenciam evidência empírica sobre a liquidez do mercado neozelandês, que é um mercado desenvolvido embora de pequena dimensão (à semelhança do português). Recentemente, Li *et al.* (2014) estudam a liquidez no Japão, que é o segundo maior mercado accionista a seguir aos EUA.

Chan e Faff (2003, 2005) exploram se a liquidez, aproximada pelo *turnover*, é valorizada no contexto de modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996), no período de Janeiro de 1989 a Dezembro de 1999. No seu primeiro trabalho examinam se as variações em secção cruzada das rendibilidades das acções

individuais podem ser explicadas pela liquidez, tamanho, B/M e beta, enquanto características das acções. Encontram uma relação negativa entre as rendibilidades das acções e o *turnover*, que persiste mesmo depois de incluir o B/M, o tamanho, o beta e um factor *momentum*. Posteriormente, Chan e Faff (2005) examinam o papel da liquidez enquanto um factor de risco adicional no modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996). O factor de liquidez é calculado seguindo a abordagem de Fama e French (1993) e corresponde à diferença entre as rendibilidades de um conjunto de carteiras constituídas por acções ilíquidas e de um conjunto de carteiras constituídas por acções muito líquidas, considerando o *turnover* como medida de liquidez. Os principais resultados encontrados suportam consideravelmente o modelo de Fama e French aumentado pela liquidez. Os prémios de risco estimados são geralmente positivos e significativos. Uma análise extensiva e vários testes de robustez sugerem que o *turnover* desempenha um papel importante na avaliação de activos e captura um efeito de liquidez na bolsa de valores australiana.

Estes resultados comprovam a evidência encontrada por Marshall e Young (2003) para o período 1995-1998. Estes autores, usando como medidas de liquidez o *spread bid-ask,* o *turnover* e o *spread* amortizado, apenas encontram um prémio de liquidez positivo para o *turnover*. Relativamente às duas outras medidas, constatam não existir qualquer relação entre as rendibilidades e o *spread* amortizado e que a relação entre as rendibilidades e o *spread bid-ask* é negativa, o que contrasta com a maioria dos resultados anteriores obtidos em mercados dirigidos por cotações.

Por seu turno, Marshall (2006) estuda a relação entre a rendibilidade e a liquidez no mercado de acções australiano, no período 1991-2002, com base na medida de liquidez latente proposta por Aitken e Comerton-Forde (2003). À semelhança de Chan e Faff (2003, 2005), conclui que existe uma relação significativamente negativa entre a rendibilidade e a liquidez, existindo portanto um prémio de liquidez positivo, mesmo depois de controlar os efeitos de outras variáveis sobre a rendibilidade (beta, tamanho, B/M e rendibilidade do capital próprio).

A evidência empírica relativa ao mercado neozelandês deve-se a Nguyen e Lo (2013). Estes autores, com base numa amostra de 1996 a 2011, calculam os *spreads* efectivo e cotado, o rácio de iliquidez de Amihud (2002), a medida de iliquidez de Liu (2006) e o impacto sobre o preço de Pástor e Stambaugh (2003). Os resultados obtidos mostram que as acções menos líquidas exibem rendibilidades inferiores às das acções mais líquidas, sugerindo a existência de um desconto de iliquidez em vez de um prémio. Adicionalmente, não encontram evidência de que a rendibilidade das acções seja afectada pelo risco de liquidez, na medida em que os prémios de risco não são significativos.

O Japão é o segundo maior mercado accionista a seguir aos EUA, pelo que o estudo deste mercado é importante para comprovar a evidência encontrada para o mercado norte-americano. Recentemente, Chang *et al.* (2010) e Li *et al.* (2014) reportam evidência empírica relativa à liquidez neste mercado.

Chang *et al.* (2010) examinam, no período de 1975 a 2004, as relações entre as rendibilidades das acções e quer o nível quer a variabilidade (medida pelo coeficiente de variação) de seis medidas de liquidez: *turnover*, volume de transacção, rácio de iliquidez de Amihud (2002), a proporção de rendibilidades zero e a medida de liquidez de Liu (2006). Encontram evidência de uma relação positiva entre as rendibilidades e a iliquidez para quatro das medidas usadas ao longo de todo o período amostral e nos períodos de expansão, mas não nos períodos de contracção económica. Extendendo este trabalho, Li *et al.* (2014), usando o modelo LCAPM de Acharya e Pedersen (2005) e o rácio de iliquidez de Amihud (2002), encontram resultados que sustentam a existência de um prémio de liquidez e de um prémio de risco de liquidez no período de 1975 a 2006. Mostram que o nível de iliquidez é positivamente relacionado com as rendibilidades das acções em secção cruzada e que a liquidez esperada é positivamente relacionada com as rendibilidades enquanto a liquidez inesperada é negativamente relacionada com as rendibilidades ao longo do tempo. Por último, documentam a importância do risco de liquidez para a avaliação

de activos financeiros, dada a superioridade do LCAPM face ao CAPM tradicional em explicar as rendibilidades das acções japonesas no período estudado.

No que se refere à evidência empírica internacional relativa ao papel da liquidez na avaliação de activos financeiros, salientam-se igualmente os estudos de Lee (2011) e Liang e Wei (2012), que analisam a liquidez num conjunto alargado de países, e de Lesmond (2005), Bekaert *et al.* (2007), Silva e Chavez (2008), Lischewski e Voronkova (2012) que estudam a liquidez em mercados emergentes.

Com um âmbito mais internacional, Lee (2011) especifica e testa um modelo de valorização de activos financeiros de equilíbrio com liquidez, quer enquanto característica das acções quer como factor de risco, ao nível global. A análise compreende dados de 50 países durante o período desde Janeiro de 1988 até Dezembro de 2007 e a *proxy* de liquidez utilizada é a proporção de rendibilidades zero sugerida por Lesmond *et al.* (1999). A evidência empírica encontrada suporta o LCAPM de Acharya e Pedersen (2005) pois os riscos de liquidez são valorizados independentemente do risco de mercado nos mercados financeiros internacionais, mesmo depois de controlar o nível de liquidez, o tamanho e o rácio B/M. A rendibilidade dos activos depende da covariância entre a liquidez individual e a liquidez de mercado local bem como da covariância entre a liquidez individual e a rendibilidade do mercado local e global. Para além disso, os riscos de liquidez globais são mais fortes do que os riscos de liquidez locais em países desenvolvidos e países com maior transparência, menor risco político e onde o investimento estrangeiro em acções é forte. Lee (2011) mostra ainda que o mercado norte-americano é uma importante força condutora do risco de liquidez mundial, uma vez que as rendibilidades deste mercado afectam os preços das acções individuais por todo o mundo através das covariâncias da liquidez com as rendibilidades dos EUA.

Também Liang e Wei (2012) estudam a relação entre o risco de liquidez e a rendibilidade das acções em 21 mercados desenvolvidos. Usam as medidas de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003) e de Amihud (2002) para construir o factor de risco de liquidez que incorporam como factor de risco adicional no modelo de Fama

e French (1993, 1996). Os resultados obtidos indicam que a liquidez é um factor de risco relevante para a explicação das rendibilidades das acções de 13 dos países estudados e o prémio de risco de liquidez é menor nos países onde as actividades de negociação privada (*inside trading*) são menores e onde o governo das sociedades é mais eficiente. Evidenciam ainda a existência de um prémio de risco de liquidez global e efeitos de repercussão entre os mercados.

A importância de estudar a liquidez nos mercados emergentes é sublinhada por Bekaert *et al.* (2007), que descobriram que os modelos que incluem o risco de liquidez apresentam um melhor desempenho do que outros modelos que apenas incorporam factores de risco de mercado na previsão das rendibilidades futuras.

Neste contexto, Lesmond (2005) investiga a liquidez em 23 mercados emergentes, durante o período de 1987 a 2000, usando como base o *spread bid-ask* e as medidas de *turnover*, Amivest, de Lesmond *et al.* (1999), de Roll (1984) e de Amihud (2002). Estas cinco últimas medidas de liquidez são testadas em comparação com o *spread bid-ask* cotado, para determinar a sua eficácia em estimar a liquidez, bem como o seu comportamento ao longo do tempo e os seus determinantes. Relativamente às medidas de liquidez, verifica que, exceptuando a medida de Roll (1984), todas as outras são significativas para a maioria dos 23 países estudados. Além disso, a medida de Lesmond *et al.* (1999) é que mais contribui para explicar a variação em secção cruzada dos *spreads*, sendo seguida pela medida de Amihud (2002). Estes resultados indicam que estas duas medidas são estimadores de liquidez robustos quando usadas para cada país. Entre os vários países, as correlações entre o *spread bid-ask* e as várias medidas de liquidez mostram que os estimadores baseados nos preços (as medidas de Roll (1984) e de Lesmond *et al.* (1999)) representam melhor as diferenças da liquidez do que as medidas baseadas no volume (rácio de Amihud (2002) e *turnover*). No entanto, considerando cada país de forma separada, são as medidas de Lesmond *et al.* (1999) e de Amihud (2002) que maiores correlações apresentam com o *spread bid-ask*.

Por sua vez, Bekaert *et al.* (2007) estudam o impacto da liquidez sobre as rendibilidades em 19 mercados emergentes, desde 1993 até 2003. Para além do *turnover*, utilizam duas outras medidas para a liquidez: a proporção de rendibilidades nulas e a pressão sobre o preço depois de um intervalo temporal sem transacções. A evidência encontrada comprova que a medida de rendibilidades zero permite prever de forma significativa as rendibilidades e que os choques inesperados de liquidez são positivamente correlacionados com as rendibilidades e negativamente correlacionados com os *dividend yields*. Adicionalmente, concluem que o risco de liquidez sistemática é importante empiricamente, tendo uma maior importância do que o risco local de mercado, e que o impacto da liquidez sobre as rendibilidades esperadas é bastante superior em países com um elevado risco político e fracas condições legais.

Também Silva e Chavez (2008) analisam os custos de liquidez para as acções em quatro mercados emergentes latino-americanos: Argentina, Brasil, Chile e México. Utilizam a medida de Lesmond *et al.* (1999) e, para o período de 1992 a 2001, os resultados encontrados indiciam que os custos de liquidez são mais elevados no Brasil, tal como indicado por Lesmond (2005). Investigam também o efeito de *cross-listing* nos custos de liquidez das acções e comprovam que a admissão à cotação cruzada nos EUA afecta negativamente a liquidez das acções no mercado local, diminuindo-a em cerca de 3,3%. No entanto, a liquidez das acções de grandes empresas da Argentina, Brasil e México admitidas à cotação nos EUA é superior à liquidez das acções de grandes empresas apenas cotadas no mercado local.

Mais recentemente, Lischewski e Voronkova (2012) investigam se a liquidez é valorizada como um factor de risco no mercado accionista polaco. A sua amostra inclui todas as acções transaccionadas na bolsa de valores de Varsóvia no período de Janeiro de 1996 a Março de 2009. Consideram um conjunto vasto de medidas de liquidez, tais como, a proporção de rendibilidades zero, o *turnover*, a medida de Liu (2006), o rácio de iliquidez de Amihud (2002) e o *spread* efectivo de Roll (1984). Os resultados encontrados suportam a evidência empírica prévia quanto ao papel dos

factores de mercado, tamanho e B/M, mas não encontram um prémio de risco de liquidez significativo.

Como se pode constatar, não obstante a evidência encontrada para o mercado norte-americano ser favorável à existência de um prémio de liquidez e de um prémio de risco de liquidez, os resultados obtidos a nível internacional não são unânimes quanto ao papel da liquidez na valorização de acções.

Uma possível justificação para estes resultados mistos pode residir no facto de, na maioria dos estudos realizados para os mercados internacionais, não se analisar previamente a existência de um efeito de liquidez sistemática. Efectivamente, em alguns casos, não existe ainda qualquer evidência relativa aos factores comuns na liquidez e, noutros casos, essa evidência foi apenas obtida num momento posterior ao estudo sobre o papel da liquidez na avaliação de activos. Este tipo de evidência prévia pode revelar-se útil na escolha da forma de como incluir a liquidez nos modelos de avaliação e, por isso, influenciar os resultados.

4.1.3. Mercado português

Relativamente ao caso português, são muito escassos os trabalhos que estudam a liquidez, existindo apenas um único que analisa o efeito da liquidez no processo gerador de rendimentos, como se refere na Tabela 4.3.

Concretamente, Mello e Escalda (1994) testam empiricamente a significância da liquidez como factor explicativo das rendibilidades das acções no mercado português no período compreendido entre Dezembro de 1987 e Dezembro de 1993. No seu estudo, usam diferentes medidas de liquidez, como sejam o *spread bid-ask*, a frequência de transacções e o rácio de *turnover*. Para testar a importância relativa de outros efeitos utilizam também a capitalização bolsista e a dispersão do capital. Verificam que na bolsa portuguesa, ao longo do período de estudo, os títulos mais

frequentemente transaccionados são aqueles que apresentam uma maior rendibilidade.

Tabela 4.3 – Liquidez e avaliação de acções – Evidência empírica para Portugal

Autor(es)	**Medida(s)**	**Resultados**
Mello e Escalda (1994)	*Spread bid-ask*, frequência de transacção, *turnover*	Os títulos mais frequentemente transaccionados são aqueles que apresentam uma maior rendibilidade; o poder explicativo da liquidez nos rendimentos gerados parece dominar os efeitos da dimensão e da concentração accionista da empresa.
Alves *et al.* (2001)	*Spread bid-ask*	O custo do *spread bid-ask* é elevado para muitos dos títulos cotados na bolsa portuguesa, sendo a principal componente dos custos de transacção.
Antão *et al.* (2004)	*Spread bid-ask*	As empresas de maior capitalização apresentam um *spread* bastante inferior ao das empresas de menor capitalização; um aumento do *spread bid-ask* e da volatilidade das acções fazem diminuir a probabilidade e aumentar o tempo de execução das ordens.
Pereira e Cutelo (2013)	*Spread bid-ask*, rácio de Amihud, *turnover*, volume de transacção	As acções com preços baixos são menos líquidas do que as acções com preços elevados.

Além disso, os resultados das estimações efectuadas indicam que, apesar de apresentar um sinal contrário ao esperado, o poder explicativo da liquidez nos rendimentos gerados parece dominar os efeitos da dimensão e da concentração accionista da empresa. As variáveis estatisticamente mais significativas são a frequência de transacções e o *turnover*, em lugar do *spread bid-ask*. Este facto pode dever-se ao facto do mercado accionista português ser um mercado dirigido por ordens e, por isso, funcionar por via da combinação de ordens de sinal contrário (*matching orders*) e não existirem intermediários obrigatoriamente prontos a transaccionar (*market-makers*). Assim, neste caso, o risco determinante para o investidor português é o tempo de espera pela transacção, uma vez que a

intermediação não garante a execução imediata. Os resultados mostram ainda que o fenómeno da iliquidez se acentua mais em fases de menor dinâmica do mercado.

Ao contrário do que se verifica noutros mercados, a literatura posterior a Mello e Escalda (1994) não analisa a liquidez no âmbito do processo de valorização de activos.[3] Os estudos existentes focam-se noutros aspectos distintos da liquidez, como a importância do *spread* enquanto custo de transacção, o impacto sobre a probabilidade e o tempo de execução das ordens de bolsa e a relação entre a liquidez e os preços.

Com efeito, Alves *et al.* (2001), com dados intradiários relativos ao mês de Setembro de 2000, concluem que para muitos dos títulos cotados na bolsa portuguesa o custo do *spread bid-ask* atinge proporções elevadas (entre 65,5 e 70,6 pontos base), sendo a principal componente dos custos de transacção neste mercado. Este custo é sobretudo elevado para os títulos com menor volume de transacções e menor capitalização bolsista.

Por sua vez, o estudo de Antão *et al.* (2004) relaciona a liquidez com a probabilidade e tempo de execução das ordens de compra e venda, evidenciando algumas características da liquidez no mercado accionista português. Neste trabalho são analisadas todas as ofertas de compra e venda dos títulos pertencentes ao índice PSI-20 entre Janeiro e Outubro de 2002. Para estas acções, os autores obtiveram um *spread bid-ask* médio de 60 pontos base, apresentando as empresas de maior capitalização um *spread* bastante inferior ao das empresas de menor capitalização: 29 contra 105 pontos base, respectivamente. O valor médio dos custos de transacção, definidos como a variação percentual do preço de transacção de uma acção face ao minuto anterior, é de 4,11 pontos base.

[3] Existem alguns estudos do efeito da liquidez na valorização de activos efectuados a nível internacional que incluem Portugal no conjunto de países analisados, tais como Bekaert *et al.* (2007) e Lee (2011). No entanto, como estes estudos são conduzidos a um nível agregado, não é reportada evidência específica quanto à relação entre a liquidez e a rendibilidade das acções no mercado português embora apresentem alguma informação estatística quanto às medidas de liquidez usadas.

Este estudo revela ainda que um aumento do *spread bid-ask* e da volatilidade das acções, ou uma diminuição da quantidade de acções oferecidas às melhores cotações, fazem diminuir a probabilidade e aumentar o tempo de execução das ordens. Além disso, verifica-se uma maior facilidade em transaccionar títulos de empresas de grande capitalização, pois a probabilidade de execução de uma ordem de venda (compra) aumenta 8,5% (9,8%) face aos títulos de empresas de menor capitalização, o que significa uma maior liquidez dos títulos de maior capitalização bolsista.

Por outro lado, no seu estudo sobre a teoria de preços óptimos por acção, Pereira e Cutelo (2013) analisam a relação entre os preços por acção e a liquidez das acções constituintes do PSI-20, de Janeiro de 1999 a Junho de 2010. Utilizam o *spread bid-ask*, o rácio de iliquidez de Amihud (2002), o *turnover* e o volume de transacção. Os autores comparam a liquidez de carteiras constituídas pelo preço das acções e concluem que as acções com menor preço são menos líquidas do que as acções com preços mais elevados.

Como se pode verificar, a evidência empírica relativa ao papel da liquidez em Portugal é escassa, datada e não permite concluir sobre a existência de um prémio de liquidez ou de um prémio de risco de liquidez. Dos estudos analisados, salienta-se apenas a relação positiva que parece existir entre a rendibilidade, a capitalização bolsista, a frequência de transacção e a liquidez, ou seja, as acções de empresas de maior capitalização bolsista tendem a apresentar uma maior rendibilidade, uma maior liquidez e são as acções mais facilmente transaccionadas.

4.2. Outros mercados financeiros

A liquidez tem sido igualmente estudada em outros tipos de mercados financeiros, sobretudo nos mercados obrigacionistas de dívida pública e privada.

Mas, para além dos mercados de dívida pública e privada, a liquidez também afecta as rendibilidades esperadas de outros activos financeiros, tais como American Depository Receipts (ADR) (Chan *et al.*, 2008a; Silva e Chavez, 2008), opções (Brenner *et al.*, 2001), *swaps* de taxas de juro (Liu *et al.*, 2006), obrigações ligadas a índices de acções (Dimson e Hanke, 2004), fundos de investimento (Liang, 1999; Datar, 2001; Chan *et al.*, 2008b; Teo, 2011; Kessler e Scherer, 2011) e *Exchange-Traded Funds* (ETF) (Datar *et al.*, 2008).

Em seguida, analisa-se com um maior detalhe a literatura relacionada com a liquidez nos mercados obrigacionistas, que é também a que se encontra mais desenvolvida.

A maioria dos estudos de liquidez nos mercados obrigacionistas examina o efeito da liquidez sobre a taxa de rendibilidade até à maturidade. A taxa de rendibilidade até à maturidade, para o caso das obrigações do Tesouro, mede a rendibilidade esperada se a obrigação for detida até à maturidade e, no caso das obrigações empresariais, oferece uma boa estimativa da rendibilidade esperada, depois de controlar o efeito do incumprimento.

A literatura sobre a liquidez nos mercados de dívida propõe um número razoável de factores explicativos: o saldo em circulação, a idade, o prazo de vida residual, o ciclo económico e a volatilidade das taxas de juro (Díaz e Navarro, 2002). A maioria dos trabalhos sobre dívida privada considera o saldo em circulação como o principal factor explicativo de liquidez. A justificação reside no facto de quanto menor é a quantidade de obrigações em circulação de uma mesma empresa, menor é a frequência de transacção, pelo que menor é a liquidez, maior é a incerteza e o preço de mercado, assim como o prémio de risco. Relativamente à idade, verifica-se que a liquidez dos títulos de dívida pública tende a diminuir com a sua idade, pois à medida que o tempo passa, as obrigações são absorvidas em carteiras inactivas e deixam de ser negociadas. As obrigações do Tesouro de emissões mais recentes são geralmente as mais líquidas, porque existe uma maior quantidade de informação disponível sobre as suas características e os custos de busca são inferiores. A

liquidez também depende do prazo de vida residual: as obrigações com um prazo residual mais curto têm uma menor liquidez do que os bilhetes do Tesouro, por motivos semelhantes aos apontados para a idade. O ciclo económico é outros dos determinantes da liquidez, na medida em que, tal como sucede com as acções, em períodos de recessão a liquidez é mais valorizada e a procura de títulos de elevada liquidez aumenta. Por último, quanto à volatilidade das taxas de juro, verifica-se que um aumento desta provoca um aumento do risco e, consequentemente, os investidores procuram títulos com maior liquidez e mais seguros.

As medidas utilizadas para medir a liquidez nos mercados obrigacionistas são diversas, embora algumas sejam muito semelhantes às usadas nos mercados accionistas. O *spread bid-ask* é sobretudo usado como *proxy* para a liquidez em estudos relativos ao mercado norte-americano (Amihud e Mendelson, 1991; Shen e Starr, 1998; Hong e Warga, 2000; Goldreich *et al.*, 2005, entre outros). Kamara (1994) utiliza o produto entre a volatilidade implícita na taxa (estimada por um modelo GARCH) e o rácio do *turnover*[4] dos bilhetes do Tesouro e das obrigações do Tesouro como medida da liquidez diferencial entre estes dois títulos de dívida pública. Outras *proxies* utilizadas são, por exemplo, uma variável *dummy* que indica se uma determinada emissão de obrigações com duração semelhante é a mais recente (Warga, 1992), o volume negociado (Elton e Green, 1998; Alexander *et al.*, 2000; Goldreich *et al.*, 2005), a frequência de negociação[5] e a rotação[6] (Díaz e Navarro, 2002), o número diário de transacções (Alexander *et al.*, 2000), a percentagem do volume negociado no mercado de uma determinada emissão (Díaz *et al.*, 2006), a percentagem de *spreads* nulos e de rendibilidades nulas (Chen *et al.*, 2007).

[4] Neste caso, o *turnover* de cada título é calculado como o rácio entre o volume diário médio de transacções e o valor absoluto das posições líquidas diárias dos *dealers*.

[5] A frequência de negociação é calculada como o quociente entre o número de sessões em que o título foi negociado num mês e o número de sessões ocorridas nesse mês (corrigidas no caso do título ter sido emitido ou amortizado nesse mês).

[6] A rotação é determinada como o quociente entre o volume nominal negociado de um título durante um mês e o respectivo saldo vivo.

O primeiro trabalho que mostra que a liquidez é um dos determinantes do diferencial entre a rendibilidade dos títulos de dívida privada e pública norte-americanos é o de Fisher (1959). Outros trabalhos mais recentes que estudam a liquidez nos mercados norte-americanos de dívida privada, documentando a existência de um prémio de liquidez, são, por exemplo, os de Shulman *et al.* (1993), Crabble e Turner (1995), Alexander *et al.* (2000), Chen *et al.* (2007), Acharya *et al.* (2010), Lin *et al.* (2011). Nos mercados norte-americanos de dívida pública, a liquidez foi estudada por Amihud e Mendelson (1991), Warga (1992), Kamara (1994), Elton e Green (1998), Longstaff (2004), Goldreich *et al.* (2005), entre outros. Também estes estudos comprovam a importância da liquidez para explicar a rendibilidade dos títulos. Destaca-se, no entanto, o trabalho de Li *et al.* (2009) que se diferencia dos restantes por utilizar a medida de risco sistemático de Pástor e Stambaugh (2003) e por investigar o risco de liquidez no mercado de dívida pública. Os autores concluem que o risco de liquidez é um importante determinante das rendibilidades esperadas das obrigações do Tesouro.

Favero *et al.* (2005, 2008) providenciam evidência empírica relativa ao mercado de dívida pública da zona Euro, constatando que a liquidez, apesar de não permitir explicar totalmente os diferenciais de rendibilidade, parece afectar a sensibilidade ao risco dos activos detidos. Para o caso português (bem como para a Áustria, Bélgica e Países Baixos), os autores documentam um efeito positivo entre o *spread bid-ask* e o diferencial da rendibilidade relativamente à Alemanha, sugerindo a predominância do efeito de liquidez corrente.

No mercado espanhol, Díaz e Navarro (1997) encontram evidência de que existe um prémio de liquidez no diferencial entre as rendibilidades dos títulos de dívida privada e pública. Também Díaz e Navarro (2002), Alonso *et al.* (2004), Díaz *et al.* (2006) documentam a existência de um prémio de liquidez no mercado de dívida pública espanhol.

Na Tabela 4.4 encontra-se um resumo da evidência empírica encontrada relativamente ao papel da liquidez na avaliação de outros activos financeiros.

Tabela 4.4 – Liquidez e avaliação de outros activos financeiros – Evidência empírica internacional

Autor(es)	**Mercado(s)**	**Medida(s)**	**Resultados**
Chan *et al.* (2008a)	7 mercados emergentes (ADR)	Frequência de transacção, *turnover*, rácio de Amihud (2002)	Encontram um prémio de liquidez.
Silva e Chavez (2008)	Argentina, Brasil, Chile e México (ADR)	Medida de Lesmond *et al.* (1999)	
Brenner *et al.* (2001)	Israel (opções de USD)	Tipo de local de transacção	
Liu *et al.* (2006)	EUA (*swaps* de taxas de juro)	Tipo de taxa de juro	Encontram um prémio de risco de liquidez.
Dimson e Hanke (2004)	Reino Unido (obrigações ligadas a índices de acções)	*Spread bid-ask* efectivo, volume de transacção	Existe um prémio de liquidez e o risco de liquidez tem uma componente sistemática.
Liang (1999)	EUA (fundos de investimento)	Período de permanência	Quanto maior o período de permanência melhor é a performance dos fundos.
Datar (2001)	EUA (fundos de investimento)	Volume de transacção, *turnover*, capitalização bolsista	Existe um prémio de liquidez.
Chan *et al.* (2008b)		Rácio de Amihud (2002), *spread* proporcional	
Kessler e Scherer (2011)	EUA (fundos de investimento)	*Spread*, rácio de Amihud (2002), medida de Pástor e Stambaugh (2003)	Encontram evidência de um prémio de liquidez negativo.
Teo (2011)	EUA (fundos de investimento)	Medida de Pástor e Stambaugh (2003)	Existe um prémio de risco de liquidez positivo.
Datar *et al.* (2008)	EUA (ETF)	*Spread* cotado, *spread* cotado porporcional, profundidade, desequilibrio de ordens	Encontram factores comuns na liquidez dos dois ETF analisados bem como padrões e sazonalidade.

Tabela 4.4 – Liquidez e avaliação de outros activos financeiros – Evidência empírica internacional (cont.)

Autor(es)	**Mercado(s)**	**Medida(s)**	**Resultados**
Fisher (1959)	EUA (dívida privada)	Valor de mercado das obrigações em circulação	A liquidez influencia a rendibilidade das obrigações.
Shulman *et al.* (1993)		Frequência de transacção	Existe um prémio de liquidez.
Crabble e Turner (1995)		Valor nominal da emissão	A liquidez não é uma função do tamanho da emissão.
Chen *et al.* (2007)	EUA (dívida privada)	*Spread bid-ask* proporcional, percentagem de rendibilidades nulas, medida de Lesmond *et al.* (1999) adaptada	Existe um prémio de risco de liquidez.
Lin *et al*. (2011)		Medida de Pástor e Stambaugh (2003), rácio de Amihud (2002)	
Elton e Green (1998)	EUA (dívida pública) EUA (dívida privada)	Volume de transacção	Existe um prémio de liquidez.
Longstaff (2004)		Tipo de activo	
Goldreich *et al.* (2005)		*Spread bid-ask* , profundidade, volume de transacção	
Chen *et al.* (2007)		*Spread bid-ask* proporcional, percentagem de rendibilidades nulas, medida de Lesmond *et al.* (1999) adaptada	
Acharya *et al.* (2010)		Rácio de Amihud (2002), *spread bid-ask*	
Amihud e Mendelson (1991),	EUA (dívida pública)	*Spread bid-ask* proporcional	Existe um prémio de liquidez.
Warga (1992)		Estado da emissão	
Kamara (1994)		Produto entre volatilidade implícita na taxa e rácio de *turnover*	

Tabela 4.4 – Liquidez e avaliação de outros activos financeiros – Evidência empírica internacional (cont.)

Autor(es)	**Mercado(s)**	**Medida(s)**	**Resultados**
Li *et al.* (2009)	EUA (dívida pública)	Medida de Pástor e Stambaugh (2003)	O risco de liquidez é um importante determinante das rendibilidades esperadas das obrigações do Tesouro.
Favero *et al.* (2005, 2008)	Zona Euro (dívida pública)	*Spread bid-ask*, volume de transacção, profundidade	A liquidez, apesar de não permitir explicar totalmente os diferenciais de rendibilidade, parece afectar a sensibilidade ao risco dos activos detidos.
Díaz e Navarro (1997)	Espanha (dívida privada e pública)	Valor de mercado das obrigações em circulação	Existe um prémio de liquidez no diferencial entre as rendibilidades dos títulos de dívida privada e pública.
Díaz e Navarro (2002)	Espanha (dívida pública)	Frequência de transacção, rotação	Existe um prémio de liquidez no mercado de dívida pública espanhol.
Alonso *et al.* (2004)		Número de transacções, volume de transacção, *turnover*, tipo de activos	
Díaz *et al.* (2006)		Estado da emissão, rotação	

Como se pode verificar, a maioria dos estudos analisados documenta a existência de uma relação entre a rendibilidade e a liquidez dos activos financeiros, providenciando evidência favorável quanto à existência de um prémio de liquidez e/ou de um prémio de risco de liquidez. Todavia, o efeito de liquidez sistemática não se encontra ainda documentado nestes mercados pois, como se indicou no capítulo anterior, os estudos de Marshall *et al.* (2013) e Mancini *et al.* (2013) são os únicos que se conhecem que analisam outros activos financeiros (futuros de mercadorias e taxas de câmbio, respectivamente).

Teoricamente, a liquidez é relevante para a determinação da rendibilidade das acções. Por um lado, espera-se que a rendibilidade das acções menos líquidas supere a rendibilidade das acções mais líquidas, ou seja, espera-se que exista um prémio de iliquidez. Por outro lado, a liquidez pode constituir um factor de risco adicional que determina a rendibilidade das acções e, portanto, espera-se que as acções cuja rendibilidade é mais sensível a variações da liquidez exibam uma maior rendibilidade, isto é, espera-se que exista um prémio de risco de iliquidez.

A linha de investigação iniciada por Amihud e Mendelson (1986, 1989) suporta a ideia de que o nível de liquidez afecta a rendibilidade das acções, sugerindo que a rendibilidade em excesso, geralmente designada como prémio de risco é, em parte, um prémio pelo nível de iliquidez da acção. Assim, quanto mais ilíquida é uma acção maior é a sua rendibilidade e a diferença entre as rendibilidades das acções mais e menos ilíquidas consiste no prémio de iliquidez tradicional.

Beneficiando dos contributos quer dos estudos de factores comuns na liquidez quer de Amihud (2002), o trabalho de Pástor e Stambaugh (2003) foi um dos primeiros a estudar a liquidez enquanto um factor de risco adicional ao risco de mercado, dando início a uma nova linha de investigação.

Estas duas linhas de investigação têm sido bastante profíquas, como se depreende da análise efectuada ao longo deste capítulo. São muitos os estudos que analisam quer o impacto da liquidez individual das acções quer o efeito da liquidez

de mercado sobre a rendibilidade. Todavia, enquanto os resultados obtidos para os EUA confirmam a existência de um prémio de iliquidez quer de um prémio de risco de iliquidez, a evidência empírica encontrada quer para outros mercados accionistas quer para outros mercados financeiros é mista.

5. AS CAUSAS MACROECONÓMICAS DA FLUTUAÇÃO DA LIQUIDEZ

A identificação de factores comuns na liquidez, iniciada por Chordia *et al.* (2000), Hasbrouck e Seppi (2001) e Huberman e Halka (2001), levantou uma nova questão relativamente ao papel da liquidez na avaliação de activos financeiros. Estes estudos influenciaram a investigação dos efeitos da liquidez agregada do mercado e existe evidência que a variação da liquidez agregada é efectivamente um factor importante para a explicação da secção cruzada das rendibilidades dos activos (Pástor e Stambaugh, 2003; Acharya e Pedersen, 2005, entre outros), bem como da série temporal das rendibilidades agregadas (Amihud, 2002; Bekaert *et al.*, 2007, entre outros). Contudo, não é apenas importante analisar a influência da liquidez sistemática no processo de avaliação de activos (como se viu no capítulo anterior) mas também conhecer quais são as causas desses movimentos comuns na liquidez (que é o que se analisa no presente capítulo).

Apesar do progresso feito na compreensão dos efeitos da liquidez de mercado, o conhecimento das causas da sua variação ao longo do tempo é ainda limitado, sobretudo no que se refere à dinâmica da liquidez em horizontes temporais longos. No entanto, devido ao impacto nas rendibilidades, é importante conhecer as fontes da variação da liquidez sistemática. Além disso, algumas das mais proeminentes crises financeiras estão associadas a quebras da liquidez dos mercados e exemplificam a importância da liquidez para o funcionamento dos mercados financeiros e da economia.

É expectável que a liquidez de mercado seja influenciada por factores que afectam simultaneamente o risco de muitas empresas, pelo que as variáveis macroeconómicas parecem ser boas candidatas para esses factores. As variações dos fundamentais económicos podem ter impactos directos sobre o risco das carteiras. Por exemplo, notícias económicas negativas podem conduzir a um declínio dos resultados futuros esperados e induzir os investidores a deslocarem-se do mercado accionista para o mercado obrigacionista. Este efeito, chamado de *flight-to-quality*, provavelmente origina desequilíbrios nas ordens, descida dos preços e aumento da volatilidade para muitas acções (Watanabe, 2004).

A maioria dos estudos da variação intertemporal da liquidez sistemática é realizada com dados do mercado norte-americano, sendo os trabalhos de Chordia *et al.* (2001a) e Chordia *et al.* (2005) apontados como os primeiros a estudar o impacto de factores macroeconómicos na liquidez.

Chordia *et al.* (2001a) analisam a variação diária da liquidez de mercado (medida pelos *spreads* cotados e efectivos e pela profundidade) e da actividade negociadora (medida pelo volume e número de transacções) e procuram as causas para esses movimentos diários. As variáveis explicativas escolhidas para a liquidez e a actividade negociadora são a taxa de juro de curto prazo, o *term spread*, o *default spread*, os movimentos contemporâneos do mercado (rendibilidade diária do índice accionista), uma medida da história recente do mercado (média-móvel das rendibilidades dos últimos cinco dias), a volatilidade do mercado (média-móvel de cindo dias de rendibilidades absolutas do índice accionista), e indicadores que representam os dias próximos de importantes anúncios macroeconómicos, os dias da semana e os principais feriados. Concluem que os *spreads*, a profundidade e o volume agregado do mercado são mais voláteis do que as rendibilidades. Encontram evidência que comprova que a liquidez e a actividade negociadora são influenciadas pela rendibilidade do mercado accionista, pela volatilidade recente do mercado, pelas taxas de juro de curto-prazo e pelo *term spread*. Verificam igualmente que a actividade negociadora e a profundidade do mercado aumentam antes dos anúncios macroeconómicos agendados relativos ao PIB e à taxa de desemprego, caindo para níveis normais no próprio dia do anúncio, o que é consistente com o aumento da negociação induzida pelas diferenças de opinião antes do anúncio e com o aumento do número de investidores informados.

Por seu turno, Chordia *et al.* (2005) investigam a dinâmica conjunta da liquidez, da actividade negociadora, da rendibilidade e da volatilidade nos mercados de dívida pública e de acções norte-americanos, procurando encontrar inter-relações entre os dois mercados e os factores que afectam os movimentos da liquidez. Os factores macroeconómicos considerados no seu estudo são a política monetária e os fluxos

financeiros agregados de fundos de investimento nos mercados de dívida pública e accionista. Estes autores argumentam que, por um lado, uma política monetária mais expansionista poderá aumentar a liquidez e encorajar uma maior negociação nos mercados financeiros ao facilitar o financiamento das posições assumidas pelos agentes e ao diminuir o custo desse financiamento e, por outro lado, uma liquidez reduzida e um aumento da volatilidade dos mercados poderá induzir uma suavização da política monetária por parte das autoridades. Também o maior fluxo das sociedades gestoras de fundos de investimento poderá conduzir a um decréscimo da liquidez ao esgotar os inventários dos *market-makers*, embora um aumento da liquidez ou uma redução da volatilidade nos mercados financeiros poderá tornar os activos mais atractivos e motivar a sua compra por parte dos fundos de investimento. Recorrendo à metodologia dos vectores auto-regressivos (VAR) e com dados relativos ao período 1991-1998, os resultados mostram que uma suavização não esperada da política monetária está associada a um aumento contemporâneo da liquidez das acções e tem uma modesta capacidade para prever a liquidez durante períodos de crise. Além disso, as inovações dos fluxos de fundos de investimento dirigidos ao mercado de dívida pública são relevantes para prever a liquidez nos dois mercados (obrigacionista e accionista).

No seguimento do estudo de Chordia *et al.* (2005), Goyenko e Ukhov (2009) estabelecem a ligação entre a liquidez dos mercados accionista e obrigacionista nos EUA, entre Julho de 1962 e Dezembro de 2003, ampliando a evidência empírica relativa à liquidez nos dois mercados e às relações cruzadas que se estabelecem entre eles. Consideram os *spreads bid-ask* relativos como medida da liquidez das obrigações do Tesouro e o rácio de iliquidez de Amihud (2002) para medir a iliquidez das acções. Estimam dois modelos VAR: um primeiro apenas com variáveis de mercado, como a rendibilidade, volatilidade e iliquidez das acções e das obrigações do Tesouro; e um outro que inclui adicionalmente as variáveis macroeconómicas (taxa federal, reservas próprias[7], taxa de crescimento da produção

[7] *Nonborrowed reserves*, no original.

industrial e inflação). Mostram que os mercados accionista e de dívida pública se encontram ligados quer via volatilidade quer via iliquidez. Encontram evidência de que um choque positivo da iliquidez no mercado accionista diminui a iliquidez das obrigações e, em contraste, um choque positivo da iliquidez no mercado obrigacionista aumenta a iliquidez das acções. Este efeito está relacionado com o facto da iliquidez do mercado obrigacionista ser afectada pela política monetária contemporaneamente enquanto a iliquidez das acções apenas reage às alterações da política monetária com um desfasamento. Além disso, a iliquidez das obrigações do Tesouro desempenha um importante papel como canal de transmissão dos choques monetários ao mercado accionista.

Também Watanabe (2004) examina as causas macroeconómicas das variações temporais da liquidez do mercado accionista norte-americano durante as últimas quatro décadas do século XX (1962-2001). Utiliza como medidas de liquidez o *spread* proporcional, o rácio de iliquidez de Amihud (2002) e a medida de reversão das rendibilidades de Pástor e Stambaugh (2003). Recorre à metodologia VAR e os modelos incluem, para além de uma das medidas de liquidez, a rendibilidade agregada do mercado, a volatilidade, o *turnover* e seis variáveis macroeconómicas: a taxa de crescimento da produção industrial, a taxa de desemprego, as taxas de crescimento do índice de preços no consumidor e do índice de preços de materiais sensíveis, a taxa de desconto e as reservas próprias. Watanabe (2004) verifica que a liquidez do mercado é significativamente mais baixa quando o mercado accionista está em queda e que os custos de liquidez médios são significativamente maiores em estados de elevada volatilidade e reduzida actividade. Os resultados da análise VAR mostram que os factores macroeconómicos afectam de forma significativa a liquidez do mercado accionista e os seus efeitos são mais fortes antes de meados de 1980, quando a dinâmica do ciclo económico era mais volátil. Durante a primeira metade do período amostral, ou seja, no período anterior a 1984, a inflação e a política monetária são particularmente importantes para a explicação da dinâmica da liquidez. À semelhança de Chordia *et al.* (2005), Watanabe (2004) comprova que a liquidez do mercado melhora substancialmente em resposta a choques expansionistas

da política monetária. Adicionalmente, os choques negativos de inflação também contribuem para um aumento da liquidez de mercado. No entanto, a influência dos choques macroeconómicos não se limita à liquidez. Estes choques afectam igualmente a rendibilidade do mercado, a volatilidade e o *turnover* que, por sua vez, também são importantes determinantes da liquidez. Assim, os factores macroeconómicos influenciam a liquidez não apenas directamente como também indirectamente, através da sua influência sobre outras variáveis do mercado accionista. Durante a segunda metade do período amostral, a liquidez torna-se menos sensível e mais resistente aos choques quer das variáveis do mercado quer das variáveis económicas.

Enquanto os estudos anteriores investigam as causas das variações dos níveis de liquidez sistemática ou de mercado, Lu e Glascock (2010) e Jensen e Moorman (2010) analisam as causas da variação temporal do prémio de liquidez no mercado accionista dos EUA. Recorrendo ao rácio de iliquidez de Amihud (2002) e a um conjunto de variáveis macroeconómicas (taxa de crescimento da produção industrial, taxa de inflação, taxa de desemprego, *default premium*, *term premium*, variação do preço do petróleo e variação dos agregados monetários M1 e M2), Lu e Glascock (2010) investigam quais destas variáveis permitem explicar a variação temporal do prémio de liquidez, no período 1953-2009. Os resultados comprovam a existência de efeitos contemporâneos significativos da taxa de crescimento da produção industrial sobre o prémio de liquidez. Além disso, verificam que, em períodos de recessão, a liquidez das acções é mais sensível aos aumentos da taxa de crescimento da produção industrial. De forma consistente com Jensen e Moorman (2010), mostram que uma política monetária expansionista (reflectida num aumento do agregado monetário M2) induz uma redução no preço da liquidez e que, quando a economia se encontra em recessão, os investidores requerem um maior prémio para deter activos ilíquidos, pelo que o prémio de iliquidez é maior.

Jensen e Moorman (2010) analisam se a variação do prémio de liquidez está sistematicamente relacionada com alterações macroeconómicas, mais

especificamente com alterações das condições monetárias. Para o estudo empírico, utilizam dados relativos ao período 1954-2006, três medidas de liquidez alternativas (rácio de iliquidez de Amihud (2002), rácio Amivest e a estimativa Gibbs do custo efectivo de Hasbrouck (2009)) e duas medidas alternativas das condições monetárias (a alteração da taxa dos fundos federais e a alteração na taxa de desconto da Reserva Federal). Tal como Chordia *et al.* (2005) e Watanabe (2004), estes autores encontram uma relação estatística significativa entre as condições monetárias e a liquidez de mercado. Identificam igualmente os estados económicos nos quais a liquidez melhora e os investidores aumentam a detenção de acções ilíquidas (a seguir a medidas expansivas de política monetária) e os estados em que uma melhoria da liquidez das acções não é valorizada pelos investidores (a seguir a medidas restritivas de política monetária). Além disso, antes das medidas expansivas de política monetária detectam uma deterioração na liquidez de mercado e um aumento no prémio requerido para deter acções ilíquidas. Nas semanas a seguir às medidas expansivas de política monetária, encontram evidência que a liquidez do mercado melhora e que o prémio de iliquidez contrai. Também comprovam que o prémio de iliquidez é relativamente invariante às flutuações da liquidez agregada em períodos de política monetária restritiva. Estes resultados são consistentes com os modelos de Brunnermeier e Pedersen (2009), Amihud e Mendelson (1986) e de Acharya e Pedersen (2005). As expansões monetárias coincidem com períodos de liquidez acrescida e expansão do financiamento disponível para comprar activos ilíquidos. Um acréscimo da liquidez de mercado reduz as rendibilidades requeridas para providenciar liquidez e para suportar os custos e os riscos de deter acções ilíquidas, o que causa um aumento relativamente grande no preço das acções ilíquidas e, consequentemente, uma maior redução da rendibilidade esperada. Enquanto a liquidez melhora para todo o mercado durante as expansões monetárias, é sobretudo a liquidez das acções ilíquidas que mais beneficia. De acordo com Acharya e Pedersen (2005), as acções ilíquidas são as que sofrem um maior aumento da liquidez e uma maior redução nas rendibilidades requeridas pelos investidores.

Assim, em períodos de política monetária expansiva, o diferencial de rendibilidades entre as acções ilíquidas e líquidas diminui.

No entanto, a evidência empírica de que as variações da liquidez agregada são influenciadas por factores macroeconómicos não é exclusiva do mercado norte-americano. Este tema tem também sido estudado noutros mercados como, por exemplo, Japão (Choi e Cook, 2006), Espanha (Miralles-Marcelo *et al.*, 2007), Dinamarca, Noruega e Suécia (Söderberg, 2008), Noruega (Næs *et al.*, 2011), Alemanha, França e Itália (Fernández-Amador *et al.*, 2013).

Apesar do objectivo do trabalho de Choi e Cook (2006) ser testar se um choque negativo da liquidez de mercado aumenta a procura de moeda e afecta adversamente a actividade económica, os autores analisam também as relações que se estabelecem em sentido contrário, ou seja, os efeitos da actividade económica sobre a liquidez de mercado. Com dados do mercado accionista japonês para o período 1990-2001, estimam um modelo VAR com variáveis que permitem avaliar o impacto de choques reais (índice de actividade de todos os sectores económicos), da procura (base monetária) e da oferta de moeda (taxa de juro *overnight*), de liquidez (medida de Pástor e Stambaugh (2003) agregada) e do preço das acções (índice do mercado accionista). Os resultados encontrados revelam que a liquidez de mercado é afectada de forma significativa pelos choques da actividade económica e do preço das acções. Os choques do preço das acções são transitórios, sugerindo que o aumento do índice de preço das acções atrai, pelo menos temporariamente, liquidez ao mercado accionista. Por outro lado, um aumento da actividade económica conduz a um aumento persistente do índice de preço das acções e a um aumento da liquidez de mercado que perdura pelo menos 6 meses.

Com dados do mercado bolsista espanhol, relativos ao período 1990-2004, Miralles-Marcelo *et al.* (2007) analisam as causas económicas da variação da componente sistemática de liquidez. Empregam a metodologia VAR para estudar as relações dinâmicas entre a liquidez agregada do mercado (medida pelo rácio de iliquidez de Amihud (2002)) e algumas variáveis representativas da economia e do

mercado accionista, tais como a variação do índice de produção industrial, a inflação não esperada, o *term spread*, o *default spread* e a rendibilidade do mercado. Os resultados obtidos indicam a existência de relações inversamente proporcionais entre a liquidez de mercado e as variações do índice de produção industrial, o *term spread* e a rendibilidade de mercado. Por outro lado, a liquidez agregada é directamente proporcional à inflação não esperada e ao *default spread*. Estes autores constatam ainda que a componente sistemática da liquidez é directamente influenciada pela rendibilidade do mercado e pelo *default spread* e indirectamente por todos os outros factores de risco macroeconómico considerados, concluindo que as variações da liquidez estão expostas aos ciclos bolsistas e económicos.

Por sua vez, Söderberg (2008) avalia a capacidade de catorze variáveis macroeconómicas em prever as variações da liquidez mensal dos mercados accionistas escandinavos (Dinamarca, Noruega e Suécia), durante o período compreendido entre Janeiro de 1993 e Junho de 2005. As variáveis macroeconómicas consideradas são as seguintes: a taxa de juro de curto prazo, a taxa de rendibilidade das obrigações do Tesouro a 10 anos, o *term spread*, a rendibilidade e a volatilidade mensal de um índice obrigacionista, a taxa de política monetária, o *default spread*, o crescimento da base monetária, o *spread* interbancário, a taxa de inflação, o crescimento da produção industrial, a variação da taxa de câmbio efectiva, os fluxos líquidos de investidores estrangeiros e os fluxos líquidos dos fundos de investimento. Os resultados mostram que as variações da liquidez, medida pelo rácio de Amihud, são afectadas pela rendibilidade de mercado, volatilidade e taxa de *turnover*. As previsões de liquidez melhoram ainda se adicionalmente se incluir no modelo de previsão o estado do mercado (em alta ou em baixa) e o efeito da volatilidade sobre a taxa de *turnover*. Verifica também que as previsões da liquidez melhoram substancialmente quando o modelo inclui a taxa de política monetária na Dinamarca, o crescimento da base monetária na Noruega, a taxa de juro de curto prazo e os fluxos líquidos dos fundos de investimento na Suécia.

À semelhança de Choi e Cook (2006), o principal objectivo de Næs *et al.* (2011) é demonstrar que a liquidez dos mercados accionistas contém informação sobre a economia real que não é totalmente capturada pelas rendibilidades. Não obstante, os autores providenciam também evidência sobre a existência de uma componente relacionada com o ciclo económico na liquidez agregada. Neste estudo, recorrem a uma amostra relativa ao período 1947-2008 para os EUA e ao período 1980-2008 para a Noruega. Consideram como medidas de liquidez o *spread* relativo, a medida de Lesmond *et al.* (1999), o rácio de iliquidez de Amihud e a medida de Roll (1984), e como variáveis económicas e financeiras usam o PIB real, a taxa de desemprego, o consumo real, o investimento real, a rendibilidade de mercado, a volatilidade do mercado accionista, o *term spread* e o *default spread*. Os resultados revelam que a liquidez do mercado accionista relaciona-se com o crescimento económico futuro e que as variações da liquidez estão relacionadas com alterações na participação no mercado, especialmente para as empresas de reduzida capitalização bolsista. Quando a economia e a liquidez se deterioram, verifica-se que as carteiras dos investidores passam a deter menos acções de empresas de baixa capitalização, o que é consistente com o efeito *flight-to-quality*.

Num dos trabalhos mais recentes desta linha de investigação, Fernández-Amador *et al.* (2013) examinam, durante o período 1999-2009, a relação entre as intervenções de política monetária do Banco Central Europeu (BCE) e a liquidez de três dos maiores mercados da zona euro: Alemanha, França e Itália. Estes autores usam um modelo VAR, com sete medidas de liquidez (*turnover*, volume de transacção, rácio de iliquidez de Amihud, impacto sobre o preço do *turnover*, impacto de Roll, a medida relativa de Roll (1984) e o *spread bid-ask* relativo) e, à semelhança de outros autores, duas medidas da política monetária: a taxa de crescimento da base monetária e a taxa de juro. Os resultados obtidos sugerem que uma política monetária expansionista do BCE conduz a um aumento da liquidez agregada dos mercados accionistas da Alemanha, França e Itália. Adicionalmente, o efeito da política monetária é significativamente mais forte para as acções de baixa

capitalização, sugerindo um impacto não-linear da política monetária sobre a liquidez de mercado.

Como se mostra, a literatura empírica relativa às causas da variação da liquidez sistemática ao longo do tempo não é ainda extensa. Não obstante, os resultados encontrados pela maioria parecem confirmar o importante papel desempenhado pela política monetária na explicação dessas variações. A política monetária é apontada como um dos principais factores determinantes das variações da liquidez sistemática, estando a política monetária expansionista (recessiva) associada a aumentos (diminuições) da liquidez das acções.

6. CARACTERIZAÇÃO DO MERCADO PORTUGUÊS E DESCRIÇÃO DA AMOSTRA

Depois de se ter efectuado uma ampla revisão da literatura prévia sobre a liquidez, procede-se à investigação empírica do papel da liquidez no mercado accionista português. Como se destacou nos capítulos anteriores, a evidência relativa à liquidez no mercado português é escassa, datada e pouco conclusiva, o que justifica a realização do presente estudo.

Assim, neste capítulo introdutório da análise empírica, é efectuada uma breve caracterização do mercado accionista português nas últimas duas décadas, passando-se em seguida à descrição da amostra e dos dados utilizados na investigação.

6.1. Caracterização do mercado de capitais português

As Bolsas de Valores do Porto (BVP) e de Lisboa (BVL) foram criadas, respectivamente, em Janeiro de 1891 e em Outubro de 1901, no seguimento do enquadramento regulamentar dado pelo Código Comercial Português aprovado em Junho de 1888 e pelo Regulamento das Bolsas de 1889.

Em Outubro de 1901 foram aprovados o Regimento do Ofício do Corretor e o Regulamento de Bolsa, que previam, respectivamente, a existência de uma categoria de corretores dedicados em exclusivo à intermediação dos negócios com valores e a especificidade jurídica do mercado de valores mobiliários. Regulamentaram as operações a contado e a prazo, as datas de liquidação das transacções, os lotes mínimos e máximos, os horários de negociação e anteviam as operações sobre produtos derivados. Estes documentos mantiveram-se em vigor até à Revolução de Abril de 1974, sem alterações substanciais.

Neste período, o mercado de títulos português mostrou-se pouco activo e a maioria dos títulos, sobretudo as acções, não foram objecto de negociação, exceptuando-se as acções das sociedades mais importantes ligadas ao sector

financeiro, à distribuição de água, electricidade e gás e as companhias coloniais e, no sector obrigacionista, os títulos de dívida pública e das grandes empresas.

Após alguns períodos de apatia, subsequentes às duas Guerras Mundiais e à Grande Depressão de 1929, e das respectivas retomas, só a partir de 1972 e até à Revolução de 1974 é que o mercado de capitais português conheceu uma vigorosa actividade, potenciada pelo elevado crescimento económico de Portugal na década de 60 e nos primeiros anos da década de 70. No entanto, as estruturas obsoletas da BVL não estavam preparadas para assimilar este grande aumento do volume de transacções e surgiram graves problemas de liquidação e, consequentemente, irregularidades nas cotações.

Com a Revolução de 25 de Abril de 1974, as bolsas foram imediatamente encerradas. A BVL apenas reabriu em Janeiro de 1976 para a realização de operações com obrigações e em Fevereiro de 1977 para as operações com acções. A BVP reabriu em Janeiro de 1981.

Quando a BVL reabriu apenas algumas pequenas empresas se encontravam cotadas pois, logo a seguir à Revolução, a maior parte das empresas cotadas foi nacionalizada. Só em 1981 é que foram emitidas novas acções e até essa data somente se emitiram obrigações de dívida pública e de empresas nacionalizadas e públicas.

Em 1985 o Ministro das Finanças convidou directamente um conjunto de empresas a entrar na bolsa, oferecendo benefícios fiscais quer aos emitentes quer aos investidores. Em resultado desta medida, entre 1986 e 1987, verificaram-se 88 ofertas públicas iniciais de subscrição de acções. Além disso, verificou-se também a promulgação de um conjunto de diplomas na segunda metade da década de 80 que permitiu dinamizar o mercado, assistindo-se à regulação do mercado primário e das ofertas públicas e à extinção dos corretores individuais.

Em consequência do *crash* bolsista internacional de Outubro de 1987, o mercado português ficou bastante fragilizado e o seu crescimento foi colocado em

causa pelo sentimento de descrédito e desconfiança por parte dos investidores. Para ultrapassar estas dificuldades, as autoridades criaram algumas estruturas de supervisão e iniciaram-se um conjunto de estudos que permitiram avançar com a reforma legal, institucional e operativa do mercado.

Depois de alguns anos de relativa estagnação, a bolsa de valores portuguesa conheceu um período de grande desenvolvimento na década de 1990, em termos da sua regulação, dimensão, composição e presença institucional e estrangeira. Esta expansão esteve relacionada com a consolidação da supervisão e regulação do mercado accionista, a política de privatizações, a desintermediação financeira, a inovação financeira e a adopção do euro.

Em 1991 foi publicado o Decreto-Lei nº 142-A/91, de 10 de Abril, que aprovou o Código do Mercado de Valores Mobiliários, que regula o mercado mobiliário à vista, e foi criada a Comissão de Mercado de Valores Mobiliários (CMVM), entidade responsável pela regulamentação, supervisão, fiscalização e promoção dos mercados de valores mobiliários. Em 1992 foram constituídas as Associações das Bolsas de Valores de Lisboa e Porto, encarregues da administração das Bolsas e da entrada em funcionamento da Central de Valores Mobiliários. Foram também criados novos segmentos em cada uma das bolsas: o Mercado de Cotações Oficiais (MCO), o Segundo Mercado e o Mercado Sem Cotações. Posteriormente, em Junho de 1994, na sequência de um acordo de especialização assinado entre as Associações das Bolsas de Valores de Lisboa e Porto, foi decidida a concentração das operações a contado sobre valores mobiliários na BVL, ficando a BVP com a responsabilidade de organizar e gerir o mercado de produtos derivados. Dois anos depois, em Junho de 1996, era inaugurada a Bolsa de Derivados do Porto, iniciando-se a negociação de futuros.

Em 1997, o mercado accionista português foi reconhecido internacionalmente como um mercado desenvolvido: em Abril pelo Standard & Poor's e no início de Dezembro pelo Morgan Stanley Capital International (MSCI), que o passou a incluir no índice MSCI para mercados desenvolvidos. Paralelamente, empresas portuguesas

passaram a integrar importantes índices internacionais (Dow Jones, Stoxx, FT/S&P Actuaries World Indices).

O processo de privatizações, iniciado em 1989, permitiu o acesso e interesse de um elevado número de pequenos investidores, residentes e não residentes, para além de ter contribuído para aumentar a liquidez, o potencial de diversificação de carteiras com títulos nacionais e a dimensão do mercado. O peso das empresas privatizadas nos principais índices accionistas (PSI-20 e PSI-Geral) ronda actualmente os 50%, o que reflecte a importância das privatizações no desenvolvimento do mercado accionista português.

Em 1999 foi deliberada em Assembleia a fusão das Bolsas de Lisboa e Porto e a transformação desta nova entidade em sociedade anónima, a BVLP (Bolsa de Valores de Lisboa e Porto) - Sociedade Gestora de Mercados Regulamentados, S.A. A fusão das duas bolsas viria a ocorrer em Fevereiro de 2000. Foi ainda durante o ano 2000, mais precisamente em Novembro, que surgiu o Novo Mercado, ou seja, um novo segmento especialmente destinado à negociação de valores mobiliários representativos do capital de empresas emitentes com elevado potencial de crescimento, sobretudo as que prestam serviços nos sectores de tecnologia de ponta.

Em 2002 ocorreu a fusão entre a Euronext N.V. e a BVLP, dando origem à Euronext Lisboa, passando os membros da Euronext Lisboa a ter a possibilidade de negociar os produtos do mercado a contado admitidos à negociação nos mercados da Euronext Paris, Amesterdão e Bruxelas. Dois anos depois, em Abril de 2005, no contexto de uma reestruturação dos mercados do Grupo Euronext, foi extinto o Segundo Mercado, com a consequente transferência dos valores mobiliários admitidos à negociação nesse mercado para o mercado regulamentado designado Eurolist by Euronext Lisboa ou para o Mercado Sem Cotações. O mercado Eurolist by Euronext substitui assim os três mercados regulamentados até aí existentes: MCO, Segundo Mercado e Novo Mercado.

Em Abril de 2007 foi criada a NYSE Euronext, resultante da combinação da NYSE Group, Inc. e da Euronext N.V., dando origem ao grupo que opera o maior e mais líquido mercado bolsista do mundo: seis mercados a contado em cinco países (Bélgica, EUA, França, Países Baixos e Portugal) e seis bolsas de derivados. Nos mercados a contado são transaccionadas obrigações e outros títulos de dívida, acções, direitos, *warrants*, certificados, títulos e unidades de participação e *Exchange-Traded Products* (ETP), onde se incluem *Exchange-Traded Funds* (ETF), *Exchange-Traded Notes* (ETN) e *Exchange-Traded Vehicles* (ETV). Os ETP são produtos de investimento estruturados, transaccionados em bolsa, que replicam as variações de um activo subjacente (índice, acções, mercadorias). Assim, um ETF é um fundo de investimento que replica o comportamento de um índice de acções; um ETN é um instrumento de dívida, emitido por instituições financeiras, cujo rendimento depende do comportamento de um índice ou de outro *benchmark*; um ETV é um instrumento de dívida de cupão zero cujo rendimento depende do comportamento de um activo individual, geralmente uma mercadoria, ou de um contrato de futuros. Nos mercados de derivados são transaccionados contratos de futuros e opções.

Os mercados Euronext são mercados dirigidos por ordens, ou seja, são mercados onde todas as ordens, quer de compra quer de venda, são exibidas com informação respeitante ao preço e quantidade do activo que se está disposto a transaccionar e onde não existe garantia de execução das ordens.

No entanto, os emitentes podem solicitar os serviços de um provedor de liquidez ou criador de mercado, que é um membro negociador da NYSE Euronext (*dealer* ou *broker*) que concorda em colocar uma ordem de compra ou de venda no livro de ordens do activo com volume mínimo e *spread bid-ask* máximo. O papel destes agentes nos mercados à vista é proteger de variações da volatilidade do mercado, garantir transacções a qualquer momento ao melhor preço e suportar o volume das transacções no livro de ordens. Enquanto a actividade dos *brokers* está mais ligada às acções de média e baixa capitalização, oferecendo serviços de investigação e de

promoção durante o processo de admissão à cotação, os *dealers* efectuam operações de arbitragem e cobertura de risco e, portanto, estão mais focados em acções de elevada capitalização, *blue-chips*, acções estrangeiras e acções cotadas em várias bolsas da zona Euronext. As acções cotadas na Euronext Lisboa para as quais existe um contrato com um provedor de liquidez, à data de 5 de Janeiro de 2012, são as seguintes: Altri, Banif, Banco Popular Español, Cofina, Espírito Santo Financial, Ibersol, Inapa, Novabase, Orey Antunes, REN, SAG Gest e Sumol Compal.

No contexto dos mercados europeus a contado da Euronext o mercado português é o de menor dimensão, quer em termos de número de sociedades com acções cotadas, quer em capitalização bolsista ou quer em volume de acções transaccionado. Em termos médios, no período 2005-2011, representava apenas cerca de 3% da capitalização bolsista de acções e 2% do volume transaccionado, seguido por Bruxelas (9% e 5% da capitalização bolsista e do volume transaccionado, respectivamente), Amesterdão (22% e 28%, respectivamente) e Paris (66% e 65%, respectivamente). Como se pode constatar na Tabela 6.1, a capitalização bolsista portuguesa apresentou a maior taxa de crescimento anual em 2006 e 2007 (39,2% e 14,5%, respectivamente). Também em 2006 e em 2007 o volume transaccionado em Lisboa apresentou taxas de crescimento anuais de 65,8% e de 87,9%, respectivamente, que se afiguraram como as mais elevadas. Em 2008 a capitalização bolsista na bolsa portuguesa registou a segunda menor taxa de redução entre os quatro mercados, diminuindo 45,3% e regressando aos níveis de 2003. Nesse ano, a bolsa portuguesa foi o mercado que mais se ressentiu da diminuição do volume transaccionado, que registou uma diminuição de 42%, passando de 94,5 mil milhões de euros para 54,8 mil milhões de euros. Não obstante estas fortes reduções verificadas em 2008, o rácio de *turnover* médio, que tinha aumentado progressivamente desde 2003, subiu ligeiramente face a 2007, sugerindo um ligeiro aumento real da quantidade transaccionada na bolsa portuguesa. Em 2009, a Euronext Lisboa acompanhou as restantes praças tanto no crescimento registado ao

Tabela 6.1 – Capitalização, volume transaccionado e *turnover* na Euronext: 2005-2011

	2005	**2006**	**Δ06/05**	**2007**	**Δ07/06**	**2008**	**Δ08/07**	**2009**	**Δ09/08**	**2010**	**Δ10/09**	**2011**	**Δ11/10**
Painel A: Capitalização bolsista													
Amesterdão	502 606	591 205	*17,6%*	654 012	*10,6%*	278 985	*-57,3%*	389 759	*39,7%*	492 783	*26,4%*	458 049	*-7,0%*
Bruxelas	244 574	300 454	*22,8%*	263 718	*-12,2%*	120 013	*-54,5%*	181 059	*50,9%*	200 309	*10,6%*	176 646	*-11,8%*
Lisboa	56 780	79 016	*39,2%*	90 451	*14,5%*	49 432	*-45,3%*	68 478	*38,5%*	61 120	*-10,7%*	47 520	*-22,3%*
Paris	1 490 868	1 841 586	*23,5%*	1 874 393	*1,8%*	1 056 746	*-43,6%*	1 356 491	*28,4%*	1 424 844	*5,0%*	1 197 013	*-16,0%*
Total	**2 294 828**	**2 812 261**	***22,5%***	**2 882 575**	***2,5%***	**1 505 176**	***-47,8%***	**1 995 787**	***32,6%***	**2 179 056**	***9,2%***	**1 879 227**	***-13,8%***
Painel B: Volume de acções transaccionado													
Amesterdão	558 693	686 956	*23,0%*	1 057 399	*53,9%*	697 718	*-34,0%*	378 695	*-45,7%*	435 433	*15,0%*	419 843	*-3,6%*
Bruxelas	91 049	103 374	*13,5%*	158 887	*53,7%*	137 219	*-13,6%*	86 123	*-37,2%*	81 804	*-5,0%*	81 292	*-0,6%*
Lisboa	30 352	50 313	*65,8%*	94 531	*87,9%*	54 791	*-42,0%*	31 345	*-42,8%*	40 708	*29,9%*	27 962	*-31,3%*
Paris	1 103 352	1 534 832	*39,1%*	1 991 768	*29,8%*	1 733 810	*-13,0%*	899 415	*-48,1%*	1 086 740	*20,8%*	1 114 567	*2,6%*
Total	**1 783 446**	**2 375 474**	***33,2%***	**3 302 585**	***39,0%***	**2 623 538**	***-20,6%***	**1 395 577**	***-46,8%***	**1 644 685**	***17,8%***	**1 643 662**	***-0,1%***
Painel C: Turnover médio													
Amesterdão	111,16	116,20	*4,5%*	161,68	*39,1%*	250,09	*54,7%*	97,16	*-61,1%*	88,36	*-9,1%*	91,66	*3,7%*
Bruxelas	37,23	34,41	*-7,6%*	60,25	*75,1%*	114,34	*89,8%*	47,57	*-58,4%*	40,84	*-14,1%*	46,02	*12,7%*
Lisboa	53,46	63,67	*19,1%*	104,51	*64,1%*	110,84	*6,1%*	45,77	*-58,7%*	66,60	*45,5%*	58,84	*-11,7%*
Paris	74,01	83,34	*12,6%*	106,26	*27,5%*	164,07	*54,4%*	66,30	*-59,6%*	76,27	*15,0%*	93,11	*22,1%*
Total	**77,72**	**84,47**	***8,7%***	**114,57**	***35,6%***	**174,30**	***52,1%***	**69,93**	***-59,9%***	**75,48**	***7,9%***	**87,46**	***15,9%***

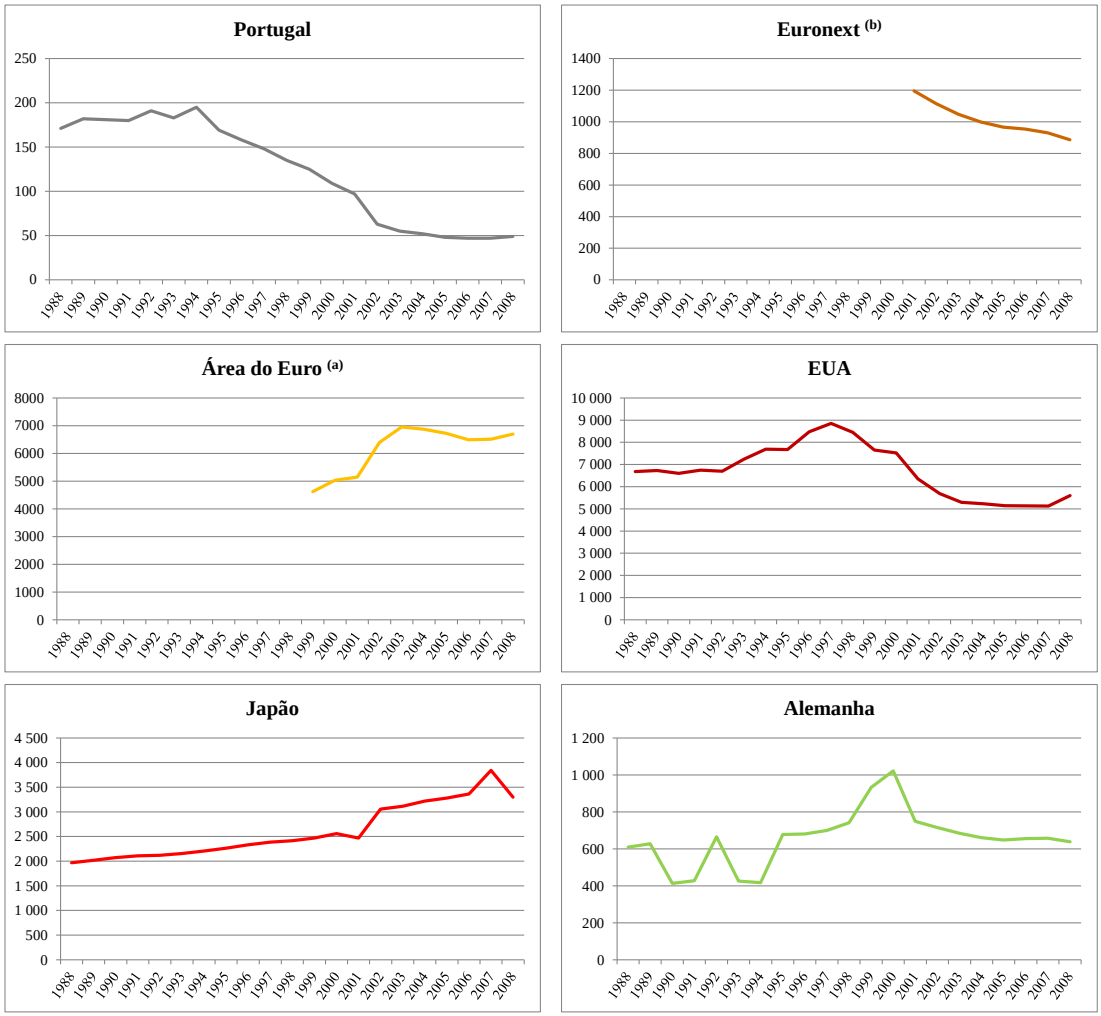
No painel A encontra-se a capitalização bolsista no final do ano, em milhões de euros, da Euronext, bem como de cada um dos quatro mercados constituintes. No painel B indica-se o volume de acções transaccionado, em milhões de euros, da Euronext e dos quatro mercados integrantes. No painel C apresenta-se o turnover médio, em percentagem, calculado como o rácio entre o valor do volume transaccionado e a capitalização bolsista no final do ano. Em cada um dos painéis indicam-se igualmente as taxas de crescimento anuais.

Fonte: Euronext.

nível da capitalização bolsista como na redução do volume transaccionado. Em 2010, o mercado português foi o que apresentou um maior crescimento do volume transaccionado (29,9%), mas foi também o único mercado onde se registou uma redução da capitalização bolsista (11% face ao ano anterior), causada pela diminuição generalizada do preço das acções. Em 2011, devido sobretudo à falta de confiança dos investidores no mercado accionista, agravada pela crise de dívida soberana, a Euronext Lisboa ressentiu-se fortemente, tendo apresentado as maiores taxas de decrescimento no conjunto dos mercados europeus da Euronext: a capitalização bolsista diminuiu 22,3%, o volume de transacção contraiu-se 31,3% e, consequentemente, o rácio de turnover médio reduziu-se 11,7%.

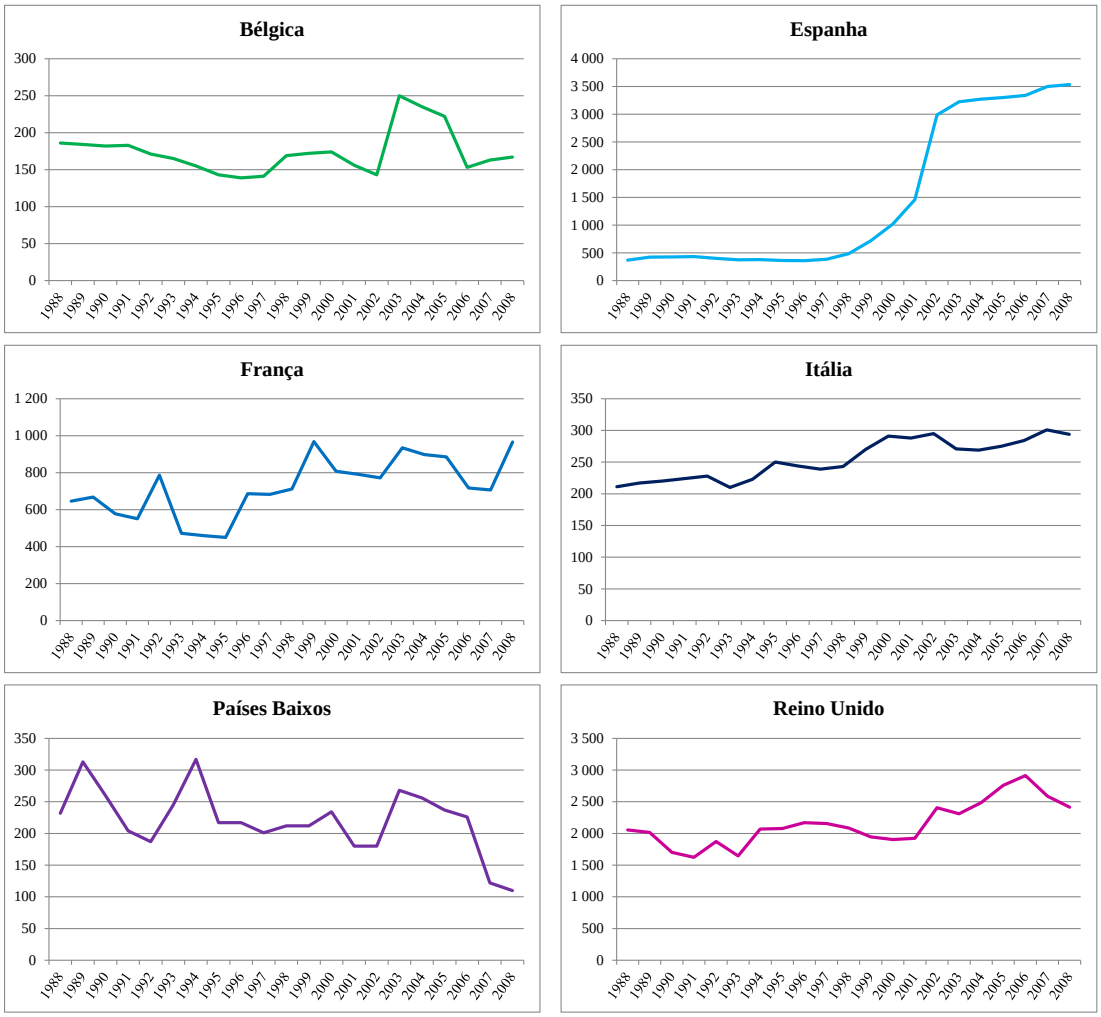
Na Figura 6.1 é apresentada a evolução do número de sociedades domésticas cotadas em Portugal e, para efeitos comparativos, na área do Euro e na Euronext, nos dois maiores mercados accionistas mundiais (EUA e Japão) e em alguns dos principais mercados europeus (Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Itália, Países Baixos e Reino Unido). Como se pode observar, após o aumento verificado entre 1988 e 1994, tem-se assistido em Portugal a uma tendência de forte redução do número de sociedades cotadas. Em 2010 apenas se encontravam cotadas em mercados regulamentados 47 sociedades de direito português, o que contrasta com o máximo de 195 sociedades cotadas registado em 1994. Esta tendência de redução verificou-se também nos EUA a partir de 1997, na Alemanha a partir de 2000, na Bélgica a partir de 2003 e nos Países Baixos, embora não de forma tão acentuada. A diminuição do número de sociedades cotadas no mercado português, em parte decorrente do processo de fusões e aquisições, denota igualmente a propensão para a saída do mercado das empresas mais pequenas e menos líquidas e a concentração em torno das empresas de maiores dimensões, que se revelam igualmente as mais transaccionadas.

Figura 6.1 – Número de sociedades domésticas com acções cotadas: comparação internacional



Notas: (a) Constituída por 11 países até 31-12-2000; inclui também a Grécia a partir de 1-1-2001; inclui também a Eslovénia a partir de 1-1-2007; inclui também o Chipre e Malta a partir de 1-1-2008. (b) Inclui as Bolsas de Amesterdão, Bruxelas e Paris até 2001; a partir de 2002 inclui as anteriores e a Bolsa de Lisboa.

Figura 6.1 – Número de sociedades domésticas com acções cotadas: comparação internacional (cont.)

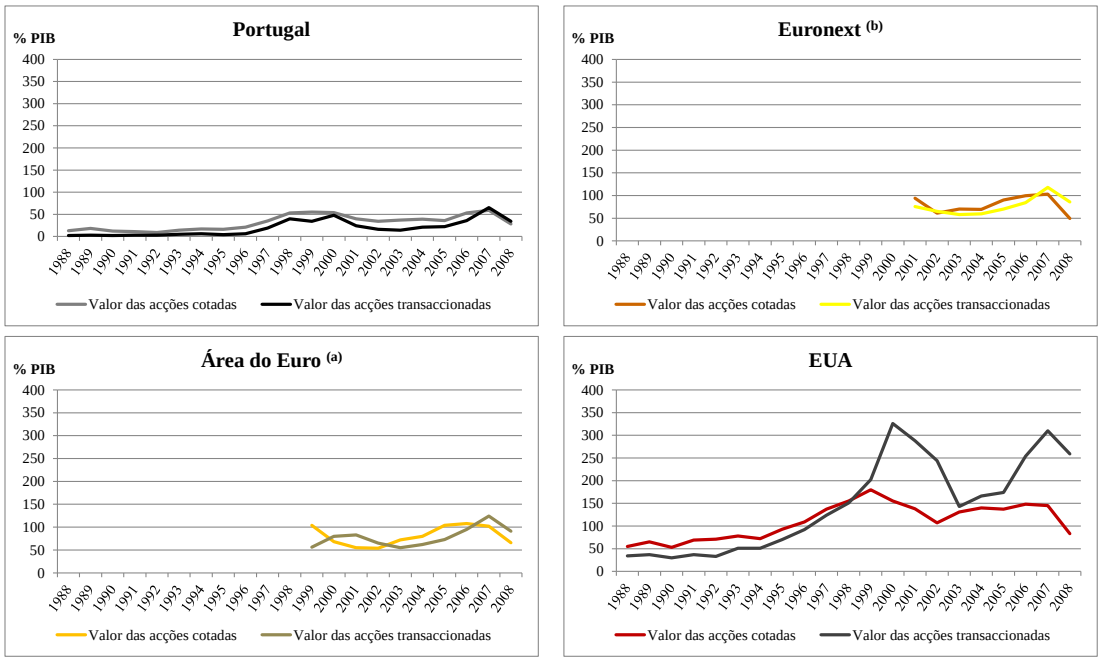


Fontes: World dataBank (http://databank.worldbank.org), Euronext Factbooks (https://europeanequities.nyx.com) para a Euronext.

A Figura 6.2 apresenta, para efeitos de comparação internacional, a evolução da capitalização bolsista e do volume transaccionado em Portugal, área do Euro, Euronext, EUA, Japão, Alemanha, Bélgica, Espanha, França, Itália, Países Baixos e Reino Unido. No que se refere aos valores da capitalização bolsista e do volume transaccionado, verifica-se que no mercado português estes valores são muito próximos e, em termos relativos, encontram-se entre os mais baixos do conjunto de

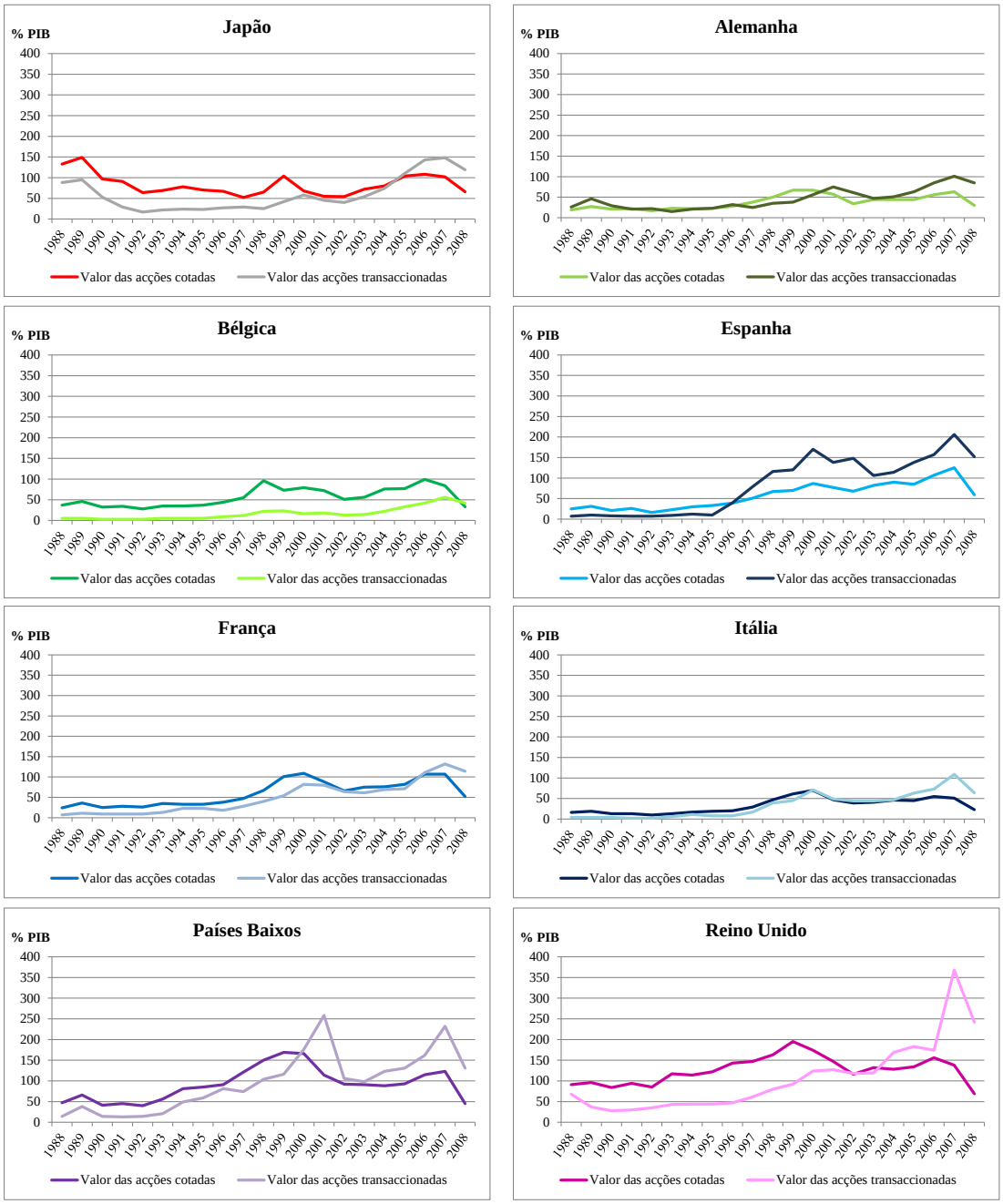
países seleccionados. Na Bélgica o volume de transacção apresenta sempre valores inferiores à capitalização, o que indica uma reduzida liquidez. No Japão, França e Reino Unido o volume de transacção ultrapassou o valor da capitalização bolsista em percentagem do PIB por volta do ano 2005. Nos EUA, Alemanha, Itália e Países Baixos este facto verificou-se por volta do ano 2000, mesmo antes da bolha especulativa da internet rebentar. De destacar o mercado espanhol no qual o volume transaccionado excedeu a capitalização bolsista a partir de 1996. A partir de 2009 observa-se que, em todos os mercados europeus analisados e no Japão, o volume de transacção reduz-se para valores próximos ou até inferiores aos da capitalização bolsista.

Figura 6.2 – Capitalização bolsista e volume transaccionado de acções domésticas: comparação internacional



Notas: (a) Constituída por 11 países até 31-12-2000; inclui também a Grécia a partir de 1-1-2001; inclui também a Eslovénia a partir de 1-1-2007; inclui também o Chipre e Malta a partir de 1-1-2008. (b) Inclui as Bolsas de Amesterdão, Bruxelas e Paris até 2001; a partir de 2002 inclui as anteriores e a Bolsa de Lisboa.

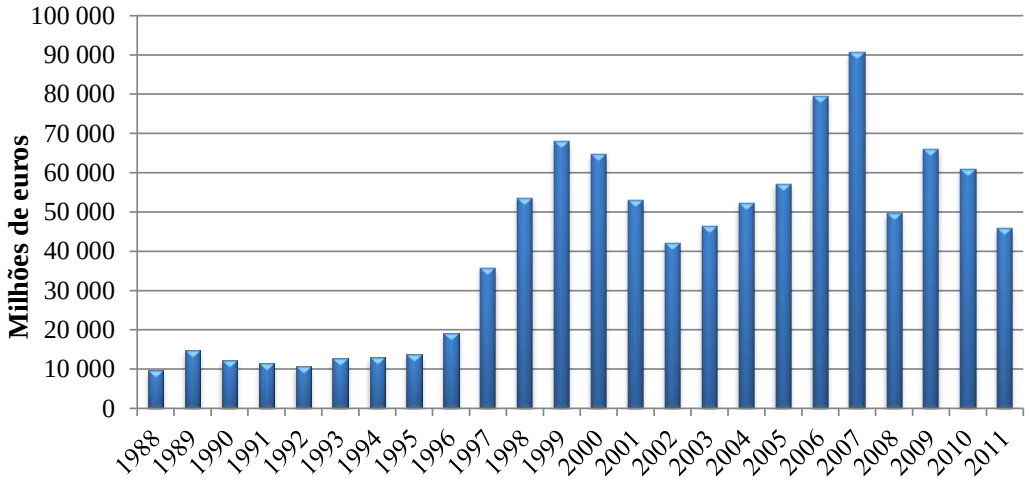
Figura 6.2 – Capitalização bolsista e volume transaccionado de acções domésticas: comparação internacional (cont.)



Fonte: World dataBank (http://databank.worldbank.org).

A capitalização bolsista do mercado accionista português, considerando apenas as acções de emitentes nacionais, manteve-se abaixo dos 20 mil milhões de euros até 1996, como se pode observar na Figura 6.3. O rápido crescimento registado entre 1997 e 1998 deveu-se sobretudo a duas novas privatizações (EDP e Brisa) e às rendibilidades positivas registadas. Em 2000, antes da bolha da internet rebentar, a capitalização bolsista do mercado accionista português totalizava cerca de 65 mil milhões de euros. A partir de 2003 registou-se uma gradual recuperação da capitalização accionista, atingindo o valor máximo em 2007: 90,6 mil milhões de euros ou 57% do PIB. Em 2008, em consequência da crise financeira internacional, a capitalização accionista diminuiu fortemente, à semelhança do ocorrido noutras praças mundiais, passando para cerca de 50 mil milhões de euros (27% do PIB). Em 2009, a capitalização accionista recuperou cerca de 30% relativamente ao ano anterior, sobretudo devido ao forte aumento das cotações, que também reflectiram a retoma da confiança dos investidores no mercado accionista. Em 2010, a capitalização accionista diminuiu cerca de 7% em virtude do efeito produzido pela descida dos preços das acções. Em 2011 continuou a tendência de descida do preço das acções, motivada pela falta de confiança dos investidores no mercado accionista e pelo agravar da crise de dívida soberana.

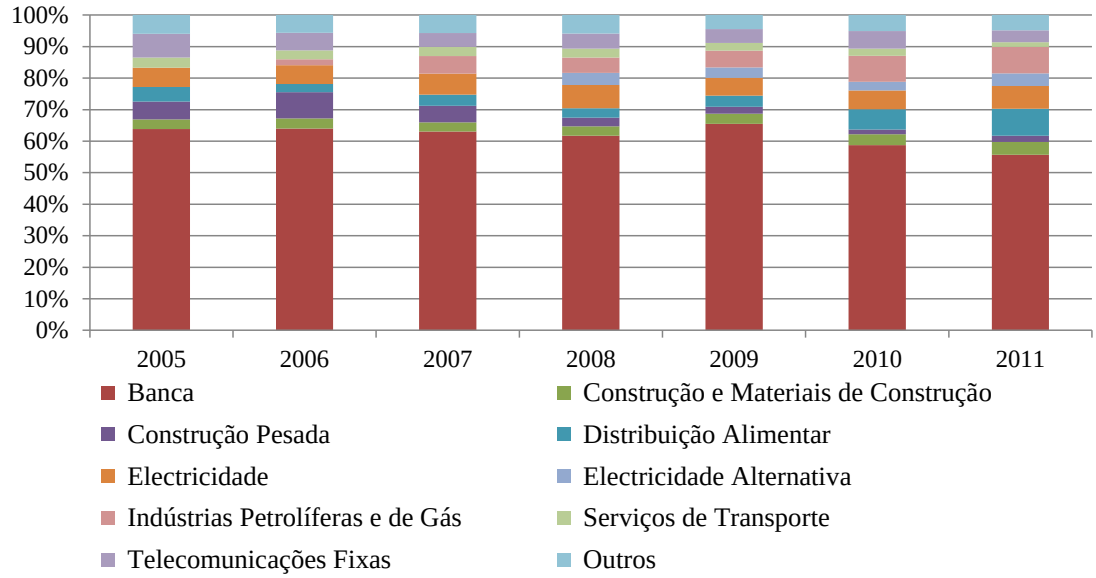
Figura 6.3 – Capitalização bolsista de acções domésticas em Portugal



Fontes: Banco de Portugal, CMVM.

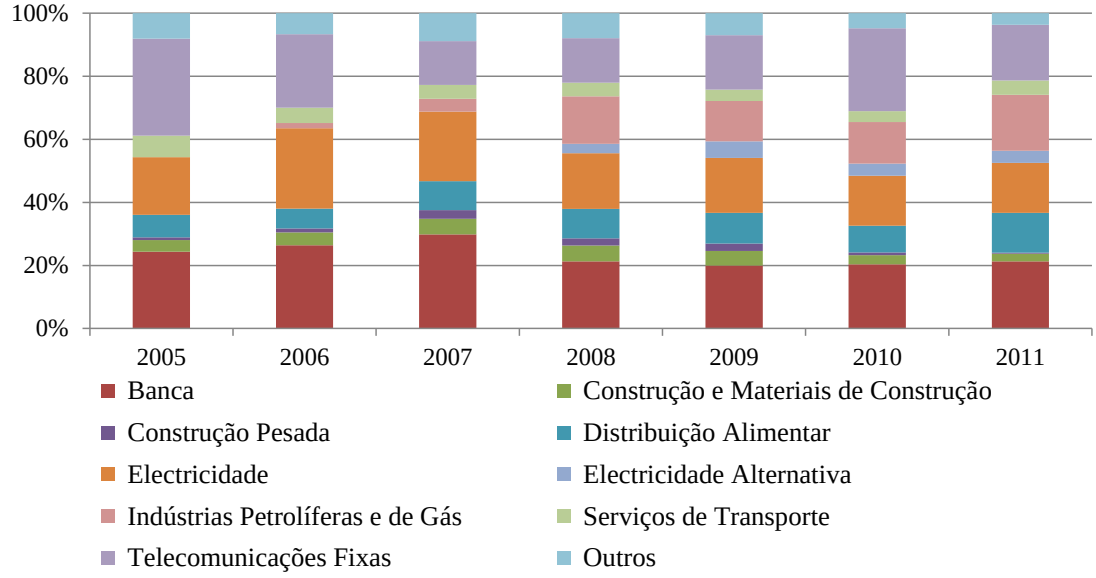
Em termos sectoriais e não obstante a tendência de redução da concentração sectorial, verifica-se que, no período 2005-2011, apenas três sectores são responsáveis por mais de 70% da capitalização bolsista e por mais de metade do valor transaccionado de acções na Euronext Lisboa, como se pode observar na Figura 6.4 e na Figura 6.5, respectivamente. O sector da banca tem sido o principal responsável quer pela capitalização bolsista quer pelos montantes transaccionados de acções na Euronext Lisboa, representando entre 56% a 66% do total da capitalização e entre 20% a 30% do total do montante transaccionado. Em termos da capitalização bolsista, em 2005, seguiam-se os sectores das telecomunicações fixas (7,5% do total) e da electricidade (6,1%); no biénio 2006-2007 seguiam-se os sectores da construção pesada (8,3% em 2006 e 5,3% em 2007) e da electricidade (5,9% em 2006 e 6,7% em 2007); no biénio 2008-2009 seguiam-se os sectores da electricidade (7,4% em 2008 e 5,7% em 2009) e das indústrias petrolíferas e de gás (4,9% em 2008 e 5,3% em 2009); no biénio 2010-2011 seguiam-se os sectores das indústrias petrolíferas e de gás (8,2% em 2010 e 8,4% em 2011) e da distribuição alimentar (6,5% em 2010 e 8,6% em 2011). No que se refere ao volume transaccionado, para além da banca, os outros dois sectores com maior volume de acções transaccionadas são os sectores da electricidade (entre 15,8% em 2010 a 25,5% do total em 2006) e das telecomunicações fixas (entre 13,9% em 2007 a 30,8% do total em 2005). De referir que, em 2008 e em 2011, dado o expressivo volume de transacções registado pela Galp Energia, o sector das indústrias petrolíferas e de gás equiparou-se em importância ao sector das telecomunicações fixas, representado cerca de 15% do total em 2008 e 18% do total em 2011.

Figura 6.4 – Distribuição sectorial da capitalização bolsista de acções em Portugal: 2005-2011



Fontes: CMVM, Euronext.

Figura 6.5 – Distribuição sectorial do volume de transacção de acções em Portugal: 2005-2011



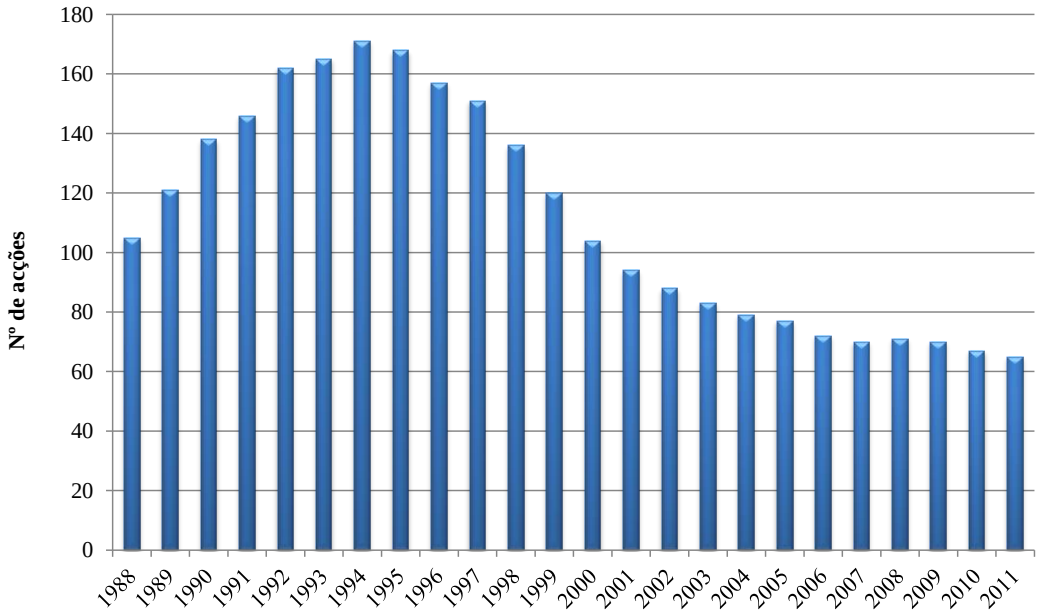
Fontes: CMVM, Euronext.

6.2. Descrição da amostra

O período da amostra escolhido para realizar o estudo empírico é o compreendido entre 5 de Janeiro de 1988 e 31 de Dezembro de 2011. A data de início corresponde à data a partir da qual a base de dados Thomson Datastream disponibiliza dados relativos ao mercado português e a data de fim deriva da disponibilidade da informação mais recente.

Foram seleccionadas todas as acções, ao portador e nominativas, que estiveram cotadas durante pelo menos dois anos na bolsa portuguesa, perfazendo um total de 233 acções. A selecção desta amostra de acções teve por base fins estatísticos, o facto de proporcionar uma maior e melhor representatividade do mercado e o facto de permitir construir carteiras com maior número de acções e, portanto, com maior potencial de diversificação, que serão utilizadas nos testes de avaliação de activos financeiros. Na Tabela A1.1 (no Anexo 1) encontram-se os nomes das acções escolhidas e o período de cotação considerado e na Figura 6.6 encontra-se a evolução do número de acções ao longo do período amostral.

Figura 6.6 – Número de acções na amostra: 1988-2011



Como se pode observar na Figura 6.6, até à primeira metade da década de 1990 o número de acções aumentou, atingindo o número máximo em 1994. Este aumento resultou quer do processo de privatizações, iniciado em 1989, quer do reforço da regulação do mercado e da inovação financeira que atraíram à bolsa novos emitentes. A partir desse ano, o número de acções tem vindo a diminuir, registando-se uma forte redução no período 1997-2000 em virtude das várias fusões e aquisições registadas e do processo de reorganização dos mercados a contado que levou à saída do mercado de alguns emitentes. A partir de 2006 o número de acções manteve-se relativamente estável.

Na amostra, assim como no mercado, predominam empresas de reduzida capitalização bolsista. Das 233 acções que constituem a amostra, 138 acções, ou seja, 59,2% do número total, apresentam uma capitalização bolsista média no período amostral não superior a 50 milhões de euros. Além disso, apenas seis empresas (2,6% do total) apresentam uma capitalização bolsista média no período amostral igual ou superior a 5 mil milhões de euros.

A distribuição sectorial da amostra reflecte a distribuição sectorial do mercado. Efectivamente, verifica-se que o sector da banca (27 acções na amostra) é responsável por cerca de 55% da capitalização bolsista média e por cerca de 48% do montante transaccionado médio no período amostral. Seguem-se os sectores da electricidade (EDP Energia, EDP Renováveis e REN) com cerca de 10% da capitalização média e com cerca de 12% do montante transaccionado médio; da construção e materiais de construção (27 acções na amostra) que representa cerca de 7% da capitalização média e 4% do montante transaccionado médio; das telecomunicações fixas (4 acções na amostra) com cerca de 6% da capitalização média e com cerca de 16% do montante transaccionado médio; e das indústrias petrolíferas e de gás (Galp Energia) também com cerca de 6% da capitalização bolsista média e 3% do montante transaccionado médio.

Atendendo a que tanto a capitalização bolsista como a distribuição sectorial da capitalização e do volume transaccionado da amostra reflectem a tendência do mercado accionista português, considera-se que a amostra escolhida é adequada e representativa.

6.3. Descrição e análise dos dados

Relativamente às acções constituintes da amostra obtiveram-se dados diários e mensais das seguintes variáveis: preço de fecho, volume de transacção, capitalização bolsista e número de acções em circulação. Todos os dados foram recolhidos na base de dados Thomson Datastream. Sempre que os preços estavam ainda expressos em escudos efectuou-se a respectiva conversão para euros, considerando a taxa de câmbio de referência (1 euro = 200,482 escudos).

Obtiveram-se ainda, na base de dados Thomson Datastream, para cada acção da amostra dados mensais do rácio *market-to-book value* e dados anuais do valor

contabilístico (*book value*). O rácio B/M é calculado para cada mês e para cada acção como a divisão entre o valor contabilístico no final de cada ano e a capitalização bolsista em cada mês desse ano, correspondendo ao inverso do rácio *market-to-book value* disponível na base de dados Thomson Datastream.

De forma genérica, os dados necessários para realizar o estudo empírico consistem em:

1. Rendibilidades das acções;
2. Rendibilidade da carteira de mercado;
3. Rendibilidade de um activo sem risco;
4. Medidas de liquidez das acções;
5. Medidas de liquidez de mercado.

Em seguida descrevem-se detalhadamente cada um dos grupos de dados acima mencionados.

6.3.1. Rendibilidades das acções

As rendibilidades das acções das empresas na amostra foram calculadas de acordo com a seguinte expressão:

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_{it}}{P_{it-1}}\right)\times 100 \qquad (6.1)$$

onde R_{it} é a rendibilidade da acção *i* no momento *t*; P_{it} é a cotação da acção *i* no momento *t* e P_{it-1} a cotação da acção *i* no momento *t*-1. As cotações diárias e relativas ao último dia de cada mês do período de cotação foram recolhidas na base de dados Thomson Datastream.

6.3.2. Rendibilidade da carteira de mercado

Para a rendibilidade da carteira de mercado geralmente considera-se como *proxy* a rendibilidade de um índice do mercado accionista, calculada da seguinte forma:

$$R_{Mt} = \ln\left(\frac{I_{Mt}}{I_{Mt-1}}\right) \times 100 \tag{6.2}$$

Neste trabalho, considera-se um índice construído com base em todas as acções pertencentes à amostra, em que é atribuído igual ponderação a cada uma das acções. Assim, a rendibilidade de mercado equiponderada é determinada de acordo com a expressão (6.3):

$$R_{Mt} = \frac{\sum_{i=1}^{n} R_{it}}{n} \tag{6.3}$$

onde R_{Mt} é a rendibilidade equiponderada da carteira de mercado no momento *t*; R_{it} é a rendibilidade da acção *i* no momento *t*; *n* é o número total de acções que constituem a amostra no momento *t*. Uma vez que para este cálculo apenas são necessárias as rendibilidades individuais, a rendibilidade de mercado encontra-se disponível para todo o período amostral.

6.3.3. Rendibilidade do activo sem risco

O activo sem risco considerado na maioria dos trabalhos empíricos consiste num título de dívida pública de curto prazo (bilhetes do Tesouro). Os bilhetes do Tesouro foram criados em 1985 mas este mercado foi fechado temporariamente de 1998 a 2003, pelo que não se encontra disponível uma série homogénea de taxas de rendibilidade dos bilhetes do Tesouro para o período considerado. Assim, de forma a

ultrapassar este inconveniente, e de acordo com Costa *et al.* (2009), considera-se como taxa de juro sem risco a taxa *overnight* do Mercado Monetário Interbancário (MMI), obtida através da aplicação BPstat|Estatísticas online do Banco de Portugal (disponível em http://www.bportugal.pt/EstatisticasWEB).

Uma vez que se utilizam taxas de rendibilidades logarítmicas e para manter a uniformidade das variáveis utilizadas é necessário ainda determinar a taxa sem risco mensal de capitalização contínua. Assim, no caso da taxa *overnight* do MMI, que é uma taxa anual, considera-se para o cálculo da taxa mensal a equação (6.4):

$$R_F = \frac{\ln\left(1+R_{anual}\right)\times 100}{12} \tag{6.4}$$

6.3.4. Medidas de liquidez das acções

Nesta Tese consideram-se algumas das mais utilizadas medidas de liquidez, tais como a taxa de *turnover* e o volume de transacção em euros, e de iliquidez, nomeadamente a medida de Roll (1984), a proporção de rendibilidades zero, o rácio de iliquidez de Amihud (2002) e a medida de Pástor e Stambaugh (2003).[8] A forma de cálculo e significado de cada uma destas medidas é apresentada de forma resumida na Tabela 6.2 e de forma detalhada em seguida.

As diferentes medidas são calculadas com periodicidade mensal. Para eliminar as observações extremas (*outliers*) de cada variável ignoram-se todos os valores estimados que sejam inferiores ou superiores aos percentis 1% e 99%, respectivamente.

[8] Os *spreads bid-ask* (cotado, efectivo e proporcionais) foram inicialmente incluídos como medidas de iliquidez na análise. No entanto, os preços *bid* e *ask* necessários ao seu cálculo apenas se encontram disponíveis na Thomson Datastream a partir de Novembro de 1993. Por conseguinte, de forma a garantir a homogeneidade do período de análise optou-se por não apresentar estas medidas.

A taxa de *turnover*, $TRNVR_{it}$, calcula-se como o rácio entre o volume de transacção e o número de acções em circulação (Campbell *et al.*, 1993):

$$TRNVR_{it} = \frac{V_{it}}{SO_{it}} \tag{6.5}$$

onde V_{it} é o número de acções transaccionadas do activo *i* no mês *t* e SO_{it} é o número de acções em circulação do activo *i* no final do mês *t*.

Utilizam-se também outras formulações para a taxa de *turnover*, baseadas na definição de Datar *et al.* (1998). Assim, $TRNVRx_{it}$ corresponde à média do número de acções transaccionadas nos *x* períodos anteriores (*t*-1, *t*-2, …, *t*-*x*) a dividir pelo número de acções em circulação no final do período *t*. Consideram-se neste caso desfasamentos de 3 e 12 meses, ou seja, *x* = 3 e 12.

$$TRNVRx_{it} = \frac{\dfrac{\sum_{k=1}^{x} V_{it-k}}{x}}{SO_{it}} \tag{6.6}$$

Uma acção com uma taxa de *turnover* mais (menos) elevada indica que os investidores estão dispostos a deter essa acção durante um horizonte temporal mais curto (longo), pelo que a acção é mais (menos) líquida. Este facto é consistente com o argumento de Amihud e Mendelson (1986) de que os activos ilíquidos deverão ser detidos pelos investidores durante um horizonte temporal mais longo. Duas outras características atractivas da taxa de *turnover* são a imediata disponibilidade de dados e a simplicidade de cálculo. O *turnover* captura a frequência de transacção mas falha em contabilizar o custo por transacção, que varia consideravelmente entre os activos. Contudo, dado o enfoque específico no volume de transacção, é de esperar que o *turnover* aumente durante crises de liquidez ao invés de diminuir para reflectir o declínio da liquidez de mercado.

Tabela 6.2 – Medidas de liquidez/iliquidez utilizadas

Nome	Fórmula	Significado
Painel A: Medidas de liquidez		
Taxa de *turnover*	$TRNVR_{it} = \frac{V_{it}}{SO_{it}}$ V_{it} – número de acções transaccionadas do activo *i* no período *t*; SO_{it} – número de acções em circulação do activo *i* no final do período *t*	Medida que reflecte o impacto sobre o preço e que está relacionada com a velocidade com que um investidor reverte a sua posição. É positivamente relacionada com a liquidez.
Taxa de *turnover*	$TRNVRx_{it} = \frac{\left(\sum_{k=1}^{x} V_{it-k} \Big/ x \right)}{SO_{it}}$ *x* – número de desfasamentos: *x* = 3 e 12 meses	
Volume de transacção em euros	$VOL_{it} = \sum_{d=1}^{D_{it}} \left(P_{itd} \times V_{itd} \right)$ P_{itd} – preço de fecho do activo do activo *i* no dia *d* do período *t*, V_{itd} – número de acções transaccionadas do activo *i* no dia *d* do período *t*; D_{it} – número total de dias de transacção para o activo *i* no período *t*	
Logaritmo natural do volume de transacção em euros	$LVOL_{it} = \ln VOL_{it}$	
Logaritmo natural da média do volume de transacção em euros dos *x* períodos anteriores	$LVOLx_{it} = \ln \left(\frac{\sum_{k=1}^{x} VOL_{it-k}}{x} \right)$	

Tabela 6.2 – Medidas de liquidez/iliquidez utilizadas (cont.)

Nome	Fórmula	Significado
Painel B: Medidas de iliquidez		
Spread efectivo de Roll	$ROLL_{it} = \begin{cases} 2\sqrt{-\text{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right)}, & \text{se } \text{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right) < 0 \\ 0, & \text{se } \text{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right) \geq 0 \end{cases}$ $\text{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right)$ – covariância temporal entre as variações absolutas diárias dos preços da acção *i* ao longo do período *t*	Reflecte o custo de transacção. Quanto maior for o *spread* menor é a liquidez do activo.
Proporção de rendibilidades zero	$ZR_{it} = \frac{\#ZR_{it}}{D_{it}}$ $\#ZR_{it}$ – número de rendibilidades zero diárias do activo *i* no período *t*	Utilizada nos mercados emergentes para capturar os custos de transacção. É negativamente relacionada com a liquidez.
Rácio de iliquidez	$ILIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{\left\|R_{itd}\right\|}{P_{itd} \times V_{itd}}$ R_{itd} – rendibilidade do activo *i* no dia *d* do período *t*	Esta medida pode ser interpretada como a resposta diária do preço associada a um euro de volume de transacção, exprimindo o impacto sobre o preço. É negativamente relacionada com a liquidez.
Medida de Pástor e Stambaugh (2003)	$PS_{i,t} = \hat{\gamma}_{i,t}$ $\hat{\gamma}_{i,t}$ – estimativa MMQ do coeficiente $\gamma_{i,t}$ da equação $r^e_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} sinal\left(r^e_{i,d,t}\right) \upsilon_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t}$ $r_{i,d,t}$ – rendibilidade da acção *i* no dia *d* do mês *t* $r^e_{i,d,t} = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$ $r_{m,d,t}$ –rendibilidade do índice de mercado no dia *d* do mês *t* $\upsilon_{i,d,t}$ – volume transaccionado em milhões de euros da acção *i* no dia *d* do mês *t*	Representa o efeito médio que o volume transaccionado num dia tem na rendibilidade do dia seguinte. Espera-se que $PS_{i,t}$ seja negativo e que tenha um maior valor absoluto quando a liquidez for baixa.

Examinam-se igualmente como *proxies* para a liquidez o volume de transacção em euros do período *t* (VOL_{it}) e o logaritmo natural do volume de transacção em euros do período *t* ($LVOL_{it}$), que apresenta a vantagem de se encontrar expresso numa escala de valores mais próxima da das restantes medidas de liquidez. O volume transaccionado em euros no período *t* calcula-se como a soma do produto entre o volume transaccionado (em quantidade) e o preço de fecho em cada um dos dias para os quais existe informação disponível para o activo *i* no período *t*.

Tal como para a taxa de *turnover*, consideram-se como formulações alternativas o logaritmo natural da média do volume de transacção em euros dos *x* períodos anteriores (*t*-1, *t*-2, …, *t*-*x*), $LVOLx_{it}$, seguindo Brennan *et al.* (1998), sendo *x* = 3, 12 meses.

Como se referiu anteriormente, consideram-se também algumas medidas de iliquidez. Uma dessas medidas é a estimativa do *spread* efectivo de Roll (1984), $ROLL_{it}$, na formulação proposta por Goyenko *et al.* (2009), que se determina da seguinte forma:

$$ROLL_{it} = \begin{cases} 2\sqrt{-\operatorname{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right)}, & \text{se } \operatorname{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right) < 0 \\ 0, & \text{se } \operatorname{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right) \geq 0 \end{cases} \tag{6.7}$$

onde $\operatorname{cov}\left(\Delta P_{id}, \Delta P_{id-1}\right)$ corresponde à covariância temporal entre as variações absolutas diárias dos preços ocorridas ao longo ou do mês *t*. Esta medida, ao utilizar unicamente dados de preços, permite estimar o *spread bid-ask* efectivo em mercados onde os dados intradiários necessários para calcular os *spreads* não estão disponíveis.

A proporção de rendibilidades zero, ZR_{it}, determina-se como o número de rendibilidades zero diárias no mês *t* $\left(\#ZR_{it}\right)$ divididas pelo número total de dias de transacção no mês *t* para o activo *i* $\left(D_{it}\right)$:

$$ZR_{it} = \frac{\#ZR_{it}}{D_{it}} \tag{6.8}$$

Como Lesmond *et al.* (1999) indicam, uma acção com maiores custos de transacção terá movimentos de preço menos frequentes e mais rendibilidades nulas do que uma acção com custos de transacção baixos. Deste modo, a ocorrência de rendibilidades nulas pode ser considerada uma medida de liquidez. A maior vantagem desta medida é que, para o seu cálculo, apenas requer a série temporal de rendibilidades diárias. Bekaert *et al.* (2007) mencionam, contudo, que é possível que esta medida reflicta artificialmente outras características do mercado accionista: por exemplo, mercados com muitas acções de empresas de pequena dimensão podem automaticamente mostrar um maior nível de não-transacção quando comparados com mercados com acções de empresas de maior dimensão.

O rácio de iliquidez, $ILIQ_{it}$, determina-se como o rácio médio entre o valor absoluto da rendibilidade diária e o volume de transacção em euros nesse dia para o activo *i* no mês *t*:

$$ILIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{d=1}^{D_{it}} \frac{\left|R_{itd}\right|}{P_{itd} \times V_{itd}} \tag{6.9}$$

onde R_{itd} é a rendibilidade do activo *i* no dia *d* do mês *t*, P_{itd} é o preço de fecho do activo do activo *i* no dia *d* do mês *t*, V_{itd} é o número de acções transaccionadas do activo *i* no dia *d* do mês *t*, e D_{it} é o número de dias para os quais existe informação disponível para o activo *i* no mês *t*. Este rácio indica a percentagem de alteração do preço por euro de volume diário transaccionado ou o impacto diário do fluxo de ordens sobre o preço. O rácio de iliquidez é baseado na medida proposta por Amihud (2002) e usado por Acharya e Pedersen (2005). De forma a ser incluído na amostra, requer-se que o activo *i* tenha dados de rendibilidade e volume disponíveis para um mínimo de 10 dias em cada mês *t*. Ao contrário de Amihud (2002), não se consideraram quaisquer restrições em termos do preço mínimo dos activos a serem incluídos na amostra para evitar a perda de informação pois nos anos mais recentes

uma grande percentagem de acções apresenta preços inferiores a € 1,00 (uma média de 34% nos últimos três anos). Para evitar valores demasiado pequenos, multiplicou-se o rácio de iliquidez por 10^4, pelo que o rácio indica a percentagem de alteração do preço por cada dez mil euros de volume diário transaccionado.

Podem apontar-se três vantagens em utilizar o rácio de iliquidez: primeiro, este rácio apresenta um forte suporte teórico, uma vez que segue de perto a definição de impacto sobre o preço, ou resposta do preço ao fluxo de ordens, atribuída à liquidez por Kyle (1985); segundo, os dados necessários para o seu cálculo são relativamente fáceis de obter; terceiro, pode ser calculado mesmo nos dias em que não ocorreu qualquer alteração de preço. Não obstante, apresenta dois inconvenientes: primeiro, ao usar o valor do volume de transacção em denominador pode ser muito correlacionado com o tamanho, uma vez que as acções de empresas de elevada capitalização bolsista são geralmente transaccionadas mais frequentemente do que as acções de empresas de menor capitalização[9]; segundo, podem ocorrer dias em que o volume de transacção é nulo e para os quais não é possível determinar o rácio ou em que o volume é extremamente baixo e para os quais o valor do rácio é extremamente elevado, dando origem a *outliers* (Hwang e Lu, 2007).

A medida de liquidez de Pástor e Stambaugh (2003), PS_{it}, da acção *i* no mês *t* corresponde à estimativa obtida pelo MMQ de $\gamma_{i,t}$ na seguinte regressão:

$$r^{e}_{i,d+1,t} = \theta_{i,t} + \phi_{i,t} r_{i,d,t} + \gamma_{i,t} sinal\left(r^{e}_{i,d,t}\right)\upsilon_{i,d,t} + \varepsilon_{i,d+1,t} \qquad (6.10)$$

onde $r_{i,d,t}$ é a rendibilidade da acção *i* no dia *d* do mês *t*, $r^{e}_{i,d,t} = r_{i,d,t} - r_{m,d,t}$ com $r_{m,d,t}$ a representar a rendibilidade do índice de mercado no dia *d* do mês *t*, $\upsilon_{i,d,t}$ é o volume transaccionado em milhões de euros da acção *i* no dia *d* do mês *t*. A equação (6.10) é estimada para todas acções *i* que tenham dados de rendibilidade e volume

[9] Para ultrapassar este inconveniente, Hwang e Lu (2007) propõem substituir o valor do volume de transacção pelo *turnover*, ou seja, escalar o denominador pela capitalização bolsista.

disponíveis para um mínimo de 10 dias em cada mês *t*. À semelhança dos critérios utilizados para o rácio de iliquidez e ao contrário de Pástor e Stambaugh (2003), não se consideraram quaisquer restrições em termos do preço mínimo dos activos a serem incluídos na amostra para evitar a perda de informação.

A medida de liquidez de Pástor e Stambaugh representa o efeito médio que o volume transaccionado num dia tem na rendibilidade do dia seguinte. Se o volume sinalizado é uma *proxy* do fluxo de ordens, então uma menor liquidez é reflectida numa maior tendência para as ordens numa dada direcção num dia serem seguidas por uma alteração de preços na direcção oposta no dia seguinte, ou seja, para existirem reversões de rendibilidades mais intensas. Assim, espera-se que $\gamma_{i,t}$ seja negativo e que tenha um maior valor absoluto quando a liquidez for baixa.

As estatísticas descritivas para as medidas de liquidez e iliquidez, calculadas com periodicidade mensal, constam da Tabela 6.3. Como se pode observar no Painel A, onde se apresentam as estatísticas seccionais para as médias das séries temporais, existe um enviesamento à direita na secção cruzada das médias mensais da maioria das medidas utilizadas, dado que as médias amostrais excedem as medianas, especialmente no caso das taxas de *turnover*, do volume transaccionado e do rácio de iliquidez. Ao contrário do esperado, a medida de Pastor e Stambaugh apresenta uma média positiva e uma mediana nula. Estes valores podem explicar-se pelo facto desta medida não considerar outros papéis potenciais que o volume pode desempenhar na relação entre rendibilidades correntes e passadas (Pástor e Stambaugh, 2003). Efectivamente, Llorente *et al.* (2002) mostram que a informação assimétrica pode enfraquecer o efeito de reversão de rendibilidade associada ao volume ou até produzir um efeito *momentum* nas acções para as quais a transacção motivada pela informação é substancialmente importante. Também Lee e Swaminathan (2000) mostram que os efeitos *momentum* nas rendibilidades mensais são mais fortes para as acções com um volume recente elevado.

O Painel B mostra as correlações entre as variáveis de liquidez. Como esperado, as taxas de *turnover* e as medidas do volume transaccionado são, em grande maioria, negativamente correlacionadas com as medidas de iliquidez e positivamente correlacionadas entre si, pois estas medidas são negativamente relacionadas com os custos de iliquidez. As correlações entre as taxas de *turnover* e as medidas do volume transaccionado são consideráveis para a mesma janela temporal, variando as correlações significativas entre 0,25 e 0,88. Estas medidas são ainda negativa e significativamente correlacionadas com a proporção de rendibilidades zero e com o rácio de iliquidez. Ao contrário do esperado, a medida de Roll é positivamente correlacionada com as medidas do volume transaccionado e negativamente com a proporção e rendibilidades zero. A medida de Pástor e Stambaugh é não correlacionada com as restantes medidas.

As medidas de liquidez e iliquidez foram igualmente calculadas com dados semanais com o objectivo de conferir robustez aos resultados. Na Tabela A2.1 do Anexo 2 apresentam-se as estatísticas descritivas para as medidas de liquidez e iliquidez calculadas com dados semanais, que são semelhantes às obtidas com dados mensais.

Tabela 6.3 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez

Painel A: Estatísticas seccionais para as médias das séries temporais

	Unidade	Média	Mediana	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Nº obs.	Nº acções
TRNVR		0,085	0,018	0,222	3,200	0,000	89	227
TRNVR3		0,078	0,016	0,206	3,500	0,000	96	227
TRNVR12		0,081	0,013	0,257	4,152	0,000	102	227
VOL	10^6 €	9,880	0,383	29,034	260,000	0,000	88	233
LVOL		11,604	11,197	3,299	20,395	4,477	89	233
LVOL3		11,584	11,517	3,453	20,364	3,892	98	233
LVOL12		11,664	11,808	3,476	20,311	3,776	109	233
ROLL		0,113	0,100	0,078	0,781	0,000	78	232
ZR		0,564	0,571	0,258	0,957	0,043	110	233
ILIQ	%/10^4 €	16,134	4,276	30,856	323,844	0,000	59	192
PSRE		8,904	0,000	112,804	969,147	-885,941	57	190

Tabela 6.3 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez (cont.)

Painel B: Médias seccionais das correlações temporais entre pares de variáveis de liquidez de uma acção individual

	TRNVR	TRNVR3	TRNVR12	VOL	LVOL	LVOL3	LVOL12	ROLL	ZR	ILIQ
TRNVR										
TRNVR3	**0,29**									
TRNVR12	**0,94**	**0,61**								
VOL	**0,77**	**0,74**	0,10							
LVOL	**0,63**	**0,25**	**0,88**	**0,73**						
LVOL3	**0,66**	**0,66**	**0,46**	**0,27**	**0,44**					
LVOL12	0,07	**0,38**	**0,70**	**0,65**	**0,29**	**0,69**				
ROLL	0,10	0,05	0,07	**0,84**	**0,93**	**0,63**	**0,35**			
ZR	**-0,27**	**-0,84**	**-0,60**	**-0,30**	**-0,48**	**-0,28**	**-0,99**	**-0,27**		
ILIQ	**-0,20**	-0,27	**-0,74**	**-0,26**	**-0,40**	**-0,29**	**-0,27**	0,25	0,05	
PSRE	-0,01	0,01	0,06	-0,05	-0,04	0,04	0,03	-0,03	0,00	-0,05

TRNVR é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL é o volume transaccionado em euros; LVOL é o logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx é o logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes; ROLL é a estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR é a proporção de rendibilidades zero, ILIQ é o rácio de iliquidez de Amihud (2002), PSRE corresponde à medida de Pástor e Stambaugh (2003) calculada para o índice de mercado equiponderado das acções da amostra.

Cada variável é calculada para cada acção e cada mês para o qual existe disponibilidade de dados durante o período compreendido entre 1988 e 2011. De forma a eliminar as observações extremas, ignoram-se todos os valores estimados que sejam inferiores ou superiores aos percentis 1% e 99%, respectivamente.

No Painel A encontram-se as médias, medianas e desvios-padrão seccionais das médias temporais de cada variável, bem como a média seccional do número de observações no período amostral, os valores máximo e mínimo de cada variável na amostra e o número de acções incluídas no cálculo das estatísticas. No Painel B apresentam-se as correlações entre os pares de variáveis de liquidez, assinalando-se a negrito as correlações significativamente distintas de zero a um nível de significância de 5%.

6.3.5. Medidas de liquidez de mercado

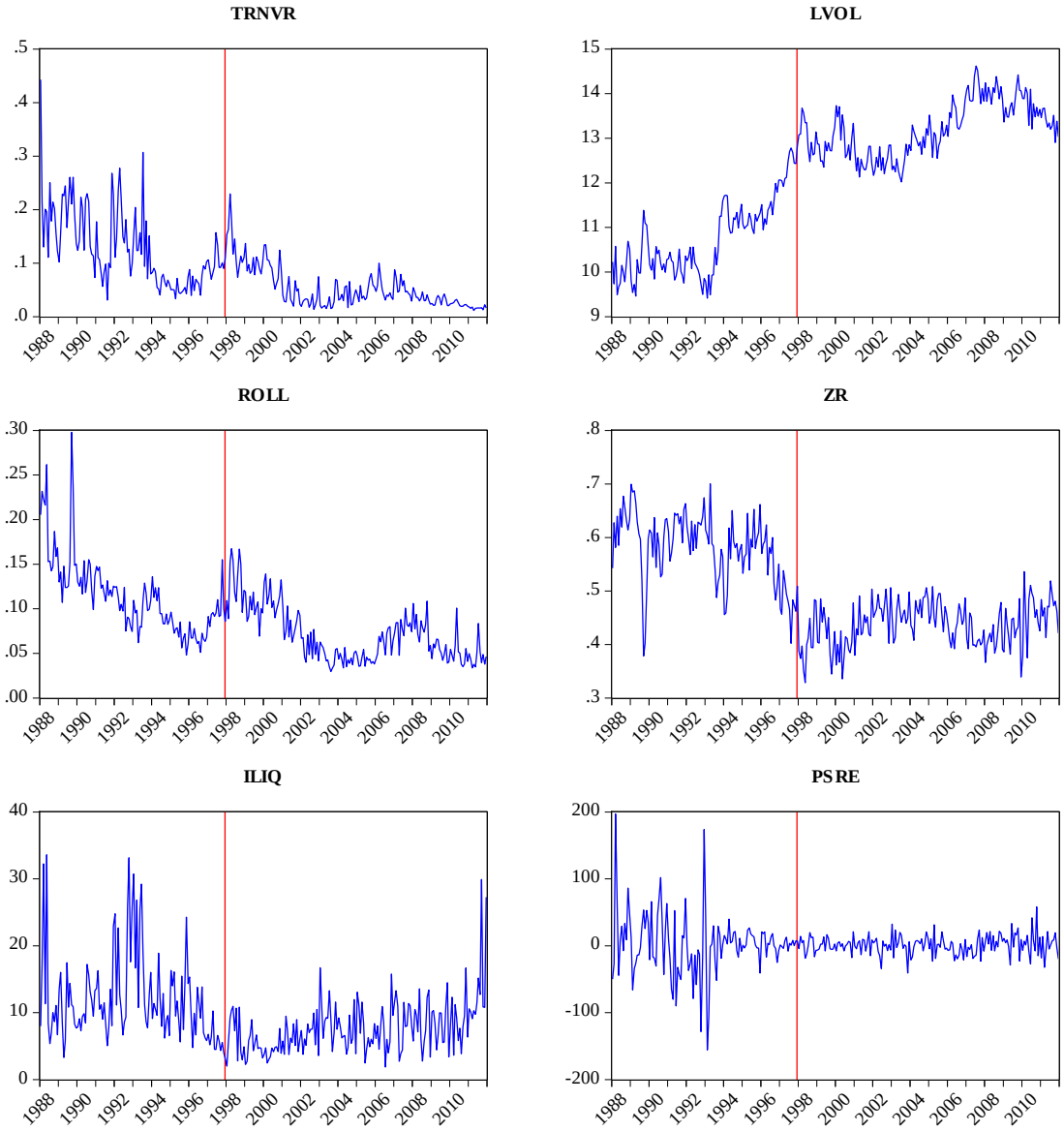
A medida de liquidez agregada ou de mercado é calculada como a média equiponderada de cada uma das medidas de liquidez utilizadas neste estudo para todas as acções da amostra, tal como se expressa na expressão (6.11):

$$L_{Mt} = \frac{\sum_{i=1}^{n} L_{it}}{n} \tag{6.11}$$

onde L_{Mt} corresponde à liquidez agregada do mercado na semana ou no mês *t*; L_{it} é a liquidez da acção *i* na semana ou no mês *t*; *n* é o número total de acções que constituem a amostra na semana ou no mês *t* e para as quais foi possível calcular a medida de liquidez *L*.

Na Figura 6.7 encontra-se a evolução da liquidez de mercado em Portugal durante o período amostral, com base nas medidas TRNVR, LVOL, ROLL, ZR, ILIQ e PSRE. Omitiram-se os gráficos relativos às medidas TRNVR*x*, VOL e LVOL*x* pelo facto destas medidas serem transformações das medidas TRNVR e LVOL e apresentarem, por isso, o mesmo comportamento ao longo do período em estudo. Nos gráficos assinala-se a vermelho a classificação do mercado accionista português como um mercado desenvolvido pelo MSCI (início de Dezembro de 1997). Este marco delimita dois subperíodos com características e evoluções potencialmente distintas. O primeiro subperíodo, de Janeiro de 1988 até Novembro de 1997, corresponde ao período em que Portugal era ainda considerado um mercado emergente. O segundo subperíodo, de Dezembro de 1997 até Dezembro de 2011, compreende o período de funcionamento como um mercado desenvolvido.

Figura 6.7 – Medidas de liquidez/iliquidez de mercado: 1988-2011



Nota: A linha vertical vermelha marca a classificação do mercado accionista português como um mercado desenvolvido pelo MSCI (início de Dezembro de 1997).

Para complementar a análise gráfica, apresentam-se algumas estatísticas de síntese das medidas de liquidez de mercado para todo o período amostral e para cada um dos subperíodos acima identificados. Assim, a Tabela 6.4 contém a média, o

desvio-padrão e os valores máximos e mínimos das séries temporais das medidas de liquidez de mercado mensais.[10]

Como se pode constatar, o subperíodo 1988-1997 é claramente marcado por uma reduzida liquidez (elevada iliquidez) de mercado e por uma maior volatilidade da liquidez/iliquidez. Com efeito, é neste período que as medidas de liquidez de mercado, à excepção do TRNVR e TRNVR*x*, apresentam os menores valores médios e que as medidas de iliquidez apresentam os maiores valores médios. Exceptuando o volume de transacção, todas as medidas exibem maior desvio-padrão neste primeiro subperíodo. No subperíodo seguinte (1998-2011), verifica-se um aumento da liquidez (redução da iliquidez) de mercado acompanhado por uma redução da sua volatilidade, resultantes da reorganização e regulamentação do mercado bolsista em Portugal. Como se pode ver na Tabela 6.4, neste subperíodo, os valores médios do VOL, LVOL e LVOL*x* são mais altos e os valores médios de ROLL, ZR, ILIQ e PSRE são mais baixos do que para o período amostral total. Adicionalmente, os desvios-padrão são mais baixos do que os registados quer no período amostral total quer no subperíodo anterior.

O menor valor médio da taxa de *turnover* de mercado no período 1997-2011 deve-se sobretudo ao aumento do número de acções admitidas à cotação. Este aumento deriva da onda de *stock splits* que se verificou em Portugal a seguir à introdução do euro em 1999. Não obstante os *stock splits* permitirem que mais investidores possam adquirir as acções e criar um ambiente mais líquido, o acréscimo do número de acções transaccionadas registado no mercado português foi no geral pouco significativo,[11] resultando num menor *turnover*.

[10] Na Tabela A2.2 do Anexo 2 encontram-se as estatísticas descritivas das medidas de liquidez e iliquidez de mercado calculadas com dados semanais.

[11] No seu estudo de 26 *stock splits* ocorridos entre 1999 e 2003, Farinha e Basílio (2006) concluem que os aumentos do volume transaccionado em euros e do número de acções transaccionadas foram significativamente inferiores ao aumento do número de transacções.

Tabela 6.4 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez de mercado

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							*MEDIDAS DE ILIQUIDEZ*			
	TRNVR	**TRNVR3**	**TRNVR12**	**VOL**	**LVOL**	**LVOL3**	**LVOL12**	**ROLL**	**ZR**	**ILIQ**	**PSRE**
Painel A: Todo o período											
Média	0,083	0,082	0,086	10,474	12,178	11,951	11,857	0,089	0,496	9,506	1,433
Desv. pad.	0,066	0,071	0,089	8,996	1,414	1,311	1,123	0,042	0,088	5,643	31,579
Máximo	0,443	0,441	0,438	35,718	14,621	14,232	13,677	0,298	0,700	33,577	197,043
Mínimo	0,012	0,013	0,013	0,026	9,412	9,285	9,353	0,030	0,328	1,863	-155,853
Painel B: Subperíodo 1											
Média	0,128	0,131	0,148	1,771	10,722	10,595	10,655	0,114	0,580	12,093	1,830
Desv. pad.	0,072	0,083	0,113	2,819	0,828	0,733	0,631	0,043	0,065	6,581	46,096
Máximo	0,443	0,441	0,438	14,507	12,783	12,396	12,047	0,298	0,700	33,577	197,043
Mínimo	0,031	0,039	0,026	0,026	9,412	9,285	9,353	0,048	0,379	3,292	-155,853
Painel C: Subperíodo2											
Média	0,052	0,048	0,047	16,602	13,204	12,883	12,619	0,071	0,437	7,684	1,154
Desv. pad.	0,037	0,034	0,031	6,422	0,613	0,630	0,556	0,031	0,041	3,987	14,524
Máximo	0,229	0,189	0,128	35,718	14,621	14,232	13,677	0,167	0,536	29,899	57,983
Mínimo	0,012	0,013	0,013	6,194	12,021	11,767	11,594	0,030	0,328	1,863	-40,831

TRNVR é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL é o volume transaccionado em euros; LVOL é o logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx é o logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes; ROLL é a estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR é a proporção de rendibilidades zero, ILIQ é o rácio de iliquidez de Amihud (2002), PSRE corresponde à medida de Pástor e Stambaugh (2003) calculada para o índice de mercado equiponderado das acções da amostra.

A medida de liquidez agregada ou de mercado corresponde à média equiponderada de cada medida de liquidez para todas as acções da amostra em cada mês para a qual existe disponibilidade de dados. De forma a eliminar as observações extremas, ignoram-se todos os valores estimados que sejam inferiores ou superiores aos percentis 1% e 99%, respectivamente.

No Painel A encontram-se as estatísticas descritivas obtidas para o período amostral total (1988-2011), no Painel B apresentam-se as estatísticas relativas ao subperíodo de Janeiro de 1988 até Novembro de 1997 e no Painel C as estatísticas do subperíodo de Dezembro de 1997 a Dezembro de 2011.

Neste segundo subperíodo registam-se igualmente as quebras na liquidez resultantes de crises financeiras e períodos de recessão económica. Concretamente, em 1998-1999 regista-se uma quebra na liquidez devido à instabilidade resultante do contágio das crises asiática e russa. Também o rebentar da bolha especulativa associada às acções tecnológicas em 2000 originou nova redução dos níveis de liquidez no mercado. A partir de 2003 registou-se uma recuperação da liquidez até 2007, momento em que atinge o valor mais elevado. Em seguida, a liquidez é afectada negativamente pela crise financeira mundial de 2007-2008, iniciada com a crise do mercado imobiliário nos EUA, à qual se seguiu a forte recessão económica e a crise da dívida soberana na área do euro, que culminou em 2011 com o pedido de assistência financeira internacional à economia portuguesa.

A medida de ROLL apresenta uma evolução ao longo do período amostral semelhante à exibida pelo TRNVR, o que é contrário ao esperado dado que a medida de ROLL, sendo uma *proxy* para os *spreads* efectivos, é uma medida de iliquidez enquanto o TRNVR está positivamente associado à liquidez.

Relativamente à medida PSRE, importa referir que é a única medida que não permite identificar qualquer associação com factos relevantes no mercado accionista português, à excepção das diferenças de volatilidade em cada um dos subperíodos, denotando pouco conteúdo informativo quanto à liquidez de mercado.

7. EXISTEM FACTORES COMUNS NA LIQUIDEZ DO MERCADO ACCIONISTA PORTUGUÊS?

A existência de factores comuns na liquidez significa que as variações temporais da liquidez dos activos financeiros são governadas por uma componente comum, podendo falar-se de liquidez sistemática ou de mercado.

Como se referiu no capítulo 3, a maioria dos estudos documenta a existência de factores comuns na liquidez no mercado accionista norte-americano, em particular na NYSE, que é um mercado dirigido por cotações (Chordia *et al.*, 2000; Hasbrouck e Seppi, 2001; Huberman e Halka, 2001; Korajczyk e Sadka, 2008; Kamara *et al.*, 2008). Não obstante, outros estudos também providenciam evidência empírica quanto à existência de factores comuns na liquidez de mercados dirigidos por ordens, como por exemplo Hong Kong (Brockman e Chung, 2002, 2006, 2008), Austrália (Fabre e Frino, 2004; Sujoto *et al.*, 2008a), Tailândia (Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti, 2009) e Reino Unido (Galariotis e Giouvris, 2007). Todavia, os factores comuns na liquidez em mercados dirigidos por ordens, como é o caso do mercado português, podem ser menos pronunciados do que em mercados dirigidos por cotações (Fabre e Frino, 2004; Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti, 2009).

Assim, neste capítulo, verifica-se se a liquidez dos activos transaccionados na Euronext Lisboa e pertencentes à amostra apresenta movimentos comuns com a liquidez agregada ou de mercado.

Para investigar a existência de factores comuns na liquidez usam-se as medidas de liquidez atrás descritas e a metodologia de Chordia *et al.* (2000), que é o trabalho de referência para todos os estudos realizados a nível internacional. Em primeiro lugar, testa-se a presença de factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez. Posteriormente, avalia-se a existência de factores comuns na liquidez de carteiras, de forma a examinar o potencial efeito tamanho da liquidez sistemática.

7.1. Factores de mercado comuns na liquidez

Para testar a existência de factores de mercado comuns na liquidez segue-se a metodologia de Chordia *et al.* (2000). Por conseguinte, considera-se a versão adaptada à liquidez do modelo de mercado expressa em (7.1):

$$DL_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} DL_{Mt} + \beta_{2i} DL_{Mt-1} + \beta_{3i} DL_{Mt+1} + \varepsilon_{it} \qquad (7.1)$$

onde DL_{it} é a variação percentual mensal da variável de liquidez *L* para a acção *i* entre os meses *t*-1 e *t* e DL_{Mt} é a variação percentual mensal da média de secção cruzada da mesma variável de liquidez. Analisam-se variações percentuais em vez de níveis para minimizar alguns problemas econométricos (como a não-estacionariedade) que afectam com maior probabilidade as séries temporais dos níveis de liquidez. A equação (7.1) inclui um desfasamento e um avanço da média de mercado da variável de liquidez para possibilitar possíveis ajustamentos não-contemporâneos da liquidez. Em cada regressão individual a média de mercado da variável de liquidez exclui a acção da variável dependente de forma a remover a restrição potencial da média seccional dos coeficientes ser unitária.

Adicionalmente, Chordia *et al.* (2000) incluem na equação (7.1) outras variáveis explicativas que poderão afectar a liquidez, tais como a rendibilidade de mercado (contemporânea, desfasada e avançada um período) e a volatilidade. A rendibilidade de mercado foi incorporada na equação para remover qualquer dependência induzida pela associação entre as rendibilidades e as medidas de liquidez. Este ajustamento pode ser particularmente relevante para os *spreads* efectivos, para a proporção de rendibilidades zero e para o rácio de iliquidez uma vez que estas medidas de liquidez são funções do preço de transacção e, por conseguinte, as suas variações temporais são funções das rendibilidades individuais, que se sabem estar significativamente correlacionadas com a rendibilidade de mercado. Por último, para eliminar o ruído

que a volatilidade poderá causar sobre a liquidez incluíram a variação contemporânea do quadrado da rendibilidade individual da acção.

Assim, a equação a estimar, incluindo todas as variáveis explicativas, é a seguinte:

$$DL_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} DL_{Mt} + \beta_{2i} DL_{Mt-1} + \beta_{3i} DL_{Mt+1} + \phi_{1i} R_{Mt} + \phi_{2i} R_{Mt-1} + \phi_{3i} R_{Mt+1} + \eta DR_{it}^2 + \varepsilon_{it} \qquad (7.2)$$

onde DL_{it} é a variação percentual mensal ou semanal da variável de liquidez *L* para a acção *i* entre os meses ou as semanas *t*-1 e *t*, DL_{Mt} é a variação percentual mensal ou semanal da média de secção cruzada da mesma variável de liquidez, R_{Mt} é a média equiponderada da rendibilidade das acções da amostra, ou seja, a rendibilidade equiponderada do mercado, e DR_{it}^2 corresponde à variação percentual mensal ou semanal do quadrado da rendibilidade da acção *i*.

A equação (7.2) é estimada para cada acção individual pelo MMQ. Devido às correlações cruzadas entre os resíduos das equações, os desvios-padrão dos coeficientes individuais tendem a ser subestimados. Para ultrapassar este problema, Chordia *et al.* (2000) assumem que as variâncias dos resíduos são iguais e que a correlação entre cada par de resíduos é igual a ρ, pelo que o verdadeiro desvio-padrão seria igual ao desvio-padrão estimado pelo MMQ multiplicado por $\sqrt{1+2(N-1)\rho}$, onde *N* é o número de regressões. Neste caso, ρ seria aproximado pelo valor da correlação comum entre os resíduos de todas as equações ou pela média das correlações entre cada par de resíduos. Hameed *et al.* (2010) estendem esta correcção, permitindo que os desvios-padrão e que as correlações dos resíduos variem. Assim, o desvio-padrão de cada coeficiente estimado corresponde à respectiva estimativa do MMQ e a correlação empírica entre os resíduos das regressões para os activos *i* e *j* é usada para estimar a correlação entre os coeficientes β_i e β_j. Segundo estes autores, o desvio-padrão da média dos coeficientes estimados $\left(\bar{\beta}\right)$ é dado por:

$$\sigma_{\bar{\beta}} = \frac{1}{N}\sqrt{\sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N}\rho_{i,j}\sigma_i\sigma_j} \tag{7.3}$$

pelo que a respectiva estatística *t* é dada por:

$$t_{\bar{\beta}} = \frac{\bar{\beta}}{\sigma_{\bar{\beta}}} = \frac{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\beta_i}{\sigma_{\bar{\beta}}} \tag{7.4}$$

onde *N* é o número de regressões.

Os resultados das estimações da equação (7.2) encontram-se na Tabela 7.1. Estes resultados foram obtidos com observações mensais relativas às 11 variáveis de liquidez consideradas neste estudo: taxas de *turnover* (TRNVR e TRNVR*x*, com *x* = 3 e 12), volume transaccionado (VOL, LVOL e LVOL*x*, com *x* = 3 e 12), medida de Roll (1984) na formulação proposta por Goyenko *et al.* (2009) (ROLL), proporção de rendibilidades zero (ZR), rácio de iliquidez de Amihud (2002) (ILIQ) e medida de Pástor e Stambaugh (2003) (PSRE). A Tabela 7.1 contém as médias em secção cruzada dos coeficientes β_j $\left(j = 1,2,3\right)$ e as correspondentes estatísticas *t* ajustadas das correlações cruzadas entre equações de acordo com Hameed *et al.* (2010), bem como a percentagem de coeficientes positivos e a percentagem de coeficientes positivos com estatísticas *t* superiores ao nível crítico de 5% para o teste unilateral. Inclui ainda informação de síntese (média e mediana) dos coeficientes de determinação ajustados e o número de activos para os quais foi possível estimar a equação (7.2).

Para as taxas de *turnover* (DTRNVR, DTRNVR3 e DTRNVR12) verifica-se que os coeficientes médios da liquidez de mercado são estatisticamente insignificativos. Em termos individuais, entre 17,341% (DTRNVR) e 20,994% (DTRNVR3) dos coeficientes da liquidez corrente são positivos e significativos ao nível de 5%; quanto aos coeficientes individuais da liquidez de mercado desfasada, entre 10,497% (DTRNVR3) e 12,973% (DTRNVR12) são positivos e apresentam

significância estatística; e, por último, entre 5,202% (DTRNVR) e 25,405% (DTRNVR12) dos coeficientes individuais da liquidez de mercado avançada são positivos e significativos ao nível de 5%.

Quanto ao volume de transacção (DVOL), os coeficientes médios da liquidez de mercado (corrente, desfasada e avançada) são estatisticamente não significativos. Também em termos individuais o comportamento é semelhante para os três grupos de coeficientes: pouco mais de metade dos coeficientes é positiva e cerca de 10% destes são significativos ao nível de 5%. Para as formulações relacionadas com o logaritmo do volume de transacção (DLVOL, DLVOL3 e DLVOL12) observa-se que os coeficientes médios da liquidez de mercado (corrente, desfasada e avançada) são positivos e significativos, exceptuando-se apenas os coeficientes de DLVOL e DLVOL12 desfasados (0,053 e 0,112, respectivamente) que não são significativos. Individualmente, a percentagem de coeficientes de liquidez contemporânea positivos ronda os 80%, sendo a percentagem mais baixa de coeficientes positivos e significativos de 24,157% (DLVOL) e a mais elevada de 41,270% (DLVOL12). Entre 51,124% (DLVOL) e 69,022% (DLVOL3) dos coeficientes individuais de liquidez desfasada são positivos e entre 12,360% (DLVOL) e 16,931% (DLVOL12) são positivos e significativos. Por último, no tocante aos coeficientes individuais de liquidez avançada, verifica-se que entre 63,483% (DLVOL) e 84,127% (DLVOL12) são positivos e entre 10,674% (DLVOL) e 29,630% (DLVOL12) destes são significativos. O facto dos termos da liquidez de mercado desfasada e avançada serem no geral positivos e estatisticamente significativos, para as medidas relacionadas com o logaritmo do volume de transacção, denota a existência de um ajustamento lento nas variações de liquidez. Os resultados obtidos sugerem que existem factores comuns na liquidez que são capturados pelo logaritmo do volume de transacção.

Tabela 7.1 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***			
	DTRNVR	**DTRNVR3**	**DTRNVR12**	**DVOL**	**DLVOL**	**DLVOL3**	**DLVOL12**	**DROLL**	**DZR**	**DILIQ**	**DPSRE**
Corrente	0,238	-7,366	-1,168	-1,425	0,413	0,385	0,360	-3,09E+06	1,201	0,480	-0,172
	(0,02)	(-1,05)	(-0,51)	(-0,14)	(5,42)***	(6,92)***	(4,71)***	(-1,10)	(7,87)***	(1,00)	(-0,25)
% Positivo	58,382	64,088	63,784	55,618	82,022	83,696	80,952	56,442	87,624	49,580	50,442
% + Signif.	17,341	20,994	17,838	12,360	24,157	27,174	41,270	12,883	41,584	5,042	1,770
Desfasado	-1,726	-7,707	-0,782	2,037	0,053	0,203	0,112	3,77E+06	0,117	-0,125	-0,028
	(-0,21)	(-1,34)	(-0,45)	(0,23)	(0,74)	(3,65)***	(1,62)	(1,35)	(0,80)	(-0,25)	(-0,04)
% Positivo	53,757	55,249	58,378	52,809	51,124	69,022	66,138	50,920	50,495	63,025	60,177
% + Signif.	10,983	10,497	12,973	11,236	12,360	15,761	16,931	6,748	9,406	9,244	3,540
Avançado	0,578	0,979	0,634	0,655	0,236	0,336	0,505	2,46E+06	-0,126	0,168	0,086
	(0,07)	(0,13)	(0,22)	(0,07)	(3,04)***	(6,20)***	(6,29)***	(0,80)	(-0,88)	(0,39)	(0,13)
% Positivo	52,601	66,298	70,811	51,124	63,483	71,196	84,127	47,853	49,505	50,420	47,788
% + Signif.	5,202	13,260	25,405	8,427	10,674	16,848	29,630	7,362	8,416	7,563	6,195
Soma	-0,910	-14,093	-1,316	1,268	0,702	0,924	0,977	3,13E+06	1,191	0,523	-0,114
	(-0,04)	(-0,97)	(-0,39)	(0,06)	(4,53)***	(9,80)***	(8,96)***	(0,45)	(3,41)***	(0,51)	(-0,09)
Mediana	0,310	0,423	0,291	0,348	0,502	0,602	0,633	0,409	0,925	0,071	0,005
R^2 Ajust.											
Média	0,018	0,026	0,104	0,021	0,031	0,041	0,126	0,175	0,049	0,038	-0,013
Mediana	-0,006	0,008	0,014	-0,004	0,031	0,036	0,068	0,042	0,035	0,000	-0,028
Nº activos	**173**	**181**	**185**	**178**	**178**	**184**	**189**	**163**	**202**	**119**	**113**

*Regressão das variações mensais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações mensais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Relativamente à medida de Roll (DROLL) constata-se que nenhum dos coeficientes médios de liquidez de mercado é estatisticamente significativo. Relativamente aos coeficientes individuais da liquidez de mercado contemporânea, 56,442% são positivos e 12,883% são positivos e significativos. No que se refere aos coeficientes da liquidez desfasada e avançada cerca de metade apresenta valores positivos mas apenas 6,748% e 7,362%, respectivamente, têm significância estatística.

Quanto à proporção de rendibilidades zero (DZR), o coeficiente médio da liquidez de mercado corrente é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%: 1,201 com uma estatística *t* de 7,87. Em termos individuais, 87,624% dos coeficientes são positivos e 41,584% destes são significativos ao nível de 5%. Os coeficientes médios da liquidez desfasada e avançada não são estatisticamente significativos. Constata-se ainda que cerca de 50% destes coeficientes são positivos embora apenas uma percentagem entre 8% e 9% dos mesmos seja significativa ao nível de 5%. Estes resultados são indicadores de que existem factores comuns na liquidez que são capturados por este constructo de liquidez.

Em contraste, os resultados das estimações com o rácio de iliquidez (DILIQ) revelam que os coeficientes médios da liquidez de mercado (corrente, desfasada e avançada) não são significativos. Além disso, apenas uma pequena percentagem dos coeficientes individuais da liquidez de mercado é positiva e estatisticamente significativa: 5,042% para a liquidez corrente, 9,244% para a liquidez desfasada e 7,563% para a liquidez avançada.

Finalmente, no tocante à medida de Pástor e Stambaugh (DPSRE), observa-se que os coeficientes médios da liquidez de mercado (contemporânea, desfasada e avançada) não são significativos. Adicionalmente, não obstante cerca de 50% dos coeficientes individuais serem positivos, a percentagem de coeficientes simultaneamente positivos e significativos é muito baixa, não excedendo os 6,195% (percentagem para os coeficientes de liquidez avançada).

A soma dos coeficientes é positiva e estatisticamente distinta de zero ao nível de significância de 1% para as medidas que apresentam os melhores resultados em termos médios e individuais, ou seja, para as formulações do logaritmo do volume de transacção (DLVOL, DLVOL3 e DLVOL12) e para a proporção de rendibilidades zero (DZR).

À semelhança do encontrado por Chordia *et al.* (2000) e por Pukthuanthong-Le e Visaltanachoti (2009), entre outros, o poder explicativo das regressões individuais é reduzido, o que pode significar que as variações mensais das variáveis de liquidez dos activos individuais são afectadas por ruído ou por outras influências não contempladas nas regressões.

Atendendo ao exposto, pode concluir-se que existem factores comuns na liquidez das acções no mercado português quando a liquidez é aproximada pelo logaritmo do volume de transacção (DLVOL, DLVOL3 e DLVOL12) ou a iliquidez pela proporção de rendibilidades zero (DZR). Assim, para estas medidas, as variações da liquidez/iliquidez dos activos individuais tendem a acompanhar as variações da liquidez/iliquidez agregada de mercado.

7.2. Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez

Os movimentos da liquidez agregada de mercado influenciam os movimentos da liquidez individual das acções, indiciando a existência de factores comuns que afectam em simultâneo a liquidez de um grande número de acções. Adicionalmente, é expectável que existam factores que exerçam uma maior influência apenas sobre as variações da liquidez das acções pertencentes a um determinado sector. Se as variações da liquidez agregada do sector afectarem as variações da liquidez individual das acções pertencentes a esse mesmo sector pode afirmar-se que existem factores comuns na liquidez ao nível sectorial. Assim, é interessante avaliar se

também existem factores comuns na liquidez ao nível sectorial e se estes se sobrepõem ou não aos factores comuns de mercado.

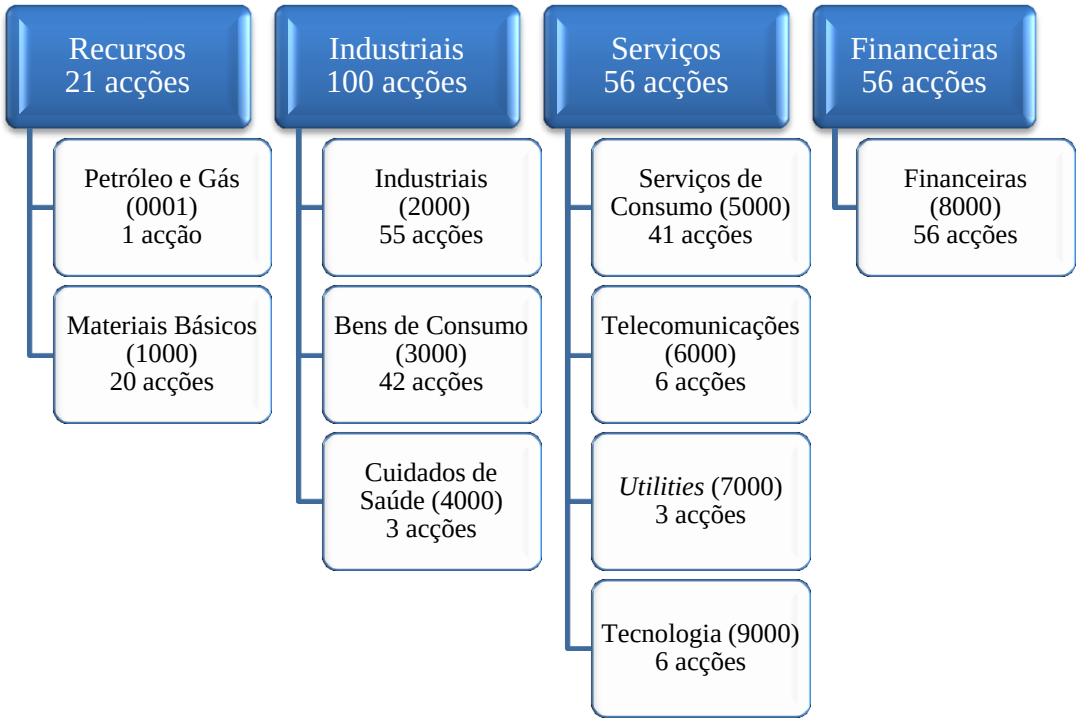
A análise dos factores sectoriais comuns da liquidez segue igualmente a metodologia de Chordia *et al.* (2000) e pressupõe a estimação da seguinte regressão:

$$DL_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} DL_{Mt} + \beta_{2i} DL_{Mt-1} + \beta_{3i} DL_{Mt+1} + \gamma_{1i} DL_{It} + \gamma_{2i} DL_{It-1} + \gamma_{3i} DL_{It+1} + \varepsilon_{it} \quad (7.5)$$

onde DL_{it} é a variação percentual mensal da variável de liquidez *L* para a acção *i* entre os meses *t*-1 e *t*, DL_{Mt} é a variação percentual mensal da média em secção cruzada da mesma variável para todas as acções e DL_{It} é a variação percentual mensal da média em secção cruzada da mesma variável para as acções do sector correspondente. A equação (7.5) inclui também, à semelhança da equação (7.2), a rendibilidade equiponderada do mercado (contemporânea, desfasada e avançada um período) e a variação contemporânea do quadrado da rendibilidade individual da acção como *proxy* para a volatilidade.

Para a definição dos sectores considerou-se o *Industrial Classification Benchmark* (ICB). No entanto, como se pode ver na Figura 7.1, optou-se por distribuir as indústrias do ICB em quatro categorias sectoriais: Recursos, Industriais, Serviços e Financeiras.

Figura 7.1 – Categorias sectoriais utilizadas



Nota: Entre parêntesis indicam-se os códigos ICB das indústrias correspondentes.

A justificação para esta divisão em quatro sectores prende-se com o facto de, no caso português e na presente amostra, algumas das indústrias serem constituídas por um reduzido número de empresas com acções cotadas. Por exemplo, o sector Petróleo e Gás compreende apenas uma empresa – a Galp Energia – e os sectores Cuidados de Saúde e *Utilities* compreendem apenas três empresas cada: Companhia Portuguesa de Higiene, Cipan e Mundinter são as empresas do sector Cuidados de Saúde enquanto EDP Energias de Portugal, EDP Renováveis e REN são as *Utilities* presentes na amostra. Este reduzido número de acções em alguns dos sectores apresenta algumas desvantagens: por um lado, no caso particular do sector Petróleo e Gás, não é possível proceder ao cálculo da média sectorial de liquidez excluindo a acção da variável dependente; por outro lado, a média sectorial da variável de liquidez não seria muito distinta da liquidez individual da acção da variável dependente e poderia conduzir à sobre-estimação do efeito da liquidez sectorial

sobre a liquidez individual ou ainda à obtenção de uma média seccional destes coeficientes aproximadamente unitária. A distribuição sectorial proposta permite ultrapassar estes inconvenientes e calcular as médias sectoriais equiponderadas de cada uma das variáveis de liquidez que, tal como no cálculo da liquidez de mercado, excluem a acção da variável dependente.

A Tabela 7.2 mostra os resultados da estimação da equação (7.5) com dados mensais e para as onze variáveis de liquidez consideradas neste estudo. Nesta tabela indicam-se as médias em secção cruzada dos coeficientes de mercado $\beta_j \ (j=1,2,3)$ e dos coeficientes sectoriais $\gamma_j \ (j=1,2,3)$, as correspondentes estatísticas *t* ajustadas das correlações cruzadas entre equações de acordo com Hameed *et al.* (2010), a percentagem de coeficientes positivos e a percentagem de coeficientes positivos com estatísticas *t* superiores ao nível crítico de 5% para o teste unilateral, a média e a mediana dos coeficientes de determinação ajustados e o número de activos para os quais foi possível estimar a equação (7.5).

Para as diferentes formulações do *turnover* (DTRNVR, DTRNVR3 e DTRNVR12) observa-se que nenhum dos coeficientes médios de liquidez sectorial ou de mercado é estatisticamente significativo ao nível de 5%. Em termos individuais, a percentagem de coeficientes simultaneamente positivos e significativos é no máximo 16,022% (coeficientes de liquidez de mercado contemporânea para DTRNVR3).

Tabela 7.2 – Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez/iliquidez

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ									
	DTRNVR		**DTRNVR3**		**DTRNVR12**		**DVOL**		**DLVOL**	
	Mercado	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**
Corrente	-6,939	4,661	-7,054	-1,300	2,005	-3,691	7,712	-12,675	0,356	0,092
	(-0,54)	(0,51)	(-0,67)	(-0,23)	(0,35)	(-0,88)	(0,48)	(-1,06)	(3,91)***	(1,46)
% Positivo	58,960	46,243	66,298	49,171	61,081	48,649	57,303	38,202	70,787	63,483
% + Signif.	8,092	8,671	16,022	9,945	12,973	12,432	11,236	7,303	14,607	8,989
Desfasado	-4,506	0,652	-8,532	2,451	4,880	-5,800	3,594	-4,983	0,031	-0,002
	(-0,42)	(0,07)	(-1,19)	(0,44)	(0,92)	(-1,39)	(0,26)	(-0,42)	(0,41)	(-0,04)
% Positivo	50,289	53,757	55,249	48,619	56,216	51,892	52,809	47,191	51,124	50,562
% + Signif.	10,405	7,514	12,707	9,392	14,054	15,135	10,112	3,933	7,303	7,303
Avançado	1,749	-2,832	2,186	0,989	-1,535	2,758	5,635	-4,172	0,191	0,045
	(0,19)	(-0,31)	(0,24)	(0,18)	(-0,21)	(0,66)	(0,44)	(-0,35)	(2,04)**	(0,71)
% Positivo	54,335	45,087	59,116	50,276	62,703	60,000	48,876	43,258	62,921	46,629
% + Signif.	3,468	6,936	10,497	8,287	14,054	12,973	7,303	8,427	10,112	3,933
Soma	-9,696	2,481	-13,399	2,140	5,351	-6,733	16,941	-21,830	0,578	0,135
	(-0,39)	(0,13)	(-0,70)	(0,26)	(0,57)	(-1,10)	(0,54)	(-0,96)	(3,10)***	(0,96)
Mediana	0,379	0,095	0,643	0,005	0,248	0,120	0,304	-0,024	0,511	0,112
R^2 Ajust.										
Média	0,019		0,050		0,159		0,021		0,045	
Mediana	0,000		0,020		0,048		-0,002		0,035	
Nº activos	**173**		**181**		**185**		**178**		**178**	

Tabela 7.2 – Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez/iliquidez (cont.)

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ				***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***							
	DLVOL3		**DLVOL12**		**DROLL**		**DZR**		**DILIQ**		**DPSRE**	
	Mercado	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**
Corrente	0,293	0,127	0,362	-0,046	-2,55E+06	-1,20E+06	0,809	0,563	0,802	-0,304	-0,148	0,088
	(3,99)***	(2,25)**	(3,54)***	(-0,68)	(-0,74)	(-0,25)	(3,92)***	(3,16)***	(1,08)	(-0,50)	(-0,21)	(0,25)
% Positivo	71,739	64,674	75,132	60,317	51,534	52,761	70,297	65,842	57,143	43,697	53,982	45,133
% + Signif.	21,739	14,674	33,333	13,757	6,748	4,294	16,832	12,376	5,882	7,563	2,655	3,540
Desfasado	0,134	0,084	0,060	0,084	1,18E+07	-1,19E+07	-0,026	0,165	-0,564	0,292	0,009	0,257
	(1,82)*	(1,48)	(0,72)	(1,24)	(3,70)***	(-2,52)**	(-0,14)	(0,92)	(-0,70)	(0,48)	(0,01)	(0,72)
% Positivo	58,152	58,696	60,847	64,550	51,534	48,466	53,960	50,495	63,025	48,739	58,407	44,248
% + Signif.	13,043	9,239	11,111	12,698	4,908	3,681	6,436	6,931	10,084	5,882	2,655	3,540
Avançado	0,337	-0,032	0,421	0,093	7,94E+06	-7,72E+06	0,044	-0,167	0,067	0,094	0,079	-0,009
	(4,38)***	(-0,57)	(4,33)***	(1,38)	(2,36)**	(-1,63)	(0,23)	(-0,94)	(0,09)	(0,15)	(0,12)	(-0,02)
% Positivo	71,739	52,717	75,132	67,196	47,853	43,558	51,485	44,059	49,580	47,899	50,442	53,097
% + Signif.	13,043	5,435	22,222	12,698	7,975	9,202	5,941	4,950	9,244	8,403	7,965	2,655
Soma	0,764	0,179	0,843	0,131	1,72E+07	-2,08E+07	0,827	0,561	0,305	0,082	-0,060	0,336
	(5,30)***	(1,53)	(5,49)***	(1,07)	(2,27)**	(-2,01)**	(1,82)*	(1,46)	(0,22)	(0,07)	(-0,05)	(0,49)
Mediana	0,489	0,141	0,537	0,189	0,266	0,044	0,738	0,123	0,149	-0,003	0,008	0,000
R^2 Ajust.												
Média	0,049		0,155		0,170		0,065		0,046		-0,022	
Mediana	0,054		0,089		0,045		0,046		0,009		-0,040	
Nº activos	**184**		**189**		**163**		**202**		**119**		**113**	

*Regressão das variações mensais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações mensais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra (o mercado) e da média equiponderada da liquidez de todos os activos do mesmo sector, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Para o volume de transacção (DVOL), o coeficiente médio de liquidez não é estatisticamente significativo e, em termos individuais, apenas um máximo de 11,236% dos coeficientes são positivos e significativos. Para as restantes formulações (DLVOL, DLVOL3 e DLVOL12) continua a verificar-se que a totalidade dos coeficientes médios de liquidez de mercado corrente é positiva e significativa, assim como alguns dos coeficientes médios de liquidez de mercado desfasada e avançada. Quanto aos coeficientes médios de liquidez sectorial constata-se que apenas a variável DLVOL3 apresenta um coeficiente médio de liquidez sectorial corrente positivo e significativo ao nível de significância de 5%. Em termos individuais, verifica-se que um máximo de 33,333% dos coeficientes de liquidez de mercado corrente são positivos e significativos (DLVOL12) e um máximo de 14,674% dos coeficientes de liquidez sectorial corrente são positivos e significativos (DLVOL3).

Para DROLL, constata-se que os coeficientes médios de liquidez de mercado desfasada e avançada são positivos e significativos e que o coeficiente de liquidez sectorial desfasada é negativo e significativo. Contudo, a percentagem de coeficientes de liquidez de mercado e sectorial individuais positivos e significativos é reduzida, variando entre 3,681% e 9,202%.

Os coeficientes médios de liquidez de mercado e sectorial contemporânea de DZR (0,809 e 0,563, respectivamente) são positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1%. Individualmente, 16,832% dos coeficientes de liquidez de mercado e 12,376% dos coeficientes de liquidez sectorial correntes são positivos e significativos.

Tanto para DILIQ como para a medida de Pástor e Stambaugh, verifica-se que todos os coeficientes médios de liquidez de mercado e sectorial são não significativos. No que se refere às regressões individuais, a percentagem de coeficientes simultaneamente positivos e significativos é reduzida (máximo de 10,084% para a liquidez de mercado desfasada com DILIQ).

Comparativamente, as maiores proporções de coeficientes individuais de liquidez contemporânea de mercado simultaneamente positivos e significativos obtêm-se para DLVOL12 e para DLVOL3 (33,333% e 21,739%, respectivamente). Relativamente aos coeficientes de liquidez contemporânea sectorial, verifica-se que as maiores proporções de coeficientes γ_1 positivos e significativos ao nível de 5% pertencem também às medidas DLVOL3 (14,674%) e DLVOL12 (13,757%). A variável DTRNVR12 é a que apresenta as maiores percentagens de coeficientes individuais de liquidez desfasada de mercado e sectorial positivos e significativos. Cerca de 14% dos coeficientes β_2 e cerca de 15% dos coeficientes γ_2 das regressões com DTRNVR12 são simultaneamente positivos e significativos. As variáveis DLVOL12 e DTRNVR12 são as que apresentam as maiores percentagens de coeficientes de liquidez avançada de mercado e sectorial, respectivamente, positivos e significativos: 22,222% e 12,973%, respectivamente.

Quanto às somas médias dos coeficientes de liquidez de mercado, constata-se que cinco são positivas e significativas. Das onze medidas de liquidez, apenas DROLL apresenta uma soma média dos coeficientes de liquidez sectorial significativa, sendo negativa.

À semelhança do que se concluiu no ponto anterior, as medidas que melhor capturam os factores comuns na liquidez são as formulações relacionadas com o logaritmo do volume de transacção (LVOL e LVOL*x*) e a proporção de rendibilidades zero (ZR). Quanto à existência de factores comuns sectoriais na liquidez, verifica-se que, mesmo para estas medidas, nem sempre o coeficiente médio de liquidez sectorial é significativo e a percentagem de coeficientes de liquidez sectoriais simultaneamente positivos e significativos é inferior à percentagem de coeficientes de liquidez de mercado simultaneamente positivos e significativos. Além disso, a soma destas duas percentagens é menor do que a obtida quando se considera apenas a influência da liquidez de mercado. Assim, tal como em Galariotis e Giouvris (2007), as variações da liquidez sectorial não exercem uma influência determinante sobre as variações da liquidez individual das acções

portuguesas e essa influência é inferior à das variações da liquidez de mercado, ou seja, os efeitos sectoriais sobre a liquidez não superam os efeitos de mercado. Portanto, os resultados obtidos permitem concluir que a liquidez individual das acções portuguesas é sobretudo influenciada por factores de mercado comuns, ou seja, pela liquidez de mercado ou sistemática.

7.3. Factores de mercado comuns na liquidez de carteiras

À semelhança do que ocorre com as rendibilidades, também a liquidez das carteiras poderá exibir uma maior correlação com os factores comuns de mercado, o que aliás foi comprovado por Chordia *et al.* (2000) e Galariotis e Giouvris (2007).

Adicionalmente, Chordia *et al.* (2000), Kempf e Mayston (2008), Giouvris e Galariotis (2008) e Sujoto *et al.* (2008a, b), entre outros, documentam a existência de um efeito tamanho relativo aos factores comuns de mercado, ou seja, a liquidez das acções de maior capitalização bolsista é mais sensível às variações da liquidez de mercado.

No mercado accionista português, a evidência empírica prévia identifica igualmente uma relação entre o tamanho e a liquidez: as acções de maior capitalização bolsista são as mais líquidas e as que são transaccionadas mais frequentemente (Alves *et al.*, 2001; Antão *et al.*, 2004).

Assim, de forma a avaliar se existem factores comuns na liquidez de carteiras e se o efeito tamanho também ocorre no mercado português, efectuam-se dois tipos de análises com base na equação (7.2). A primeira análise assenta na constituição de carteiras *ex-post*, ou seja, utilizam-se as regressões individuais de cada acção (apresentadas no ponto 7.1) e agrupam-se por tamanho. A segunda análise consiste na constituição *ex-ante* de carteiras, ou seja, formam-se previamente carteiras por tamanho e, em seguida, efectuam-se novas estimações da equação (7.2).

Relativamente à primeira análise (constituição de carteiras *ex-post*), as acções da amostra foram ordenadas por ordem crescente da capitalização bolsista média do período amostral e divididas em cinco carteiras com igual número de acções. P1 é a carteira constituída pelas acções de menor capitalização bolsista e P5 é a carteira constituída pelas acções de maior capitalização bolsista.

Posteriormente, calculou-se a média seccional dos coeficientes de liquidez para as acções de cada carteira. Uma vez que se consideraram apenas as acções para as quais foi possível estimar a equação (7.2) com um mínimo de 24 observações, cada carteira pode ser composta por um número diferente de acções. De facto, para algumas medidas de liquidez, verifica-se que o número de activos efectivamente considerado nas carteiras de acções de menor dimensão (P1 e P2) é reduzido.

A Tabela 7.3 contém as médias em secção cruzada, calculadas com dados mensais, dos coeficientes das regressões individuais destas cinco carteiras de acções ordenadas por tamanho. Como se pode observar, apenas se registam coeficientes médios de liquidez corrente significativos para algumas carteiras com as medidas DTRNVR12, DLVOL, DLVOL*x* e DZR. Com a medida DTRNVR12 apenas o coeficiente médio de liquidez da carteira P5 é significativo, embora negativo (-2,679).

Quando se usam as medidas DLVOL3 e DLVOL12 verifica-se que são sobretudo as carteiras constituídas pelas acções de maior tamanho (P3, P4 e P5) que apresentam coeficientes médios de liquidez corrente com maior significância estatística e uma maior percentagem de coeficientes individuais positivos e significativos. A percentagem de coeficientes de liquidez corrente individuais positivos e significativos varia entre 6,250% (DLVOL3 e carteira P1) e 70,000% (DLVOL12 e carteira P4).

Tabela 7.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post*

	Corrente	% Posit.	% + Sig.	Desfasado	% Posit.	% + Sig.	Avançado	% Posit.	% + Sig.	Soma	R^2 Ajust.
DTRNVR											
P1	-0,216 (-0,07)	37,037	7,407	-0,017 (-0,01)	51,852	7,407	-1,578 (-0,55)	33,333	0,000	-1,811 (-0,28)	-0,020
P2	-9,112 (-0,25)	55,172	13,793	-10,217 (-0,36)	41,379	10,345	-8,786 (-0,33)	65,517	3,448	-28,115 (-0,36)	0,035
P3	-2,718 (-0,18)	57,143	11,429	-2,326 (-0,17)	57,143	8,571	2,217 (0,15)	45,714	5,714	-2,828 (-0,08)	0,017
P4	10,090 (0,78)	74,359	28,205	2,041 (0,20)	53,846	12,821	8,633 (0,67)	66,667	7,692	20,764 (0,83)	0,031
P5	0,300 (0,35)	60,465	20,930	0,001 (0,00)	60,465	13,953	-0,395 (-0,49)	48,837	6,977	-0,093 (-0,05)	0,021
DTRNVR3											
P1	0,179 (0,13)	58,065	16,129	0,865 (0,64)	61,290	6,452	3,769 (2,33)**	54,839	3,226	4,812 (1,77)*	0,019
P2	3,503 (0,43)	61,290	19,355	-6,530 (-1,07)	48,387	6,452	1,433 (0,20)	54,839	9,677	-1,594 (-0,20)	-0,004
P3	-0,679 (-0,20)	62,857	22,857	4,063 (1,16)	54,286	8,571	2,620 (0,52)	62,857	14,286	6,004 (0,77)	0,029
P4	-34,738 (-1,19)	62,500	22,500	-33,354 (-1,47)	52,500	10,000	-2,564 (-0,09)	77,500	22,500	-70,657 (-1,21)	0,047
P5	-0,773 (-1,24)	72,727	22,727	-0,621 (-1,00)	59,091	18,182	0,611 (0,96)	75,000	13,636	-0,783 (-0,69)	0,030
DTRNVR12											
P1	0,366 (0,37)	46,667	16,667	0,546 (0,49)	76,667	10,000	0,459 (0,46)	53,333	16,667	1,372 (0,69)	0,067
P2	-5,076 (-0,38)	73,529	23,529	1,468 (0,16)	50,000	20,588	-9,787 (-0,80)	58,824	17,647	-13,395 (-1,10)	0,072
P3	1,563 (0,22)	72,973	29,730	-3,009 (-0,45)	62,162	13,514	4,653 (0,32)	78,378	27,027	3,207 (0,22)	0,088
P4	0,138 (0,15)	65,000	20,000	-1,123 (-1,48)	65,000	10,000	2,238 (1,88)*	85,000	47,500	1,254 (0,60)	0,225
P5	-2,679 (-3,65)***	59,091	2,273	-1,244 (-1,83)*	43,182	11,364	3,968 (5,66)***	72,727	15,909	0,044 (0,04)	0,057
DVOL											
P1	-1,293 (-1,01)	29,032	0,000	-1,935 (-1,95)*	29,032	0,000	-1,139 (-0,98)	32,258	6,452	-4,367 (-1,75)*	-0,045
P2	-8,250 (-0,21)	58,065	16,129	11,917 (0,33)	58,065	12,903	-1,419 (-0,04)	61,290	6,452	2,248 (0,03)	0,042
P3	-5,636 (-0,61)	54,286	5,714	-0,620 (-0,23)	48,571	0,000	4,659 (0,49)	54,286	0,000	-1,597 (-0,10)	0,023
P4	5,421 (0,39)	66,667	10,256	-0,366 (-0,03)	53,846	20,513	1,160 (0,13)	51,282	7,692	6,214 (0,23)	0,039
P5	0,684 (0,89)	65,854	26,829	2,172 (3,24)***	68,293	17,073	-0,303 (-0,42)	53,659	17,073	2,552 (1,64)	0,031

Tabela 7.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* (cont.)

	Corrente	% Posit.	% + Sig.	Desfasado	% Posit.	% + Sig.	Avançado	% Posit.	% + Sig.	Soma	R^2 Ajust.
DLVOL											
P1	0,391 (2,78)***	68,966	13,793	-0,165 (-1,34)	34,483	3,448	0,330 (2,22)**	58,621	3,448	0,556 (1,95)*	-0,006
P2	0,623 (2,98)***	83,871	16,129	0,030 (0,15)	41,935	9,677	0,196 (0,97)	58,065	9,677	0,850 (1,97)*	-0,008
P3	0,401 (2,48)**	77,143	17,143	0,073 (0,50)	45,714	8,571	0,344 (2,12)**	62,857	17,143	0,818 (2,54)**	0,054
P4	0,502 (4,49)***	89,744	30,769	0,127 (1,21)	56,410	15,385	0,298 (2,87)***	74,359	17,949	0,928 (4,14)***	0,060
P5	0,228 (3,35)***	88,372	37,209	0,151 (2,37)**	69,767	20,930	0,068 (1,13)	62,791	4,651	0,447 (3,19)***	0,037
DLVOL3											
P1	0,412 (1,32)	75,000	6,250	0,139 (0,56)	62,500	9,375	0,535 (1,80)*	62,500	12,500	1,086 (2,68)***	0,023
P2	0,535 (1,65)	71,875	25,000	0,003 (0,01)	65,625	6,250	0,155 (0,44)	68,750	6,250	0,693 (1,17)	0,023
P3	0,318 (2,38)**	82,857	25,714	0,357 (2,93)***	68,571	17,143	0,344 (2,59)**	65,714	17,143	1,019 (4,50)***	0,024
P4	0,500 (3,51)***	95,000	42,500	0,338 (2,42)**	80,000	20,000	0,604 (4,31)***	80,000	30,000	1,442 (6,04)***	0,085
P5	0,210 (2,90)***	88,636	31,818	0,156 (2,02)**	68,182	22,727	0,084 (1,18)	77,273	15,909	0,451 (3,17)***	0,037
DLVOL12											
P1	0,398 (1,56)	72,727	9,091	-0,160 (-0,78)	48,485	6,061	0,823 (3,19)***	78,788	18,182	1,062 (3,05)***	0,089
P2	0,303 (1,34)	76,471	35,294	0,233 (0,91)	61,765	17,647	0,819 (3,08)***	79,412	29,412	1,355 (3,83)***	0,125
P3	0,380 (6,24)***	89,189	45,946	0,310 (9,15)***	83,784	18,919	0,399 (6,05)***	81,081	29,730	1,088 (9,95)***	0,131
P4	0,489 (3,87)***	90,000	70,000	0,132 (1,26)	62,500	30,000	0,433 (3,16)***	90,000	47,500	1,054 (6,68)***	0,232
P5	0,252 (3,26)***	77,273	40,909	0,037 (0,48)	70,455	11,364	0,189 (2,47)**	88,636	22,727	0,477 (3,93)***	0,053
DROLL											
P1	-1,51E+07 (-1,09)	62,500	3,125	1,99E+07 (1,44)	59,375	3,125	1,25E+07 (0,81)	62,500	6,250	1,73E+07 (0,49)	0,289
P2	-1,76E+05 (-0,40)	37,931	13,793	3,33E+05 (0,85)	58,621	13,793	4,37E+04 (0,12)	41,379	6,897	2,01E+05 (0,21)	0,242
P3	-1,08E+05 (-0,86)	62,857	11,429	-2,05E+05 (-1,75)*	54,286	8,571	-6,34E+04 (-0,53)	51,429	11,429	-3,77E+05 (-1,43)	0,216
P4	0,788 (1,11)	61,765	17,647	-0,029 (-0,04)	41,176	2,941	0,010 (0,01)	44,118	5,882	0,768 (0,48)	0,032
P5	-3,43E+05 (-0,31)	54,545	18,182	-7,89E+05 (-0,72)	42,424	6,061	1,01E+05 (0,10)	39,394	6,061	-1,03E+06 (-0,46)	0,108

Tabela 7.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* (cont.)

	Corrente	% Posit.	% + Sig.	Desfasado	% Posit.	% + Sig.	Avançado	% Posit.	% + Sig.	Soma	R^2 Ajust.
DZR											
P1	0,441 (4,50)***	85,000	27,500	0,043 (0,46)	40,000	12,500	0,239 (2,53)**	77,500	12,500	0,723 (3,48)***	0,035
P2	0,828 (6,68)***	86,842	42,105	0,148 (1,26)	60,526	10,526	0,111 (0,91)	57,895	10,526	1,086 (3,98)***	0,050
P3	1,147 (6,76)***	85,000	50,000	-0,011 (-0,07)	47,500	7,500	0,036 (0,22)	52,500	12,500	1,171 (3,15)***	0,041
P4	1,810 (6,34)***	92,683	46,341	0,266 (0,98)	58,537	9,756	-0,356 (-1,30)	34,146	2,439	1,719 (2,64)***	0,063
P5	1,719 (4,61)***	88,095	42,857	0,129 (0,36)	45,238	7,143	-0,631 (-1,82)*	26,190	4,762	1,217 (1,40)	0,057
DILIQ											
P1	-0,230 (-0,80)	0,000	0,000	0,123 (0,46)	66,667	0,000	0,060 (0,20)	66,667	0,000	-0,047 (-0,07)	-0,053
P2	0,158 (1,11)	64,286	14,286	0,122 (0,84)	71,429	14,286	0,039 (0,29)	57,143	14,286	0,320 (1,03)	0,037
P3	1,357 (0,52)	62,500	4,167	-0,943 (-0,35)	54,167	12,500	0,445 (0,19)	62,500	8,333	0,860 (0,15)	0,022
P4	0,105 (1,17)	44,444	5,556	0,204 (2,49)**	66,667	8,333	-0,007 (-0,08)	41,667	2,778	0,303 (1,70)*	0,048
P5	0,453 (1,22)	43,902	2,439	-0,100 (-0,27)	60,976	4,878	0,207 (0,64)	46,341	9,756	0,559 (0,70)	0,037
DPSRE											
P1	1,192 (0,94)	100,000	0,000	0,836 (0,69)	100,000	0,000	-0,072 (-0,06)	0,000	0,000	1,956 (0,81)	-0,014
P2	-0,028 (-0,23)	42,857	0,000	0,303 (1,67)*	71,429	7,143	0,351 (1,93)*	78,571	21,429	0,625 (2,10)**	0,016
P3	-0,011 (-0,04)	42,857	0,000	0,152 (0,61)	76,190	9,524	-0,054 (-0,08)	33,333	4,762	0,087 (0,12)	0,005
P4	-0,146 (-0,58)	54,286	0,000	-0,037 (-0,15)	51,429	2,857	0,022 (0,09)	48,571	2,857	-0,160 (-0,37)	0,008
P5	-0,366 (-0,19)	51,220	4,878	-0,273 (-0,14)	53,659	0,000	0,104 (0,05)	43,902	4,878	-0,535 (-0,15)	-0,045

Regressão das variações mensais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações mensais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** *e* *** *indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

P1 é a carteira constituída pelas acções de menor capitalização bolsista e P5 é a carteira constituída pelas acções de maior capitalização bolsista.

Para as variáveis DLVOL e DZR, os coeficientes médios de liquidez corrente de todas as carteiras de tamanho são significativos. Também para estas variáveis, a prevalência de coeficientes individuais positivos e significativos é maior para as carteiras constituídas pelas acções de maior tamanho. A percentagem de coeficientes individuais de liquidez contemporânea positivos e significativos varia entre 13,793% para a carteira P1 e 37,209% para a carteira P5 quando a liquidez é medida por LVOL e entre 27,500% para a carteira P1 e 50,000% para a carteira P3 quando a liquidez é medida por ZR.

Não obstante, apenas a variável DZR parece capturar o efeito tamanho indicado na literatura prévia, na medida em que a sensibilidade da liquidez individual das carteiras às variações da liquidez de mercado aumenta com o tamanho, ou seja, quanto maior é o tamanho maior é o coeficiente β_1. Neste caso, os coeficientes médios de liquidez corrente variam entre 0,441 para P1 e 1,719 para P5.

Os resultados das carteiras *ex-post* indicam que a liquidez das carteiras está mais sujeita à influência dos movimentos da liquidez de mercado do que a liquidez das acções consideradas individualmente. Adicionalmente, quando a liquidez é medida pela proporção de rendibilidades zero, verifica-se a existência do efeito tamanho, ou seja, quanto maior é a capitalização bolsista maior é a sensibilidade da liquidez da carteira às variações da liquidez de mercado.

De forma a comprovar esta evidência, efectua-se igualmente uma análise semelhante baseada na constituição de carteiras *ex-ante*. Para esse efeito, ordenaram-se e dividiram-se as acções da amostra de acordo com o seu tamanho. Constituíram-se cinco carteiras com igual número de acções, consoante a capitalização bolsista em Dezembro do ano anterior. A composição de cada carteira é revista em Dezembro de cada ano e mantém-se inalterada para o ano seguinte. Em cada carteira são incluídas as acções com o correspondente tamanho que estiveram cotadas de Janeiro a Dezembro desse ano. Durante o período em análise, cada carteira contém em média 22 acções.

Para cada carteira e cada mês ou semana da amostra calcularam-se médias equiponderadas das várias *proxies* de liquidez consideradas. Uma vez que a primeira ordenação das acções é efectuada em Dezembro de 1988, as médias da liquidez das carteiras são calculadas a partir de Janeiro de 1989. Com base nestas médias, reestimou-se a equação (7.2), na qual a média equiponderada da liquidez de todas as acções da amostra exclui as acções que constituem a carteira da variável dependente.

Os resultados da estimação com dados mensais encontram-se na Tabela 7.4 e, como referido anteriormente para as acções individuais, existe evidência da existência de factores de mercado comuns quando se utilizam o logaritmo do volume de transacção (DLVOL) ou a proporção de rendibilidades zero (DZR) como *proxies* de liquidez. Efectivamente, apesar de existirem coeficientes de liquidez de mercado significativos com as restantes medidas utilizadas, verifica-se que são apenas para algumas das carteiras, como sucede quando se utilizam as medidas DTRNVR, DTRNVR*x* e DROLL, ou são apenas os coeficientes de liquidez desfasada ou avançada, como no caso das medidas DILIQ e DPSRE.

Para DLVOL verifica-se que todos os coeficientes de liquidez de mercado contemporânea são positivos e significativos, existindo apenas um coeficiente de liquidez desfasada significativo ao nível de 1% (carteira P4). O coeficiente de determinação ajustado varia entre 2,9% e 9,9%. Para as restantes medidas baseadas no volume de transacção (DVOL, DLVOL3 e DLVOL12) observam-se também alguns coeficientes de liquidez de mercado positivos e significativos ao nível de 5%, mas não para todas as carteiras.

Tabela 7.4 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-ante*

	Corrente		Desfasado		Avançado		Soma		R^2 Ajust.
DTRNVR									
P1	-0,183	(-0,22)	0,184	(0,23)	-0,565	(-0,70)	-0,565	(-0,36)	-0,021
P2	0,133	(0,89)	0,123	(0,85)	0,013	(0,09)	0,269	(0,93)	0,040
P3	0,090	(2,06)**	-0,037	(-0,85)	0,111	(2,55)**	0,164	(1,99)**	0,038
P4	-0,186	(-0,38)	1,220	(2,52)**	-0,125	(-0,26)	0,909	(0,99)	0,009
P5	-3,084	(-1,02)	-0,186	(-0,06)	-2,214	(-0,75)	-5,484	(-0,92)	0,048
DTRNVR3									
P1	-0,159	(-0,33)	0,157	(0,33)	-0,093	(-0,19)	-0,095	(-0,11)	-0,024
P2	1,564	(3,49)***	0,257	(0,58)	0,081	(0,18)	1,902	(2,35)**	0,022
P3	0,003	(0,15)	-0,029	(-1,30)	0,016	(0,70)	-0,010	(-0,26)	0,015
P4	-0,246	(-0,26)	0,212	(0,22)	-1,028	(-1,08)	-1,062	(-0,62)	-0,003
P5	-5,478	(-2,76)***	-1,372	(-0,75)	0,551	(0,30)	-6,299	(-1,83)*	0,073
DTRNVR12									
P1	1,737	(0,54)	2,302	(0,72)	-0,266	(-0,08)	3,774	(0,71)	-0,010
P2	-0,359	(-1,60)	-0,155	(-0,69)	0,016	(0,07)	-0,498	(-1,30)	-0,011
P3	-0,017	(-0,43)	0,043	(1,07)	0,038	(0,94)	0,064	(0,91)	0,023
P4	-0,288	(-1,72)*	0,047	(0,28)	0,033	(0,20)	-0,208	(-0,71)	-0,013
P5	-27,406	(-2,71)***	-2,103	(-0,21)	1,930	(0,19)	-27,579	(-1,61)	0,070
DVOL									
P1	0,013	(0,06)	-0,271	(-1,25)	-0,190	(-0,87)	-0,448	(-1,07)	0,046
P2	4,378	(11,22)***	0,514	(1,34)	0,722	(1,88)*	5,615	(7,48)***	0,308
P3	0,296	(2,55)**	0,020	(0,18)	0,078	(0,67)	0,394	(1,81)*	0,016
P4	0,084	(0,91)	0,083	(0,91)	-0,020	(-0,22)	0,147	(0,86)	0,027
P5	0,702	(7,08)***	0,109	(1,11)	0,126	(1,30)	0,937	(4,95)***	0,148
DLVOL									
P1	0,372	(1,95)*	-0,052	(-0,30)	0,014	(0,08)	0,335	(0,84)	0,029
P2	0,554	(4,29)***	0,118	(0,99)	0,022	(0,18)	0,694	(2,54)**	0,099
P3	0,359	(3,26)***	-0,048	(-0,48)	0,100	(0,98)	0,410	(1,79)*	0,071
P4	0,330	(3,32)***	0,242	(2,66)***	0,026	(0,29)	0,598	(2,83)***	0,059
P5	0,522	(4,70)***	-0,022	(-0,21)	0,085	(0,82)	0,585	(2,56)**	0,078
DLVOL3									
P1	0,460	(2,46)**	0,159	(0,86)	0,082	(0,43)	0,701	(2,21)**	0,023
P2	0,414	(3,18)***	0,180	(1,41)	0,144	(1,07)	0,738	(3,31)***	0,044
P3	0,172	(1,73)*	0,061	(0,62)	0,151	(1,49)	0,385	(2,22)**	0,022
P4	0,383	(4,53)***	0,041	(0,50)	-0,009	(-0,10)	0,416	(2,88)***	0,108
P5	0,166	(1,80)*	0,111	(1,24)	0,088	(0,93)	0,365	(2,33)**	0,008
DLVOL12									
P1	0,281	(2,22)**	0,302	(2,39)**	0,066	(0,52)	0,648	(3,13)***	0,045
P2	0,429	(3,01)***	-0,216	(-1,55)	0,027	(0,20)	0,240	(1,15)	0,025
P3	-0,270	(-2,74)***	0,131	(1,33)	0,272	(2,76)***	0,132	(0,78)	0,040
P4	0,123	(1,29)	0,117	(1,23)	0,098	(1,01)	0,338	(2,12)**	0,006
P5	-0,017	(-0,11)	0,144	(0,91)	-0,108	(-0,67)	0,019	(0,08)	-0,005

Tabela 7.4 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-ante* (cont.)

	Corrente		Desfasado		Avançado		Soma		R^2 Ajust.
DROLL									
P1	0,427	(0,72)	1,206	(2,21)**	-0,641	(-1,14)	0,991	(0,77)	0,008
P2	0,133	(0,67)	0,358	(1,92)*	0,040	(0,21)	0,532	(1,26)	0,022
P3	0,365	(2,57)**	0,021	(0,16)	0,229	(1,69)*	0,614	(2,05)**	0,013
P4	0,472	(3,88)***	-0,019	(-0,17)	0,003	(0,03)	0,456	(1,77)*	0,063
P5	0,062	(0,45)	0,023	(0,18)	0,196	(1,54)	0,280	(0,98)	0,047
DZR									
P1	0,206	(5,25)***	-0,036	(-1,01)	0,089	(2,47)**	0,259	(3,08)***	0,149
P2	0,533	(6,84)***	0,185	(2,61)***	0,119	(1,69)*	0,837	(5,07)***	0,166
P3	0,717	(5,47)***	-0,164	(-1,33)	-0,092	(-0,75)	0,461	(1,65)	0,164
P4	0,992	(6,73)***	-0,045	(-0,33)	0,049	(0,36)	0,997	(3,18)***	0,208
P5	1,259	(2,93)***	-0,434	(-1,07)	-1,139	(-2,79)***	-0,314	(-0,35)	0,089
DILIQ									
P1	-0,053	(0,00)	-12,293	(-0,67)	-16,116	(-0,87)	-28,462	(-0,71)	-0,028
P2	0,001	(0,07)	0,010	(0,46)	-0,002	(-0,08)	0,009	(0,24)	0,003
P3	0,075	(0,69)	0,435	(4,23)***	0,047	(0,45)	0,556	(2,46)**	0,086
P4	-0,041	(-0,30)	-0,074	(-0,58)	-0,109	(-0,85)	-0,224	(-0,79)	0,045
P5	-206,047	(-0,68)	-146,028	(-0,50)	-37,255	(-0,13)	-389,330	(-0,60)	-0,022
DPSRE									
P1	-0,160	(-0,22)	-0,874	(-0,07)	-0,016	(-0,12)	-1,049	(-0,09)	-0,011
P2	-0,010	(-0,39)	0,005	(0,19)	-0,074	(-2,98)***	-0,079	(-1,83)*	0,020
P3	-0,009	(-0,27)	0,001	(0,03)	-0,002	(-0,06)	-0,010	(-0,17)	-0,014
P4	0,377	(0,55)	0,245	(0,37)	0,984	(1,44)	1,605	(1,36)	0,007
P5	-116,987	(-1,19)	-13,954	(-0,14)	-14,185	(-0,14)	-145,127	(-0,85)	-0,003

*Regressão das variações mensais proporcionais de uma medida de liquidez de uma carteira ordenada por tamanho sobre as variações mensais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo os activos da carteira da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

P1 é a carteira constituída pelas acções de menor capitalização bolsista e P5 é a carteira constituída pelas acções de maior capitalização bolsista.

Relativamente a DZR, constata-se que todos os coeficientes da liquidez de mercado contemporânea são positivos e estatisticamente significativos ao nível de 1%. Para além disso, nota-se que existe uma relação positiva entre o tamanho e a sensibilidade a alterações na liquidez de mercado, ou seja, o coeficiente β_1 é crescente de P1 a P5. O poder explicativo das regressões com esta variável de

liquidez também melhora substancialmente quando comparado com o das regressões efectuadas para as acções individuais: aumenta de uma média de 5% para mais de 15%.

Os resultados obtidos tanto com as carteiras formadas *ex-post* como com as carteiras formadas *ex-ante* são semelhantes, o que confere robustez à análise. Pode concluir-se que a construção de carteiras elimina parte da componente específica das variações da liquidez e revela co-movimentos mais fortes entre as variações da liquidez individual e de mercado (Chordia *et al.*, 2000). Quando a liquidez é medida pela proporção de rendibilidades zero, verifica-se igualmente o efeito tamanho encontrado por Chordia *et al.* (2000), ou seja, quanto maior é a capitalização bolsista maior é a variação da liquidez das carteiras que resulta das variações da liquidez de mercado.

7.4. Factores de mercado comuns na liquidez – Análise por subperíodos

Durante o longo período considerado neste estudo o mercado de capitais português sofreu importantes alterações. Entre estas alterações, destaca-se a classificação do mercado accionista português como um mercado desenvolvido pelo MSCI no início de Dezembro de 1997, que delimita dois subperíodos. Logo, o mercado accionista português no primeiro subperíodo (Janeiro de 1988 a Novembro de 1997) é classificado como mercado emergente e no segundo subperíodo (Dezembro de 1997 até Dezembro de 2011) é classificado como um mercado desenvolvido. Atendendo às características potencialmente diferentes destes subperíodos é importante fazer a sua análise individualizada.

Assim, em seguida, estuda-se a existência de factores comuns na liquidez em cada um destes dois subperíodos, realçando as diferenças e semelhanças entre eles. A

Tabela 7.5 e a Tabela 7.6 contêm os resultados das estimações da equação (7.1) obtidos para cada um dos subperíodos com dados mensais.

Como se pode observar na Tabela 7.5, no primeiro subperíodo registam-se coeficientes médios de liquidez contemporânea positivos e significativos para as medidas DLVOL, DLVOL*x* e DZR. Com DTRNVR12 também se obtém um coeficiente médio de liquidez corrente significativo mas negativo (-2,325). Com estas medidas obtêm-se igualmente coeficientes médios de liquidez desfasada e/ou avançada significativos. Relativamente aos coeficientes das regressões individuais, entre 70,000% (DTRNVR12) e 89,308% (DZR) dos coeficientes de liquidez corrente são positivos. As maiores percentagens de coeficientes de liquidez contemporânea simultaneamente positivos e significativos ao nível de 5% obtêm-se com as medidas DZR (48,428%), DLVOL12 (41,667%) e DTRNVR12 (35,385%). Adicionalmente, para estas duas últimas medidas verificam-se também elevadas percentagens de coeficientes de liquidez avançada positivos e significativos: 32,576% com DLVOL12 e 42,308% com DTRNVR12. Os maiores coeficientes de determinação ajustados médios correspondem às três medidas com melhor percentagem de coeficientes positivos e significativos, ou seja, DTRNVR12 (27,4%), DLVOL12 (25,8%) e DZR (6,7%).

No segundo subperíodo (Tabela 7.6) observam-se coeficientes médios de liquidez corrente positivos e significativos para as medidas DTRNVR3, DLVOL, DLVOL*x* e DZR, sendo o valor médio inferior ao registado no primeiro subperíodo. No entanto, apenas para as medidas DLVOL e DLVOL*x* se registam coeficientes médios de liquidez desfasada e avançada significativos. Em termos individuais, a percentagem de coeficientes de liquidez contemporânea simultaneamente positivos e significativos obtidos com estas medidas é menor do que a registada no primeiro subperíodo, variando entre 24,793% (DTRNVR3) e 36,585% (DLVOL12). Verifica-se igualmente o decréscimo dos coeficientes de determinação médios.

Tabela 7.5 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1988-Novembro/1997

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***			
	DTRNVR	**DTRNVR3**	**DTRNVR12**	**DVOL**	**DLVOL**	**DLVOL3**	**DLVOL12**	**DROLL**	**DZR**	**DILIQ**	**DPSRE**
Corrente	4,972	-13,601	-2,325	5,290	0,471	0,490	0,643	-5,20E+06	1,480	0,165	-0,118
	(1,17)	(-1,39)	(-2,08)**	(1,00)	(3,81)***	(4,77)***	(6,15)***	(-1,26)	(10,45)***	(0,10)	(-1,09)
% Positivo	56,911	56,250	70,000	65,625	75,000	77,863	79,545	60,163	89,308	63,380	45,161
% + Signif.	13,008	11,719	35,385	11,719	19,531	23,664	41,667	13,821	48,428	16,901	1,613
Desfasado	2,523	-12,588	-1,654	2,270	-0,045	0,345	0,001	3,54E+06	-0,145	-1,032	0,113
	(0,75)	(-1,62)	(-2,00)**	(0,49)	(-0,42)	(3,58)***	(0,01)	(0,88)	(-1,13)	(-0,57)	(0,99)
% Positivo	50,407	35,156	56,154	48,438	44,531	67,939	61,364	51,220	45,283	56,338	62,903
% + Signif.	8,130	4,688	21,538	10,938	5,469	9,160	15,152	4,065	7,547	5,634	1,613
Avançado	3,841	-0,918	6,961	3,122	0,252	0,368	0,706	3,17E+06	-0,074	-0,154	-0,001
	(0,89)	(-0,08)	(5,48)***	(0,93)	(2,15)**	(3,63)***	(5,93)***	(0,73)	(-0,58)	(-0,11)	(-0,01)
% Positivo	45,528	62,500	71,538	47,656	57,031	63,359	81,061	52,846	53,459	56,338	50,000
% + Signif.	3,252	16,406	42,308	3,906	12,500	12,977	32,576	7,317	11,321	4,225	4,839
Soma	11,336	-27,107	2,981	10,682	0,678	1,203	1,350	1,50E+06	1,260	-1,021	-0,007
	(1,35)	(-1,30)	(1,23)	(1,06)	(2,90)***	(7,90)***	(10,28)***	(0,15)	(4,28)***	(-0,27)	(-0,03)
Mediana	0,126	-0,101	1,031	0,219	0,469	0,870	1,024	0,709	1,099	0,334	0,011
R^2 Ajust.											
Média	0,040	0,044	0,274	0,034	0,042	0,059	0,258	0,182	0,067	0,044	-0,001
Mediana	0,005	0,011	0,164	0,009	0,027	0,045	0,165	0,054	0,059	0,017	-0,036
Nº activos	**123**	**128**	**130**	**128**	**128**	**131**	**132**	**123**	**159**	**71**	**62**

*Regressão das variações mensais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações mensais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela 7.6 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***			
	DTRNVR	**DTRNVR3**	**DTRNVR12**	**DVOL**	**DLVOL**	**DLVOL3**	**DLVOL12**	**DROLL**	**DZR**	**DILIQ**	**DPSRE**
Corrente	1,204	1,959	0,061	-0,105	0,413	0,379	0,246	1,21E+05	0,921	0,239	-0,381
	(1,49)	(3,58)***	(0,20)	(-0,11)	(5,98)***	(12,46)***	(4,33)***	(0,49)	(3,04)***	(1,12)	(-0,34)
% Positivo	62,069	76,860	65,574	52,632	82,906	83,607	82,927	51,190	75,455	40,659	47,126
% + Signif.	17,241	24,793	9,016	15,789	25,641	31,148	36,585	14,286	25,455	3,297	3,448
Desfasado	0,677	0,098	-0,401	-0,766	0,134	0,079	0,146	2,32E+05	0,162	0,088	-0,271
	(0,97)	(0,21)	(-1,31)	(-0,89)	(2,02)**	(2,19)**	(2,59)**	(1,06)	(0,55)	(0,42)	(-0,24)
% Positivo	54,310	70,248	67,213	57,018	62,393	63,934	71,545	46,429	55,455	62,637	45,977
% + Signif.	12,069	15,702	10,656	13,158	15,385	14,754	18,699	5,952	6,364	10,989	4,598
Avançado	0,232	0,396	0,353	-1,123	0,172	0,240	0,171	1,27E+05	-0,403	0,092	-0,023
	(0,32)	(0,78)	(1,00)	(-1,36)	(2,70)***	(9,53)***	(3,03)***	(0,63)	(-1,39)	(0,49)	(-0,02)
% Positivo	56,897	68,595	65,574	57,895	59,829	67,213	76,423	45,238	40,000	46,154	44,828
% + Signif.	6,034	14,050	9,836	10,526	10,256	17,213	19,512	7,143	5,455	7,692	5,747
Soma	2,112	2,452	0,012	-1,995	0,719	0,698	0,563	4,80E+05	0,680	0,420	-0,675
	(1,31)	(3,01)***	(0,02)	(-0,99)	(4,91)***	(11,87)***	(6,34)***	(0,92)	(0,94)	(0,93)	(-0,34)
Mediana	0,330	0,558	0,116	0,594	0,540	0,429	0,375	0,450	0,320	-0,019	-0,020
R^2 Ajust.											
Média	0,050	0,054	0,044	0,058	0,039	0,054	0,076	0,125	0,056	0,016	-0,019
Mediana	0,001	0,034	-0,006	0,013	0,032	0,047	0,052	0,035	0,034	-0,003	-0,031
Nº activos	**116**	**121**	**122**	**114**	**117**	**122**	**123**	**84**	**110**	**91**	**87**

*Regressão das variações mensais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações mensais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tal como se verifica para o período amostral total, os resultados sugerem a existência de factores comuns, sobretudo quando a liquidez é medida pelo logaritmo do volume de transacção (LVOL e LVOL*x*) e pela proporção de rendibilidades zero (ZR). No entanto, a presença de factores comuns na liquidez é mais forte no subperíodo em que o mercado português era ainda um mercado emergente.

Estes resultados comprovam o melhor desempenho das medidas LVOL, LVOL*x* e ZR a capturar a presença de factores comuns na liquidez no mercado português, obtido anteriormente para a totalidade do período amostral. Adicionalmente, permitem concluir que os factores comuns na liquidez são mais fortes no subperíodo em que o mercado português era ainda um mercado emergente, caracterizado por uma menor liquidez e por uma maior volatilidade da liquidez, como se viu no capítulo anterior. Estes resultados são consentâneos com a evidência reportada por Karolyi *et al.* (2012), de acordo com a qual os mercados emergentes, com maior volatilidade e menor transparência exibem um maior grau de factores comuns na liquidez.

7.4.1. Evolução ao longo do tempo dos factores comuns na liquidez

A literatura prévia que estuda os movimentos comuns entre a liquidez individual e a liquidez agregada de mercado efectua sempre uma análise estática. Isto implica calcular uma relação constante entre a liquidez individual e a liquidez agregada para um elevado número de anos. Contudo, o mais realista seria ter em conta a evolução dos parâmetros estimados ao longo desses anos de estudo.

Neste Tese, de forma a perceber melhor a evolução dos factores comuns na liquidez ao longo do período em estudo, procedeu-se à estimação da equação (7.1) para cada activo com uma janela móvel de 36 observações mensais prévias. Os resultados relativos ao coeficiente médio de liquidez contemporânea, à percentagem

de coeficientes de liquidez contemporânea positivos e simultaneamente positivos e significativos ao nível de 5% obtidos com as medidas TRNVR, LVOL, ROLL, ILIQ, ZR e PSRE encontram-se na Figura 7.2.[12]

Como se pode observar, a presença de factores comuns na liquidez não é capturada da mesma forma por todas as medidas de liquidez nem é constante ao longo do tempo, sendo evidentes as diferenças encontradas anteriormente em cada um dos subperíodos analisados. Relativamente aos coeficientes médios de liquidez corrente, verifica-se alguma variabilidade que é mais pronunciada em períodos de crise financeira (ano 2000, 2007-2008, 2010-2011). Como referido anteriormente, a presença de factores comuns na liquidez, aferida quer pela percentagem de coeficientes betas de liquidez positivos quer pela percentagem de coeficientes de liquidez positivos e significativos, é mais pronunciada no primeiro subperíodo do que no segundo, independentemente da medida de liquidez considerada. Não obstante, as medidas LVOL e ZR apresentam, no geral, um melhor desempenho em capturar os factores comuns na liquidez do que as restantes. No entanto, a partir de 2007, verifica-se uma redução das percentagens de coeficientes positivos e simultaneamente positivos e significativos para as medidas LVOL e ZR e um significativo aumento para a medida TRNVR. Esta evolução sugere que o TRNVR tem uma maior capacidade para capturar os factores comuns na liquidez em períodos de crise financeira e de menor liquidez do que as medidas LVOL e ZR, sobretudo no segundo subperíodo.

[12] Omitiram-se os gráficos relativos às medidas TRNVR*x*, VOL e LVOL*x* pelo facto da evolução dos indicadores obtidos com estas medidas serem semelhantes aos das medidas TRNVR e LVOL, respectivamente.

Figura 7.2 – Evolução dos factores comuns na liquidez/iliquidez

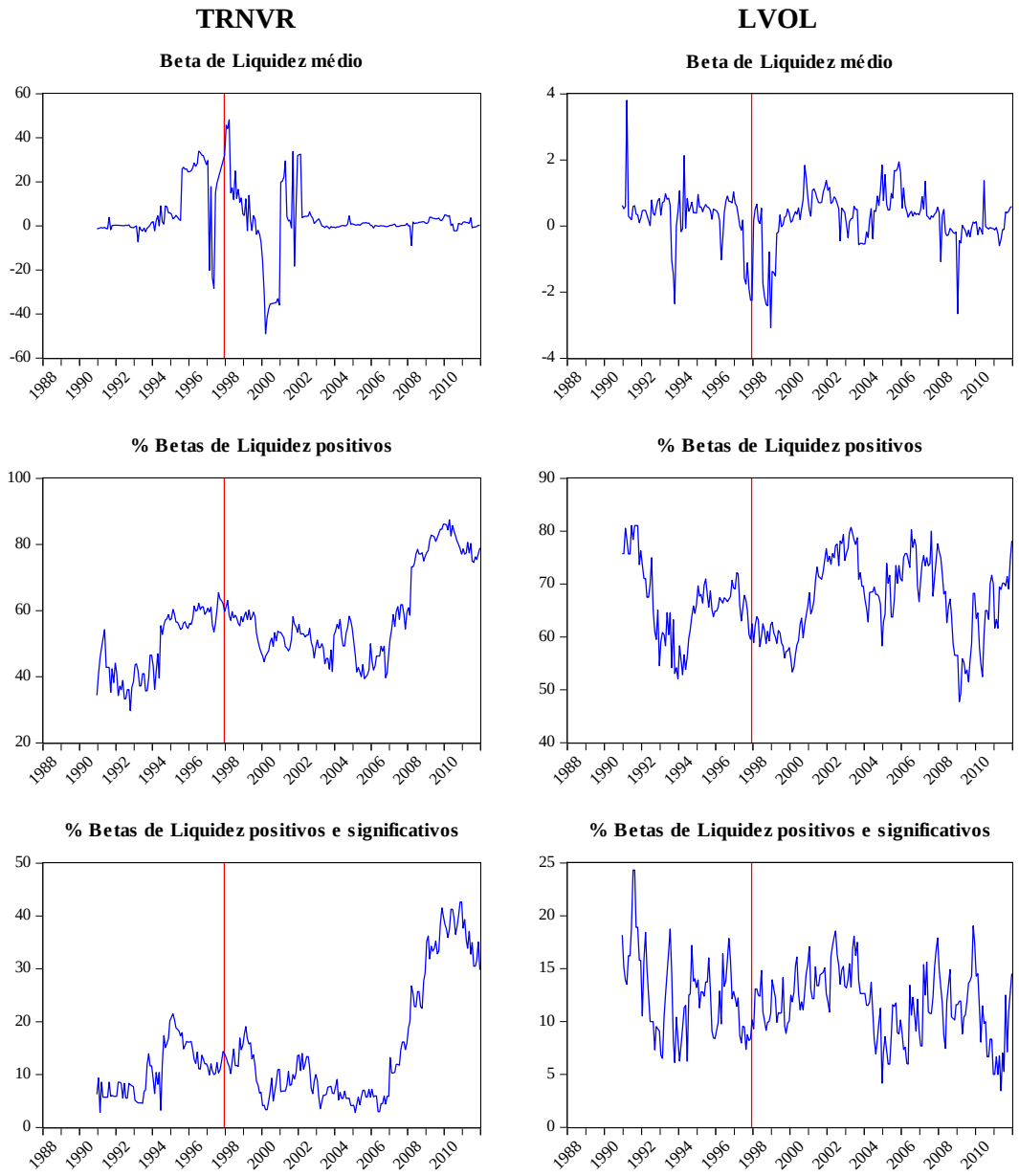


Figura 7.2 – Evolução dos factores comuns na liquidez/iliquidez (cont.)

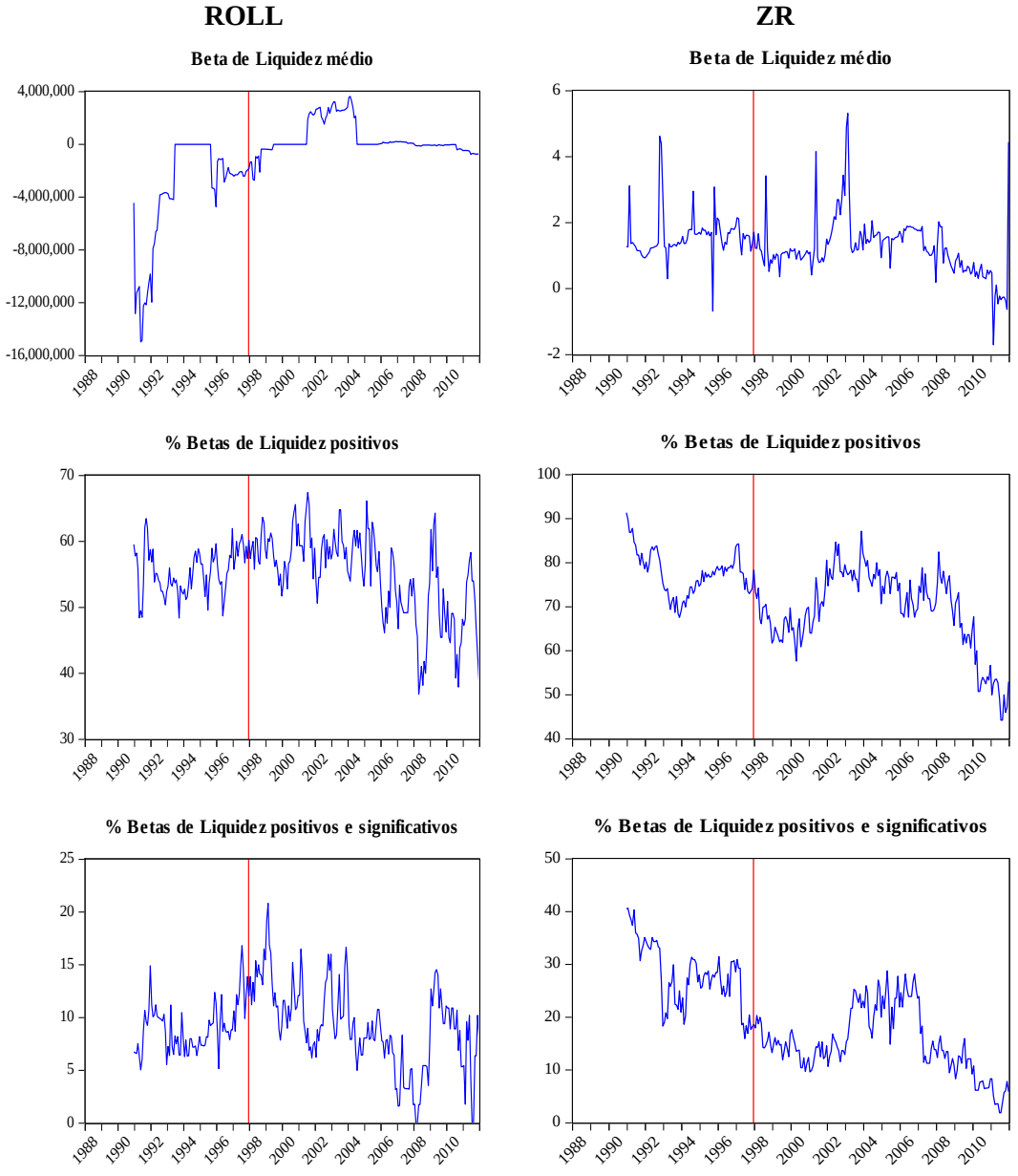
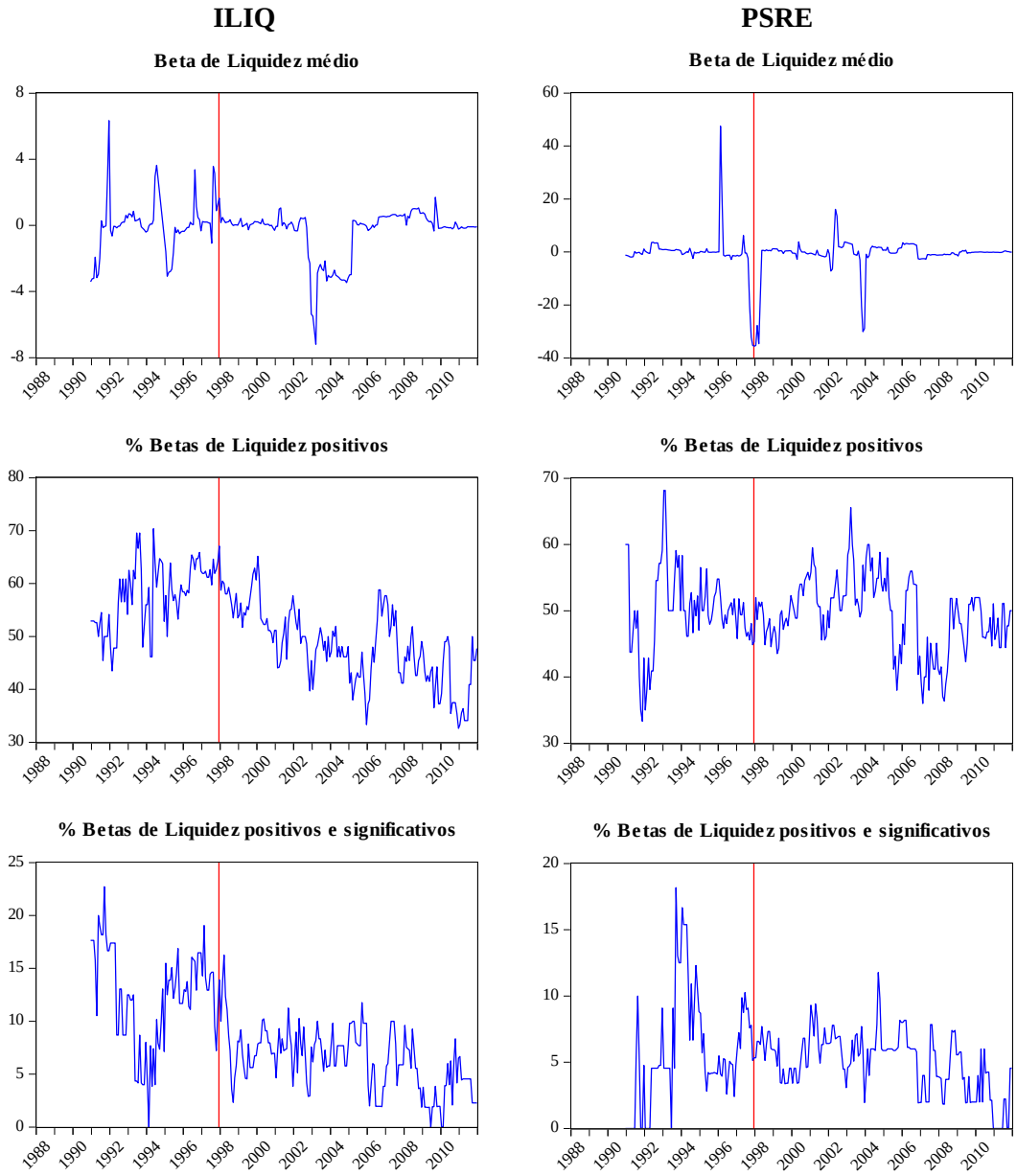


Figura 7.2 – Evolução dos factores comuns na liquidez/iliquidez (cont.)



Notas: Os gráficos representam as médias em secção cruzada dos coeficientes da liquidez de mercado corrente, a percentagem destes coeficientes que são positivos e a percentagem de coeficientes com estatísticas *t* superiores ao nível crítico de 5% para o teste unilateral. A linha vertical vermelha marca a classificação do mercado accionista português como um mercado desenvolvido pelo MSCI (início de Dezembro de 1997).

Em súmula, as medidas que melhor capturam os factores comuns na liquidez são as formulações relacionadas com o logaritmo do volume de transacção (LVOL, LVOL*x*) e a proporção de rendibilidades zero (ZR). Com base nestas medidas de liquidez e tal como se documenta noutros mercados, verifica-se que a liquidez individual das acções portuguesas reage às variações da liquidez de mercado. Todavia, à semelhança de Galariotis e Giouvris (2007), os efeitos sectoriais sobre a liquidez não superam os efeitos de mercado, exercendo uma reduzida influência sobre os movimentos da liquidez das acções. Logo, a liquidez individual das acções portuguesas é sobretudo influenciada por factores de mercado comuns, ou seja, pela liquidez de mercado ou sistemática. Adicionalmente, constata-se que a liquidez das carteiras, sobretudo das que são constituídas por acções de maior capitalização bolsista, é mais sensível aos factores de mercado comuns na liquidez. Verifica-se ainda que a presença de factores comuns na liquidez é mais pronunciada no subperíodo compreendido entre Janeiro de 1988 e Novembro de 1997, ou seja, no subperíodo em que o mercado accionista português era ainda um mercado emergente.

De forma a comprovar a robustez dos resultados encontrados ao longo deste capítulo, efectuou-se igualmente a análise relativa à existência de factores comuns na liquidez no mercado português com dados semanais. Os resultados obtidos com dados semanais podem encontrar-se no Anexo 3 e não diferem significativamente dos apresentados com dados mensais, o que confere robustez a evidência encontrada.

Um primeiro aspecto que importa destacar da análise efectuada neste capítulo é a superioridade de desempenho das medidas relacionadas com o logaritmo do volume de transacção e a proporção de rendibilidades zero. Adicionalmente, e sobretudo no período mais recente, as medidas relacionadas com a taxa de *turnover* apresentam também um bom desempenho. Por esta razão, estas medidas parecem ser aquelas que melhor medem os movimentos comuns no mercado português e as melhores candidatas a capturar a influência da liquidez sobre a rendibilidade das acções. Estas medidas traduzem a velocidade a que os investidores conseguem

alterar as suas posições e os custos de transacção. Atendendo a que o mercado português tem um número reduzido de acções cotadas e algumas das quais não são frequentemente negociadas, é natural que os investidores valorizem quer a rapidez com que é possível transaccionar as acções quer os custos em termos de preço que têm de suportar para fazê-lo.

Por outro lado, o efeito tamanho encontrado relativamente aos factores de mercado comuns na liquidez de carteiras pode ser explicado por algumas características do mercado accionista português, tais como a maior concentração e preferência de negociação em torno das acções de maior capitalização bolsista. Estas acções são seguidas por um maior número de analistas que conseguem prever a sua evolução futura com um menor nível de informação assimétrica e, portanto, em caso de quebra da liquidez de mercado, são as acções que a maioria dos investidores desejam negociar com maior rapidez, ainda que possam suportar maiores custos de transacção. Portanto, estas acções são as mais transaccionadas e aquelas que reflectem a evolução do mercado, sendo a sua liquidez mais sensível às próprias condições do mercado. As acções de menor capitalização bolsista estão sujeitas a um maior nível de informação assimétrica e, por isso, a sua liquidez estará mais sujeita a factores idiossincráticos, respondendo com menor amplitude à liquidez sistemática.

Estes resultados têm algumas implicações para a avaliação de activos financeiros. Uma vez que a liquidez das acções individuais e das carteiras reage às variações da liquidez de mercado, esta pode constituir uma fonte adicional de risco para a qual os investidores desejem compensação em termos de rendibilidade. Por outras palavras, é de esperar que os investidores exijam uma maior rendibilidade para deter activos cuja liquidez é mais sensível às variações da liquidez de mercado. Por conseguinte, nos modelos de avaliação de activos financeiros deve incluir-se a liquidez de mercado ou sistemática. Para além disso, visto que são as medidas relacionadas com o logaritmo do volume de transacção, a proporção de rendibilidades zero e, mais recentemente, com a taxa de *turnover* que capturam os factores de mercado comuns na liquidez das acções e que têm por isso maior

capacidade informativa, são estas também as melhores candidatas a reflectir a influência da liquidez sistemática sobre a rendibilidade das acções.

8. RELAÇÃO ENTRE RENDIBILIDADE, RISCO E LIQUIDEZ

No capítulo anterior concluiu-se que existem factores comuns na liquidez das acções portuguesas, ou seja, os movimentos da liquidez individual das acções são afectados pelos movimentos da liquidez de mercado. Este resultado pode ter, como se referiu anteriormente, implicações para a avaliação de acções e a liquidez deve influenciar a rendibilidade das acções. Estes são os aspectos que se analisam neste e no próximo capítulo.

Na literatura empírica encontram-se documentadas algumas regularidades relevantes entre a rendibilidade e algumas características dos activos, tais como o risco, o tamanho, o rácio B/M e a liquidez.

A relação entre a rendibilidade e o risco foi a primeira a ser documentada e constitui a base dos modelos de avaliação de activos financeiros. Teoricamente espera-se que os investidores sejam racionais e, por isso, estejam dispostos a assumir maior risco apenas se forem recompensados por uma maior rendibilidade. Aliás, esta é uma das premissas subjacentes à teoria de gestão de carteiras de Markowitz (1952) e a todas as que nela se baseiam. Desta forma, a diferença entre a rendibilidade das carteiras de acções de maior risco e a rendibilidade das carteiras de acções de menor risco deverá ser positiva.

Relativamente à relação entre a rendibilidade e o tamanho das acções, existem vários estudos empíricos a nível internacional que demonstram o designado efeito tamanho, ou seja, o facto das acções de empresas pequenas (isto é, de reduzido valor de mercado) tenderem a apresentar uma rendibilidade média superior: veja-se por exemplo, Banz (1981), Blume e Friend (1973), Reinganum (1981) para o mercado norte-americano; Beedles *et al.* (1988) para a bolsa australiana; Rubio (1988) para a Espanha; Mello e Escalda (1994) e Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2003b) para Portugal; Theriou *et al.* (2005) para a bolsa de Atenas; e Bauer *et al.* (2010) para um conjunto de 16 países europeus. Portanto, espera-se obter um diferencial positivo entre a rendibilidade de carteiras constituídas por acções de empresas com reduzido valor de mercado e a rendibilidade de carteiras constituídas por acções de empresas com elevado valor de mercado.

A relação entre a rendibilidade das acções e o rácio B/M consiste no facto das acções de empresas com rácios B/M elevados, as designadas *value stocks*, apresentarem em média uma rendibilidade superior. O diferencial entre a rendibilidade das acções de empresas com rácios B/M elevados e a rendibilidade das acções de empresas com rácios B/M reduzidos (ou *growth stocks*) deverá ser positivo. Esta relação é também largamente documentada na literatura empírica: veja-se, por exemplo, Ball (1978), Basu (1983), Rosenberg *et al.* (1985), Chan *et al.* (1991), e Fama e French (1992, 2006) para o mercado norte-americano; Fama e French (1998) para 13 mercados internacionais; Chen e Zhang (1998) para o Japão, Hong Kong e Malásia; Lewellen e Nagel (2006) para a França; Lischewski e Voronkova (2012) para a Polónia, entre outros.

De forma semelhante ao que sucede com o risco, espera-se que os investidores estejam dispostos a investir em activos menos líquidos se este investimento lhes proporcionar uma maior rendibilidade. Assim, é de esperar que a diferença entre a rendibilidade das carteiras constituídas por acções menos líquidas e a rendibilidade das carteiras constituídas por acções mais líquidas seja positiva. Como se indica no capítulo 4, vários estudos ilustram empiricamente esta relação: Amihud e Mendelson (1986), Datar *et al.* (1998), Amihud (2002), para o mercado norte-americano; Hwang e Lu (2007) para o Reino Unido; Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2004, 2006a) e Miralles-Marcelo *et al.* (2004) para Espanha, entre outros.

Neste capítulo, e na medida em que a liquidez constitui o objecto de estudo central deste trabalho, analisa-se não só como a rendibilidade se relaciona com a liquidez ao longo do período amostral como também as relações que se estabelecem entre a liquidez e algumas características dos activos, tais como o risco, o tamanho e o rácio B/M.

8.1. Carteiras formadas por liquidez

A análise das relações entre a liquidez, a rendibilidade, o risco, o tamanho e o rácio B/M é realizada com base em carteiras construídas por ordem crescente da liquidez.

Para formar estas carteiras, em primeiro lugar, ordenaram-se todos os activos pertencentes à amostra por ordem crescente da liquidez média mensal do ano *t*-1 (t = 1989, …, 2011). Logo, as acções são ordenadas por ordem crescente de TRNVR, TRNVR*x*, VOL, LVOL e LVOL*x*, que são as medidas de liquidez consideradas, e por ordem decrescente de ROLL, ZR, ILIQ e PSRE, pois estas são medidas de iliquidez. Em seguida, dividiram-se em cinco grupos com aproximadamente o mesmo número de activos: L1 corresponde à carteira composta pelas acções menos líquidas (ou mais ilíquidas) e L5 corresponde à carteira composta pelas acções mais líquidas (ou menos ilíquidas). A composição das carteiras é revista em Dezembro de cada ano e mantém-se fixa para o ano seguinte. No cálculo das características de cada carteira apenas se incluem as acções que estiveram cotadas durante todo o ano, isto é, entre Janeiro e Dezembro do ano *t*.

Em cada um dos painéis da Tabela 8.1 constam as características das cinco carteiras formadas por ordem crescente de cada uma das medidas de liquidez consideradas. As características médias apresentadas são o número de acções, a rendibilidade, o risco total (medido pelo desvio-padrão da rendibilidade) e o risco sistemático (medido pelo coeficiente beta do modelo de mercado), a capitalização bolsista, o rácio B/M e a liquidez/iliquidez de cada carteira.

Tabela 8.1 – Características das carteiras formadas por liquidez

Carteira	**L1** (-Líq.)	**L2**	**L3**	**L4**	**L5** (+Líq.)
Painel A: Carteiras formadas por TRNVR					
Nº médio activos	18	17	17	17	18
Rend. média	-0,186	-0,613	-0,747	-0,501	-0,445
Risco total	6,212	7,166	6,044	5,177	6,429
Beta	0,692	0,956	1,086	0,960	1,161
Cap. bolsista média	32 164,256	1 210,598	3 659,933	11 413,677	23 286,995
Rácio B/M médio	0,816	1,136	0,710	0,605	0,459
Liquidez média					
TRNVR	0,004	0,007	0,016	0,054	0,313
VOL	0,467	0,864	4,523	17,855	26,672
LVOL	9,452	10,037	11,997	13,644	14,311
ROLL	0,100	0,087	0,089	0,074	0,050
ZR	0,752	0,643	0,482	0,394	0,372
ILIQ	10,932	20,541	12,606	8,107	4,772
PSRE	1,067	6,593	-2,979	-1,743	2,987
Painel B: Carteiras formadas por TRNVR3					
Nº médio activos	18	17	17	17	18
Rend. média	-0,351	-0,509	-0,753	-0,510	-0,391
Risco total	6,127	7,015	6,067	5,574	6,107
Beta	0,705	0,919	1,060	1,067	1,087
Cap. bolsista média	32 145,973	1 103,142	3 485,011	12 010,240	22 889,372
Rácio B/M médio	1,172	1,070	0,752	0,606	0,442
Liquidez média					
TRNVR	0,005	0,006	0,018	0,061	0,302
VOL	0,768	0,593	4,640	19,189	24,582
LVOL	9,421	9,888	12,056	13,722	14,175
ROLL	0,098	0,088	0,088	0,073	0,053
ZR	0,764	0,661	0,474	0,383	0,378
ILIQ	10,050	20,942	13,254	7,853	5,541
PSRE	2,285	8,977	-3,825	-2,810	4,183

Tabela 8.1 – Características das carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	**L1** (-Líq.)	**L2**	**L3**	**L4**	**L5** (+Líq.)
Painel C: Carteiras formadas por TRNVR12					
Nº médio activos	18	17	17	17	18
Rend. média	-0,171	-0,680	-0,840	-0,685	-0,307
Risco total	5,987	7,125	5,722	5,447	6,142
Beta	0,706	0,927	1,013	1,077	1,142
Cap. bolsista média	31 896,641	1 209,102	4 174,145	12 776,419	21 588,343
Rácio B/M médio	0,902	1,125	0,699	0,617	0,464
Liquidez média					
TRNVR	0,004	0,009	0,015	0,057	0,249
VOL	0,566	1,128	6,044	20,225	23,103
LVOL	9,524	9,846	12,169	13,822	14,224
ROLL	0,100	0,084	0,093	0,073	0,048
ZR	0,753	0,668	0,474	0,370	0,370
ILIQ	11,148	22,468	10,745	8,996	5,742
PSRE	8,202	9,179	0,145	-4,196	0,753
Painel D: Carteiras formadas por VOL					
Nº médio activos	17	17	17	17	18
Rend. média	-0,718	-0,414	-0,485	-0,524	-0,360
Risco total	8,163	6,256	5,136	5,816	6,417
Beta	0,933	0,847	0,855	1,050	1,213
Cap. bolsista média	281,469	1 606,810	9 662,578	23 181,281	27 513,414
Rácio B/M médio	2,989	1,146	0,950	0,684	0,537
Liquidez média					
TRNVR	0,049	0,044	0,058	0,064	0,148
VOL	0,024	0,109	1,032	4,490	42,428
LVOL	7,478	9,507	11,627	13,417	15,900
ROLL	0,054	0,080	0,087	0,091	0,082
ZR	0,868	0,698	0,491	0,374	0,265
ILIQ	78,963	47,021	13,120	4,134	1,413
PSRE	-4,912	6,802	5,882	-0,026	-0,792

Tabela 8.1 – Características das carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	**L1** (-Líq.)	**L2**	**L3**	**L4**	**L5** (+Líq.)
Painel E: Carteiras formadas por LVOL					
Nº médio activos	18	17	17	17	18
Rend. média	-0,804	-0,423	-0,349	-0,566	-0,357
Risco total	8,089	5,448	5,361	6,066	6,275
Beta	0,959	0,702	0,926	1,106	1,194
Cap. bolsista média	287,055	1 650,581	9 536,851	21 908,243	37 168,213
Rácio B/M médio	4,091	0,736	0,976	0,701	0,570
Liquidez média					
TRNVR	0,045	0,057	0,057	0,065	0,142
VOL	0,024	0,105	1,162	6,110	45,552
LVOL	7,459	9,429	11,719	13,552	16,121
ROLL	0,058	0,081	0,082	0,094	0,081
ZR	0,868	0,724	0,488	0,361	0,246
ILIQ	70,421	51,048	15,456	4,260	1,445
PSRE	9,891	1,265	1,851	0,152	0,237
Painel F: Carteiras formadas por LVOL3					
Nº médio activos	18	17	17	17	18
Rend. média	-0,683	-0,558	-0,364	-0,536	-0,400
Risco total	7,640	5,957	5,509	6,066	6,357
Beta	0,892	0,738	0,917	1,143	1,218
Cap. bolsista média	388,723	1 567,049	12 886,035	18 776,506	36 694,443
Rácio B/M médio	2,825	1,578	0,903	0,704	0,532
Liquidez média					
TRNVR	0,054	0,054	0,047	0,078	0,133
VOL	0,031	0,100	1,254	6,620	44,811
LVOL	7,524	9,359	11,680	13,484	16,063
ROLL	0,058	0,081	0,078	0,090	0,085
ZR	0,869	0,725	0,486	0,368	0,254
ILIQ	61,378	49,724	16,158	4,551	1,545
PSRE	-35,653	13,451	1,789	-0,899	0,013

Tabela 8.1 – Características das carteiras formadas por liquidez (cont.)

Painel G: Carteiras formadas por LVOL12					
Nº médio activos	18	17	17	17	18
Rend. média	-0,710	-0,444	-0,459	-0,618	-0,567
Risco total	7,597	5,991	4,836	5,893	6,121
Beta	0,886	0,808	0,864	1,168	1,194
Cap. bolsista média	343,577	1 841,549	16 230,913	16 368,152	32 131,426
Rácio B/M médio	1,596	1,864	0,918	0,783	0,499
Liquidez média					
TRNVR	0,044	0,039	0,066	0,061	0,124
VOL	0,026	0,126	1,503	6,301	44,471
LVOL	7,468	9,388	11,687	13,514	16,017
ROLL	0,058	0,081	0,077	0,086	0,083
ZR	0,873	0,717	0,488	0,368	0,254
ILIQ	52,088	45,059	13,929	5,311	1,892
PSRE	-14,804	10,428	6,161	-4,190	-0,701

Características médias das carteiras formadas por ordem crescente da liquidez no período 1988-2011. L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez).

Na tabela apresentam-se a média mensal da rendibilidade, em percentagem, de cada carteira; o risco total, em percentagem, medido pelo desvio-padrão da rendibilidade mensal da carteira; o beta, que avalia o risco sistemático ou não diversificável; a média mensal da capitalização bolsista de cada carteira, em milhões de euros; a média mensal do rácio B/M de cada carteira, calculado como a divisão entre a soma dos valores contabilísticos no final de cada ano dos activos constituintes e a capitalização bolsista da carteira em cada mês desse ano; a média mensal da medida de liquidez/iliquidez de cada carteira.

Nos painéis A a C encontram-se as características das carteiras formadas por ordem crescente da taxa de *turnover* (TRNVR, TRNVR3 e TRNVR12). As características das carteiras são semelhantes independentemente da medida considerada para a sua formação e cada carteira contém uma média de 17 acções ao longo do período amostral, com excepção das carteiras de acções menos líquidas (L1) e mais líquidas (L5) que contêm em média 18 acções. A carteira de acções menos líquidas (L1) é a de maior tamanho (cerca de 32 mil milhões de euros de capitalização bolsista média). Em termos de tamanho, seguem-se a carteira de acções mais líquidas (L5) com uma capitalização média de cerca de 23 mil milhões de euros e a carteira L4 com uma capitalização média entre cerca de 11 e 13 mil milhões de

euros. Tendencialmente observa-se uma relação positiva entre a liquidez e o risco sistemático: as carteiras mais líquidas exibem maior beta, ou seja, a rendibilidade das carteiras mais líquidas é mais sensível às variações da rendibilidade do mercado. No entanto, observa-se uma relação negativa entre a liquidez e o rácio B/M médio: quanto maior a liquidez menor é o rácio B/M médio.

No painel D e nos painéis E a G estão as características das carteiras formadas por ordem crescente do volume de transacção em euros (VOL) e do logaritmo natural do volume de transacção em euros (LVOL) e do logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos 3 e 12 meses precedentes (LVOL, LVOL3 e LVOL12), respectivamente. Também neste caso, as características destas carteiras não apresentam diferenças significativas pelo facto da medida de liquidez subjacente à sua formação ser diferente. O número médio de acções incluídas em cada carteira ao longo do período amostral é de cerca de 17 acções. A capitalização bolsista média das carteiras é crescente com a liquidez, ou seja, a carteira de acções menos líquidas (L1) é a de menor tamanho (entre 281 e 389 milhões de euros) enquanto a carteira de acções mais líquidas (L5) é a de maior tamanho (entre cerca de 28 e 37 mil milhões de euros). Verifica-se também que as carteiras mais líquidas tendem a exibir maior beta e que quanto maior a liquidez menor é o rácio B/M médio.

Na Tabela 8.2 encontram-se as características das cinco carteiras formadas por ordem decrescente de cada uma das medidas de iliquidez consideradas. Assim, a carteira L1 continua a ser a carteira de acções menos líquidas (mais ilíquidas) e a carteira L5 a carteira de acções mais líquidas (menos ilíquidas). As características médias incluídas na tabela são o número de acções, a rendibilidade, o risco total (medido pelo desvio-padrão da rendibilidade) e o risco sistemático (medido pelo coeficiente beta do modelo de mercado), a capitalização bolsista, o rácio B/M e a liquidez/iliquidez de cada carteira.

As características das carteiras formadas por ordem decrescente de ROLL são exibidas no painel A. Identifica-se uma relação positiva entre a liquidez e o risco sistemático, pois as carteiras mais líquidas são também aquelas cuja rendibilidade

tem uma maior sensibilidade às variações da rendibilidade de mercado. Com esta medida, ao contrário do que se registou com as medidas de liquidez, verifica-se que as carteiras mais líquidas são as de menor capitalização bolsista, existindo uma relação inversa entre a liquidez e o tamanho: a carteira L1 tem uma capitalização média de 29,9 mil milhões de euros e a carteira L5 tem uma capitalização de 4,8 mil milões de euros. A relação entre a liquidez das carteiras e o rácio B/M também é inversa à encontrada anteriormente: as carteiras de maior liquidez tendem a apresentar maior rácio B/M. Estes resultados devem-se ao facto desta medida apresentar uma correlação positiva com as medidas de liquidez e um comportamento ao longo do período amostral semelhante ao da taxa de *turnover*, como se referiu no capítulo 6.

No painel B estão as características das carteiras formadas por ordem decrescente da proporção de rendibilidades zero (ZR). O número médio de acções incluídas em cada carteira ao longo do período amostral é de cerca de 21 acções. As relações entre as características das carteiras não diferem daquelas que foram identificadas anteriormente para as carteiras formadas pelas medidas de liquidez, ou seja, a capitalização bolsista média e o risco sistemático das carteiras são crescentes com a liquidez enquanto o rácio B/M médio é decrescente. L1 é a carteira de menor tamanho (cerca de 1,3 mil milhões de euros) e menor risco sistemático (0,830) e a carteira L5 é a de maior tamanho (cerca de 55 mil milhões de euros) e a que apresenta maior risco sistemático (1,266). Também o rácio B/M decresce com a liquidez na medida em que a carteira L1 é a que apresenta um dos maiores valores para aquele rácio enquanto a carteira L5 é a que exibe o menor rácio B/M.

Quanto às carteiras formadas pelo rácio de iliquidez, ILIQ (painel C), verifica-se que são compostas por uma média de 12 acções. A carteira de acções menos líquidas (L1) é a de menor capitalização bolsista média (cerca de 235 milhões de euros) e a carteira de acções mais líquidas (L5) é a de maior capitalização média (cerca de 32 mil milhões de euros) e, exceptuando a carteira L4, o tamanho tende a acompanhar a

liquidez das carteiras. Tendencialmente, as carteiras mais líquidas são também as que apresentam maior beta e menor rácio B/M.

Tabela 8.2 – Características das carteiras formadas por iliquidez

Carteira	**L1** (-Líq.)	**L2**	**L3**	**L4**	**L5** (+Líq.)
Painel A: Carteiras formadas por ROLL					
Nº médio activos	21	21	21	21	21
Rend. média	-0,656	-0,456	-0,726	-0,178	-0,204
Risco total	4,943	5,203	5,183	5,485	7,316
Beta	0,931	0,950	0,948	1,055	1,317
Cap. bolsista média	29 908,310	15 954,881	11 396,932	10 845,245	4 790,359
Rácio B/M médio	0,638	0,696	0,645	0,746	0,796
Liquidez média					
TRNVR	0,040	0,062	0,073	0,071	0,133
VOL	8,852	12,668	12,704	12,909	6,988
LVOL	12,087	12,552	12,557	12,469	11,447
ROLL	0,176	0,112	0,072	0,046	0,021
ZR	0,520	0,461	0,459	0,459	0,555
ILIQ	5,150	5,982	7,951	8,261	19,945
PSRE	-0,071	2,459	4,849	2,245	0,201
Painel B: Carteiras formadas por ZR					
Nº médio activos	22	21	21	21	22
Rend. média	-0,408	-0,431	-0,704	-0,321	-0,430
Risco total	7,111	6,212	5,293	5,605	6,456
Beta	0,830	0,897	1,055	1,134	1,266
Cap. bolsista média	1 315,682	1 504,439	3 077,886	12 174,584	55 044,022
Rácio B/M médio	1,021	1,078	0,767	0,730	0,665
Liquidez média					
TRNVR	0,047	0,055	0,075	0,057	0,100
VOL	0,135	0,319	4,193	13,788	30,586
LVOL	8,035	9,476	12,036	13,672	15,412
ROLL	0,078	0,078	0,086	0,089	0,084
ZR	0,887	0,748	0,493	0,329	0,211
ILIQ	24,237	33,444	14,485	8,702	2,388
PSRE	-62,951	12,540	5,411	1,960	-3,040

Tabela 8.2 – Características das carteiras formadas por iliquidez (cont.)

Carteira	**L1** (-Líq.)	**L2**	**L3**	**L4**	**L5** (+Líq.)
Painel C: Carteiras formadas por ILIQ					
Nº médio activos	13	12	12	12	12
Rend. média	-0,495	-0,455	-0,472	-0,805	-0,043
Risco total	7,491	5,517	5,899	6,367	6,415
Beta	0,987	0,925	1,067	1,157	1,181
Cap. bolsista média	234,700	2 202,032	21 989,007	13 468,492	32 386,126
Rácio B/M médio	2,027	0,993	0,797	0,566	0,718
Liquidez média					
TRNVR	0,054	0,058	0,062	0,092	0,142
VOL	0,163	0,917	3,630	11,387	62,714
LVOL	9,866	11,624	13,044	14,320	16,602
ROLL	0,051	0,091	0,092	0,087	0,085
ZR	0,634	0,477	0,394	0,320	0,236
ILIQ	46,641	11,961	4,393	3,106	0,716
PSRE	-1,192	11,538	-1,103	3,077	-1,661
Painel D: Carteiras formadas por PSRE					
Nº médio activos	12	12	12	12	12
Rend. média	-0,480	-0,620	-0,299	-0,405	-0,355
Risco total	6,398	5,826	6,086	6,427	6,364
Beta	1,040	1,041	1,083	1,226	0,948
Cap. bolsista média	1 374,567	14 960,678	26 548,290	25 599,151	1 778,360
Rácio B/M médio	0,813	0,773	0,561	0,780	1,031
Liquidez média					
TRNVR	0,101	0,066	0,132	0,077	0,035
VOL	0,898	15,658	42,642	12,824	1,296
LVOL	10,884	13,925	15,760	14,033	11,255
ROLL	0,080	0,086	0,085	0,086	0,077
ZR	0,557	0,356	0,275	0,335	0,518
ILIQ	22,921	4,186	2,291	6,318	16,399
PSRE	3,490	-2,762	-1,578	-1,442	8,846

Características médias das carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez no período 1988-2011. L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez).

Na tabela apresentam-se a média mensal da rendibilidade, em percentagem, de cada carteira; o risco total, em percentagem, medido pelo desvio-padrão da rendibilidade mensal da carteira; o beta, que avalia o risco sistemático ou não diversificável; a média mensal da capitalização bolsista de cada carteira, em milhões de euros; a média mensal do rácio B/M de cada carteira, calculado como a divisão entre a soma dos valores contabilísticos no final de cada ano dos activos constituintes e a capitalização bolsista da carteira em cada mês desse ano; a média mensal da medida de liquidez/iliquidez de cada carteira.

Por último, no painel D apresentam-se as características das carteiras formadas pela medida de Pástor e Stambaugh (PSRE), que são constituídas, em média, por 12 activos. Neste caso, as duas carteiras extremas (L1 e L5) são as carteiras de menor capitalização bolsista (cerca de 1,4 e 1,8 mil milhões de euros, respectivamente), que apresentam menor beta (1,040 e 0,948, respectivamente) e maior rácio B/M (0,813 e 1,031, respectivamente), não se identificando qualquer regularidade entre estas características e a liquidez das carteiras.

Como se pode constatar, com a maioria das medidas de liquidez/iliquidez, no período amostral em análise, as carteiras mais líquidas são também aquelas que apresentam maior capitalização bolsista, maior risco sistemático e menor rácio B/M. Apesar das carteiras de acções menos líquidas serem das que exibem menores rendibilidades médias, não se identifica outro padrão entre liquidez e rendibilidade média, o que justifica um estudo mais detalhado desta relação.

A Tabela 8.3 e a Tabela 8.4 contêm algumas estatísticas das rendibilidades mensais das carteiras formadas por liquidez e por iliquidez, respectivamente. As rendibilidades mensais das carteiras formadas por liquidez/iliquidez são determinadas como a média aritmética simples das rendibilidades dos activos individuais que as constituem, tal como se indica abaixo:

$$R_{pt} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{pt}} R_{it}}{n_{pt}} \tag{8.1}$$

onde R_{pt} é a rendibilidade da carteira *p* no mês *t*; R_{it} é a rendibilidade da acção *i* no mês *t* e n_{pt} é o número de acções que constituem a carteira *p* no mês *t*.

Tabela 8.3 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por liquidez

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel A: TRNVR					
L1 (-Líq.)	-0,186	6,212	-0,373	5,803	96,770***
L2	-0,613	7,166	0,136	4,702	34,167***
L3	-0,747**	6,044	-0,068	5,503	72,287***
L4	-0,501	5,177	-0,373	4,872	46,716***
L5 (+Líq.)	-0,445	6,429	-0,105	3,734	6,706**
Painel B: TRNVR3					
L1 (-Líq.)	-0,351	6,127	-0,139	5,739	87,183***
L2	-0,509	7,015	0,000	4,282	18,911***
L3	-0,753**	6,067	0,001	5,259	58,706***
L4	-0,510	5,574	-0,153	4,901	42,650***
L5 (+Líq.)	-0,391	6,107	-0,109	3,787	7,661**
Painel C: TRNVR12					
L1 (-Líq.)	-0,171	5,987	-0,167	5,61	76,137***
L2	-0,680	7,125	-0,079	5,063	47,097***
L3	-0,840**	5,722	-0,336	5,507	74,122***
L4	-0,685**	5,447	-0,284	5,021	48,484***
L5 (+Líq.)	-0,307	6,142	-0,291	4,193	19,369***
Painel D: VOL					
L1 (-Líq.)	-0,718	8,163	-0,009	4,770	36,015***
L2	-0,414	6,256	-0,588	6,505	157,130***
L3	-0,485	5,136	-0,017	6,242	120,874***
L4	-0,524	5,816	-0,396	5,684	90,081***
L5 (+Líq.)	-0,360	6,417	-0,178	5,022	48,488***
Painel E: LVOL					
L1 (-Líq.)	-0,804*	8,089	-0,036	4,496	25,795***
L2	-0,423	5,448	-0,165	4,952	45,079***
L3	-0,349	5,361	0,080	5,871	95,056***
L4	-0,566	6,066	-0,512	6,192	129,249***
L5 (+Líq.)	-0,357	6,275	-0,017	4,994	45,735***
Painel F: LVOL3					
L1 (-Líq.)	-0,683	7,640	0,058	4,976	45,045***
L2	-0,558	5,957	-0,756	6,455	163,515***
L3	-0,364	5,509	0,026	5,663	81,602***
L4	-0,536	6,066	-0,497	6,416	145,572***
L5 (+Líq.)	-0,400	6,357	0,125	5,257	59,274***

Tabela 8.3 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel G: LVOL12					
L1 (-Líq.)	-0,710	7,597	-0,075	4,214	16,469***
L2	-0,444	5,991	-0,386	5,410	70,435***
L3	-0,459	4,836	-0,221	6,100	107,854***
L4	-0,618*	5,893	-0,416	6,082	112,123***
L5 (+Líq.)	-0,567	6,121	-0,226	4,251	19,478***

Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por ordem crescente da liquidez, relativas ao período 1988-2011. L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez).

*A média e o desvio-padrão da rendibilidade encontram-se expressas em pontos percentuais. A normalidade foi testada recorrendo ao teste Jarque-Bera, o qual assume como hipótese nula a normalidade da distribuição. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente, relativamente ao teste de Jarque-Bera e ao teste de nulidade da média da rendibilidade.*

Da análise da Tabela 8.3 pode concluir-se que não existem diferenças significativas entre as rendibilidades das carteiras formadas pelas diferentes medidas de liquidez. As séries das rendibilidades das carteiras seguem distribuições leptocúrticas e maioritariamente enviesadas à esquerda, rejeitando-se a normalidade da distribuição das rendibilidades.

As rendibilidades médias das carteiras são negativas e na sua maioria não distintas de zero. As únicas carteiras que apresentam rendibilidades significativamente distintas de zero ao nível de 5% são a carteira L3 formada por TRNVR e TRNVR*x* (entre -0,747% e -0,840%), a carteira L1 formada por LVOL (-0,804%) e a carteira L4 quando formada por LVOL12 (-0,618%). Não obstante as rendibilidades médias não serem significativas, verifica-se que, no caso das carteiras formadas por VOL, LVOL e LVOL*x*, a carteira de acções mais líquidas (L5) apresenta uma rendibilidade média ligeiramente maior do que a da carteira de acções menos líquidas (L1). No que se refere à relação entre o nível de liquidez e o nível de

risco, não parecem existir diferenças muito significativas entre os desvios-padrão das carteiras, embora as carteiras extremas (L1 e L5) exibam um nível de risco total ligeiramente superior.

Da análise da Tabela 8.4 constata-se igualmente que as rendibilidades das carteiras formadas pelas diferentes medidas de iliquidez não exibem diferenças significativas. As séries das rendibilidades seguem distribuições leptocúrticas e enviesadas à esquerda, rejeitando-se a normalidade da distribuição das rendibilidades para todas as carteiras.

Tabela 8.4 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por iliquidez

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel A: ROLL					
L1 (-Líq.)	-0,656**	4,943	0,319	6,394	137,156***
L2	-0,456	5,203	-0,270	6,307	129,085***
L3	-0,726**	5,183	0,502	4,317	31,513***
L4	-0,178	5,485	-0,099	4,457	24,847***
L5 (+Líq.)	-0,204	7,316	0,522	5,003	58,689***
Painel B: ZR					
L1 (-Líq.)	-0,408	7,111	-0,063	5,668	82,068***
L2	-0,431	6,212	0,236	5,912	100,070***
L3	-0,704**	5,293	0,171	4,777	37,661***
L4	-0,321	5,605	0,095	5,344	63,608***
L5 (+Líq.)	-0,430	6,456	0,077	4,611	30,135***
Painel C: ILIQ					
L1 (-Líq.)	-0,495	7,491	-0,132	7,738	258,941***
L2	-0,455	5,517	0,251	4,709	36,474***
L3	-0,472	5,899	-0,064	5,442	68,740***
L4	-0,805**	6,367	-0,743	5,417	92,584***
L5 (+Líq.)	-0,043	6,415	0,218	5,977	104,088***

Tabela 8.4 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por iliquidez (cont.)

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel D: PSRE					
L1 (-Líq.)	-0,480	6,398	-0,421	7,230	213,927***
L2	-0,620*	5,826	-0,288	5,398	69,941***
L3	-0,299	6,086	-0,387	4,618	36,970***
L4	-0,405	6,427	0,044	5,693	83,521***
L5 (+Líq.)	-0,355	6,364	-0,431	10,842	715,699***

Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez, relativas ao período 1988-2011. L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez).

*A média e o desvio-padrão da rendibilidade encontram-se expressas em pontos percentuais. A normalidade foi testada recorrendo ao teste Jarque-Bera, o qual assume como hipótese nula a normalidade da distribuição. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente, relativamente ao teste de Jarque-Bera e ao teste de nulidade da média da rendibilidade.*

As rendibilidades médias das carteiras são igualmente negativas e maioritariamente não significativas. As carteiras que apresentam rendibilidades estatisticamente distintas de zero ao nível de 5% são as carteiras L1 e L2 formadas por ROLL (entre -0,656% e -0,726%), a carteira L3 formada por ZR (-0,704%), a carteira L4 formada por ILIQ (-0,805%) e a carteira L2 quando formada por PSRE (-0,620%). Também se verifica que, no caso das carteiras formadas por ROLL, ILIQ e PSRE, a carteira de acções mais líquidas (L5) apresenta uma rendibilidade média ligeiramente superior à rendibilidade da carteira de acções menos líquidas (L1). No entanto, no caso das carteiras formadas por ZR, verifica-se o oposto: a rendibilidade média da carteira menos líquida (L1) é ligeiramente superior à rendibilidade da carteira mais líquida (L5). Quanto à relação entre o nível de liquidez e o nível de risco, não parecem existir diferenças muito significativas entre os desvios-padrão das carteiras.

8.2. Análise de série temporal

De acordo com a teoria financeira, espera-se que a diferença entre a rendibilidade das carteiras constituídas por acções menos líquidas e a rendibilidade das carteiras constituídas por acções mais líquidas seja positiva. Se assim for, é possível construir uma carteira de arbitragem, e portanto de custo zero, adoptando uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5), e obter uma rendibilidade extraordinária positiva.

Como se referiu anteriormente, no período amostral, as rendibilidades médias das carteiras formadas por liquidez/iliquidez são negativas e, na maior parte dos casos, a carteira de acções mais líquidas (L5) apresenta uma rendibilidade média maior do que a da carteira de acções menos líquidas (L1). Aliás, este resultado é consistente com a evidência empírica prévia reportada para o mercado accionista português, conforme se indicou no capítulo 4. Por estes motivos, considera-se também a estratégia de investimento inversa, isto é, adoptar uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

Assim, em seguida, analisam-se as rendibilidades das duas estratégias de investimento, procurando a obtenção de uma rendibilidade extraordinária positiva. Além disso, nesta análise deve ter-se em conta o efeito do risco, pelo que se considera a rendibilidade das carteiras ajustada ao risco. Para efectuar o ajustamento ao risco, utilizam-se dois modelos clássicos na literatura financeira: o modelo de mercado e o modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996).

O modelo de mercado tradicional relaciona a rendibilidade em excesso da taxa de juro sem risco de cada carteira com a rendibilidade em excesso da carteira de mercado:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p^M \left(R_{Mt} - R_{ft} \right) + \varepsilon_{pt} \tag{8.2}$$

onde R_{pt} é a rendibilidade da carteira *p* no período *t*; R_{ft} é a rendibilidade do activo sem risco ou taxa de juro isenta de risco; R_{Mt} é a rendibilidade da carteira de mercado no período *t*.

O modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) inclui como variáveis explicativas da rendibilidade em excesso da taxa de juro sem risco de cada carteira a rendibilidade em excesso da carteira de mercado, um factor de risco associado à dimensão ou ao tamanho (*SMB*) e um outro factor de risco relacionado com o rácio B/M (*HML*):

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p^M \left(R_{Mt} - R_{ft} \right) + \beta_p^{SMB} SMB_t + \beta_p^{HML} HML_t + \upsilon_{pt} \tag{8.3}$$

onde R_{pt} é a rendibilidade da carteira *p* no período *t*; R_{ft} é a rendibilidade do activo sem risco ou taxa de juro isenta de risco; R_{Mt} é a rendibilidade da carteira de mercado no período *t*; SMB_t (*small minus big*) corresponde à diferença entre as rendibilidades de carteiras diversificadas de acções de empresas pequenas e grandes; HML_t (*high minus low*) é a diferença entre as rendibilidades de carteiras diversificadas de acções com rácios B/M elevados e baixos; e ε_{pt} é um termo de erro estocástico.

Assumindo que $r_{pt} = R_{pt} - R_{ft}$ e $r_{Mt} = R_{Mt} - R_{ft}$, os modelos (8.2) e (8.3) podem escrever-se como:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p^M r_{Mt} + \varepsilon_{pt} \tag{8.4}$$

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p^M r_{Mt} + \beta_p^{SMB} SMB_t + \beta_p^{HML} HML_t + \upsilon_{pt} \tag{8.5}$$

onde r_{pt} é a rendibilidade em excesso da taxa de juro isenta de risco da carteira *p* no período *t* e r_{Mt} é a rendibilidade em excesso da taxa de juro isenta de risco da carteira de mercado no período *t*.

Nas equações (8.4) e (8.5), o coeficiente α_p representa a rendibilidade da carteira que excede a rendibilidade que compensa o risco suportado e os coeficientes β_p^M, β_p^{SMB} e β_p^{HML} representam a exposição da carteira aos distintos factores de risco, ou seja, as sensibilidades da rendibilidade da carteira face a variações de cada um dos factores de risco.

Como se concluiu no ponto 8.1, as carteiras mais líquidas são aquelas que tendencialmente apresentam maior capitalização bolsista, maior risco sistemático e menor rácio B/M, o que sugere uma relação entre estes factores e a liquidez. Além disso, como se referiu anteriormente, encontram-se bem documentadas na literatura as influências que o risco de mercado, o tamanho e o rácio B/M exercem sobre as rendibilidades das acções. Por conseguinte, ao incluírem-se estes factores de risco nos modelos utilizados na análise, espera-se que o coeficiente α_p capture apenas os efeitos da liquidez sobre as rendibilidades das carteiras formadas por ordem crescente desta característica.

O cálculo dos factores HML e SMB, necessários para se poder estimar o modelo de Fama e French (1993, 1996), baseia-se na metodologia de Fama e French (1993). Assim, em Dezembro de cada ano, ordenam-se as acções por tamanho (capitalização bolsista) e, utilizando a mediana da capitalização bolsista de toda a amostra, dividem-se as acções em dois grupos: grandes (B, *big*) e pequenas (S, *small*). De forma semelhante, em Dezembro de cada ano, ordenam-se as acções pelo rácio B/M e dividem-se em três grupos com base nos valores para os 30% mais baixos (L, *low*), os 40% intermédios (M, *medium*) e os 30% mais elevados (H, *high*) rácios B/M de toda a amostra. Constroem-se as seis carteiras (S/L, S/M, S/H, B/L, B/M e B/H) a partir da intersecção entre os grupos formados por tamanho e por rácio B/M e

calculam-se as respectivas rendibilidades mensais, como a média simples das rendibilidades mensais das acções que as compõem. A composição de cada uma destas carteiras é revista em Dezembro de cada ano *t*-1 e mantém-se fixa entre Janeiro e Dezembro do ano *t* (*t* = 1989, …, 2011). No cálculo das rendibilidades de cada carteira apenas se incluem as acções que estiveram cotadas durante todo o ano, isto é, entre Janeiro e Dezembro do ano *t*. O factor SMB corresponde à diferença, em cada mês, entre as médias aritméticas simples das rendibilidades das três carteiras de acções de empresas de pequena dimensão (S/L, S/M e S/H) e das rendibilidades das três carteiras de acções de grande dimensão (B/L, B/M e B/H); o factor HML corresponde à diferença, em cada mês, entre as médias aritméticas simples das rendibilidades das duas carteiras de *value stocks* (S/H e B/H) e das rendibilidades das duas carteiras de *growth stocks* (S/L, e B/L).

As equações (8.4) e (8.5) foram estimadas pelo MMQ para cada uma das carteiras formadas por liquidez/iliquidez e para as carteiras resultantes das estratégias de investimento que consistem em adoptar uma posição longa na carteira de acções menos líquidas e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L1-L5) e em adoptar uma posição longa na carteira de acções mais líquidas e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L5-L1).

As estimativas dos coeficientes α_p, β_p^M, β_p^{SMB} e β_p^{HML} obtidas com dados mensais encontram-se na Tabela 8.5 para as carteiras formadas com base nas medidas de liquidez e na Tabela 8.6 para as carteiras formadas com base nas medidas de iliquidez.

Da análise da Tabela 8.5 constata-se que os resultados das estimações efectuadas com as carteiras formadas por liquidez não diferem substancialmente. A rendibilidade ajustada ao risco não é estatisticamente diferente de zero independentemente do modelo ou da medida de liquidez considerados para a maioria das carteiras de liquidez. A única excepção é a carteira L5, a carteira de acções mais líquidas, que apresenta uma rendibilidade ajustada ao risco positiva e significativa ao

nível de 5%, quando se utiliza o modelo de três factores e as medidas TRNVR12 (0,449%), VOL (0,482%), LVOL (0,456%) e LVOL3 (0,437%). Em termos da sensibilidade face ao risco, verifica-se que todas as carteiras de liquidez estão expostas ao risco de mercado, independentemente do modelo de ajustamento ao risco ou da medida de liquidez subjacente à sua formação. Adicionalmente, a maioria das carteiras está exposta ao factor tamanho, sendo a carteira L3 formada por ordem crescente de TRNVR e TRNVR*x* a única excepção. Verifica-se ainda que as carteiras L1, L4 e L5 estão também expostas ao factor B/M. Os coeficientes de risco de mercado tendem a apresentar valores crescentes com a liquidez, estando compreendidos entre 0,7 e 1,2. Já os coeficientes beta associados quer ao factor tamanho quer ao factor B/M tendem a ser decrescentes com a liquidez, passando de positivos (carteira L1 e/ou L2 e/ou L3) a negativos (restantes carteiras).

No que se refere à carteira de custo zero L1-L5, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5), constata-se que a rendibilidade ajustada ao risco é negativa e estatisticamente significativa, quando se utiliza o modelo de três factores e todas as medidas de liquidez. Quando se utiliza o modelo de mercado, a rendibilidade ajustada ao risco desta carteira é igualmente negativa, embora apenas significativa com as medidas TRNVR3, VOL, LVOL e LVOL3. A rendibilidade da carteira L1-L5 é sensível ao risco de mercado apenas quando se usam as medidas TRNVR e TRNVR*x* para formar as carteiras, mas os coeficientes beta de mercado são negativos. Com o modelo de três factores, os coeficientes beta associados aos factores tamanho e B/M desta carteira são significativos e positivos.

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez

Carteira	α_p		r_M		**SMB**		**HML**		**R^2 ajust.**
Painel A: TRNVR									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	0,000	(0,00)	0,707***	(6,11)					22,44
L2	-0,177	(-0,56)	0,963***	(10,47)					31,55
L3	-0,188	(-0,88)	1,088***	(19,31)					56,66
L4	-0,069	(-0,34)	0,958***	(13,63)					60,09
L5 (+Líq.)	0,183	(0,71)	1,159***	(15,48)					57,03
L1-L5	-0,670	(-1,58)	-0,432***	(-2,95)					4,74
L5-L1	-0,303	(-0,72)	0,472***	(3,36)					5,74
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,067	(-0,22)	0,746***	(6,38)	0,195**	(2,46)	0,107	(1,42)	24,74
L2	-0,243	(-0,82)	1,049***	(11,75)	0,447***	(5,01)	0,154*	(1,69)	41,67
L3	-0,117	(-0,51)	1,107***	(16,78)	0,105	(1,31)	-0,057	(-1,03)	58,10
L4	-0,065	(-0,34)	0,906***	(15,21)	-0,275***	(-6,41)	-0,056	(-1,46)	67,69
L5 (+Líq.)	0,279	(1,18)	1,092***	(16,37)	-0,349***	(-8,4)	-0,167***	(-5,38)	64,98
L1-L5	-0,833**	(-2,10)	-0,327**	(-2,45)	0,541***	(5,87)	0,274***	(3,24)	16,93
L5-L1	-0,141	(-0,36)	0,365***	(2,82)	-0,547***	(-5,9)	-0,275***	(-3,31)	18,23

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel B: TRNVR3									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,151	(-0,45)	0,722***	(6,42)					23,97
L2	-0,115	(-0,39)	0,920***	(10,35)					30,16
L3	-0,211	(-1,09)	1,071***	(17,83)					54,03
L4	0,023	(0,12)	1,062***	(15,41)					63,83
L5 (+Líq.)	0,165	(0,66)	1,085***	(14,31)					55,40
L1-L5	-0,803*	(-1,71)	-0,344**	(-2,37)					2,98
L5-L1	-0,171	(-0,37)	0,383***	(2,79)					3,83
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,244	(-0,75)	0,775***	(7,06)	0,274***	(3,72)	0,150**	(2,04)	29,17
L2	-0,061	(-0,21)	1,005***	(11,71)	0,444***	(5,70)	0,024	(0,35)	41,98
L3	-0,281	(-1,36)	1,080***	(16,94)	0,046	(0,50)	0,083	(1,24)	54,34
L4	0,052	(0,29)	1,005***	(16,87)	-0,295***	(-6,36)	-0,085**	(-2,07)	71,28
L5 (+Líq.)	0,264	(1,15)	1,020***	(15,19)	-0,332***	(-8,66)	-0,168***	(-5,24)	63,47
L1-L5	-0,995**	(-2,29)	-0,226*	(-1,80)	0,602***	(6,77)	0,317***	(4,13)	19,01
L5-L1	0,021	(0,05)	0,265**	(2,19)	-0,608***	(-6,83)	-0,318***	(-4,23)	20,31

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR12									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	0,091	(0,26)	0,721***	(5,82)					24,14
L2	-0,207	(-0,62)	0,926***	(9,32)					28,51
L3	-0,268	(-1,45)	1,021***	(16,31)					53,15
L4	-0,057	(-0,27)	1,076***	(18,34)					65,58
L5 (+Líq.)	0,381	(1,59)	1,135***	(15,66)					57,77
L1-L5	-0,748	(-1,58)	-0,392**	(-2,46)					4,02
L5-L1	-0,168	(-0,36)	0,436***	(2,87)					5,11
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	0,018	(0,05)	0,768***	(6,26)	0,255***	(3,34)	0,147**	(2,05)	28,84
L2	-0,151	(-0,50)	1,022***	(10,24)	0,518***	(7,20)	0,072	(0,86)	43,52
L3	-0,263	(-1,36)	1,007***	(15,17)	-0,077	(-1,41)	-0,026	(-0,53)	53,27
L4	-0,034	(-0,17)	1,026***	(21,26)	-0,276***	(-6,8)	-0,097***	(-2,7)	72,27
L5 (+Líq.)	0,449**	(2,01)	1,074***	(18,02)	-0,331***	(-7,83)	-0,161***	(-4,43)	65,60
L1-L5	-0,890**	(-2,02)	-0,285**	(-2,04)	0,585***	(6,22)	0,309***	(3,99)	19,74
L5-L1	-0,027	(-0,06)	0,329**	(2,46)	-0,587***	(-6,18)	-0,308***	(-3,99)	21,04

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel D: VOL									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,297	(-0,68)	0,947***	(6,41)					23,43
L2	-0,086	(-0,38)	0,852***	(10,95)					32,45
L3	-0,149	(-0,72)	0,860***	(13,49)					48,89
L4	-0,003	(-0,01)	1,050***	(14,13)					57,05
L5 (+Líq.)	0,316	(1,28)	1,207***	(13,73)					62,24
L1-L5	-1,099*	(-1,71)	-0,240	(-1,08)					0,69
L5-L1	0,126	(0,20)	0,279	(1,31)					1,08
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,355	(-1,04)	1,102***	(9,29)	0,801***	(9,13)	0,210***	(2,82)	49,39
L2	-0,172	(-0,77)	0,906***	(11,82)	0,275***	(3,92)	0,142*	(1,94)	37,47
L3	-0,183	(-0,91)	0,839***	(13,26)	-0,113**	(-2,36)	0,015	(0,43)	50,25
L4	0,025	(0,11)	0,988***	(15,24)	-0,317***	(-6,72)	-0,089**	(-2,35)	64,89
L5 (+Líq.)	0,482**	(2,28)	1,112***	(18,55)	-0,488***	(-12,63)	-0,268***	(-7,35)	78,83
L1-L5	-1,324***	(-2,62)	0,009	(0,06)	1,286***	(12,06)	0,478***	(5,59)	46,81
L5-L1	0,351	(0,74)	0,029	(0,19)	-1,291***	(-12,26)	-0,479***	(-5,66)	48,04

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel E: LVOL									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,354	(-0,84)	0,976***	(7,05)					25,32
L2	-0,236	(-1,03)	0,709***	(9,90)					29,51
L3	0,055	(0,25)	0,931***	(13,46)					52,51
L4	0,007	(0,03)	1,103***	(12,19)					58,07
L5 (+Líq.)	0,301	(1,26)	1,190***	(13,56)					63,15
L1-L5	-1,142*	(-1,83)	-0,194	(-0,90)					0,34
L5-L1	0,168	(0,28)	0,233	(1,13)					0,67
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,417	(-1,21)	1,133***	(10,39)	0,810***	(10,2)	0,217***	(3,11)	52,34
L2	-0,267	(-1,2)	0,753***	(10,81)	0,230***	(3,74)	0,075	(1,23)	33,87
L3	0,021	(0,10)	0,902***	(13,21)	-0,151***	(-3,74)	0,009	(0,27)	54,82
L4	0,028	(0,12)	1,040***	(13,66)	-0,325***	(-5,49)	-0,083*	(-1,92)	65,71
L5 (+Líq.)	0,456**	(2,26)	1,101***	(16,63)	-0,456***	(-12,43)	-0,250***	(-7,53)	78,27
L1-L5	-1,359***	(-2,69)	0,051	(0,32)	1,264***	(12,90)	0,466***	(5,65)	46,25
L5-L1	0,386	(0,82)	-0,013	(-0,08)	-1,269***	(-13,09)	-0,468***	(-5,73)	47,53

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel F: LVOL3									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,306	(-0,73)	0,903***	(6,29)					24,33
L2	-0,329	(-1,28)	0,752***	(9,05)					27,61
L3	0,033	(0,15)	0,922***	(13,25)					48,86
L4	0,072	(0,33)	1,138***	(13,94)					61,87
L5 (+Líq.)	0,282	(1,16)	1,214***	(13,46)					64,01
L1-L5	-1,075*	(-1,72)	-0,291	(-1,32)					1,31
L5-L1	0,101	(0,17)	0,331	(1,55)					1,80
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,466	(-1,38)	1,046***	(8,94)	0,736***	(9,05)	0,307***	(3,95)	49,38
L2	-0,266	(-1,00)	0,811***	(10,62)	0,308***	(4,29)	-0,010	(-0,12)	35,82
L3	-0,003	(-0,01)	0,893***	(12,88)	-0,155***	(-3,33)	0,009	(0,24)	51,15
L4	0,098	(0,47)	1,071***	(17,09)	-0,345***	(-7,20)	-0,092**	(-2,42)	70,52
L5 (+Líq.)	0,437**	(2,09)	1,126***	(15,86)	-0,450***	(-12,17)	-0,249***	(-7,26)	78,37
L1-L5	-1,390***	(-2,80)	-0,061	(-0,36)	1,183***	(12,04)	0,556***	(6,44)	44,46
L5-L1	0,416	(0,89)	0,099	(0,60)	-1,189***	(-12,15)	-0,557***	(-6,51)	45,54

Tabela 8.5 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel G: LVOL12									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,271	(-0,64)	0,892***	(6,45)					23,16
L2	-0,080	(-0,36)	0,821***	(10,18)					31,32
L3	-0,046	(-0,22)	0,868***	(13,82)					53,88
L4	0,100	(0,48)	1,163***	(16,76)					65,67
L5 (+Líq.)	0,182	(0,79)	1,193***	(15,50)					63,82
L1-L5	-0,911	(-1,50)	-0,278	(-1,42)					1,19
L5-L1	-0,005	(-0,01)	0,323*	(1,69)					1,72
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,265	(-0,82)	1,038***	(9,91)	0,787***	(11,04)	0,196***	(2,76)	52,52
L2	-0,127	(-0,54)	0,877***	(11,06)	0,306***	(4,53)	0,132*	(1,78)	37,95
L3	-0,054	(-0,29)	0,829***	(14,04)	-0,211***	(-5,77)	-0,045	(-1,51)	58,82
L4	0,120	(0,65)	1,093***	(23,13)	-0,378***	(-11,33)	-0,120***	(-4,39)	76,61
L5 (+Líq.)	0,285	(1,44)	1,114***	(17,06)	-0,431***	(-10,34)	-0,226***	(-6,50)	77,60
L1-L5	-1,008**	(-2,22)	-0,054	(-0,37)	1,218***	(12,52)	0,423***	(4,95)	48,67
L5-L1	0,091	(0,20)	0,098	(0,69)	-1,220***	(-12,52)	-0,421***	(-4,94)	49,23

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados mensais das carteiras formadas por ordem crescente da liquidez relativos ao período 1988-2011. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

A carteira L5-L1, resultante de uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e de uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1), proporciona uma rendibilidade ajustada ao risco não significativa, pelo que não se pode excluir a hipótese de que a mesma seja nula. Em termos da sensibilidade face aos factores de risco, os resultados não diferem substancialmente dos obtidos para a carteira L1-L5. Em geral, pode afirmar-se que a rendibilidade da carteira L5-L1 é sensível aos três factores de risco considerados, sendo os coeficientes beta de mercado positivos e os betas associados aos factores SMB e HML negativos e com valores absolutos quase iguais aos da carteira L1-L5. As excepções verificam-se apenas relativamente ao parâmetro beta associado à rendibilidade do mercado: com as medidas relacionadas com o volume de transacção (VOL, LVOL e LVOL*x*) a rendibilidade da carteira L5-L1 não é sensível ao risco de mercado.

Em termos da bondade do ajustamento dos modelos utilizados, o modelo que apresenta maior capacidade explicativa é o modelo de três factores, apresentando coeficientes de determinação ajustados compreendidos entre 25% e 78% para as carteiras de liquidez, o que denota uma boa capacidade para explicar a rendibilidade destas carteiras. De referir que as estimações efectuadas com as carteiras de custo zero e este modelo são as únicas que apresentam uma capacidade explicativa superior a 16%, pois as estimações efectuadas com estas carteiras e o modelo de mercado apresentam coeficientes de determinação inferiores a 6%.

Relativamente às carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez (Tabela 8.6), verifica-se que, à semelhança das carteiras formadas por liquidez, a rendibilidade ajustada ao risco não é estatisticamente diferente de zero para a maioria das carteiras. As rendibilidades ajustadas ao risco são positivas e significativas ao nível de 5% apenas para as carteiras L4 e L5 com a medida de iliquidez ROLL (e qualquer um dos modelos de ajustamento), para as carteiras L4 e L5 formadas pela medida ZR (com o modelo de três factores) e para a carteira L5 formada pela medida ILIQ (e qualquer um dos modelos de ajustamento). Em termos da sensibilidade face ao risco, verifica-se que todas as carteiras de iliquidez estão expostas ao risco de

mercado, independentemente do modelo de ajustamento ao risco ou da medida de liquidez subjacente à sua formação. Também a quase totalidade das carteiras está exposta ao factor tamanho e algumas carteiras estão também expostas ao factor B/M. Tal como anteriormente, os coeficientes de risco de mercado tendem a apresentar valores crescentes com a liquidez e os coeficientes beta associados quer ao factor tamanho quer ao factor B/M tendem a ser decrescentes com a liquidez.

Quanto à carteira de custo zero L1-L5, constata-se que a rendibilidade ajustada ao risco é negativa e estatisticamente significativa, quando se utiliza o modelo de mercado e ROLL e ILIQ para a formação das carteiras e quando se utiliza o modelo de três factores e as medidas ROLL, ZR e ILIQ. A rendibilidade da carteira L1-L5 é sensível ao risco de mercado apenas quando se usam as medidas ROLL e ZR (neste caso, apenas para o modelo de mercado), e os coeficientes beta de mercado são negativos.

A carteira L5-L1 proporciona uma rendibilidade ajustada ao risco não significativa, independentemente da medida de iliquidez e do modelo de ajustamento ao risco. Em termos da sensibilidade face aos factores de risco, os resultados não diferem substancialmente dos obtidos para a carteira L1-L5, sendo os valores obtidos para os coeficientes beta aproximadamente simétricos aos da carteira L1-L5.

Em termos da bondade do ajustamento dos modelos utilizados, o modelo de três factores continua a apresentar maior capacidade explicativa, variando os coeficientes de determinação ajustados entre 35% e 81% para as carteiras de iliquidez. As estimações deste modelo para as carteiras de custo zero apresentam também uma capacidade explicativa superior às do modelo de mercado, não obstante os coeficientes de determinação ajustados serem inferiores aos obtidos para as carteiras de iliquidez.

Tabela 8.6 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel A: ROLL									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,246	(-1,36)	0,936***	(16,79)					62,25
L2	-0,031	(-0,18)	0,951***	(14,37)					58,45
L3	-0,300	(-1,42)	0,952***	(16,66)					58,78
L4	0,346**	(2,12)	1,053***	(22,22)					64,61
L5 (+Líq.)	0,564**	(2,01)	1,301***	(15,29)					56,01
L1-L5	-1,296***	(-3,44)	-0,345***	(-3,13)					4,50
L5-L1	0,323	(0,9)	0,385***	(3,49)					5,79
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,227	(-1,3)	0,919***	(16,94)	-0,088*	(-1,85)	-0,036	(-1,03)	62,84
L2	0,022	(0,13)	0,923***	(15,43)	-0,146***	(-3,92)	-0,083***	(-2,68)	60,45
L3	-0,341*	(-1,72)	0,937***	(14,8)	-0,083	(-1,58)	0,028	(0,70)	59,64
L4	0,391**	(2,39)	1,032***	(23,71)	-0,112***	(-2,63)	-0,068	(-1,59)	65,60
L5 (+Líq.)	0,528**	(2,09)	1,382***	(16,88)	0,417***	(6,17)	0,115*	(1,97)	64,70
L1-L5	-1,242***	(-3,67)	-0,443***	(-4,17)	-0,508***	(-5,34)	-0,152*	(-1,90)	20,19
L5-L1	0,268	(0,83)	0,482***	(4,65)	0,503***	(5,21)	0,151*	(1,84)	21,36

Tabela 8.6 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel B: ZR									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,093	(-0,23)	0,840***	(6,62)					24,29
L2	-0,055	(-0,22)	0,902***	(11,35)					36,86
L3	-0,183	(-0,96)	1,049***	(22,10)					69,14
L4	0,281*	(1,69)	1,133***	(21,20)					71,45
L5 (+Líq.)	0,293	(1,25)	1,256***	(16,15)					66,75
L1-L5	-0,872	(-1,45)	-0,396**	(-2,06)					3,00
L5-L1	-0,101	(-0,17)	0,436**	(2,34)					3,74
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,260	(-0,75)	0,968***	(8,81)	0,658***	(6,81)	0,301***	(3,64)	47,63
L2	0,050	(0,22)	0,963***	(13,12)	0,320***	(3,99)	-0,053	(-0,8)	46,38
L3	-0,203	(-1,12)	1,020***	(22,63)	-0,153***	(-4,14)	-0,008	(-0,23)	71,48
L4	0,302**	(2,12)	1,070***	(23,83)	-0,328***	(-10,8)	-0,082***	(-2,67)	80,64
L5 (+Líq.)	0,374**	(2,03)	1,167***	(19,77)	-0,458***	(-11,82)	-0,171***	(-3,91)	80,32
L1-L5	-1,120**	(-2,30)	-0,180	(-1,20)	1,113***	(10,18)	0,471***	(4,34)	43,85
L5-L1	0,147	(0,32)	0,218	(1,48)	-1,119***	(-10,22)	-0,472***	(-4,39)	45,29

Tabela 8.6 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel C: ILIQ									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,033	(-0,10)	0,989***	(9,23)					30,57
L2	-0,045	(-0,19)	0,935***	(12,3)					49,80
L3	0,067	(0,27)	1,068***	(13,95)					57,34
L4	-0,176	(-0,81)	1,160***	(14,85)					57,94
L5 (+Líq.)	0,596**	(2,05)	1,171***	(11,52)					58,81
L1-L5	-1,116**	(-2,26)	-0,161	(-0,97)					0,35
L5-L1	0,142	(0,29)	0,201	(1,27)					0,76
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	0,100	(0,28)	1,035***	(10,22)	0,242**	(2,48)	-0,097	(-0,86)	35,23
L2	-0,125	(-0,57)	0,911***	(11,82)	-0,129***	(-2,84)	0,062	(1,55)	52,37
L3	0,065	(0,30)	1,002***	(15,53)	-0,343***	(-9,24)	-0,061*	(-1,85)	66,56
L4	-0,063	(-0,30)	1,083***	(16,64)	-0,392***	(-8,40)	-0,193***	(-4,04)	68,29
L5 (+Líq.)	0,743***	(3,05)	1,078***	(14,35)	-0,474***	(-11,58)	-0,244***	(-6,64)	74,19
L1-L5	-1,129**	(-2,33)	-0,024	(-0,17)	0,713***	(6,99)	0,147	(1,30)	21,82
L5-L1	0,156	(0,34)	0,063	(0,45)	-0,718***	(-7,19)	-0,148	(-1,33)	22,76

Tabela 8.6 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel D: PSRE									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	0,034	(0,11)	1,043***	(10,23)					46,50
L2	-0,107	(-0,50)	1,041***	(12,51)					55,89
L3	0,249	(1,02)	1,077***	(15,05)					55,19
L4	0,287	(1,26)	1,225***	(16,43)					63,63
L5 (+Líq.)	0,065	(0,25)	0,946***	(11,05)					38,84
L1-L5	-0,517	(-1,20)	0,117	(0,74)					0,10
L5-L1	-0,456	(-1,06)	-0,077	(-0,49)					-0,16
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	0,133	(0,42)	1,053***	(9,93)	0,055	(0,73)	-0,095	(-1,13)	47,59
L2	-0,045	(-0,24)	0,975***	(14,31)	-0,339***	(-6,41)	-0,130***	(-2,97)	64,83
L3	0,397*	(1,83)	0,989***	(17,88)	-0,453***	(-11,54)	-0,243***	(-6,60)	70,95
L4	0,327	(1,53)	1,164***	(17,43)	-0,314***	(-6,35)	-0,101**	(-2,47)	69,86
L5 (+Líq.)	-0,043	(-0,16)	0,940***	(10,25)	-0,036	(-0,44)	0,109	(1,13)	39,94
L1-L5	-0,311	(-0,69)	0,132	(0,79)	0,089	(0,77)	-0,204	(-1,49)	4,11
L5-L1	-0,662	(-1,48)	-0,093	(-0,56)	-0,094	(-0,80)	0,203	(1,45)	3,97

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados mensais das carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez relativos ao período 1988-2011. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

Dos resultados anteriores pode concluir-se que a estratégia de custo zero L1-L5 possibilita uma rendibilidade ajustada ao risco negativa, o que significa que, no caso português e no período em análise, as acções mais líquidas oferecem em média rendibilidades mais elevadas do que as acções menos líquidas. Efectivamente, a estratégia contrária (L5-L1) proporciona uma rendibilidade positiva (sobretudo quando se usam as medidas VOL, LVOL, LVOL*x*, ROLL e ILIQ), mas estatisticamente não é significativa. Estes resultados devem-se provavelmente ao facto da amostra incluir muitos períodos de rendibilidades negativas, o que se comprova pelas médias negativas, referidas anteriormente. Se as rendibilidades médias do período amostral fossem positivas, é provável que a rendibilidade ajustada ao risco da carteira L5-L1 fosse positiva e significativa.

Adicionalmente, verifica-se que a rendibilidade da carteira L1-L5 varia em sentido oposto à rendibilidade do mercado e com uma menor intensidade do que esta, uma vez que os coeficientes beta de mercado são maioritariamente negativos e de valor reduzido, sendo até, em alguns casos, não significativos. Já os coeficientes de risco sistemático da carteira L5-L1 são positivos, embora continuem a ter um valor menor do que o de uma carteira isolada. Assim, constata-se que as estratégias de custo zero são sobretudo benéficas no sentido de reduzirem (e em alguns casos eliminarem) a sensibilidade ao risco de mercado.

8.3. Análise de série temporal por subperíodos

Como se indicou no capítulo 6, a liquidez do mercado bolsista português no período em que o mercado era emergente apresentava características distintas da liquidez no período seguinte em que o mercado passou a ser considerado desenvolvido. Estas diferenças da liquidez agregada do mercado reflectem as diferenças ao nível da liquidez individual dos activos e, por conseguinte, a relação entre a rendibilidade, o risco e a liquidez pode igualmente apresentar diferenças em

cada um destes períodos. Assim, é importante fazer a análise desta relação em cada um dos períodos referidos: o período compreendido entre Janeiro de 1988 e Novembro de 1997, correspondente à classificação da bolsa portuguesa como mercado emergente, e o período compreendido entre Dezembro de 1997 e Dezembro de 2011, correspondente à classificação como mercado desenvolvido.

Os resultados das estimações das equações (8.4) e (8.5) através do MMQ com dados mensais para cada subperíodo encontram-se na Tabela 8.7 para as carteiras formadas com base nas medidas de liquidez e na Tabela 8.8 para as carteiras formadas com base nas medidas de iliquidez. Nestas tabelas apresentam-se as estimativas dos coeficientes α_p, β_p^M, β_p^{SMB} e β_p^{HML} para cada uma das carteiras formadas por liquidez/iliquidez e para as carteiras resultantes das estratégias de investimento que consistem em adoptar uma posição longa na carteira de acções menos líquidas e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L1-L5) e em adoptar uma posição longa na carteira de acções mais líquidas e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L5-L1).

Relativamente às carteiras formadas por ordem crescente das medidas de liquidez (Tabela 8.7), verifica-se que, no segundo subperíodo, todas as rendibilidades ajustadas ao risco são não significativas, sendo positivas para as carteiras extremas (L1 e L5) formadas com a maioria das medidas de liquidez. No primeiro subperíodo obtêm-se algumas rendibilidades ajustadas ao risco significativas para as carteiras de liquidez. É o caso da carteira L1 formada por TRNVR3 e por VOL e das carteiras L1 e L5 formadas por LVOL e LVOL*x*. Quanto aos coeficientes beta, constata-se que no primeiro subperíodo a quase totalidade dos betas associados ao factor B/M não é significativamente distinta de zero enquanto no segundo subperíodo são significativos e positivos para a carteira L1 e negativos para as carteiras L4 e L5.

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel A: TRNVR										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,498	0,671***			19,42	0,285	0,714***			22,87
L2	-0,502	0,885***			25,25	-0,022	0,997***			34,15
L3	-0,159	1,022***			43,69	-0,245	1,126***			64,43
L4	0,119	0,798***			44,83	-0,279	1,053***			68,74
L5 (+Líq.)	-0,077	0,889***			34,93	0,185	1,303***			69,41
L1-L5	-1,313**	-0,183			-0,10	-0,130	-0,589***			9,27
L5-L1	-0,469	0,253			0,68	-0,329	0,589***			9,22
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,409	0,784***	0,305**	0,009	23,42	0,192	0,773***	0,160*	0,162*	25,34
L2	-0,672	0,943***	0,385**	0,175	29,45	-0,053	1,081***	0,467***	0,155	47,10
L3	-0,228	1,055***	0,191	0,078	44,35	-0,150	1,103***	0,079	-0,106*	66,64
L4	-0,027	0,694***	-0,214***	0,042	49,37	-0,287	1,011***	-0,297***	-0,061	78,49
L5 (+Líq.)	-0,094	0,829***	-0,194***	-0,028	35,73	0,244	1,220***	-0,400***	-0,174***	81,11
L1-L5	-1,194**	-0,006	0,499***	0,031	6,11	-0,281	-0,447***	0,557***	0,335***	25,64
L5-L1	-0,565	0,083	-0,498***	-0,044	6,70	-0,177	0,446***	-0,562***	-0,338***	25,75

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel B: TRNVR3										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,940**	0,613***			19,05	0,271	0,760***			25,19
L2	-0,276	0,824***			27,00	-0,072	0,969***			31,10
L3	-0,250	1,105***			39,60	-0,167	1,051***			66,82
L4	0,305	0,939***			53,79	-0,221	1,138***			69,54
L5 (+Líq.)	-0,132	0,777***			30,26	0,168	1,249***			69,80
L1-L5	-1,699***	-0,128			-0,47	-0,126	-0,489***			6,10
L5-L1	-0,083	0,198			0,21	-0,333	0,489***			6,05
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,855**	0,716***	0,272*	0,005	22,73	0,145	0,848***	0,273***	0,232***	32,39
L2	-0,196	0,901***	0,189**	-0,009	27,70	0,001	1,023***	0,527***	0,031	48,70
L3	-0,677	1,103***	0,443**	0,335**	47,72	-0,178	1,043***	-0,078	-0,005	67,15
L4	0,125	0,827***	-0,205**	0,063	58,04	-0,192	1,077***	-0,326***	-0,118**	79,53
L5 (+Líq.)	-0,085	0,740***	-0,179**	-0,063	30,76	0,214	1,172***	-0,384***	-0,154***	81,51
L1-L5	-1,649***	0,014	0,451***	0,061	4,85	-0,298	-0,325**	0,655***	0,385***	28,51
L5-L1	-0,110	0,062	-0,450***	-0,074	5,42	-0,160	0,324**	-0,659***	-0,388***	28,6

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel C: TRNVR12										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,652	0,581**			16,23	0,400	0,760***			25,93
L2	-0,445	0,769***			18,72	-0,183	0,988***			32,01
L3	-0,118	1,033***			33,53	-0,342*	1,021***			67,81
L4	0,179	1,076***			56,05	-0,185	1,084***			69,82
L5 (+Líq.)	0,290	0,829***			30,70	0,225	1,268***			70,24
L1-L5	-1,793***	-0,203			0,07	-0,055	-0,508***			6,88
L5-L1	0,091	0,292			1,30	-0,404	0,508***			6,84
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,405	0,683**	0,068	-0,098	16,46	0,267	0,854***	0,294***	0,246***	34,58
L2	-0,715	0,767***	0,437**	0,265	25,02	-0,093	1,039***	0,550***	0,014	51,55
L3	-0,127	1,069***	0,186	0,062	33,45	-0,338*	0,997***	-0,145**	-0,040	69,93
L4	0,176	1,024***	-0,237***	-0,072	58,53	-0,16	1,031***	-0,285***	-0,101**	78,25
L5 (+Líq.)	0,304	0,812***	-0,103	-0,039	29,77	0,259	1,195***	-0,390***	-0,139***	81,99
L1-L5	-1,538**	-0,075	0,173	-0,070	0,13	-0,220	-0,342**	0,682***	0,384***	31,79
L5-L1	-0,119	0,182	-0,169	0,049	0,99	-0,237	0,341**	-0,686***	-0,387***	31,93

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel D: VOL										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-1,271***	0,619***			13,56	0,110	1,103***			27,44
L2	-0,136	0,908***			22,74	-0,023	0,820***			42,45
L3	0,198	0,880***			39,73	-0,351	0,859***			55,81
L4	-0,286	0,835***			35,27	0,046	1,161***			69,66
L5 (+Líq.)	0,659	1,174***			57,68	0,085	1,235***			64,77
L1-L5	-2,822***	-0,520			5,95	-0,204	-0,132			-0,32
L5-L1	1,040	0,590*			8,08	-0,255	0,132			-0,32
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-1,103**	0,741***	0,253**	-0,047	15,96	0,030	1,283***	0,973***	0,342***	65,91
L2	-0,545	0,911***	0,442**	0,325	29,06	-0,032	0,858***	0,225***	0,067	47,58
L3	0,189	0,913***	0,127	0,031	39,53	-0,403*	0,849***	-0,191***	0,022	61,59
L4	-0,501	0,749***	-0,079	0,109	36,24	0,065	1,093***	-0,394***	-0,120***	83,91
L5 (+Líq.)	0,942**	1,152***	-0,377***	-0,239***	64,50	0,198	1,113***	-0,525***	-0,277***	86,75
L1-L5	-2,925***	-0,373	0,630***	0,185	15,53	-0,397	0,170	1,496***	0,617***	63,72
L5-L1	1,166	0,450	-0,629***	-0,198	17,84	-0,061	-0,171	-1,500***	-0,620***	63,76

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel E: LVOL										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-1,450***	0,716***			18,06	0,168	1,090***			27,79
L2	-0,358	0,637***			15,74	-0,203	0,745***			42,10
L3	0,381	0,974***			44,83	-0,120	0,915***			58,20
L4	-0,160	0,855***			37,98	-0,035	1,237***			68,91
L5 (+Líq.)	0,715*	1,248***			62,16	0,080	1,169***			63,83
L1-L5	-3,056***	-0,496			5,41	-0,142	-0,079			-0,50
L5-L1	1,274*	0,566*			7,48	-0,317	0,079			-0,50
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-1,237**	0,869***	0,312**	-0,061	22,62	0,082	1,271***	0,968***	0,347***	67,28
L2	-0,672	0,648***	0,370**	0,255	21,60	-0,182	0,766***	0,187***	0,018	46,59
L3	0,312	0,958***	0,016	0,043	43,90	-0,158	0,898***	-0,206***	0,001	63,81
L4	-0,411	0,788***	0,032	0,152*	38,85	-0,028	1,166***	-0,441***	-0,117***	84,58
L5 (+Líq.)	0,964**	1,227***	-0,337***	-0,211***	67,22	0,200	1,049***	-0,495***	-0,278***	85,67
L1-L5	-3,080***	-0,319	0,649***	0,143	16,16	-0,346	0,222	1,461***	0,624***	63,27
L5-L1	1,321	0,396	-0,648***	-0,156	18,35	-0,111	-0,223	-1,465***	-0,626***	63,29

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel F: LVOL3										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-1,046**	0,615***			16,83	-0,019	1,042***			27,23
L2	-1,105***	0,602***			12,52	0,061	0,814***			39,62
L3	0,507	0,996***			38,73	-0,216	0,894***			58,96
L4	-0,089	0,950***			44,98	0,061	1,238***			70,77
L5 (+Líq.)	0,802*	1,305***			63,26	0,016	1,177***			64,85
L1-L5	-2,739***	-0,655*			10,35	-0,263	-0,135			-0,28
L5-L1	0,957	0,725**			13,00	-0,195	0,135			-0,28
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-1,007**	0,699***	0,255**	0,028	18,98	-0,201	1,246***	0,885***	0,455***	64,16
L2	-1,267**	0,685***	0,464***	0,186	19,84	0,163	0,816***	0,262***	-0,072	49,87
L3	0,342	0,967***	0,073	0,110	38,32	-0,236	0,866***	-0,229***	-0,029	65,85
L4	-0,273	0,871***	-0,080	0,091	45,68	0,073	1,168***	-0,431***	-0,120***	86,05
L5 (+Líq.)	1,080**	1,297***	-0,323***	-0,225***	67,83	0,134	1,058***	-0,491***	-0,276***	86,42
L1-L5	-2,967***	-0,559	0,579***	0,247*	18,57	-0,564	0,188	1,374***	0,730***	61,31
L5-L1	1,208	0,636*	-0,578***	-0,260*	21,39	0,107	-0,189	-1,378***	-0,733***	61,32

Tabela 8.7 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel G: LVOL12										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-1,024**	0,582***			14,52	-0,071	1,006***			25,50
L2	-0,546	0,771***			16,47	0,140	0,828***			41,59
L3	0,302	0,829***			42,32	-0,260	0,895***			59,62
L4	0,046	1,051***			51,18	0,054	1,211***			71,40
L5 (+Líq.)	0,524	1,266***			60,59	0,045	1,172***			65,14
L1-L5	-2,399***	-0,639**			11,00	-0,346	-0,165			-0,11
L5-L1	0,697	0,729**			14,57	-0,113	0,166			-0,11
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,712*	0,744***	0,239**	-0,077	19,05	-0,125	1,168***	0,925***	0,295***	64,40
L2	-0,824	0,811***	0,642***	0,333*	29,44	0,109	0,874***	0,223***	0,095	46,44
L3	0,288	0,775***	-0,229**	-0,064	45,22	-0,277	0,870***	-0,207***	-0,028	65,21
L4	-0,049	0,973***	-0,204**	-0,017	53,01	0,070	1,140***	-0,421***	-0,123***	86,80
L5 (+Líq.)	0,651*	1,266***	-0,209*	-0,126	61,84	0,157	1,055***	-0,488***	-0,266***	86,52
L1-L5	-2,192***	-0,469	0,450**	0,039	17,82	-0,511	0,113	1,411***	0,560***	63,15
L5-L1	0,534	0,576*	-0,446***	-0,059	20,89	0,053	-0,114	-1,415***	-0,563***	63,14

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados mensais das carteiras formadas por ordem crescente da liquidez. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

No primeiro subperíodo, a estratégia L1-L5 produz uma rendibilidade ajustada ao risco negativa e significativa e a estratégia inversa, L5-L1, gera uma rendibilidade ajustada ao risco positiva com as medidas VOL, LVOL e LVOL*x* embora unicamente significativa ao nível de 10% com LVOL. No segundo subperíodo, ambas as estratégias apresentam rendibilidades ajustadas ao risco negativas e não significativas. Em termos da sensibilidade aos factores de risco, verifica-se que nos dois subperíodos as estratégias de custo zero possibilitam a redução ou a eliminação da sensibilidade da rendibilidade ao risco de mercado.

Observa-se ainda que quer o modelo de mercado quer o modelo de três factores apresentam uma maior capacidade explicativa das rendibilidades das carteiras de liquidez no segundo subperíodo. No entanto, o modelo de três factores possibilita um melhor ajustamento do que o modelo de mercado nos dois subperíodos.

Os resultados obtidos para as carteiras formadas por ordem decrescente das medidas de iliquidez (Tabela 8.8) são semelhantes aos que se obtiveram para as carteiras formadas por liquidez. Com efeito, no segundo subperíodo, todas as rendibilidades ajustadas ao risco são não significativas, sendo positivas para as carteiras extremas (L1 e/ou L5). No primeiro subperíodo obtêm-se algumas rendibilidades ajustadas ao risco significativas para as carteiras de iliquidez, geralmente também para as carteiras extremas. Com as medidas ROLL, ZR e ILIQ, as carteiras L4 e L5 apresentam rendibilidades positivas significativas e com ROLL e ZR obtêm-se rendibilidades negativas significativas para a carteira L1. Relativamente aos coeficientes beta, constata-se que no primeiro subperíodo a quase totalidade dos betas associados ao factor B/M não é significativamente distinta de zero enquanto no segundo subperíodo são significativos e positivos para a carteira L1 e negativos para as carteiras L4 e L5 (excepto com ROLL).

Tabela 8.8 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por iliquidez

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel A: ROLL										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,499*	0,984***			67,22	-0,062	0,903***			58,99
L2	0,321	1,036***			70,79	-0,198	0,914***			52,58
L3	-0,373	1,063***			74,43	-0,191	0,889***			50,80
L4	0,521**	1,004***			68,31	0,211	1,086***			63,15
L5 (+Líq.)	0,575**	0,997***			65,12	0,380	1,471***			56,30
L1-L5	-1,964***	0,022			-0,91	-0,671	-0,569***			10,05
L5-L1	0,182	0,048			-0,77	0,212	0,569***			10,07
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,426	1,004***	-0,005	-0,043	66,82	-0,053	0,882***	-0,113**	-0,039	60,19
L2	0,369	1,034***	-0,057	-0,039	70,52	-0,143	0,867***	-0,173***	-0,115***	55,95
L3	-0,401	1,054***	-0,001	0,016	73,96	-0,228	0,886***	-0,108*	0,022	52,06
L4	0,630***	1,049***	0,042	-0,055*	68,48	0,226	1,055***	-0,163***	-0,060	65,28
L5 (+Líq.)	0,319	0,925***	0,017	0,152**	67,17	0,379	1,555***	0,543***	0,132	69,84
L1-L5	-1,624***	0,118	-0,022	-0,201	2,96	-0,660	-0,674***	-0,658***	-0,173*	34,84
L5-L1	-0,135	-0,041	0,023	0,188	2,33	0,203	0,673***	0,654***	0,170	34,55

Tabela 8.8 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por iliquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel B: ZR										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,860***	0,619***			29,65	0,250	0,942***			23,51
L2	-0,465*	0,825***			48,63	0,153	0,934***			32,99
L3	0,072	0,994***			70,46	-0,372	1,087***			68,94
L4	0,397**	1,217***			76,48	0,260	1,090***			68,41
L5 (+Líq.)	1,187***	1,461***			76,21	-0,137	1,166***			62,52
L1-L5	-2,937***	-0,808***			20,15	0,157	-0,225			0,33
L5-L1	1,155**	0,877***			24,05	-0,616	0,225			0,33
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,813**	0,715***	0,289***	0,030	36,57	0,058	1,131***	0,772***	0,441***	54,03
L2	-0,240	0,953***	0,214**	-0,088	55,14	0,252	0,952***	0,356***	-0,046	43,31
L3	-0,011	0,974***	0,018	0,051	70,19	-0,403*	1,066***	-0,210***	-0,009	73,70
L4	0,315*	1,150***	-0,150**	0,018	77,85	0,286	1,021***	-0,383***	-0,127***	83,39
L5 (+Líq.)	1,031***	1,317***	-0,342***	0,022	81,93	-0,014	1,045***	-0,492***	-0,281***	83,89
L1-L5	-2,723***	-0,564***	0,632***	0,001	36,17	-0,157	0,086	1,262***	0,721***	56,08
L5-L1	0,964*	0,641***	-0,631***	-0,015	39,82	-0,301	-0,087	-1,267***	-0,724***	56,09

Tabela 8.8 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por iliquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel C: ILIQ										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	0,037	0,904***			18,83	-0,125	1,039***			39,57
L2	0,263	1,130***			46,50	-0,122	0,836***			54,87
L3	-0,363	0,881***			39,57	0,221	1,160***			66,71
L4	-0,027	1,156***			45,33	-0,269	1,166***			66,79
L5 (+Líq.)	1,074*	1,134***			55,22	0,281	1,205***			61,12
L1-L5	-1,928**	-0,195			-0,22	-0,635	-0,166			0,37
L5-L1	0,146	0,264			0,42	0,177	0,166			0,36
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,171	0,962***	0,423**	0,205	22,24	0,073	0,994***	0,187*	-0,218*	47,88
L2	-0,033	1,062***	0,074	0,186**	47,51	-0,153	0,818***	-0,192***	-0,005	60,19
L3	-0,598	0,753***	-0,202**	0,096	43,63	0,212	1,104***	-0,388***	-0,082***	80,08
L4	0,064	1,135***	-0,171	-0,087	45,45	-0,180	1,062***	-0,463***	-0,230***	86,23
L5 (+Líq.)	1,277**	1,087***	-0,380***	-0,193*	61,70	0,385	1,088***	-0,506***	-0,260***	81,14
L1-L5	-2,327**	-0,087	0,804***	0,391*	12,28	-0,541	-0,094	0,691***	0,042	32,12
L5-L1	0,568	0,164	-0,803***	-0,404*	13,19	0,083	0,094	-0,695***	-0,044	32,27

Tabela 8.8 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por iliquidez (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel D: PSRE										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	0,156	0,998***			38,55	-0,066	1,071***			50,83
L2	-0,429	0,787***			33,59	-0,057	1,173***			68,25
L3	0,797*	1,036***			46,59	-0,112	1,116***			61,01
L4	0,743*	1,418***			62,15	0,120	1,130***			65,96
L5 (+Líq.)	0,250	0,985***			26,27	-0,026	0,929***			52,3
L1-L5	-0,985	0,048			-0,90	-0,269	0,142			0,32
L5-L1	-0,797	0,021			-0,94	-0,189	-0,142			0,32
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,014	0,934***	-0,049	0,089	38,32	0,086	1,029***	0,091	-0,179*	55,45
L2	-0,681*	0,698***	-0,048	0,136	34,95	0,002	1,085***	-0,432***	-0,183***	84,91
L3	1,003*	0,991***	-0,375***	-0,193*	52,83	-0,005	1,002***	-0,480***	-0,258***	82,30
L4	0,715	1,423***	0,045	0,025	61,49	0,170	1,046***	-0,427***	-0,169***	82,76
L5 (+Líq.)	-0,266	0,860***	0,107	0,320	29,47	-0,064	0,931***	-0,080	0,031	52,89
L1-L5	-0,627	0,112	-0,155	-0,238	-0,75	-0,078	0,097	0,169	-0,212*	8,96
L5-L1	-1,132	-0,035	0,156	0,225	-0,96	-0,379	-0,098	-0,173	0,209*	9,04

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados mensais das carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

Continua a verificar-se que, no primeiro subperíodo, a rendibilidade ajustada ao risco da estratégia L1-L5 é negativa e significativa (excepto com PSRE) e a rendibilidade ajustada ao risco da estratégia L5-L1 é positiva e significativa com ZR. No segundo subperíodo, as duas estratégias produzem rendibilidades ajustadas ao risco não significativas. Quanto à sensibilidade aos factores de risco, as estratégias de custo zero possibilitam a redução ou a eliminação da sensibilidade da rendibilidade ao risco de mercado nos dois subperíodos, pois os respectivos coeficientes beta ou são não significativos ou apresentam valores inferiores aos de uma carteira individual.

Também com as carteiras formadas por iliquidez se verifica que o modelo de três factores apresenta uma maior capacidade explicativa das rendibilidades, sobretudo no segundo subperíodo.

Tendo em conta a análise realizada neste capítulo,[13] podemos constatar que a estratégia de investimento L1-L5 possibilita rendibilidades ajustadas ao risco negativas e estatisticamente significativas, sobretudo no primeiro subperíodo analisado. A inversão da estratégia de investimento, ou seja, L5-L1, proporciona rendibilidades ajustadas ao risco positivas, embora não significativas. Estes resultados podem resultar do período amostral utilizado neste estudo incluir longos períodos de crise no mercado accionista e reduções acentuadas dos preços e das rendibilidades da maioria dos títulos. Com efeito, como se indicou anteriormente, as rendibilidades médias no período 1988-2011 de todas as carteiras de liquidez são negativas. Outra justificação deriva da rendibilidade da carteira de acções menos líquidas (L1) ser menor do que a rendibilidade da carteira de acções mais líquidas (L5), o que é consentâneo com os resultados apresentados por Mello e Escalda (1994). Assim, pode concluir-se que a existência de um desconto de iliquidez em vez de um prémio parece ser uma característica do mercado accionista português ou

[13] À semelhança do efectuado para a análise precedente, procedeu-se ao estudo da relação entre a rendibilidade, o risco e a liquidez com dados semanais de forma a comprovar a robustez dos resultados. Esta análise pode encontrar-se no Anexo 4.

inclusive de mercados desenvolvidos com um pequeno número de acções cotadas, uma vez que também Nguyen e Lo (2013) encontrou resultados semelhantes para o mercado bolsista neozelandês. Todavia, a principal vantagem destas estratégias de investimento é a redução ou eliminação do risco de mercado, pois as carteiras de custo zero apresentam coeficientes de risco de mercado inferiores aos das carteiras de liquidez.

De referir ainda que são sobretudo as carteiras mais líquidas que apresentam um comportamento consentâneo com a teoria financeira e com o obtido noutros mercados. Isto indicia que o mercado accionista português é um mercado que carece de liquidez e, consequentemente, um mercado onde os investidores se defrontam com maiores dificuldades em investir, estando sujeitos a períodos de espera mais longos e/ou a maiores diferenciais de preço. Por esta mesma razão, se verifica a concentração da negociação em torno das acções mais líquidas, ou seja, aquelas para as quais se espera conseguir uma negociação mais rápida. Além disso, como se referiu anteriormente, as acções mais líquidas são também as de maior capitalização bolsista e, geralmente, aquelas que são seguidas por um maior número de analistas estando, por conseguinte, sujeitas a um menor nível de informação assimétrica. Esta concentração e preferência dos investidores bem como a existência de uma maior transparência da informação relativa às acções mais líquidas contribuem igualmente para que a sua rendibilidade seja mais sensível à liquidez sistemática.

9. EXISTE UM PRÉMIO DE LIQUIDEZ NO MERCADO ACCIONISTA PORTUGUÊS?

Como se referiu no capítulo 4, são numerosos os estudos que analisam o papel que a liquidez desempenha na valorização de activos financeiros. Os primeiros estudos consideram a liquidez como uma característica individual dos activos e os mais recentes como um factor de risco.

Além disso, não existe um critério único para introduzir ambos os componentes na valorização de activos. Por conseguinte, são também numerosos os modelos de avaliação de activos ajustados à liquidez que se encontram na literatura financeira. Entre estes modelos, o que mais se destaca é o modelo proposto por Acharya e Pedersen (2005) porque inclui múltiplas dimensões do risco de liquidez. Adicionalmente, este modelo foi testado noutros mercados desenvolvidos, para além do mercado norte-americano, tais como Espanha (Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós, 2006b), Japão (Li *et al.*, 2014) e Finlândia (Butt e Virk, 2014) e a um nível global para um conjunto agregado de países (Lee, 2011).

Neste contexto, o objectivo deste capítulo da Tese é, em primeiro lugar, analisar o modelo de Acharya e Pedersen (2005) para o mercado accionista português e com mais medidas de liquidez para além do rácio de iliquidez de Amihud (2002). Posteriormente, propõe-se uma adaptação deste modelo de forma a considerar de forma separada os efeitos da liquidez enquanto característica específica dos activos e enquanto factor de risco. Por último, também se tem em conta a restante evidência empírica prévia recente que considera a liquidez como um factor de risco adicional aos tradicionais. Desta maneira pretende-se atribuir robustez aos resultados anteriormente obtidos.

9.1. Carteiras de teste

Um procedimento generalizado na literatura empírica consiste em utilizar carteiras de activos formadas com base nas mesmas características que estão

subjacentes à construção dos factores de risco. Por exemplo, o modelo de Fama e French (1993, 1996) é geralmente testado com base em carteiras formadas por ordem crescente do tamanho e do rácio B/M, que são também as características subjacentes à construção dos factores SMB e HML.

Todavia, Lewellen *et al.* (2010) e Ernstberger *et al.* (2011) mostram que a performance empírica dos modelos de avaliação de activos depende das carteiras de teste usadas. Lewellen *et al.* (2010) argumentam ainda que, com rendibilidades que exibam uma estrutura de covariâncias semelhante aos factores de risco, os coeficientes de quaisquer factores de risco alinham-se com as verdadeiras rendibilidades esperadas desde que o factor seja apenas correlacionado com a fonte comum da variação das rendibilidades. Por conseguinte, a utilização de carteiras construídas de forma semelhante ao factor de risco pode gerar elevados coeficientes de determinação de secção cruzada mesmo que o factor não explique a secção cruzada das verdadeiras rendibilidades esperadas. Uma das soluções propostas por estes autores é incluir outras carteiras nos testes, formadas com base noutras características. Com efeito, alguns autores adoptaram esta sugestão: para testarem os modelos CAPM e de Fama e French no mercado bolsista espanhol, por um lado, López *et al.* (2009) consideram 20 carteiras formadas de acordo com a atenção, o tamanho, o beta e o rácio B/M e, por outro lado, Miralles-Marcelo *et al.* (2013) usam 20 carteiras construídas com base na probabilidade de insolvência e no endividamento; também Butt e Virk (2014) recorrem a 25 carteiras formadas com base na proporção de rendibilidades zero, no inverso do preço, no tamanho, no rácio B/M e no *momentum*.

Seguindo esta metodologia, os testes em secção cruzada deste capítulo são realizados com 20 carteiras. Para além das 5 carteiras formadas por liquidez, utilizadas no capítulo anterior, consideram-se também 5 carteiras construídas por ordem crescente de cada uma das seguintes características: risco sistemático (beta), tamanho e rácio B/M.

A metodologia para a formação das carteiras por risco, tamanho e B/M é semelhante à que se utilizou para constituir as carteiras de liquidez. Assim, com base em cada uma das características (beta, capitalização bolsista e rácio B/M) de cada activo, ordenaram-se todos os activos pertencentes à amostra no final de Dezembro do ano *t*-1 (t = 1989, …, 2011) e dividiram-se em cinco grupos com aproximadamente o mesmo número de activos. A composição das carteiras é revista em Dezembro de cada ano e mantém-se fixa para o ano seguinte, incluindo-se apenas as acções que estiveram cotadas de Janeiro a Dezembro do ano *t*.

O beta é calculado com 30 observações mensais prévias, como se indica na expressão (9.1):[14]

$$\beta_{it} = \frac{\operatorname{cov}\left(R_{it-\tau}, R_{Mt-\tau}\right)}{\operatorname{var}\left(R_{Mt-\tau}\right)} \tag{9.1}$$

em que β_{it} é o beta do activo *i* no mês *t*; $R_{it-\tau}$ é a rendibilidade da acção *i* no mês $t-\tau$, com $\tau = 1, 2, \cdots, 30$; $R_{Mt-\tau}$ é a rendibilidade de mercado no mês $t-\tau$; $\operatorname{cov}\left(R_{it-\tau}, R_{Mt-\tau}\right)$ é a covariância entre as 30 observações prévias das rendibilidades mensais do activo *i* e do mercado; e $\operatorname{var}\left(R_{Mt-\tau}\right)$ é a variância das 30 observações prévias da rendibilidade mensal do mercado. Uma vez que os betas são calculados com as 30 observações prévias não é possível determinar esta medida para os primeiros 30 meses da amostra, isto é, para o período de Janeiro de 1988 a Junho de 1990.[15]

[14] Calcular o coeficiente beta desta forma é equivalente a estimar, pelo MMQ, a recta de regressão correspondente ao modelo de mercado tradicional, ou seja, $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$, com as 30 observações mensais prévias.

[15] Optou-se por considerar 30 observações prévias, em vez das 36 observações que se usam tradicionalmente, de forma a não perder demasiada informação e considerando que este cálculo tem como objectivo obter uma variável para ordenação das acções da amostra. Com o recurso às 30 observações prévias obtém-se o beta de Dezembro de 1990 e é possível ordenar as acções e formar

Tem-se então que, quanto às carteiras de liquidez, L1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez) e L5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez); quanto às carteiras formadas pelo beta, B1 corresponde à carteira composta pelas acções de empresas de menor beta e B5 corresponde à carteira composta pelas acções de maior beta; quanto às carteiras formadas por tamanho, T1 corresponde à carteira composta pelas acções de empresas de menor capitalização bolsista e T5 corresponde à carteira composta pelas acções de maior capitalização; e, por último, BM1 corresponde à carteira composta pelas acções de empresas com menor rácio B/M e BM5 corresponde à carteira composta pelas acções com maior rácio B/M.

As características das carteiras de liquidez foram apresentadas no capítulo anterior, na Tabela 8.1, pelo que a Tabela 9.1 contém apenas as características das carteiras formadas por beta (painel A), tamanho (painel B) e rácio B/M (painel C).

Conforme se pode observar no painel A da Tabela 9.1, o número médio de acções incluídas em cada carteira formada pelo beta ao longo do período amostral é de cerca de 21 acções (máximo de 34 acções em 1994 e 1995 e mínimo de 14 em 2010 e 2011). À excepção da carteira B5, constata-se que a rendibilidade e a iliquidez média são decrescentes com o risco sistemático, ao passo que a capitalização bolsista média é crescente com o risco sistemático. Quanto ao rácio B/M médio não se identifica qualquer regularidade, apresentando as carteiras extremas, B1 e B5, os maiores rácios B/M médios: 0,825 e 0,805, respectivamente, enquanto a carteira B3 é que evidencia o menor rácio B/M (0,588).

carteiras a partir de 1991. Se se considerassem 36 observações prévias, seria apenas possível ordenar as acções em Dezembro de 1991 e formar carteiras a partir de 1992, resultando na perda de 12 observações mensais ou de 52 observações semanais.

Tabela 9.1 – Características das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M

Painel A: Carteiras formadas por ordem crescente do risco sistemático (beta)					
Carteira	**B1**	**B2**	**B3**	**B4**	**B5**
Nº médio activos	20	21	21	21	20
Rend. média	-0,209	-0,410	-0,573	-0,654	-0,451
Risco total	4,788	4,444	5,593	5,693	7,509
Beta	0,602	0,779	1,074	1,147	1,394
Cap. bolsista média	6 560,091	15 324,379	18 109,043	19 433,154	12 856,661
Rácio B/M médio	0,825	0,699	0,588	0,618	0,805
Liquidez média					
TRNVR	0,043	0,037	0,083	0,079	0,064
VOL	2,612	10,195	15,707	14,026	10,577
LVOL	10,245	12,025	12,893	13,231	12,409
ROLL	0,084	0,091	0,079	0,072	0,070
ZR	0,694	0,518	0,443	0,405	0,468
ILIQ	15,164	8,481	7,807	11,834	10,518
PSRE	8,245	-3,180	1,169	-3,853	-3,135
Painel B: Carteiras formadas por ordem crescente do tamanho					
Carteira	**T1**	**T2**	**T3**	**T4**	**T5**
Nº médio activos	22	22	21	22	22
Rend. média	-0,670	-0,209	-0,441	-0,496	-0,271
Risco total	7,771	4,813	4,760	5,335	5,599
Beta	1,140	0,723	0,908	1,076	1,089
Cap. bolsista média	47,980	250,736	900,957	3 820,945	68 232,560
Rácio B/M médio	8,634	1,339	1,282	0,890	0,537
Liquidez média					
TRNVR	0,026	0,031	0,047	0,054	0,118
VOL	0,063	0,220	1,820	7,327	41,485
LVOL	8,238	9,981	11,949	13,312	15,766
ROLL	0,050	0,069	0,094	0,102	0,094
ZR	0,801	0,614	0,490	0,398	0,262
ILIQ	57,014	33,268	7,612	3,182	0,997
PSRE	5,865	6,125	0,935	-2,874	0,643

Tabela 9.1 – Características das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M (cont.)

Painel C: Carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M					
Carteira	**BM1**	**BM2**	**BM3**	**BM4**	**BM5**
Nº médio activos	16	15	15	16	16
Rend. média	-0,658	-0,468	-0,163	-0,200	0,545
Risco total	6,213	5,203	5,324	5,559	6,925
Beta	1,129	0,971	0,952	0,987	1,121
Cap. bolsista média	21 533,497	18 765,228	22 952,936	2 549,760	578,779
Rácio B/M médio	0,361	0,607	0,818	1,254	3,459
Liquidez média					
TRNVR	0,163	0,070	0,042	0,040	0,036
VOL	21,375	20,312	12,740	5,854	0,960
LVOL	14,091	14,529	13,193	12,053	10,105
ROLL	0,089	0,092	0,100	0,080	0,064
ZR	0,392	0,371	0,419	0,472	0,608
ILIQ	7,503	2,303	4,861	11,605	23,849
PSRE	0,662	1,024	5,624	-5,015	-4,303

Características médias das carteiras formadas por risco sistemático (painel A), tamanho (painel B) e rácio B//M (painel C) no período 1988-2011.

No painel A constam as carteiras constituídas por ordem crescente do risco sistemático, medido pelo beta: B1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor beta e B5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior beta. No painel B apresentam-se as carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, medido pela capitalização bolsista: T1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor tamanho e T5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior tamanho. No painel C encontram-se as carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M: BM1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor rácio B/M e BM5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior rácio B/M. Todas as carteiras apresentam aproximadamente o mesmo número de activos.

Na tabela apresentam-se a média mensal da rendibilidade, em percentagem, de cada carteira; o risco total, em percentagem, medido pelo desvio-padrão da rendibilidade mensal da carteira; o beta, que avalia o risco sistemático ou não diversificável; a média mensal da capitalização bolsista de cada carteira, em milhões de euros; a média mensal do rácio B/M de cada carteira, calculado como a divisão entre a soma dos valores contabilísticos no final de cada ano dos activos constituintes e a capitalização bolsista da carteira em cada mês desse ano; a média mensal da medida de liquidez/iliquidez de cada carteira: TRNVR é a taxa de turnover; VOL é o volume transaccionado em milhões de euros; LVOL é o logaritmo natural do volume transaccionado em euros; ROLL é a estimativa do spread efectivo de Roll (1984); ZR é a proporção de rendibilidades zero; ILIQ é o rácio de iliquidez de Amihud (2002); PSRE corresponde à medida de Pástor e Stambaugh (2003). Estas características foram determinadas considerando todas as observações mensais disponíveis ao longo do período 1988-2011.

As características das carteiras formadas por tamanho encontram-se no painel B. O número médio de acções incluídas em cada carteira ao longo do período amostral é de cerca de 22 acções. Destaca-se a grande disparidade em termos de dimensão das carteiras: enquanto a capitalização bolsista média da carteira constituída por acções de empresas de menor tamanho é de 47,98 milhões de euros, a capitalização bolsista média da carteira constituída por acções de empresas de maior tamanho eleva-se a 68 232,56 milhões de euros. Como se referiu anteriormente, existe uma relação inversa entre o tamanho e a iliquidez média, isto é, quanto maior o tamanho das carteiras menor é a iliquidez (ou maior é a liquidez). Este facto não surpreende dado existir uma tendência no mercado português para uma maior transacção de acções de grandes empresas e com elevada capitalização bolsista. Verifica-se também uma relação inversa entre o tamanho e o rácio B/M médio, apresentando a carteira T1 um rácio bastante superior às demais (8,634). Relativamente à rendibilidade média e ao risco (total e sistemático) não se identificam relações regulares com o tamanho, sendo no entanto de destacar que a carteira de menor tamanho, T1, é a que exibe menor rendibilidade média (-0,670) e maior risco total e sistemático (7,771 e 1,140, respectivamente).

Por último, como se pode observar no painel C, o número médio de acções incluídas em cada carteira formada pelo rácio B/M ao longo do período amostral é de cerca de 16 acções. Apesar de não existirem relações exactas, verifica-se uma tendência para a rendibilidade média e a iliquidez aumentarem com o rácio B/M e para que o tamanho diminua à medida que o rácio B/M aumenta. Já no que se refere ao risco, total ou sistemático, não parecem existir diferenças significativas entre as cinco carteiras.

Na Tabela 9.2 apresentam-se algumas estatísticas das rendibilidades mensais, das carteiras formadas por ordem crescente do beta (painel A), tamanho (painel B) e rácio B/M (painel C). As estatísticas das rendibilidades mensais das carteiras de liquidez foram apresentadas no capítulo 8, na Tabela 8.3.

Tabela 9.2 – Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel A: Carteiras formadas por ordem crescente do risco sistemático (beta)					
B1	-0,209	4,788	-0,330	7,430	210,661***
B2	-0,410	4,444	0,418	6,188	114,043***
B3	-0,573	5,593	-0,069	4,836	35,608***
B4	-0,654*	5,693	0,082	3,933	9,431***
B5	-0,451	7,509	-0,027	4,746	32,029***
Painel B: Carteiras formadas por ordem crescente do tamanho					
T1	-0,670	7,771	0,778	6,22	147,107***
T2	-0,209	4,813	0,547	5,187	68,774***
T3	-0,441	4,760	0,475	6,311	136,431***
T4	-0,496	5,335	-0,272	4,67	35,465***
T5	-0,271	5,599	-0,376	5,866	100,918***
Painel C: Carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M					
BM1	-0,658*	6,213	0,420	5,394	74,008***
BM2	-0,468	5,203	-0,511	5,836	104,541***
BM3	-0,163	5,324	0,176	5,018	48,270***
BM4	-0,200	5,559	0,059	4,380	22,050***
BM5	0,545	6,925	0,865	4,850	73,752***

Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por ordem crescente do risco sistemático (painel A), tamanho (painel B) e rácio B//M (painel C) no período 1988-2011.

No painel A constam as carteiras consituidas por ordem crescente do risco sistemático, medido pelo beta: B1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor beta e B5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior beta. No painel B apresentam-se as carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, medido pela capitalização bolsista: T1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor tamanho e T5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior tamanho. No painel C encontram-se as carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M: BM1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor rácio B/M e BM5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior rácio B/M. Todas as carteiras apresentam aproximadamente o mesmo número de activos.

*As estatísticas encontram-se expressas em pontos percentuais, à excepção do enviesamento, da curtose e da estatística de normalidade. A normalidade foi testada recorrendo ao teste Jarque-Bera, o qual assume como hipótese nula a normalidade da distribuição. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%.*

Como se pode constatar, as séries das rendibilidades das carteiras seguem distribuições leptocúrticas, rejeitando-se a normalidade da distribuição das rendibilidades. Observa-se ainda que as carteiras apresentam níveis de risco total (medido pelo desvio-padrão da rendibilidade) semelhantes e, de um modo geral, quanto maior o risco sistemático menor a rendibilidade média (painel A); quanto maior o tamanho maior a rendibilidade média (painel B); e quanto maior o rácio B/M maior a rendibilidade média (painel C).

Estas relações entre a rendibilidade e o risco sistemático e o tamanho são contrárias às identificadas na literatura para outros mercados. Teoricamente e de acordo com evidência empírica prévia relativa a outros mercados, quanto maior o risco sistemático ou não diversificável maior a rendibilidade. Esta é, aliás, a premissa sobre a qual assenta a teoria de gestão de carteiras. A relação inversa existente entre o tamanho e a rendibilidade encontra-se igualmente bem documentada: as acções de empresas de reduzida capitalização bolsista tendem a apresentar uma rendibilidade média superior à das acções de empresas de elevada capitalização. Não obstante, para o caso português, Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2003b) também encontram um efeito tamanho de sinal contrário.

Estes fenómenos estão relacionados entre si e também com a liquidez[16]. As acções de menor tamanho são também as menos líquidas, logo transaccionadas de forma menos frequente, e para as quais geralmente existe pouca informação disponível. Por estas razões, são percepcionadas como mais arriscadas e são menos procuradas pelos investidores, dando origem a menores rendibilidades.

[16] No capítulo anterior concluiu-se que as acções mais líquidas exibem uma maior rendibilidade média do que as acções menos líquidas, o que também é contrário quer à teoria económica quer à evidência empírica encontrada para outros mercados internacionais.

9.2. Análise de secção cruzada

Como se referiu, nos capítulos anteriores encontrou-se evidência que indica, por um lado, que a liquidez de mercado e a liquidez das acções portuguesas apresentam movimentos comuns e, por outro lado, que existem diferenças significativas entre as rendibilidades ajustadas ao risco das carteiras de acções mais líquidas e menos líquidas. Estas diferenças de rendibilidade podem ser a compensação por um maior risco de liquidez, esperando-se que as acções com um maior risco de liquidez proporcionem igualmente uma maior rendibilidade.

Para avaliar a forma como a liquidez é valorizada no mercado accionista português realiza-se seguidamente uma análise em secção cruzada, com base nas carteiras de teste descritas anteriormente, e no modelo de Acharya e Pedersen (2005). Este modelo apresenta a particularidade de incorporar múltiplos factores de risco de liquidez, para além do risco de mercado, e, por conseguinte, permite estudar qual dos efeitos é prevalecente no mercado accionista português.

9.2.1. Modelo de Acharya e Pedersen (2005)

O modelo de avaliação de activos ajustado pela liquidez desenvolvido por Acharya e Pedersen (2005) ficou conhecido na literatura como LCAPM. Este modelo considera três efeitos distintos do risco de liquidez e, portanto, providencia um meio para melhor perceber os distintos canais através dos quais a liquidez e o risco de liquidez podem afectar os preços e as rendibilidades dos activos.

Com efeito, no contexto do LCAPM, a rendibilidade esperada de um activo depende da sua iliquidez esperada e do seu beta líquido, que é proporcional à covariância entre a sua rendibilidade líquida dos custos de iliquidez, $\left(r_i - c_i\right)$, e a

rendibilidade líquida da carteira de mercado, $\left(r_M - c_M\right)$, ou seja, a rendibilidade condicional líquida esperada do activo *i* é dada por:

$$E_t\left(r_{i,t+1} - c_{i,t+1}\right) = r_f + \lambda_t \frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1} - c_{i,t+1}, r_{M,t+1} - c_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1} - c_{M,t+1}\right)} \tag{9.2}$$

onde r_{it} é a rendibilidade do activo *i*, c_{it} é o custo relativo de iliquidez, r_{Mt} é a rendibilidade do mercado, c_{Mt} é o custo relativo de iliquidez do mercado e $\lambda_t = E_t\left(r_{M,t+1} - c_{M,t+1} - r_f\right)$ é o prémio de risco. De forma equivalente, a rendibilidade condicional bruta esperada do activo *i* é dada por:

$$\begin{aligned} E_t\left(r_{i,t+1}\right) = r_f + E_t\left(c_{i,t+1}\right) + \lambda_t \frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1}, r_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1} - c_{M,t+1}\right)} + \lambda_t \frac{\mathrm{cov}_t\left(c_{i,t+1}, c_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1} - c_{M,t+1}\right)} \\ - \lambda_t \frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1}, c_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1} - c_{M,t+1}\right)} - \lambda_t \frac{\mathrm{cov}_t\left(c_{i,t+1}, r_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1} - c_{M,t+1}\right)} \end{aligned} \tag{9.3}$$

Tal como no CAPM tradicional, a rendibilidade esperada de um activo aumenta linearmente com o beta de mercado, isto é, com a covariância entre a rendibilidade do activo e a rendibilidade do mercado, $\mathrm{cov}\left(r_i, r_M\right)$. O modelo inclui ainda três efeitos adicionais que representam diferentes formas de risco de liquidez. O primeiro efeito, medido por $\mathrm{cov}\left(c_i, c_M\right)$, traduz os factores comuns entre a liquidez e a liquidez de mercado. Espera-se que a rendibilidade aumente proporcionalmente a este efeito em resultado dos investidores desejarem ser compensados por deterem um activo que se torna ilíquido quando o mercado em geral também se torna ilíquido. O segundo efeito deve-se à covariância entre a rendibilidade e a liquidez de mercado, $\mathrm{cov}\left(r_i, c_M\right)$. Espera-se que o impacto sobre as rendibilidades seja negativo porque os investidores estão dispostos a aceitar uma rendibilidade mais baixa do activo que apresenta uma maior rendibilidade quando o mercado é ilíquido. O terceiro efeito resulta da covariância entre a liquidez e a rendibilidade do mercado, $\mathrm{cov}\left(c_i, r_M\right)$.

Este efeito deriva da vontade dos investidores em aceitar uma menor rendibilidade esperada de um activo que seja líquido quando o mercado está em baixa, pelo que se espera um impacto negativo sobre as rendibilidades.

A literatura empírica prévia mostra que a liquidez varia ao longo do tempo e é persistente. A persistência implica que a liquidez prediz as rendibilidades futuras e co-varia contemporaneamente com a rendibilidade. Assim, tal como Acharya e Pedersen (2005), consideram-se as inovações em vez das séries originais para testar empiricamente este modelo. A utilização de inovações permite ainda controlar os problemas de estacionariedade, dada a elevada persistência da liquidez.

Para determinar as inovações da liquidez das carteiras e de mercado, Acharya e Pedersen (2005) utiliza uma especificação auto-regressiva de ordem 2, AR(2). No entanto, como nesta Tese se consideram distintas medidas de liquidez e iliquidez, impor a mesma especificação a todas as séries parece ser demasiado restritivo. Por esta razão, à semelhança de Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2006b) e Butt e Virk (2014), para o cálculo das inovações estimam-se modelos ARMA(p, q):

$$c_t = \omega + \sum_{j=1}^{p} \phi_j c_{t-j} + \sum_{k=1}^{q} \varphi_j \varepsilon_{t-k} + \varepsilon_t \tag{9.4}$$

onde p é o número de desfasamentos para os termos autoregressivos e q é o número de desfasamentos para os termos de médias móveis O número de desfasamentos é escolhido por um algoritmo que selecciona, em cada caso, o melhor ajustamento de acordo com o critério de informação de Akaike. Esta metodologia é igualmente utilizada para determinar as inovações da rendibilidade agregada de mercado. Assim, as inovações das medidas de liquidez e iliquidez e da rendibilidade agregada de mercado são calculadas como a diferença entre o valor observado e o valor estimado, correspondendo ao resíduo da equação (9.4), ou seja:

$$\tilde{c}_t = c_t - E\left(c_t\right) = \varepsilon_t \tag{9.5}$$

O LCAPM de beta único, expresso pela equação (9.2), e o LCAPM de múltiplos betas, dado pela equação (9.3), são estimados recorrendo às versões não condicionais expressas pelas equações (9.8) e (9.8), respectivamente:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \tilde{c}_{pt} + \lambda \beta_{net,pt} + \mu_{pt} \tag{9.6}$$

onde $\beta_{net,pt}$ representa o beta líquido que é calculado da seguinte forma:

$$\beta_{net,pt} = \frac{\operatorname{cov}\left(r_{pt} - \tilde{c}_{pt}, \tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)}{\operatorname{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.7}$$

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \tilde{c}_{pt} + \lambda_1 \beta_{1pt} + \lambda_2 \beta_{2pt} + \lambda_3 \beta_{3pt} + \lambda_4 \beta_{4pt} + \mu_{pt} \tag{9.8}$$

onde

$$\beta_{1pt} = \frac{\operatorname{cov}\left(r_{pt}, \tilde{r}_{Mt}\right)}{\operatorname{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.9}$$

$$\beta_{2pt} = \frac{\operatorname{cov}\left(\tilde{c}_{pt}, \tilde{c}_{Mt}\right)}{\operatorname{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.10}$$

$$\beta_{3pt} = \frac{\operatorname{cov}\left(r_{pt}, \tilde{c}_{Mt}\right)}{\operatorname{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.11}$$

$$\beta_{4pt} = \frac{\operatorname{cov}\left(\tilde{c}_{pt}, \tilde{r}_{Mt}\right)}{\operatorname{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.12}$$

Os modelos são suportados se α for igual a zero e se, no caso do modelo dado por (9.6), λ for positivo e significativo e, no caso do modelo dado por (9.8), se verificar que $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, $\lambda_3 < 0$ e $\lambda_4 < 0$ quando se utilizam medidas de iliquidez ou se verificar que $\lambda_1 > 0$, $\lambda_2 > 0$, $\lambda_3 > 0$ e $\lambda_4 > 0$ quando se utilizam medidas de liquidez.

Estas duas especificações são testadas em secção cruzada com recurso à metodologia em três passos proposta por Fama e Macbeth (1973). Em primeiro lugar, para cada uma das 20 carteiras *p*, estima-se a série temporal de cada coeficiente beta com base nas 36 observações mensais prévias. Em seguida, com base nos betas estimados no primeiro passo, estimam-se em secção cruzada as equações (9.6) e (9.8). Por fim, obtêm-se as estimativas dos prémios de risco λ_k, calculadas como a média da série temporal dos coeficientes estimados λ_{kt}. Com base nas médias e nas variâncias amostrais, calculam-se igualmente as estatísticas *t* de significância individual destes coeficientes.

Os resultados das estimações destes dois modelos bem como de algumas especificações alternativas com as medidas de liquidez (TRNVR, TRNVRx, VOL, LVOL e LVOLx) encontram-se na Tabela 9.3 e com as medidas de iliquidez (ROLL, ZR, ILIQ e PSRE) encontram-se na Tabela 9.4. Estas tabelas contêm os prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, seguindo a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística *t* e, na última coluna, indica-se o coeficiente de determinação ajustado, obtido como a média mensal dos coeficientes de determinação ajustados das regressões de secção cruzada. A variável dependente é a rendibilidade mensal das 20 carteiras de teste e as variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

Quando se utilizam medidas de liquidez (Tabela 9.3) e a especificação da linha 1, correspondente ao modelo de beta único de Acharya e Pedersen (2005), os resultados mostram que os coeficientes do nível da liquidez são positivos e significativos quando se usam as medidas TRNVR e LVOL. No entanto, nenhum dos coeficientes do beta líquido é significativo, embora apresentem os sinais esperados no caso das medidas relacionadas com o volume de transacção (VOL, LVOL e LVOL*x*). Os coeficientes da constante são negativos e significativos no

caso das medidas VOL, LVOL e LVOL*x* e não significativo para as medidas TRNVR e TRNVR*x*.

As especificações das linhas 2 e 3 consideram em separado o nível de liquidez e o beta líquido, respectivamente, sendo os resultados semelhantes aos encontrados para a especificação 1: com as medidas TRNVR, TRNVR3 e LVOL os coeficientes do nível da liquidez são positivos e significativos e, independentemente da medida de liquidez usada, nenhum dos coeficientes do beta líquido é significativo, embora mantenham o sinal positivo esperado com as medidas LVOL e LVOL*x*.

A especificação da linha 4 considera em simultâneo o nível de liquidez e os múltiplos factores de risco, correspondendo à versão multi-beta do modelo de Acharya e Pedersen (2005). A especificação da linha 5 considera apenas os diferentes betas, de forma a evidenciar o papel desempenhado pelos diferentes betas em simultâneo, e as especificações das linhas 6 a 9 permitem determinar qual dos betas é mais relevante em explicar a secção cruzada das rendibilidades. Mais uma vez, obtêm-se coeficientes do nível da liquidez positivos e significativos quando se usam as medidas TRNVR e LVOL, obtendo-se também um coeficiente do nível de liquidez significativo e negativo com TRNVR12. Os coeficientes dos betas são maioritariamente não significativos, sendo apenas significativas as estimativas obtidas para os coeficientes de β_4 com a especificação da linha 4 e a medida VOL, para o coeficiente de β_2 com as especificações das linhas 4 e 5 e a medida LVOL12 e para o coeficiente de β_4 com a especificação da linha 9 e a medida LVOL12. Exceptuando-se esta última estimativa, as restantes apresentam os sinais positivos esperados. Além disso, verifica-se ainda que o risco de mercado (β_1) e o risco de liquidez de mercado (β_3) são aqueles que mais contribuem para explicar a variação das rendibilidades das carteiras, pois quando se consideram isoladamente estas fontes de risco obtêm-se os maiores coeficientes de determinação.

Tabela 9.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR															
1	-0,622	(-1,64)	8,070**	(2,29)	-0,078	(-0,21)									0,113
2	-0,947***	(-3,73)	7,028**	(2,15)											0,024
3	-0,642	(-1,68)			-0,013	(-0,04)									0,093
4	-0,390	(-1,03)	10,876***	(2,91)			-0,087	(-0,21)	-6577,453	(-0,27)	-121,719	(-0,84)	16,844	(0,26)	0,199
5	-0,329	(-0,89)					-0,145	(-0,35)	-2385,205	(-0,10)	-139,868	(-0,99)	1,574	(0,03)	0,190
6	-0,830**	(-2,17)					0,119	(0,33)							0,092
7	-0,624**	(-2,48)							-1358,994	(-0,05)					0,059
8	-0,491	(-1,71)									-165,026	(-1,14)			0,064
9	-0,659**	(-2,50)											-63,442	(-1,02)	0,034
Painel B: TRNVR3															
1	-0,393	(-1,06)	9,065	(1,39)	-0,230	(-0,64)									0,091
2	-0,859***	(-3,36)	15,136**	(2,36)											0,002
3	-0,546	(-1,47)			-0,104	(-0,29)									0,088
4	-0,379	(-0,86)	9,932	(1,26)			-0,249	(-0,61)	-4,48E+04	(-0,78)	144,009	(0,44)	-3,832	(-0,03)	0,136
5	-0,472	(-1,09)					-0,207	(-0,52)	-4,48E+04	(-0,79)	195,708	(0,61)	23,281	(0,17)	0,140
6	-0,748*	(-2,03)					0,033	(0,09)							0,087
7	-0,590**	(-2,35)							-2,27E+04	(-0,35)					0,020
8	-0,810**	(-2,82)									182,442	(0,55)			0,066
9	-0,648**	(-2,47)											-104,623	(-1,05)	0,007

Tabela 9.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR12															
1	-0,504	(-1,35)	-8,605	(-0,97)	-0,106	(-0,27)									0,099
2	-0,845***	(-3,27)	-3,005	(-0,35)											-0,001
3	-0,548	(-1,50)			-0,084	(-0,22)									0,100
4	-0,647	(-1,60)	-24,908*	(-2,06)			-0,002	(0,00)	-2,51E+05	(-0,85)	877,819	(1,21)	165,772	(0,96)	0,182
5	-0,713*	(-1,79)					0,072	(0,16)	-1,01E+05	(-0,36)	626,791	(0,88)	90,620	(0,61)	0,173
6	-0,756**	(-2,12)					0,121	(0,34)							0,095
7	-0,621**	(-2,45)							-2,69E+05	(-0,7)					0,015
8	-0,723**	(-2,62)									303,044	(0,45)			0,065
9	-0,620**	(-2,35)											-7,635	(-0,05)	0,021
Painel D: VOL															
1	-0,717**	(-2,68)	0,000	(0,76)	0,049	(0,32)									0,097
2	-0,934***	(-3,70)	0,000	(1,27)											0,029
3	-0,675**	(-2,52)			-0,003	(-0,03)									0,092
4	-0,677*	(-1,83)	0,000	(1,14)			3,01E+10	(0,09)	-0,523	(-1,19)	-1594,686	(0,00)	5,74E+05*	(1,94)	0,236
5	-0,767**	(-2,11)					1,20E+11	(0,35)	-0,306	(-1,29)	-1,71E+05	(-0,34)	4,07E+05	(1,70)	0,236
6	-1,202***	(-3,16)					2,08E+11	(0,72)							0,108
7	-0,678**	(-2,53)							-0,002	(-0,02)					0,092
8	-0,669**	(-2,24)									-2,18E+05	(-0,50)			0,087
9	-0,757**	(-2,80)											1,79E+05	(0,85)	0,052

Tabela 9.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel E: LVOL															
1	-0,942**	(-2,58)	0,915***	(4,64)	0,223	(0,62)									0,150
2	-0,976***	(-3,89)	0,747***	(4,06)											0,038
3	-0,839**	(-2,28)			0,215	(0,61)									0,115
4	-0,857*	(-1,91)	0,932***	(4,46)			0,072	(0,21)	-28,681	(-0,44)	11,487	(1,45)	-1,351	(-0,41)	0,255
5	-0,708	(-1,62)					0,144	(0,42)	-49,194	(-0,88)	8,892	(1,07)	-2,037	(-0,61)	0,227
6	-1,094**	(-2,81)					0,374	(1,04)							0,116
7	-0,693**	(-2,19)							-26,801	(-0,52)					0,025
8	-0,850**	(-2,51)									10,518	(1,35)			0,108
9	-0,715**	(-2,51)											0,808	(0,21)	0,041
Painel F: LVOL3															
1	-0,713*	(-2,00)	-0,026	(-0,08)	0,052	(0,15)									0,138
2	-0,894***	(-3,41)	-0,042	(-0,15)											0,030
3	-0,768**	(-2,14)			0,111	(0,32)									0,103
4	-0,697	(-1,66)	-0,138	(-0,42)			-0,134	(-0,33)	-9,992	(-0,08)	-2,343	(-0,17)	-2,530	(-0,44)	0,225
5	-0,625	(-1,50)					-0,136	(-0,35)	-17,976	(-0,16)	-5,701	(-0,42)	-0,281	(-0,05)	0,199
6	-1,031**	(-2,72)					0,326	(0,92)							0,107
7	-0,756**	(-2,37)							-41,006	(-0,38)					0,036
8	-0,723**	(-2,64)									-1,817	(-0,14)			0,064
9	-0,605**	(-2,28)											-2,231	(-0,43)	0,022

Tabela 9.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel G: LVOL12															
1	-0,688*	(-1,75)	0,367	(0,46)	0,068	(0,16)									0,142
2	-0,892***	(-3,38)	0,662	(0,92)											0,031
3	-0,757*	(-1,98)			0,097	(0,24)									0,113
4	-0,029	(-0,06)	0,608	(0,78)			-0,931	(-1,65)	1010,681*	(2,07)	20,693	(0,65)	0,510	(0,07)	0,212
5	-0,406	(-0,91)					-0,478	(-0,98)	841,132*	(1,77)	-8,640	(-0,28)	-1,702	(-0,21)	0,201
6	-0,888**	(-2,48)					0,232	(0,66)							0,105
7	-0,821***	(-2,88)							563,577	(1,36)					0,033
8	-0,658**	(-2,51)									-34,321	(-1,32)			0,095
9	-0,672**	(-2,52)											-15,411*	(-1,81)	0,033

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem crescente da medida de liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Quando se utilizam medidas de iliquidez (Tabela 9.4) e a especificação da linha 1, obtêm-se coeficientes para o nível de iliquidez negativos e significativos apenas para a medida ZR. Tal como para as medidas de liquidez, nenhum dos coeficientes do beta líquido é significativo, embora apresentem os sinais positivos esperados com as medidas de ROLL e ZR. Os coeficientes da constante são negativos e significativos com todas as medidas de iliquidez.

Os resultados das especificações das linhas 2 e 3, que consideram em separado o nível de liquidez e o beta líquido, respectivamente, revelam coeficientes para o nível da iliquidez negativos e significativos para as medidas de ROLL e ZR. Tal como para a especificação da linha 1, independentemente da medida de iliquidez usada, nenhum dos coeficientes do beta líquido é significativo, embora mantenham o sinal positivo esperado com as medidas ROLL e ZR.

Para a especificação da linha 4, correspondente à versão multi-beta do modelo de Acharya e Pedersen (2005), também se obtém um coeficiente para a iliquidez negativo e significativo com a medida ZR e obtém-se uma estimativa positiva e significativa para o coeficiente de β_1 com a medida PSRE. Aliás, as únicas estimativas significativas para os coeficientes dos betas correspondem às obtidas para o coeficiente de β_1 com a medida PSRE e as especificações das linhas 4, 5 e 6. Não obstante a sua não significância estatística, algumas das estimativas dos prémios de risco, obtidas para as especificações das linhas 4 a 9, apresentam os sinais esperados: é o caso das que são obtidas para os coeficientes de β_1 (>0) com todas as medidas de iliquidez, β_2 (>0) com a medida ROLL, β_3 (<0) com as medidas ZR e ILIQ e β_4 (<0) com as medidas ROLL, ZR e PSRE. Tal como com as medidas de liquidez, com as medidas ROLL e ZR verifica-se que o risco de mercado (β_1) e o risco de liquidez de mercado (β_3) são aqueles que mais contribuem para explicar a

Tabela 9.4 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com iliquidez

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: ROLL															
1	-0,767*	(-1,97)	-3,602	(-1,24)	0,108	(0,28)									0,119
2	-0,862***	(-3,18)	-5,419*	(-2,06)											0,025
3	-0,769*	(-2,01)			0,108	(0,28)									0,090
4	-1,094**	(-2,43)	-4,607	(-1,42)			0,225	(0,51)	2903,965	(0,27)	167,761	(1,18)	-47,888	(-1,01)	0,194
5	-1,035**	(-2,39)					0,170	(0,40)	1933,152	(0,19)	170,035	(1,19)	-63,164	(-1,38)	0,172
6	-0,926**	(-2,38)					0,209	(0,55)							0,088
7	-0,632*	(-1,94)							686,944	(0,07)					0,032
8	-0,867***	(-3,06)									145,691	(1,22)			0,065
9	-0,724**	(-2,49)											-48,150	(-1,07)	0,018
Painel B: ZR															
1	-0,768**	(-2,13)	-6,813***	(-4,07)	0,033	(0,09)									0,143
2	-1,005***	(-4,10)	-7,228***	(-4,31)											0,038
3	-0,864**	(-2,29)			0,230	(0,60)									0,114
4	-0,648	(-1,50)	-5,980***	(-3,38)			0,034	(0,08)	-920,929	(-0,30)	-47,964	(-0,59)	-42,071	(-1,32)	0,238
5	-0,647	(-1,46)					-0,048	(-0,12)	349,696	(0,11)	-43,935	(-0,59)	-33,805	(-1,06)	0,214
6	-1,012**	(-2,67)					0,331	(0,86)							0,114
7	-0,593	(-1,70)							-374,322	(-0,11)					0,072
8	-0,948***	(-3,19)									-47,689	(-0,67)			0,088
9	-0,732**	(-2,73)											-43,434	(-1,28)	0,035

Tabela 9.4 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com iliquidez (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: ILIQ															
1	-0,577*	(-1,86)	-0,009	(-0,80)	-0,139	(-0,98)									0,127
2	-0,916***	(-3,4)	-0,009	(-0,86)											0,070
3	-0,644*	(-2,08)			-0,054	(-0,44)									0,087
4	-0,539	(-1,62)	-0,014	(-1,11)			0,329	(0,34)	-0,129	(-0,57)	-0,468	(-0,29)	0,706	(1,13)	0,302
5	-0,601*	(-1,76)					0,557	(0,57)	0,066	(0,32)	-0,034	(-0,02)	0,392	(0,75)	0,262
6	-0,876**	(-2,6)					1,028	(1,22)							0,089
7	-0,684**	(-2,31)							-0,028	(-0,16)					0,115
8	-0,906***	(-3,05)									-1,476	(-0,99)			0,074
9	-0,662**	(-2,34)											0,464	(1,22)	0,033
Painel D: PSRE															
1	-0,633**	(-2,11)	-0,002	(-0,87)	-0,050	(-0,56)									0,114
2	-0,835***	(-3,07)	-0,001	(-0,75)											0,038
3	-0,622**	(-2,10)			-0,035	(-0,49)									0,082
4	-0,709*	(-1,89)	-0,003	(-1,11)			66,322**	(2,27)	-0,140	(-0,94)	1,377	(0,36)	-0,656	(-0,24)	0,227
5	-0,719*	(-1,94)					65,642**	(2,43)	-0,096	(-0,85)	2,947	(0,83)	0,040	(0,02)	0,207
6	-0,930**	(-2,70)					48,934**	(2,10)							0,088
7	-0,626**	(-2,12)							-0,033	(-0,46)					0,084
8	-0,805***	(-2,92)									-1,907	(-0,60)			0,056
9	-0,630**	(-2,23)											-1,754	(-1,17)	0,034

*Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem decrescente da medida de iliquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

variação das rendibilidades das carteiras. Com as medidas ILIQ e PSRE constata-se que são o risco de mercado (β_1) e o risco de co-movimentos da liquidez (β_2) que assumem maior relevância na explicação da variação das rendibilidades das carteiras.

Em suma, quando se utilizam as medidas de liquidez TRNVR e LVOL e a medida de iliquidez ZR verifica-se que o coeficiente do nível de liquidez ou iliquidez é significativo em todas as especificações alternativas do modelo. A significância do coeficiente do nível de liquidez ou iliquidez mostra que as rendibilidades das carteiras estão ligadas aos seus níveis de liquidez ou iliquidez e, portanto, que a liquidez/iliquidez individual é valorizada. Constata-se ainda que este coeficiente é positivo quando se considera a liquidez e negativo quando se considera a iliquidez. Estes resultados sugerem que as carteiras de acções mais líquidas tendem a apresentar rendibilidades mais elevadas do que as carteiras de acções menos líquidas, corroborando os obtidos por Mello e Escalda (1994).

No geral, a evidência encontrada não suporta o LCAPM de Acharya e Pedersen (2005) para o mercado bolsista português. Este facto pode dever-se à inter-relação entre os diferentes efeitos da liquidez sobre as rendibilidades incorporados no modelo. Aliás, esta inter-relação não permite efectuar concluir em definitivo que a liquidez/iliquidez é valorizada como uma característica individual das acções no mercado português, como sugerido pelos resultados.

Como indicado anteriormente, o modelo de Acharya e Pedersen (2005) inclui múltiplos efeitos do risco de liquidez que se inter-relacionam entre si, tais como os que derivam da existência de factores comuns entre a liquidez individual e a liquidez de mercado, da relação entre a rendibilidade dos activos e a liquidez do mercado e da relação entre a liquidez individual e a rendibilidade do mercado. Mas, na realidade, os efeitos mais importantes da liquidez/iliquidez na avaliação de activos financeiros são dois. De acordo com o primeiro efeito, a iliquidez individual é uma característica dos activos que reduz as rendibilidades, actuando como uma fricção de mercado. De

acordo com o segundo, a iliquidez é uma fonte de risco sistemático e é importante medir os movimentos comuns entre a rendibilidade dos activos e a iliquidez do mercado. Por esta razão, em seguida, testam-se em separado os dois efeitos.

9.2.2. CAPM ajustado de liquidez

No seguimento dos resultados obtidos para o modelo de Acharya e Pedersen (2005) e de forma a perceber qual dos dois efeitos da liquidez (fricção ou fonte de risco) prevalece no mercado português, propõe-se a alteração do modelo de Acharya e Pedersen (2005). Seguindo a metodologia de Miralles-Marcelo e Miralles-Quirós (2006b), o modelo definido pela equação (9.13) corresponde a um CAPM adicionado da iliquidez como fricção de mercado enquanto o modelo da equação (9.14) corresponde a um CAPM adicionado da iliquidez como fonte de risco sistemático:

$$E_t\left(r_{i,t+1}-c_{i,t+1}\right)=r_f+\lambda_t\frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1}-c_{i,t+1},r_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1}\right)} \tag{9.13}$$

$$E_t\left(r_{i,t+1}\right)=r_f+\lambda_t\frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1},r_{M,t+1}-c_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1}-c_{M,t+1}\right)} \tag{9.14}$$

O modelo da equação (9.14) pode ainda escrever-se como um modelo que incorpora dois factores de risco, o primeiro corresponde ao risco de mercado e o segundo ao risco de iliquidez:

$$E_t\left(r_{i,t+1}\right)=r_f+\lambda_t\frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1},r_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1}-c_{M,t+1}\right)}-\lambda_t\frac{\mathrm{cov}_t\left(r_{i,t+1},c_{M,t+1}\right)}{\mathrm{var}_t\left(r_{M,t+1}-c_{M,t+1}\right)} \tag{9.15}$$

As especificações das versões não condicionais destes dois modelos que são testadas em seguida encontram-se nas equações (9.16) e (9.18):

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \kappa \tilde{c}_{pt} + \lambda \beta_{pt} + \mu_{pt} \tag{9.16}$$

onde

$$\beta_{pt} = \frac{\text{cov}\left(r_{pt} - \tilde{c}_{pt}, \tilde{r}_{Mt}\right)}{\text{var}\left(\tilde{r}_{Mt}\right)} \tag{9.17}$$

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha + \lambda_1 \beta_{1pt} + \lambda_2 \beta_{2pt} + \mu_{pt} \tag{9.18}$$

onde

$$\beta_{1pt} = \frac{\text{cov}\left(r_{pt}, \tilde{r}_{Mt}\right)}{\text{var}\left(\tilde{r}_{Mt}\right)} \tag{9.19}$$

$$\beta_{2pt} = \frac{\text{cov}\left(r_{pt}, \tilde{c}_{Mt}\right)}{\text{var}\left(\tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.20}$$

$$\lambda_1 = \lambda \frac{\text{var}\left(r_{Mt}\right)}{\text{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.21}$$

$$\lambda_2 = \lambda \frac{\text{var}\left(\tilde{c}_{Mt}\right)}{\text{var}\left(\tilde{r}_{Mt} - \tilde{c}_{Mt}\right)} \tag{9.22}$$

Tal como anteriormente, os modelos são suportados se α for igual a zero e se, no caso do modelo (9.16), λ for positivo e significativo e, no caso do modelo (9.18), se verificar que $\lambda_1 > 0$ e $\lambda_2 < 0$ quando se utilizam medidas de iliquidez ou se verificar que $\lambda_1 > 0$ e $\lambda_2 > 0$ quando se utilizam medidas de liquidez.

Estas duas especificações são testadas em secção cruzada com recurso à metodologia em três passos proposta por Fama e Macbeth (1973), apresentando-se os resultados obtidos com as medidas de liquidez na Tabela 9.5 e com as medidas de iliquidez na Tabela 9.6. Estas tabelas contêm os prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística *t* e, na última coluna, indica-se o

coeficiente de determinação ajustado, obtido como a média mensal dos coeficientes de determinação ajustados das regressões de secção cruzada. A variável dependente é a rendibilidade mensal das 20 carteiras de teste e as variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

Da análise da Tabela 9.5 e relativamente ao modelo CAPM adicionado da liquidez como fricção, verifica-se que as estimativas para o coeficiente da liquidez são positivas e estatisticamente significativas com as medidas TRNVR e LVOL e não significativas com as restantes medidas de liquidez. No entanto, nenhuma das estimativas para o prémio de risco apresenta significância estatística, embora apresentem o sinal positivo esperado com as medidas VOL, LVOL e LVOL*x*. Adicionalmente, os coeficientes da constante são negativos e significativos com estas medidas de liquidez, sendo negativos e não significativos com TRNVR e TRNVR*x*.

Por outro lado, quando o modelo incorpora a liquidez como uma fonte de risco sistemático, apenas se obtém um prémio de risco de liquidez positivo e significativo com a medida LVOL (0,074%), sendo os prémios de risco obtidos com as restantes medidas de liquidez não significativos. Além disso, verifica-se ainda que os coeficientes da constante são significativos para todas as medidas de liquidez com excepção de TRNVR.

Quando se consideram as medidas de iliquidez (Tabela 9.6) e o modelo ajustado da iliquidez como fricção, constata-se que apenas com a medida ZR se obtém um coeficiente da liquidez individual negativo e significativo (-6,819%). Também os prémios de risco são todos não significativos, apesar de exibirem o sinal positivo esperado com as medidas ROLL, ZR e PSRE. Os coeficientes da constante são negativos e significativos, com excepção do obtido com ILIQ. No caso do modelo acrescido do risco de iliquidez obtêm-se coeficientes da constante negativos e significativos com todas as medidas consideradas mas nenhum dos prémios de risco apresenta significância estatística. Não obstante, com as medidas ZR, ILIQ e PSRE, apresentam os sinais esperados.

Tabela 9.5 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR											
CAPM+Liquidez	-0,621	(-1,63)	8,065**	(2,29)	-0,080	(-0,22)					0,113
CAPM+Risco de Liquidez	-0,503	(-1,41)					-0,004	(-0,01)	0,001	(0,26)	0,146
Painel B: TRNVR3											
CAPM+Liquidez	-0,395	(-1,07)	9,054	(1,39)	-0,226	(-0,63)					0,091
CAPM+Risco de Liquidez	-0,687*	(-1,74)					-0,244	(-0,65)	0,003	(0,70)	0,126
Painel C: TRNVR12											
CAPM+Liquidez	-0,504	(-1,35)	-8,600	(-0,97)	-0,106	(-0,27)					0,099
CAPM+Risco de Liquidez	-0,853**	(-2,30)					0,214	(0,53)	0,000	(0,12)	0,158
Painel D: VOL											
CAPM+Liquidez	-0,782***	(-2,91)	0,000	(1,45)	0,000	(-1,24)					0,068
CAPM+Risco de Liquidez	-1,022**	(-2,72)					0,490	(1,20)	-1,90E+05	(-0,37)	0,184
Painel E: LVOL											
CAPM+Liquidez	-0,960**	(-2,61)	0,911***	(4,63)	0,238	(0,65)					0,151
CAPM+Risco de Liquidez	-1,076**	(-2,63)					0,241	(0,69)	0,074*	(1,73)	0,189
Painel F: LVOL3											
CAPM+Liquidez	-0,725*	(-2,04)	-0,017	(-0,05)	0,064	(0,19)					0,139
CAPM+Risco de Liquidez	-0,936**	(-2,47)					0,091	(0,24)	0,035	(1,17)	0,152
Painel G: LVOL12											
CAPM+Liquidez	-0,697*	(-1,77)	0,359	(0,45)	0,077	(0,18)					0,143
CAPM+Risco de Liquidez	-0,662*	(-1,90)					0,061	(0,18)	-0,021	(-1,47)	0,163

*Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem crescente da medida de liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

Tabela 9.6 – Prémios de risco do CAPM ajustado de iliquidez

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: ROLL											
CAPM+Iliquidez	-0,768*	(-1,97)	-3,605	(-1,24)	0,108	(0,28)					0,119
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,071**	(-2,75)					0,219	(0,52)	0,002	(0,85)	0,141
Painel B: ZR											
CAPM+Iliquidez	-0,769**	(-2,13)	-6,819***	(-4,07)	0,033	(0,09)					0,143
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,943**	(-2,48)					0,038	(0,09)	-0,004	(-0,63)	0,169
Painel C: ILIQ											
CAPM+Iliquidez	-0,472	(-1,47)	-0,004	(-0,40)	-0,206	(-1,25)					0,126
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,882**	(-2,53)					0,068	(0,20)	-0,189	(-0,25)	0,147
Painel D: PSRE											
CAPM+Iliquidez	-0,652**	(-2,22)	-0,002	(-0,88)	0,034	(1,06)					0,076
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,949**	(-2,75)					0,219	(0,64)	-1,370	(-0,41)	0,136

*Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem decrescente da medida de iliquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

Em síntese, mesmo depois de se terem isolado os efeitos mais importantes e eliminado as inter-relações que apresentava o modelo de Acharya e Pedersen (2005), volta a encontrar-se evidência de que a liquidez/iliquidez individual é valorizada. Além disso, à semelhança do obtido para o modelo de Acharya e Pedersen (2005), os resultados indicam que a (i)liquidez é uma característica (in)desejável dos activos e, portanto, as carteiras de acções mais líquidas tendem a apresentar rendibilidades mais elevadas do que as carteiras de acções menos líquidas, o que é consistente com a evidência empírica prévia reportada para o mercado português (Mello e Escalda, 1994).

9.2.3. Modelos tradicionais

Com a ideia de analisar se os resultados anteriores se devem à própria especificação dos modelos propostos ou mesmo às transformações realizadas nas variáveis (utilizaram-se as inovações da liquidez/iliquidez em vez das medidas originais), também se considera oportuno estudar outras formas de introduzir a liquidez/iliquidez na valorização de activos.

Assim, para efeitos comparativos e como teste de robustez, testam-se igualmente as versões tradicionais do CAPM e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996), bem como versões destes modelos acrescidas de um factor de risco de liquidez, cujas especificações constam das equações (9.23) a (9.26):

$$r_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{Mt}\beta_{pt}^{M} + \mu_{pt} \tag{9.23}$$

$$r_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{Mt}\beta_{pt}^{M} + \gamma_{SMBt}\beta_{pt}^{SMB} + \gamma_{HMLt}\beta_{pt}^{HML} + \upsilon_{pt} \tag{9.24}$$

$$r_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{Mt}\beta_{pt}^{M} + \gamma_{Lt}\beta_{pt}^{L} + u_{pt} \tag{9.25}$$

$$r_{pt} = \gamma_{0t} + \gamma_{Mt}\beta_{pt}^{M} + \gamma_{SMBt}\beta_{pt}^{SMB} + \gamma_{HMLt}\beta_{pt}^{HML} + \gamma_{Lt}\beta_{pt}^{L} + \nu_{pt} \tag{9.26}$$

onde r_{pt} é a rendibilidade em excesso da carteira *p* no período *t*, r_{Mt} é a rendibilidade em excesso da carteira de mercado no período *t*, SMB_t corresponde ao factor de risco associado à dimensão ou ao tamanho, HML_t corresponde ao factor de risco relacionado com o rácio B/M, L_{Mt} é a liquidez/iliquidez agregada do mercado, μ_{pt} υ_{pt}, u_{pt} e ν_{pt} são termos de erro estocásticos.

Os factores SMB_t e HML_t foram calculados com base na metodologia proposta por Fama e French (1993) tal como se descreveu anteriormente no capítulo 8. A liquidez/iliquidez agregada do mercado corresponde à média equiponderada de cada medida de liquidez/iliquidez para todas as acções da amostra.

Os resultados das estimações em três passos de Fama e Macbeth (1973) destes modelos com as 20 carteiras de teste e as medidas de liquidez encontram-se na Tabela 9.7, apresentando-se na Tabela 9.8 os resultados obtidos com as medidas de iliquidez. Estes resultados foram obtidos com dados mensais e considerando os níveis das séries da liquidez ou iliquidez e da rendibilidade de mercado, tal como se utiliza na literatura empírica.

Como se pode observar na Tabela 9.7, os resultados não diferem substancialmente com a *proxy* de liquidez. Os prémios de risco de mercado são positivos e maioritariamente não significativos, obtendo-se apenas prémios de risco positivos e significativos com os modelos CAPM e o volume de transacção (VOL). Também os prémios de risco associados ao factor tamanho são não significativos e negativos. Já os prémios de risco associados ao factor B/M são todos positivos e significativos, excepto com VOL. Os prémios de risco de liquidez são na sua maioria positivos, embora nenhum apresente significância estatística. Adicionalmente, observa-se que os coeficientes constantes são significativos o que indicia a fragilidade dos modelos considerados em explicar a secção cruzada das rendibilidades.

Tabela 9.7 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel A: TRNVR						
CAPM	-1,141***	0,316				0,092
	(-3,02)	(0,84)				
FF	-0,873**	0,047	-0,227	0,905**		0,222
	(-2,36)	(0,12)	(-0,54)	(2,15)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,158***	0,331			0,001	0,135
	(-2,86)	(0,80)			(0,15)	
FF+Risco de Liquidez	-0,959**	0,139	-0,258	0,848*	0,000	0,253
	(-2,22)	(0,31)	(-0,61)	(2,04)	(0,00)	
Painel B: TRNVR3						
CAPM	-1,134***	0,306				0,096
	(-2,94)	(0,79)				
FF	-0,903**	0,086	-0,314	0,858*		0,234
	(-2,31)	(0,21)	(-0,73)	(2,00)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,096**	0,272			0,003	0,147
	(-2,82)	(0,69)			(0,53)	
FF+Risco de Liquidez	-0,791*	-0,022	-0,378	0,821*	0,002	0,253
	(-2,02)	(-0,05)	(-0,86)	(1,88)	(0,39)	
Painel C: TRNVR12						
CAPM	-1,249***	0,422				0,094
	(-3,49)	(1,17)				
FF	-1,047***	0,222	-0,244	0,989**		0,235
	(-2,94)	(0,59)	(-0,56)	(2,31)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,146***	0,323			0,003	0,142
	(-3,34)	(0,89)			(1,06)	
FF+Risco de Liquidez	-0,976**	0,159	-0,366	1,139**	0,001	0,251
	(-2,73)	(0,41)	(-0,78)	(2,46)	(0,20)	
Painel D: VOL						
CAPM	-1,514***	0,681*				0,109
	(-3,91)	(1,82)				
FF	-1,188***	0,363	-0,069	0,718		0,269
	(-3,27)	(0,98)	(-0,16)	(1,67)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,488***	0,659*			5,10E+04	0,155
	(-3,94)	(1,80)			(0,08)	
FF+Risco de Liquidez	-1,127***	0,294	-0,152	0,635	-4,67E+05	0,297
	(-3,09)	(0,81)	(-0,34)	(1,45)	(-0,84)	

Tabela 9.7 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez (cont.)

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	R^2 ajust.
Painel E: LVOL						
CAPM	-1,335***	0,503				0,112
	(-3,44)	(1,32)				
FF	-1,000**	0,159	-0,112	0,805*		0,275
	(-2,70)	(0,41)	(-0,27)	(1,93)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,251***	0,419			0,073	0,175
	(-3,36)	(1,12)			(1,05)	
FF+Risco de Liquidez	-0,890**	0,044	-0,039	0,564	-0,014	0,305
	(-2,27)	(0,11)	(-0,09)	(1,37)	(-0,22)	
Painel F: LVOL3						
CAPM	-1,413***	0,572				0,114
	(-3,66)	(1,52)				
FF	-1,126***	0,275	-0,035	0,770*		0,266
	(-3,06)	(0,73)	(-0,08)	(1,965)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,369***	0,533			0,052	0,183
	(-3,69)	(1,41)			(0,77)	
FF+Risco de Liquidez	-1,102***	0,250	-0,137	0,768*	0,007	0,291
	(-2,87)	(0,63)	(-0,30)	(1,81)	(0,10)	
Painel G: LVOL12						
CAPM	-1,340***	0,502				0,113
	(-3,55)	(1,34)				
FF	-1,028***	0,193	-0,194	0,788*		0,272
	(-2,95)	(0,52)	(-0,46)	(1,95)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,334***	0,495			-0,019	0,167
	(-3,89)	(1,35)			(-0,31)	
FF+Risco de Liquidez	-1,164***	0,327	-0,346	0,929**	-0,067	0,287
	(-3,28)	(0,87)	(-0,78)	(2,21)	(-1,48)	

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem crescente da medida de liquidez k. As variáveis explicativas são os betas de diferentes factores estimados com dados dos 36 meses prévios. Os factores de risco considerados são a rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco, os factores SMB e HML de Fama e French (1993, 1996) e a liquidez agregada do mercado, determinada como a média equiponderada da medida de liquidez k.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Quando se usam medidas de iliquidez (Tabela 9.8) os resultados são semelhantes aos obtidos anteriormente. Independentemente da medida de iliquidez, verifica-se que os prémios de risco de mercado são positivos e não significativos e que os prémios de risco associados ao factor tamanho são também não significativos mas negativos. Os prémios de risco associados ao factor B/M são todos positivos e significativos, excepto os obtidos para o modelo de Fama e French (1993, 1996) com ILIQ. Os prémios de risco de liquidez são na sua maioria positivos, e apenas o que se obtém com ZR para o modelo de Fama e French (1993, 1996) acrescido de risco de iliquidez apresenta significância estatística. Não obstante, os coeficientes constantes são significativos.

Tabela 9.8 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com iliquidez

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel A: ROLL						
CAPM	-1,193***	0,380				0,089
	(-3,19)	(1,01)				
FF	-1,036**	0,213	-0,173	0,889**		0,204
	(-2,78)	(0,54)	(-0,42)	(2,22)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,178***	0,365			0,004	0,136
	(-3,31)	(1,00)			(1,63)	
FF+Risco de Iliquidez	-1,056**	0,222	-0,281	0,898**	0,002	0,219
	(-2,77)	(0,57)	(-0,66)	(2,20)	(0,88)	
Painel B: ZR						
CAPM	-1,210***	0,386				0,122
	(-3,19)	(1,00)				
FF	-0,958**	0,127	-0,194	0,918**		0,277
	(-2,76)	(0,33)	(-0,45)	(2,147)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,213***	0,377			0,003	0,168
	(-3,32)	(0,99)			(0,42)	
FF+Risco de Iliquidez	-0,894**	0,058	-0,208	0,805*	0,012*	0,300
	(-2,58)	(0,15)	(-0,49)	(1,94)	(1,94)	

Tabela 9.8 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com iliquidez (cont.)

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel C: ILIQ						
CAPM	-1,242***	0,408				0,091
	(-3,48)	(1,18)				
FF	-1,068***	0,247	-0,119	0,620		0,238
	(-3,00)	(0,67)	(-0,27)	(1,48)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,268***	0,469			0,150	0,169
	(-3,42)	(1,18)			(0,25)	
FF+Risco de Iliquidez	-1,132***	0,333	-0,195	0,752*	-0,381	0,264
	(-2,99)	(0,85)	(-0,45)	(1,76)	(-0,68)	
Painel D: PSRE						
CAPM	-1,162***	0,341				0,084
	(-3,45)	(1,05)				
FF	-0,871**	0,056	-0,282	0,799*		0,218
	(-2,65)	(0,17)	(-0,67)	(1,99)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,243***	0,429			-3,299	0,129
	(-3,50)	(1,26)			(-0,95)	
FF+Risco de Iliquidez	-0,831**	0,033	-0,292	0,822*	-0,397	0,235
	(-2,47)	(0,10)	(-0,70)	(2,03)	(-0,12)	

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem decrescente da medida de iliquidez k. As variáveis explicativas são os betas de diferentes factores estimados com dados dos 36 meses prévios. Os factores de risco considerados são a rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco, os factores SMB e HML de Fama e French (1993, 1996) e a iliquidez agregada do mercado, determinada como a média equiponderada da medida de iliquidez k.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

O sinal negativo dos prémios de risco do factor tamanho indicia que as carteiras de maior capitalização bolsista auferem uma rendibilidade superior à das carteiras de menor capitalização. Também o sinal maioritariamente positivo dos prémios de risco de iliquidez obtido é contrário ao esperado pois deveria ser negativo de forma a traduzir uma menor rendibilidade para os activos que proporcionam menor risco de liquidez, ou seja, para aqueles que tendem a apresentar maiores rendibilidades quando o mercado é mais ilíquido.

Não obstante, atendendo aos coeficientes de determinação ajustados, verifica-se que a liquidez agregada como um factor de risco adicional tem algum poder explicativo das rendibilidades, pois o coeficiente de determinação ajustado aumenta quando se adiciona a liquidez aos modelos. Além disso, o modelo de Fama e French possibilita um ajustamento superior ao CAPM, pois enquanto o CAPM apresenta uma capacidade explicativa entre 9% (sem liquidez/iliquidez) e 18% (com risco de liquidez/iliquidez) o modelo de Fama e French (1993, 1996) permite explicar entre 20% (sem liquidez/iliquidez) e 31% (com risco de liquidez/iliquidez) das variações das rendibilidades das carteiras.

A evidência encontrada com os modelos tradicionais é semelhante à obtida anteriormente com os restantes modelos testados, ou seja, as carteiras de acções mais líquidas tendem a apresentar uma maior rendibilidade do que as carteiras de acções mais ilíquidas apesar do risco de liquidez/iliquidez não ser valorizado. Assim, comprova-se que os resultados obtidos não se devem nem à especificação dos modelos nem à transformação das variáveis. Estes resultados são igualmente consistentes com a evidência empírica prévia encontrada para o mercado português (Mello e Escalda, 1994) mas também com a evidência encontrada para o mercado neozelandês, que também é um mercado desenvolvido de pequena dimensão como o português (Nguyen e Lo, 2013).

De uma forma geral, os resultados obtidos comprovam que no mercado português e no período em análise não existe uma compensação por assumir risco sistemático, quer de mercado quer de liquidez. Todavia, o período estudado é longo e os modelos testados assumem a estabilidade da relação entre as variáveis, o que pode ser uma hipótese demasiado restritiva e condicionar os resultados. Assim, em seguida, procede-se a uma análise de secção cruzada por subperíodos.

9.3. Análise de secção cruzada por subperíodos

Os modelos de avaliação de activos financeiros analisados anteriormente pressupõem que os prémios de risco sistemático são iguais para todos os activos e que são constantes em todo o período amostral. No entanto, o risco pode variar ao longo do tempo e, consequentemente, influenciar os resultados apresentados. Com efeito, no capítulo 6, concluiu-se que o mercado de capitais português apresentava diferenças em termos da sua liquidez enquanto mercado emergente e, posteriormente, como mercado desenvolvido. Assim, é importante investigar se também os prémios de risco apresentam diferenças significativas em cada um destes subperíodos.

Seguidamente apresentam-se e comentam-se os resultados dos modelos examinados nesta análise para cada um dos dois subperíodos considerados: o período de mercado emergente (de Janeiro de 1988 até Novembro de 1997) e o de mercado desenvolvido (de Dezembro de 1997 até Dezembro de 2011).

9.3.1. Modelo de Acharya e Pedersen (2005)

Os resultados das estimações das duas versões do modelo de Acharya e Pedersen (2005) para cada subperíodo, obtidos com recurso à metodologia de Fama e Macbeth (1973), encontram-se na Tabela 9.9 e na Tabela 9.10.

Relativamente ao primeiro subperíodo (Tabela 9.9), quando se utiliza a medida de liquidez LVOL (painel E) e a medida de iliquidez ZR (painel I) verifica-se que, à semelhança do obtido para todo o período amostral, o coeficiente do nível de liquidez ou iliquidez é significativo em todas as especificações alternativas do modelo. Quando se usa a medida de liquidez TRNVR (Painel A), o coeficiente do nível de liquidez só apresenta significância estatística ao nível de 10% no caso do

modelo com a especificação da linha 1, ou seja, o modelo de beta líquido. Adicionalmente, obtém-se um coeficiente de liquidez positivo e significativo ao nível de 1% na especificação da linha 2, isto é, quando se inclui apenas a liquidez individual das carteiras como variável independente. Com as medidas de iliquidez ROLL (painel H) e ILIQ (painel J) obtêm-se igualmente coeficientes da iliquidez individual significativos, sendo todos negativos. Com a medida de ROLL, o coeficiente de iliquidez individual é significativo para os modelos especificados nas linhas 1 e 2 e com ILIQ a significância do coeficiente de iliquidez ocorre para o modelo multi-beta, especificado na linha 4. De destacar ainda que com a medida de liquidez LVOL12 (painel G) e para o modelo multi-beta (linha 4) obtém-se um prémio de risco positivo e significativo para o risco de liquidez de mercado (β_3) e com as medidas de iliquidez ZR e ILIQ obtêm-se também prémios de risco negativos e significativos ao nível de 10% para o risco de liquidez de mercado (β_3), quando se considera isoladamente este factor de risco como variável explicativa da rendibilidade das carteiras (linha 8).

Os resultados obtidos para o segundo subperíodo (Tabela 9.10) são semelhantes aos obtidos para o primeiro subperíodo em termos da significância do coeficiente do nível de liquidez ou iliquidez. Mais uma vez, os coeficientes de liquidez são significativos e positivos em todas as especificações alternativas quando se utiliza a medida de liquidez LVOL (painel E). Neste subperíodo, regista-se também uma situação semelhante com a medida VOL (painel D), embora os valores dos coeficientes sejam muito reduzidos. Com as medidas de liquidez TRNVR (painel A) e TRNVR3 (painel B) e com a medida de iliquidez ZR (painel I) observam-se também algumas estimativas para os coeficientes de liquidez/iliquidez individual significativas, sendo positivas com as medidas de liquidez e negativas com ZR.

Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR															
1	-1,235	(-1,71)	6,313*	(2,08)	0,473	(0,63)									0,068
2	-1,352***	(-3,58)	7,125***	(3,92)											0,020
3	-1,171	(-1,57)			0,424	(0,56)									0,054
4	-1,574*	(-1,98)	6,810	(1,61)			0,716	(0,88)	4362,725	(1,62)	-20,330	(-0,20)	38,013	(0,77)	0,155
5	-1,326*	(-1,74)					0,461	(0,59)	444,938	(0,23)	-16,757	(-0,17)	47,346	(1,21)	0,158
6	-1,795**	(-2,47)					0,859	(1,24)							0,051
7	-0,916**	(-2,44)							1500,409	(1,21)					0,048
8	-1,179***	(-2,89)									51,496	(0,67)			0,025
9	-0,938**	(-2,43)											31,071	(1,33)	0,05
Painel B: TRNVR3															
1	-0,694	(-0,97)	-0,494	(-0,12)	-0,067	(-0,09)									0,023
2	-1,354***	(-3,63)	3,278	(1,42)											-0,004
3	-0,702	(-0,99)			-0,074	(-0,10)									0,021
4	-0,296	(-0,31)	7,238	(1,11)			-0,371	(-0,44)	1463,497	(0,41)	67,764	(0,69)	-51,999	(-0,51)	0,05
5	-0,226	(-0,24)					-0,372	(-0,43)	-1909,113	(-0,77)	71,491	(0,79)	88,696	(0,96)	0,056
6	-1,372*	(-2,02)					0,388	(0,57)							0,023
7	-0,827*	(-2,08)							2421,203	(0,96)					-0,003
8	-1,047**	(-2,58)									20,142	(0,35)			0,044
9	-0,809**	(-2,11)											4,163	(0,06)	-0,006

Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR12															
1	-0,555	(-0,71)	-1,398	(-0,17)	-0,079	(-0,08)									0,040
2	-1,252***	(-3,29)	4,930	(0,97)											-0,005
3	-0,393	(-0,53)			-0,233	(-0,25)									0,052
4	-0,695	(-0,84)	-3,195	(-0,19)			-0,134	(-0,13)	10144,886	(0,67)	-53,975	(-0,46)	-2,172	(-0,01)	0,044
5	-0,638	(-0,78)					-0,100	(-0,10)	9425,130	(0,97)	-3,371	(-0,03)	-32,338	(-0,42)	0,017
6	-1,143	(-1,68)					0,509	(0,66)							0,033
7	-0,743*	(-1,89)							4615,687	(0,45)					-0,012
8	-0,753*	(-1,87)									14,523	(0,13)			0,016
9	-0,748*	(-1,90)											-23,168	(-0,35)	-0,010
Painel D: VOL															
1	-0,982**	(-2,44)	0,000	(0,36)	0,468	(1,3)									0,034
2	-1,379***	(-3,60)	0,000	(0,70)											0,000
3	-0,915**	(-2,27)			0,149	(0,48)									0,030
4	-1,231	(-1,63)	0,000	(0,98)			7,50E+10	(0,96)	-1,148	(-0,79)	89049,884	(0,49)	1,54E+05	(1,06)	0,132
5	-1,604**	(-2,21)					8,54E+10	(1,17)	-0,727	(-1,04)	15407,580	(0,09)	82191,583	(0,85)	0,140
6	-2,235***	(-3,14)					6,96E+10	(1,44)							0,047
7	-0,922**	(-2,29)							0,154	(0,50)					0,028
8	-1,237***	(-2,96)									1,21E+05	(0,89)			0,111
9	-0,965**	(-2,43)											42928,958	(0,55)	0,021

Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel E: LVOL															
1	-1,522**	(-2,35)	1,318***	(4,10)	0,749	(1,12)									0,068
2	-1,395***	(-3,7)	0,867***	(3,76)											0,015
3	-1,360**	(-2,13)			0,739	(1,11)									0,040
4	-0,423	(-0,47)	1,051***	(3,44)			0,248	(0,34)	-202,687	(-1,42)	3,324	(0,28)	2,438	(0,37)	0,191
5	-0,570	(-0,65)					0,403	(0,56)	-182,892	(-1,47)	3,978	(0,35)	3,196	(0,48)	0,183
6	-2,105**	(-2,76)					1,123	(1,57)							0,056
7	-0,292	(-0,66)							-128,934	(-1,46)					-0,009
8	-1,659***	(-3,13)									14,286	(1,38)			0,089
9	-0,779*	(-2,03)											-0,035	(-0,01)	0,038
Painel F: LVOL3															
1	-0,574	(-0,86)	0,719	(1,24)	-0,171	(-0,26)									0,072
2	-1,332***	(-3,56)	0,061	(0,18)											0,008
3	-0,715	(-1,14)			-0,047	(-0,08)									0,033
4	-1,016	(-1,28)	0,760	(1,14)			-0,173	(-0,2)	55,83	(0,3)	1,149	(0,06)	12,738	(1,08)	0,134
5	-1,034	(-1,43)					-0,022	(-0,03)	-0,11	(0)	-3,836	(-0,2)	9,489	(0,76)	0,082
6	-1,702**	(-2,31)					0,759	(1,11)							0,046
7	-0,986**	(-2,31)							-31,251	(-0,23)					0,015
8	-1,138**	(-2,73)									13,927	(0,97)			0,033
9	-0,790*	(-2)											4,408	(0,4)	0,015

Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel G: LVOL12															
1	-0,569	(-0,72)	-0,144	(-0,12)	-0,135	(-0,13)									0,085
2	-1,356***	(-3,58)	0,274	(0,42)											0,007
3	-0,610	(-0,79)			-0,133	(-0,13)									0,079
4	1,665	(1,38)	-0,048	(-0,04)			-2,902	(-1,72)	-357,96	(-0,41)	205,645**	(2,59)	-17,060	(-1,65)	0,027
5	0,601	(0,56)					-1,697	(-1,22)	-84,206	(-0,10)	135,158	(1,69)	-18,599	(-1,53)	0,082
6	-1,112*	(-1,9)					0,375	(0,55)							0,047
7	-0,716	(-1,49)							-352,804	(-0,59)					0,012
8	-0,827**	(-2,13)									-15,045	(-0,36)			0,038
9	-0,810*	(-1,97)											-4,336	(-0,54)	-0,010
Painel H: ROLL															
1	-1,224	(-1,69)	-14,144***	(-3,05)	0,435	(0,54)									0,071
2	-1,302***	(-3,05)	-12,209***	(-4,37)											0,011
3	-1,230*	(-1,82)			0,463	(0,6)									0,049
4	-1,541*	(-1,74)	-7,971	(-1,7)			0,807	(0,92)	10709,841	(0,55)	288,609	(1,32)	-14,142	(-0,19)	0,176
5	-1,528*	(-1,78)					0,717	(0,86)	8209,012	(0,42)	357,582	(1,62)	7,159	(0,10)	0,166
6	-1,724**	(-2,44)					0,775	(1,04)							0,047
7	-0,716	(-1,54)							-5292,266	(-0,34)					0,065
8	-1,053**	(-2,34)									232,676	(1,37)			0,041
9	-0,744	(-1,73)											-56,763	(-0,84)	0,037

Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel I: ZR															
1	-1,121*	(-1,86)	-11,825***	(-4,12)	0,295	(0,41)									0,114
2	-1,440***	(-4,29)	-10,61***	(-4,31)											0,044
3	-1,548**	(-2,46)			0,831	(1,01)									0,076
4	-1,264*	(-1,97)	-12,237***	(-3,92)			0,311	(0,44)	2441,437	(0,48)	-103,989	(-1,27)	-18,404	(-0,35)	0,180
5	-1,483**	(-2,25)					0,195	(0,26)	3309,475	(0,61)	-94,457	(-1,27)	-4,154	(-0,08)	0,154
6	-2,005***	(-3,13)					1,142	(1,44)							0,076
7	-1,355***	(-3,09)							5667,672	(1,1)					0,125
8	-1,610***	(-3,62)									-141,65*	(-2,04)			0,076
9	-0,927**	(-2,22)											-23,339	(-0,44)	0,049
Painel J: ILIQ															
1	-0,556	(-1,11)	-0,024	(-1,55)	-0,170	(-0,56)									0,089
2	-1,296***	(-3,18)	-0,016	(-0,95)											0,047
3	-0,578	(-1,14)			-0,187	(-0,78)									0,068
4	-0,482	(-0,82)	-0,045**	(-2,24)			-0,101	(-0,05)	-0,309	(-0,59)	-3,073	(-1,00)	1,960	(1,18)	0,200
5	-0,856	(-1,38)					1,046	(0,45)	0,094	(0,20)	-2,781	(-0,92)	1,135	(0,85)	0,169
6	-1,630***	(-2,92)					3,120*	(1,90)							0,026
7	-0,690	(-1,47)							-0,080	(-0,19)					0,077
8	-1,241**	(-2,81)									-4,310*	(-1,90)			0,041
9	-0,751	(-1,68)											0,953	(1,18)	0,014

Tabela 9.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel K: PSRE															
1	-0,501	(-1,06)	-0,002	(-0,74)	-0,220	(-0,94)									0,049
2	-1,156**	(-2,81)	0,000	(-0,07)											0,008
3	-0,493	(-1,04)			-0,169	(-1,09)									0,040
4	-1,648***	(-2,98)	-0,002	(-0,83)			240,596**	(2,42)	-0,459	(-1,07)	1,512	(0,15)	-2,925	(-0,31)	0,096
5	-1,723***	(-3,28)					229,573**	(2,50)	-0,285	(-1,14)	8,502	(1,01)	-0,510	(-0,07)	0,071
6	-1,833***	(-3,63)					158,614**	(2,13)							0,020
7	-0,508	(-1,08)							-0,164	(-1,09)					0,038
8	-0,900*	(-2,07)									-4,315	(-0,58)			0,004
9	-0,668	(-1,53)											-5,051	(-1,02)	0,010

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Janeiro de 1988 e Novembro de 1997. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR															
1	-0,383	(-0,86)	8,756*	(1,84)	-0,293	(-0,71)									0,130
2	-0,703**	(-2,10)	6,968	(1,36)											0,027
3	-0,436	(-0,98)			-0,184	(-0,43)									0,108
4	0,073	(0,17)	12,464**	(2,54)			-0,400	(-0,82)	-10849,949	(-0,32)	-161,315	(-0,82)	8,577	(0,10)	0,216
5	0,060	(0,15)					-0,381	(-0,78)	-3490,467	(-0,11)	-187,947	(-0,97)	-16,301	(-0,20)	0,203
6	-0,425	(-0,95)					-0,192	(-0,45)							0,108
7	-0,509	(-1,61)							-2475,683	(-0,07)					0,063
8	-0,202	(-0,55)									-255,991	(-1,26)			0,081
9	-0,55	(-1,65)											-100,353	(-1,17)	0,028
Painel B: TRNVR3															
1	-0,277	(-0,64)	12,741	(1,44)	-0,292	(-0,70)									0,117
2	-0,563	(-1,66)	22,223**	(2,20)											0,005
3	-0,487	(-1,11)			-0,116	(-0,28)									0,113
4	-0,411	(-0,85)	10,968	(1,04)			-0,202	(-0,44)	-62556,593	(-0,79)	173,334	(0,39)	14,694	(0,07)	0,170
5	-0,567	(-1,2)					-0,143	(-0,32)	-61259,199	(-0,78)	243,483	(0,55)	-1,878	(-0,01)	0,172
6	-0,486	(-1,11)					-0,116	(-0,28)							0,114
7	-0,499	(-1,60)							-32370,425	(-0,36)					0,029
8	-0,710*	(-1,92)									250,627	(0,54)			0,076
9	-0,586*	(-1,77)											-146,464	(-1,08)	0,012

Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR12															
1	-0,484	(-1,15)	-11,376	(-0,96)	-0,117	(-0,29)									0,122
2	-0,601*	(-1,76)	-7,748	(-0,57)											0,001
3	-0,608	(-1,45)			-0,027	(-0,07)									0,119
4	-0,629	(-1,36)	-33,260**	(-2,17)			0,049	(0,10)	-350963,509	(-0,86)	1236,202	(1,23)	230,366	(1,00)	0,234
5	-0,741	(-1,64)					0,138	(0,28)	-143258,356	(-0,37)	869,161	(0,89)	137,912	(0,68)	0,233
6	-0,607	(-1,45)					-0,028	(-0,07)							0,119
7	-0,574*	(-1,81)							-374530,88	(-0,71)					0,025
8	-0,711*	(-2,04)									414,013	(0,45)			0,084
9	-0,571	(-1,72)											-1,661	(-0,01)	0,033
Painel D: VOL															
1	-0,612*	(-1,81)	0,000*	(2,05)	-0,118	(-0,75)									0,122
2	-0,664*	(-2,00)	0,000*	(2,00)											0,047
3	-0,580	(-1,72)			-0,064	(-0,48)									0,117
4	-0,457	(-1,09)	0,000***	(2,96)			1,23E+10	(0,03)	-0,276	(-1,33)	-3,75E+04	(-0,05)	7,40E+05*	(1,81)	0,278
5	-0,435	(-1,05)					1,34E+11	(0,28)	-0,139	(-0,77)	-2,45E+05	(-0,35)	5,36E+05	(1,61)	0,274
6	-0,768	(-1,72)					2,66E+11	(0,65)							0,134
7	-0,580	(-1,72)							-0,064	(-0,48)					0,117
8	-0,431	(-1,12)									-3,60E+05	(-0,59)			0,077
9	-0,674*	(-1,96)											2,33E+05	(0,8)	0,064

Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel E: LVOL															
1	-0,718	(-1,64)	0,761***	(3,14)	0,020	(0,05)									0,182
2	-0,726**	(-2,20)	0,675**	(2,60)											0,052
3	-0,639	(-1,43)			0,013	(0,03)									0,144
4	-1,024*	(-1,97)	0,887***	(3,35)			0,005	(0,01)	38,245	(0,54)	14,627	(1,47)	-2,809	(-0,75)	0,280
5	-0,761	(-1,51)					0,045	(0,12)	2,229	(0,04)	10,781	(1,02)	-4,050	(-1,06)	0,245
6	-0,670	(-1,50)					0,059	(0,14)							0,141
7	-0,848**	(-2,10)							12,481	(0,20)					0,038
8	-0,510	(-1,20)									8,935	(0,88)			0,116
9	-0,690*	(-1,89)											1,133	(0,24)	0,042
Painel F: LVOL3															
1	-0,767*	(-1,82)	-0,313	(-0,85)	0,137	(0,34)									0,164
2	-0,632*	(-1,79)	-0,103	(-0,26)											0,042
3	-0,789*	(-1,81)			0,172	(0,42)									0,130
4	-0,574	(-1,16)	-0,483	(-1,31)			-0,120	(-0,27)	-35,308	(-0,24)	-3,687	(-0,22)	-8,402	(-1,30)	0,261
5	-0,468	(-0,92)					-0,180	(-0,40)	-24,847	(-0,18)	-6,419	(-0,37)	-4,038	(-0,64)	0,243
6	-0,749	(-1,71)					0,145	(0,35)							0,132
7	-0,668	(-1,63)							-44,758	(-0,32)					0,044
8	-0,548	(-1,58)									-8,432	(-0,50)			0,077
9	-0,534	(-1,60)											-4,784	(-0,82)	0,024

Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel G: LVOL12															
1	-0,735	(-1,62)	0,566	(0,56)	0,148	(0,34)									0,165
2	-0,612	(-1,73)	0,895	(0,83)											0,046
3	-0,815*	(-1,85)			0,187	(0,46)									0,126
4	-0,691	(-1,47)	0,865	(0,90)			-0,162	(-0,39)	1545,180**	(2,64)	-51,536	(-1,72)	7,372	(0,74)	0,284
5	-0,799*	(-1,76)					-0,001	(0,00)	1202,507**	(2,11)	-64,798**	(-2,21)	4,897	(0,47)	0,248
6	-0,800*	(-1,81)					0,177	(0,43)							0,127
7	-0,862**	(-2,47)							921,454*	(1,76)					0,041
8	-0,591*	(-1,79)									-41,848	(-1,29)			0,118
9	-0,618*	(-1,85)											-19,736	(-1,73)	0,049
Painel H: ROLL															
1	-0,589	(-1,27)	0,515	(0,14)	-0,020	(-0,04)									0,137
2	-0,597	(-1,71)	-1,321	(-0,34)											0,034
3	-0,589	(-1,28)			-0,030	(-0,07)									0,106
4	-0,919*	(-1,77)	-3,293	(-0,80)			-0,003	(-0,01)	-144,483	(-0,01)	120,565	(0,68)	-61,068	(-1,03)	0,200
5	-0,843	(-1,68)					-0,043	(-0,09)	-517,775	(-0,04)	96,792	(0,54)	-90,627	(-1,59)	0,175
6	-0,590	(-1,28)					-0,028	(-0,06)							0,106
7	-0,599	(-1,44)							3022,021	(0,25)					0,019
8	-0,790**	(-2,22)									109,147	(0,71)			0,075
9	-0,716*	(-1,94)											-44,787	(-0,79)	0,011

Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel I: ZR															
1	-0,631	(-1,43)	-4,856**	(-2,40)	-0,070	(-0,17)									0,154
2	-0,743**	(-2,22)	-5,187**	(-2,33)											0,035
3	-0,598	(-1,29)			-0,005	(-0,01)									0,129
4	-0,407	(-0,75)	-3,536	(-1,68)			-0,074	(-0,15)	-2234,043	(-0,6)	-26,084	(-0,24)	-51,314	(-1,31)	0,261
5	-0,321	(-0,57)					-0,143	(-0,29)	-806,194	(-0,21)	-24,204	(-0,24)	-45,385	(-1,16)	0,238
6	-0,595	(-1,29)					-0,009	(-0,02)							0,129
7	-0,296	(-0,65)							-2733,917	(-0,64)					0,051
8	-0,670*	(-1,78)									-8,214	(-0,09)			0,093
9	-0,656*	(-1,96)											-51,281	(-1,21)	0,029
Painel J: ILIQ															
1	-0,586	(-1,52)	-0,003	(-0,22)	-0,126	(-0,81)									0,142
2	-0,683*	(-1,93)	-0,004	(-0,34)											0,085
3	-0,671*	(-1,75)			-0,001	(-0,01)									0,094
4	-0,563	(-1,39)	-0,002	(-0,10)			0,503	(0,48)	-0,056	(-0,24)	0,580	(0,31)	0,201	(0,36)	0,343
5	-0,498	(-1,22)					0,361	(0,36)	0,055	(0,26)	1,071	(0,55)	0,093	(0,19)	0,300
6	-0,558	(-1,34)					0,149	(0,15)							0,116
7	-0,681*	(-1,84)							-0,007	(-0,04)					0,131
8	-0,766*	(-2,02)									-0,285	(-0,15)			0,088
9	-0,627*	(-1,78)											0,267	(0,63)	0,041

Tabela 9.10 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel K: PSRE															
1	-0,684*	(-1,83)	-0,002	(-0,70)	0,016	(0,19)									0,140
2	-0,642*	(-1,79)	-0,002	(-0,76)											0,056
3	-0,671*	(-1,82)			0,017	(0,22)									0,098
4	-0,348	(-0,74)	-0,003	(-0,88)			-0,706	(-0,08)	-0,017	(-0,14)	1,325	(0,36)	0,217	(0,23)	0,277
5	-0,332	(-0,71)					2,591	(0,31)	-0,024	(-0,19)	0,811	(0,22)	0,251	(0,27)	0,259
6	-0,551	(-1,26)					2,856	(0,34)							0,117
7	-0,672*	(-1,83)							0,017	(0,20)					0,101
8	-0,766**	(-2,20)									-0,895	(-0,27)			0,078
9	-0,615*	(-1,75)											-0,485	(-0,60)	0,043

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Dezembro de 1997 e Dezembro de 2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Relativamente aos prémios de risco, com a medida de liquidez LVOL12 (painel G) e para os modelos das linhas 4, 5 e 7 obtêm-se prémios de risco positivos e significativo para o risco de associado aos factores comuns na liquidez (β_2), sendo negativo e significativo o prémio de risco de liquidez de mercado (β_3) obtido para o modelo da linha 5.

Comparativamente, a evidência encontrada para as várias especificações do modelo de Acharya e Pedersen (2005) em cada subperíodo não difere substancialmente da reportada para todo o período amostral. Apesar do LCAPM de Acharya e Pedersen (2005) não ser suportado pelos dados do mercado de capitais português, existe evidência de que a liquidez/iliquidez individual é valorizada. Adicionalmente, atendendo a que as estimativas dos coeficientes da liquidez, medida por TRNVR e LVOL, são significativas e positivas e que as estimativas dos coeficientes da iliquidez, medida por ZR, são significativas e negativas, conclui-se que as carteiras de acções mais líquidas tendem a apresentar rendibilidades mais elevadas do que as carteiras de acções menos líquidas.

Em conclusão, os resultados não são influenciados pela evolução do mercado e pelo esforço que se fez para passar a ser um mercado desenvolvido incluído na plataforma europeia Euronext. Tal como nos anos anteriores, a relação rendibilidade-liquidez continua a ser indicativa de que a (i)liquidez é uma característica (in)desejável dos activos, sendo compensada(penalizada) por uma maior(menor) rendibilidade.

9.3.2. CAPM ajustado de liquidez

A Tabela 9.11 e a Tabela 9.12 exibem os resultados para cada subperíodo das estimações das duas versões do CAPM ajustado pela liquidez, expressas pelas

equações (9.16) e (9.18). Como se pode constatar, os resultados obtidos para cada subperíodo não apresentam diferenças significativas.

Com efeito, para a especificação do CAPM adicionado da liquidez/iliquidez como fricção, verifica-se que as estimativas obtidas para o coeficiente da liquidez/iliquidez são estatisticamente significativas com as medidas TRNVR, LVOL, ROLL e ZR no primeiro subperíodo e com as medidas TRNVR, VOL, LVOL e ZR no segundo subperíodo. À semelhança do obtido para o modelo de Acharya e Pedersen, estas estimativas são positivas com as medidas de liquidez e negativas com as medidas de iliquidez, comprovando que as carteiras de acções mais líquidas são mais rentáveis. No entanto, nenhum dos coeficientes do prémio de risco é significativo e os coeficientes de determinação são muito baixos. Quando o modelo inclui a liquidez/iliquidez como uma fonte de risco sistemático, obtêm-se coeficientes de determinação mais elevados mas todos os prémios de risco são não significativos.

No geral, não obstante o fraco desempenho destes modelos, mantém-se a conclusão anterior de que a liquidez/iliquidez individual constitui uma fricção do mercado português e de que os activos mais líquidos são recompensados enquanto os mais ilíquidos são penalizados em termos de rendibilidade.

Tabela 9.11 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR											
CAPM+Liquidez	-1,240	(-1,71)	6,302*	(2,08)	0,480	(0,64)					0,068
CAPM+Risco de Liquidez	-1,748**	(-2,47)					0,695	(1,03)	0,010	(0,96)	0,078
Painel B: TRNVR3											
CAPM+Liquidez	-0,702	(-0,98)	-0,500	(-0,12)	-0,056	(-0,08)					0,023
CAPM+Risco de Liquidez	-1,211	(-1,63)					0,186	(0,27)	-0,001	(-0,09)	0,075
Painel C: TRNVR12											
CAPM+Liquidez	-0,556	(-0,71)	-1,388	(-0,17)	-0,077	(-0,08)					0,040
CAPM+Risco de Liquidez	-1,252	(-1,71)					0,647	(0,78)	0,003	(0,44)	0,035
Painel D: VOL											
CAPM+Liquidez	-0,937**	(-2,35)	0,000	(0,75)	0,000	(-1,02)					0,022
CAPM+Risco de Liquidez	-2,162***	(-2,99)					1,168	(1,58)	25729,045	(0,16)	0,150
Painel E: LVOL											
CAPM+Liquidez	-1,542**	(-2,30)	1,310***	(4,11)	0,778	(1,09)					0,075
CAPM+Risco de Liquidez	-2,170**	(-2,68)					0,854	(1,23)	0,051	(0,81)	0,118
Painel F: LVOL3											
CAPM+Liquidez	-0,600	(-0,90)	0,737	(1,27)	-0,145	(-0,22)					0,075
CAPM+Risco de Liquidez	-1,659**	(-2,22)					0,545	(0,76)	0,033	(0,99)	0,069
Painel G: LVOL12											
CAPM+Liquidez	-0,583	(-0,74)	-0,142	(-0,12)	-0,119	(-0,12)					0,085
CAPM+Risco de Liquidez	-0,907	(-1,53)					0,179	(0,26)	-0,012	(-0,58)	0,072

Tabela 9.11 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997

(cont.)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel H: ROLL											
CAPM+Iliquidez	-1,225	(-1,70)	-14,144***	(-3,05)	0,437	(0,54)					0,071
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,913**	(-2,68)					1,001	(1,28)	0,001	(0,44)	0,078
Painel I: ZR											
CAPM+Iliquidez	-1,119*	(-1,86)	-11,863***	(-4,13)	0,291	(0,40)					0,114
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,911***	(-2,98)					0,354	(0,46)	-0,013	(-1,64)	0,103
Painel J: ILIQ											
CAPM+Iliquidez	-0,363	(-0,60)	-0,023	(-1,46)	-0,484	(-1,58)					0,054
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,596***	(-3,09)					0,555	(1,00)	-1,654	(-1,21)	0,062
Painel K: PSRE											
CAPM+Iliquidez	-0,678	(-1,51)	-0,002	(-1,06)	0,065*	(2,05)					0,025
CAPM+Risco de Iliquidez	-1,890***	(-3,81)					1,101**	(2,44)	-3,400	(-0,44)	0,031

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Janeiro de 1988 e Novembro de 1997. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela 9.12 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR											
CAPM+Liquidez	-0,380	(-0,85)	8,754*	(1,84)	-0,298	(-0,72)					0,130
CAPM+Risco de Liquidez	0,020	(0,05)					-0,297	(-0,59)	-0,003	(-0,72)	0,174
Painel B: TRNVR3											
CAPM+Liquidez	-0,278	(-0,64)	12,728	(1,44)	-0,292	(-0,7)					0,117
CAPM+Risco de Liquidez	-0,467	(-1,00)					-0,425	(-0,95)	0,004	(1,59)	0,148
Painel C: TRNVR12											
CAPM+Liquidez	-0,484	(-1,16)	-11,374	(-0,96)	-0,117	(-0,29)					0,122
CAPM+Risco de Liquidez	-0,699	(-1,63)					0,047	(0,10)	-0,001	(-0,41)	0,205
Painel D: VOL											
CAPM+Liquidez	-0,720**	(-2,12)	0,000***	(2,89)	0,000	(-1,12)					0,086
CAPM+Risco de Liquidez	-0,543	(-1,25)					0,206	(0,42)	-2,80E+05	(-0,39)	0,199
Painel E: LVOL											
CAPM+Liquidez	-0,736	(-1,68)	0,758***	(3,13)	0,030	(0,07)					0,180
CAPM+Risco de Liquidez	-0,616	(-1,32)					-0,017	(-0,04)	0,083	(1,54)	0,218
Painel F: LVOL3											
CAPM+Liquidez	-0,773*	(-1,84)	-0,306	(-0,83)	0,144	(0,36)					0,164
CAPM+Risco de Liquidez	-0,633	(-1,45)					-0,101	(-0,22)	0,036	(0,89)	0,186
Painel G: LVOL12											
CAPM+Liquidez	-0,741	(-1,63)	0,555	(0,55)	0,154	(0,36)					0,165
CAPM+Risco de Liquidez	-0,566	(-1,33)					0,015	(0,04)	-0,024	(-1,36)	0,198

Tabela 9.12 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011

(cont.)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel H: ROLL											
CAPM+Iliquidez	-0,590	(-1,27)	0,511	(0,14)	-0,020	(-0,04)					0,137
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,717	(-1,55)					-0,109	(-0,22)	0,002	(0,73)	0,167
Painel I: ZR											
CAPM+Iliquidez	-0,633	(-1,43)	-4,849**	(-2,40)	-0,067	(-0,16)					0,154
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,537	(-1,16)					-0,094	(-0,19)	0,000	(0,02)	0,197
Painel J: ILIQ											
CAPM+Iliquidez	-0,516	(-1,36)	0,003	(0,20)	-0,095	(-0,48)					0,154
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,583	(-1,32)					-0,137	(-0,33)	0,426	(0,48)	0,183
Painel K: PSRE											
CAPM+Iliquidez	-0,642*	(-1,74)	-0,002	(-0,61)	0,021	(0,51)					0,095
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,553	(-1,26)					-0,151	(-0,34)	-0,517	(-0,15)	0,181

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Dezembro de 1997 e Dezembro de 2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados de 36 meses prévios.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

9.3.3. Modelos tradicionais

A Tabela 9.13 apresenta os resultados para cada subperíodo das estimações em três passos de Fama e Macbeth (1973) dos modelos CAPM e de três factores de Fama e French (1993, 1996) bem como das versões destes modelos acrescidas do risco de liquidez.

Como se pode verificar, no primeiro subperíodo, os prémios de risco de mercado, os prémios para o factor tamanho e para o factor B/M são positivos mas nenhum deles apresenta significância estatística. Contudo, obtêm-se prémios de risco positivos e significativos para o factor B/M com a maioria das medidas de liquidez (exceptua-se apenas VOL) ou iliquidez (exceptua-se apenas ILIQ). Os prémios de risco de liquidez são positivos e estatisticamente significativos para as medidas de liquidez VOL e de iliquidez ROLL, ZR e PSRE. Contudo, com as medidas de iliquidez, o prémio de risco deveria ser negativo pois os investidores estão dispostos a aceitar uma menor rendibilidade para os activos que têm menor risco de iliquidez, ou seja, aqueles que tendem a apresentar maiores rendibilidades quando o mercado é mais ilíquido.

No segundo subperíodo, a maioria dos prémios de risco de mercado são significativos e positivos, sobretudo quando o modelo de ajustamento é o CAPM. Todavia, tal como no primeiro subperíodo, os prémios para o factor tamanho são positivos mas não significativos e os prémios de risco para o factor B/M são positivos e significativos com todas as medidas de liquidez e iliquidez. Os prémios de risco de liquidez são positivos e estatisticamente significativos para todas as medidas de iliquidez (ROLL, ZR, ILIQ e PSRE) e agora também para as medidas de liquidez TRNVR3, TRNVR12 e VOL.

Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel A: TRNVR												
CAPM	-0,846	0,591				0,054	-0,587	0,826*				0,111
	(-1,36)	(0,96)					(-1,25)	(1,76)				
FF	-0,594	0,343	0,125	1,247*		0,114	-0,356	0,557	0,371	1,464**		0,275
	(-0,99)	(0,59)	(0,20)	(2,08)			(-0,77)	(1,12)	(0,68)	(2,63)		
CAPM+R. Liq.	-0,821	0,661			0,005	0,089	-0,527	0,926*			0,009	0,157
	(-1,24)	(1,01)			(0,42)		(-1,05)	(1,77)			(1,63)	
FF+R. Liq.	-0,580	0,527	0,096	1,180*	0,004	0,145	-0,284	0,794	0,350	1,403**	0,008	0,306
	(-0,86)	(0,81)	(0,15)	(1,95)	(0,31)		(-0,52)	(1,37)	(0,64)	(2,58)	(1,43)	
Painel B: TRNVR3												
CAPM	-0,827	0,597				0,075	-0,548	0,859*				0,098
	(-1,28)	(0,92)					(-1,15)	(1,80)				
FF	-0,593	0,421	0,058	1,213*		0,158	-0,281	0,727	0,292	1,427**		0,241
	(-0,86)	(0,60)	(0,10)	(2,04)			(-0,60)	(1,43)	(0,51)	(2,50)		
CAPM+R. Liq.	-0,785	0,576			0,007	0,117	-0,475	0,867*			0,011**	0,150
	(-1,15)	(0,84)			(0,70)		(-1,02)	(1,80)			(2,14)	
FF+R. Liq.	-0,481	0,313	0,004	1,189*	0,006	0,205	-0,136	0,647	0,252	1,420**	0,010**	0,257
	(-0,66)	(0,43)	(0,01)	(1,93)	(0,54)		(-0,30)	(1,31)	(0,44)	(2,46)	(2,44)	

Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel C: TRNVR12												
CAPM	-0,981	0,672				0,061	-0,702	0,941**				0,097
	(-1,52)	(1,02)					(-1,64)	(2,20)				
FF	-0,785	0,498	0,130	1,339**		0,191	-0,500	0,780*	0,365	1,552**		0,239
	(-1,20)	(0,74)	(0,21)	(2,26)			(-1,19)	(1,73)	(0,63)	(2,73)		
CAPM+R. Liq.	-0,901	0,581			0,008	0,100	-0,605	0,865*			0,014***	0,146
	(-1,35)	(0,86)			(1,35)		(-1,55)	(2,02)			(4,69)	
FF+R. Liq.	-0,714	0,451	0,070	1,550**	0,005	0,213	-0,430	0,733	0,370	1,864***	0,009***	0,254
	(-1,09)	(0,67)	(0,10)	(2,16)	(0,62)		(-1,03)	(1,56)	(0,60)	(3,14)	(3,06)	
Painel D: VOL												
CAPM	-1,197*	0,952				0,078	-0,884*	1,225**				0,111
	(-1,76)	(1,42)					(-1,90)	(2,73)				
FF	-0,914	0,632	0,314	1,073		0,210	-0,575	0,927**	0,617	1,364**		0,275
	(-1,28)	(0,92)	(0,45)	(1,56)			(-1,44)	(2,15)	(1,10)	(2,51)		
CAPM+R. Liq.	-1,187*	0,917			7,65E+11***	0,108	-0,895*	1,147**			2,22E+21***	0,159
	(-1,82)	(1,50)			(2,59E+06)		(-1,97)	(2,55)			(2,40E+15)	
FF+R. Liq.	-0,851	0,552	0,242	1,004	6,02E+11***	0,210	-0,550	0,783*	0,557	1,282**	1,37E+21***	0,305
	(-1,26)	(0,90)	(0,34)	(1,49)	(2,19E+06)		(-1,32)	(1,77)	(0,98)	(2,28)	(1,68E+15)	

Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel E: LVOL												
CAPM	-1,020	0,783				0,086	-0,694	1,073**				0,115
	(-1,46)	(1,14)					(-1,51)	(2,36)				
FF	-0,719	0,451	0,243	1,139*		0,224	-0,358	0,769	0,472	1,394**		0,279
	(-0,97)	(0,63)	(0,40)	(1,76)			(-0,89)	(1,71)	(0,84)	(2,61)		
CAPM+R. Liq.	-0,962	0,694			0,087	0,132	-0,624	0,969**			0,096	0,179
	(-1,35)	(1,04)			(0,88)		(-1,47)	(2,14)			(1,04)	
FF+R. Liq.	-0,577	0,368	0,305	0,891	-0,003	0,242	-0,196	0,697	0,497	1,099*	0,006	0,310
	(-0,75)	(0,51)	(0,55)	(1,53)	(-0,04)		(-0,45)	(1,44)	(0,89)	(2,03)	(0,07)	
Painel F: LVOL3												
CAPM	-1,101	0,847				0,102	-0,770	1,138**				0,115
	(-1,57)	(1,23)					(-1,69)	(2,53)				
FF	-0,846	0,552	0,312	1,067*		0,233	-0,471	0,869*	0,569	1,264**		0,269
	(-1,12)	(0,77)	(0,49)	(1,87)			(-1,19)	(2,00)	(1,05)	(2,46)		
CAPM+R. Liq.	-1,081	0,807			0,065	0,177	-0,717*	1,134**			0,073	0,183
	(-1,47)	(1,11)			(0,80)		(-1,75)	(2,63)			(0,78)	
FF+R. Liq.	-0,799	0,558	0,272	1,117*	0,02	0,279	-0,361	0,937*	0,514	1,311**	0,028	0,292
	(-0,98)	(0,72)	(0,44)	(1,97)	(0,24)		(-0,9)	(2,09)	(0,85)	(2,30)	(0,30)	

Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel G: LVOL12												
CAPM	-1,042	0,775				0,105	-0,766	1,043**				0,114
	(-1,63)	(1,18)					(-1,65)	(2,29)				
FF	-0,777	0,460	0,160	1,102*		0,258	-0,537	0,684	0,397	1,318**		0,273
	(-1,30)	(0,77)	(0,26)	(1,85)			(-1,27)	(1,47)	(0,72)	(2,50)		
CAPM+R. Liq.	-1,087*	0,755			-0,009	0,150	-0,840*	0,998**			-0,002	0,169
	(-1,81)	(1,20)			(-0,12)		(-2,04)	(2,22)			(-0,03)	
FF+R. Liq.	-0,902	0,603	0,044	1,269*	-0,067	0,270	-0,640	0,837*	0,300	1,496**	-0,065	0,289
	(-1,45)	(0,98)	(0,07)	(2,07)	(-0,97)		(-1,51)	(1,78)	(0,51)	(2,72)	(-1,11)	
Painel H: ROLL												
CAPM	-0,904	0,656				0,057	-0,661	0,907*				0,091
	(-1,51)	(1,03)					(-1,41)	(1,95)				
FF	-0,751	0,517	0,160	1,197*		0,152	-0,433	0,831*	0,449	1,444**		0,209
	(-1,08)	(0,73)	(0,24)	(1,88)			(-1,00)	(1,76)	(0,87)	(2,84)		
CAPM+R. Iliq.	-0,915	0,624			0,010***	0,114	-0,671	0,861*			0,022***	0,138
	(-1,52)	(1,01)			(3,19)		(-1,54)	(1,91)			(7,45)	
FF+R. Iliq.	-0,758	0,521	0,082	1,219*	0,007*	0,174	-0,435	0,807	0,383	1,475**	0,014***	0,223
	(-1,08)	(0,77)	(0,12)	(1,88)	(1,84)		(-0,97)	(1,69)	(0,71)	(2,84)	(5,07)	

Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel I: ZR												
CAPM	-0,912	0,675				0,119	-0,662	0,961*				0,122
	(-1,50)	(1,00)					(-1,39)	(2,05)				
FF	-0,711	0,408	0,180	1,271*		0,252	-0,440	0,707	0,444	1,510**		0,279
	(-1,11)	(0,59)	(0,28)	(2,02)			(-1,08)	(1,57)	(0,79)	(2,70)		
CAPM+R. Iliq.	-0,935	0,659			0,007	0,143	-0,686	0,921*			0,012	0,171
	(-1,54)	(1,01)			(0,81)		(-1,51)	(1,96)			(1,25)	
FF+R. Iliq.	-0,649	0,338	0,143	1,136*	0,020*	0,274	-0,374	0,637	0,401	1,383**	0,027***	0,302
	(-1,01)	(0,49)	(0,22)	(1,78)	(2,05)		(-0,93)	(1,42)	(0,74)	(2,59)	(3,44)	
Painel J: ILIQ												
CAPM	-0,976	0,640				0,060	-0,744	0,795*				0,093
	(-1,67)	(1,27)					(-1,67)	(1,76)				
FF	-0,806	0,512	0,255	0,960		0,184	-0,548	0,689	0,600	1,267**		0,243
	(-1,30)	(0,96)	(0,35)	(1,36)			(-1,28)	(1,44)	(1,12)	(2,43)		
CAPM+R. Iliq.	-0,981	0,775			0,848	0,113	-0,753	0,968*			1,766**	0,174
	(-1,69)	(1,38)			(0,70)		(-1,60)	(1,85)			(2,66)	
FF+R. Iliq.	-0,835	0,631	0,169	1,106	0,237	0,191	-0,586	0,835	0,498	1,428**	1,139*	0,271
	(-1,37)	(1,10)	(0,23)	(1,53)	(0,20)		(-1,24)	(1,65)	(0,94)	(2,69)	(1,91)	

Tabela 9.13 – Prémios de risco dos modelos tradicionais por subperíodos (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel K: PSRE												
CAPM	-0,926**	0,549				0,047	-0,804*	0,652				0,088
	(-2,23)	(1,33)					(-1,77)	(1,48)				
FF	-0,651	0,281	0,065	1,110*		0,170	-0,513	0,385	0,360	1,338**		0,223
	(-1,44)	(0,69)	(0,10)	(1,81)			(-1,19)	(0,84)	(0,69)	(2,58)		
CAPM+R. Iliq.	-0,980**	0,654			20,264**	0,075	-0,854*	0,766			65,283***	0,134
	(-2,32)	(1,53)			(2,43)		(-1,77)	(1,66)			(20,60)	
FF+R. Iliq.	-0,601	0,261	0,049	1,137*	21,697**	0,151	-0,455	0,379	0,337	1,383**	65,848***	0,243
	(-1,29)	(0,60)	(0,07)	(1,79)	(2,64)		(-1,04)	(0,83)	(0,65)	(2,67)	(22,21)	

Prémios de risco obtidos como a média mensal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para cada subperíodo. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média mensal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade mensal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas de diferentes factores estimados com dados dos 36 meses prévios. Os factores de risco considerados são a rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco, os factores SMB e HML de Fama e French (1993, 1996) e a (i)liquidez agregada do mercado, determinada como a média equiponderada da medida de (i)liquidez k.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Da análise desta tabela, constata-se que os coeficientes de determinação ajustados são superiores para as regressões efectuadas com dados do segundo subperíodo, revelando uma melhor qualidade de ajustamento dos modelos. Para além disso, a outra diferença consiste no facto de se registarem prémios de risco de mercado significativos apenas no segundo subperíodo.

Atendendo ao exposto, conclui-se que os modelos tradicionais encontram algum suporte no segundo subperíodo analisado. No período posterior à classificação do mercado português como desenvolvido, verifica-se a existência de um prémio de risco de mercado de cerca de 1%, um prémio associado ao factor B/M (*value premium*) de cerca de 1,5% e um prémio de liquidez de cerca de 0,01% (com TRNVR*x*) ou um prémio de iliquidez entre 0,01% e 1,77% quando se usam as medidas de iliquidez. Os valores muito elevados que se obtiveram para o prémio de risco de liquidez/iliquidez com VOL e com PSRE podem dever-se ao enviesamento produzido pela unidade em que se encontram expressas estas medidas de liquidez, não traduzindo adequadamente a compensação pelo risco de liquidez/iliquidez.

Assim, da análise realizada neste capítulo, cuja robustez advém da utilização de distintos modelos e de dados com diferente periodicidade,[17] resultam duas conclusões principais: a primeira é que no mercado português as rendibilidades das carteiras estão relacionadas com o seu próprio nível de liquidez/iliquidez e a segunda é que a existência de um prémio por risco de liquidez de mercado está limitada ao período mais recente de evolução do mercado português.

A evidência empírica obtida nesta análise em secção cruzada é consistente com a divulgada previamente para o mercado português, quer em termos do ajustamento dos modelos quer em termos da relação entre a rendibilidade e a liquidez. Por um lado, os modelos de valorização de activos financeiros testados com dados deste mercado, como por exemplo o CAPM incondicional e condicional, APT e ICAPM,

[17] No Anexo 5 encontram-se os resultados obtidos da análise em secção cruzada com dados semanais.

demonstraram ter uma capacidade muito limitada para explicar a relação rendibilidade-risco (Mello e Escalda, 1994; Miranda, 1995; Pascoal, 1996; Tomé, 2000; Pinto e Armada, 2002; Alpalhão e Alves, 2005). Contudo, na maioria destes estudos o período analisado apresenta uma maior correspondência com o período inicial da amostra usada nesta Tese, isto é, o período em que o mercado português era ainda um mercado emergente, e para o qual também se encontrou pouco suporte para os modelos testados.

Por outro lado, como se referiu no capítulo 4, as acções de empresas de maior capitalização bolsista tendem a apresentar uma maior rendibilidade, uma maior liquidez e são as acções mais facilmente transaccionadas (Mello e Escalda, 1994; Alves *et al.*, 2001; Antão *et al.*, 2004; Pereira e Cutelo, 2013). A relação agora encontrada entre a rendibilidade e a liquidez/iliquidez individual também sugere que existe um desconto de iliquidez, ou seja, as acções mais líquidas são compensadas em termos de uma maior rendibilidade, sucedendo o mesmo para as acções com menor risco de liquidez. Esta evidência, para além de comprovar a anteriormente obtida para o mercado português, é também consistente com a reportada por Nguyen e Lo (2013) para o mercado accionista neozelandês que, tal como o português, é um mercado desenvolvido de pequena dimensão.

10. EFEITOS MACROECONÓMICOS SOBRE A LIQUIDEZ

A evidência obtida no capítulo 7 permitiu concluir que os movimentos da liquidez individual das acções são afectados pelos movimentos da liquidez de mercado, existindo factores comuns que determinam a liquidez das acções portuguesas. No seguimento destes resultados, a análise efectuada no presente capítulo tem como objectivo identificar quais são os factores que influenciam a variação da liquidez do mercado accionista.

A literatura mais recente relacionada com a liquidez também se dedica à investigação das causas que influenciam os movimentos da liquidez do mercado accionista. Como se analisou anteriormente no capítulo 5, existe alguma evidência de que na origem desses movimentos estejam factores macroeconómicos (relacionados quer com a economia real quer com a esfera monetária) e de mercado (rendibilidade e volatilidade).

As últimas crises financeiras, para além de conduzirem a fortes reduções das rendibilidades e da liquidez nos mercados accionistas, foram caracterizadas por múltiplas intervenções de política monetária por parte dos bancos centrais com o intuito de estabilizar quer os mercados financeiros quer a economia real (Fernández-Amador *et al.*, 2013). Com efeito, a literatura empírica prévia suporta a relação de causalidade existente entre as intervenções de política monetária e a liquidez de mercado: medidas expansionistas de política monetária (consubstanciadas em reduções de taxas de juro e/ou aumentos dos agregados monetários) estão relacionadas com um aumento da liquidez (Chordia *et al.*, 2005; Watanabe, 2004; Jensen e Moorman, 2010; Fernández-Amador *et al.*, 2013, entre outros). Adicionalmente às taxas de juro, reservas ou agregados monetários, outras variáveis macroeconómicas foram identificadas como causas de variações da liquidez sistemática. É o caso, por exemplo, da taxa de crescimento da produção industrial ou do PIB, da taxa de inflação e da taxa de desemprego.

Existe igualmente evidência de que variáveis financeiras, tais como o *default spread* e o *term spread*, e variáveis do mercado accionista, como a rendibilidade e a

volatilidade agregadas, também exercem uma influência significativa sobre a liquidez ao longo do tempo.

Assim, neste capítulo, com o objectivo de investigar quais os factores que causam os movimentos da liquidez da Euronext Lisboa, analisa-se o impacto sobre a liquidez agregada de um conjunto de variáveis macroeconómicas e de mercado, recorrendo à metodologia VAR. Tendo em conta que não é possível obter dados macroeconómicos com periodicidade semanal, esta análise será apenas efectuada com dados mensais.

10.1. Variáveis macroeconómicas e de mercado

Espera-se que os principais factores que afectam a liquidez agregada do mercado sejam aqueles que afectam também o risco dos activos (Miralles-Marcelo *et al.*, 2007). Entre estes factores seleccionaram-se alguns de natureza macroeconómica e outros relacionados com o próprio mercado accionista.

As variáveis macroeconómicas seleccionadas são aquelas para as quais existe evidência empírica prévia e justificação teórica relativamente à influência exercida sobre a liquidez. O estado da economia influi na variação temporal da liquidez do mercado, estando as recessões económicas associadas a períodos de maior iliquidez nos mercados financeiros (Watanabe, 2004; Næs *et al.*, 2011). Também as pressões inflacionistas poderão influenciar a liquidez indirectamente: ao induzirem descidas das rendibilidades, maior volatilidade e redução do investimento no mercado accionista contribuem consequentemente para uma maior iliquidez. Por outro lado, e como se referiu anteriormente, reduções das taxas de juro e aumentos dos agregados monetários contribuem para diminuir o custo do capital e aumentar os fundos disponíveis para investir nos mercados financeiros, estando associados a aumentos da liquidez.

Uma vez que a maioria das variáveis candidatas a explicar os movimentos da liquidez agregada são de natureza macroeconómica, é importante perceber como a liquidez do mercado accionista e a própria actividade económica portuguesa se relacionam. Como se indicou anteriormente no capítulo 6 e se pode observar na Figura 6.7, no período em análise, as reduções da liquidez coincidem com períodos de recessão económica, mostrando a estreita ligação entre os ciclos económicos e bolsista.

À semelhança da maioria dos estudos nesta área, para além das variáveis macroeconómicas, consideram-se também outras variáveis de mercado para as quais existe igualmente evidência relativa à sua relação com a liquidez, nomeadamente a rendibilidade e a volatilidade do mercado accionista. Espera-se que aumentos da rendibilidade do mercado accionista contribuam para atrair mais investidores e, portanto, para aumentar a liquidez enquanto aumentos da volatilidade e do risco, ao dissuadirem o investimento em acções, diminuam a liquidez de mercado.

Assim, consideram-se nesta análise as seguintes variáveis:

1. IPI – variação mensal do Índice de Produção Industrial (IPI);
2. IPC – variação mensal do IPC;
3. R – variação mensal da taxa de juro *overnight* mensal do MMI; e
4. M1 – variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (excluindo a circulação monetária);
5. RM – rendibilidade mensal do mercado, aproximada pela média equiponderada das rendibilidades mensais dos activos na amostra; e
6. VOLAT – volatilidade mensal da rendibilidade do mercado, medida pelo desvio-padrão das rendibilidades agregadas diárias em cada mês.

Estas variáveis, à excepção da rendibilidade e da volatilidade do mercado accionista, foram obtidas na aplicação BPstat|Estatísticas online do Banco de Portugal (disponível em http://www.bportugal.pt/EstatisticasWEB). Todas as variáveis estão disponíveis desde Janeiro de 1988 até Dezembro de 2011, excepto a taxa de juro *overnight* do MMI, a qual está disponível a partir de Janeiro de 1989. As

taxas de variação mensal são calculadas de forma logarítmica e estão expressas em percentagem, tal como a rendibilidade e a volatilidade do mercado.

No painel A da Tabela 10.1 encontram-se algumas estatísticas descritivas das variáveis acima mencionadas e, no painel B, indicam-se as correlações entre as variáveis e as medidas de liquidez de mercado. Atendendo a que as estatísticas descritivas das medidas de liquidez de mercado foram apresentadas para todo o período amostral no painel A da Tabela 6.4, optou-se por não inclui-las no painel A da Tabela 10.1. Não obstante, como referido, incluem-se as medidas de liquidez de mercado na tabela de correlações.

Como se pode observar, no período de 1989 a 2011, a taxa de crescimento mensal média da produção industrial foi muito reduzida, apenas 0,035%, e a taxa de inflação média mensal foi de 0,349%. Este período foi também caracterizado por uma tendência de redução da taxa de juro *overnight* e por um ténue crescimento da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1: enquanto a taxa de juro *overnight* diminui em média 1,058% ao mês, a contribuição de Portugal para o agregado M1 aumentou 0,627%. Por fim, e como anteriormente já se tinha referido, a média mensal da rendibilidade agregada do mercado accionista em Portugal foi, no período em análise, negativa: -0,454%. Em contrapartida, a volatilidade do mercado cresceu ligeiramente (0,558%).

Em termos das correlações, verifica-se que algumas das correlações com a taxa de *turnover* (TRNVR e TRNVR*x*) são contrárias ao esperado (caso das correlações com a volatilidade e com as variações do IPC). No entanto, estas correlações são consentâneas com o comportamento da taxa de turnover agregada ao longo do período amostral. Com efeito, apesar desta medida reflectir a liquidez, a sua evolução apresenta algumas particularidades, tal como se comentou no capítulo 6, o que é evidenciado também pelas correlações negativas com as outras medidas de liquidez e pelas correlações positivas com as medidas de iliquidez de mercado.

Tabela 10.1 – Estatística descritiva das variáveis: 1989 – 2011

Painel A: Estatísticas descritivas

	Média	**Mediana**	**Máximo**	**Mínimo**	**Desvio-padrão**
IPI	0,035	0,500	41,800	-48,454	14,948
IPC	0,349	0,285	2,373	-0,645	0,478
R	‘-1,058	-0,583	135,874	-112,441	25,513
M1	0,627	0,430	15,730	-14,752	4,109
RM	-0,454	-0,773	17,487	-15,254	4,160
VOLAT	0,558	0,491	2,360	0,147	0,310

Tabela 10.1 – Estatística descritiva das variáveis (cont.)

Painel B: Coeficientes de correlação

	IPI	**IPC**	**R**	**M1**	**RM**	**VOLAT**	**TRNVR**	**TRNVR3**	**TRNVR12**	**VOL**	**LVOL**	**LVOL3**	**LVOL12**	**ROLL**	**ZR**	**ILIQ**
IPC	0,02															
R	**0,18**	0,07														
M1	0,02	**-0,14**	-0,02													
RM	-0,08	0,01	-0,02	0,06												
VOLAT	0,00	**-0,13**	-0,06	**-0,12**	**-0,17**											
TRNVR	0,03	**0,38**	0,01	0,10	**0,17**	**-0,13**										
TRNVR3	0,01	**0,44**	0,01	0,05	0,04	-0,12	**0,75**									
TRNVR12	0,02	**0,49**	0,02	0,04	-0,05	-0,09	**0,75**	**0,81**								
VOL	0,02	**-0,36**	-0,01	-0,09	0,05	**0,40**	**-0,46**	**-0,49**	**-0,51**							
LVOL	0,01	**-0,44**	0,00	-0,08	0,06	**0,40**	**-0,57**	**-0,61**	**-0,64**	**0,91**						
LVOL3	-0,01	**-0,39**	-0,01	-0,09	-0,03	**0,40**	**-0,60**	**-0,57**	**-0,58**	**0,89**	**0,96**					
LVOL12	-0,01	**-0,38**	-0,01	-0,09	-0,08	**0,39**	**-0,61**	**-0,59**	**-0,55**	**0,87**	**0,92**	**0,95**				
ROLL	0,09	**0,35**	0,04	0,04	0,03	0,11	**0,69**	**0,66**	**0,72**	**-0,35**	**-0,45**	**-0,43**	**-0,42**			
ZR	-0,07	**0,36**	0,01	**0,15**	**-0,15**	**-0,36**	**0,36**	**0,38**	**0,40**	**-0,77**	**-0,84**	**-0,81**	**-0,77**	0,17		
ILIQ	0,03	**0,20**	-0,01	-0,03	-0,11	-0,02	**0,18**	**0,18**	**0,21**	**-0,31**	**-0,41**	**-0,41**	**-0,40**	0,08	**0,43**	
PSRE	-0,05	-0,02	-0,07	0,01	0,01	0,08	-0,05	-0,05	0,07	0,04	0,10	0,10	0,11	0,03	-0,07	-0,02

Estatísticas descritivas das seguintes variáveis: TRNVR – taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx – taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL – volume transaccionado em euros; LVOL – logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx – logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes; ROLL – estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR – proporção de rendibilidades zero; ILIQ – rácio de iliquidez de Amihud (2002)); PSRE – medida de Pástor e Stambaugh (2003) calculada para o índice de mercado equiponderado das acções da amostra; IPI – variação mensal do IPI; IPC – variação mensal do IPC; R – variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI; M1 – variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1; RM – rendibilidade mensal do mercado e VOLAT – volatilidade mensal da rendibilidade do mercado. No painel A apresenta-se a média, mediana, máximo, mínimo e desvio-padrão de cada variável e no painel B encontram-se os coeficientes de correlação entre cada par de variáveis, assinalando-se a negrito as correlações significativamente distintas de zero a um nível de significância de 5%.

Observa-se também uma uma relação significativa e negativa (positiva) entre a liquidez (iliquidez) e as variações do IPC. Por seu turno, as variações do IPI e a rendibilidade de mercado correlacionam-se positivamente com TRNVR, TRNVR*x*, VOL e LVOL e negativamente com ZR. Isto significa que, como esperado, reduções da inflação, crescimento económico e aumentos da rendibilidade agregada do mercado accionista são acompanhados por uma maior liquidez de mercado.

No entanto, ao contrário do esperado, aumentos da volatilidade no mercado accionista parecem estar associados a aumentos da liquidez, pois verifica-se que existe uma relação significativa e positiva entre a volatilidade do mercado accionista e as medidas de liquidez relacionadas com o volume de transacção (VOL, LVOL e LVOL*x*) e uma relação negativa entre a volatilidade e a iliquidez, medida por ZR. Esta relação pode justificar-se pelo facto de uma maior liquidez motivar um maior volume de transacções de acções, originando alterações de preços mais frequentes e, por conseguinte, uma maior volatilidade.

10.2.Análise VAR

A análise do impacto das variáveis descritas anteriormente sobre a liquidez agregada da bolsa portuguesa baseia-se na metodologia VAR, que se apresenta seguidamente.

Um modelo VAR consiste num conjunto de equações em que cada variável no modelo é expressa como uma combinação linear dos seus valores desfasados e dos valores desfasados de todas as outras variáveis. Esta metodologia é particularmente útil quando o objectivo é analisar a relação dinâmica ao longo do tempo entre um conjunto de variáveis, sem haver a necessidade de desenvolver previamente um modelo teórico que estruture as relações entre as variáveis.

A forma reduzida de um modelo VAR de ordem *k*, ou VAR(*k*), é dada por:

$$\mathbf{X_t} = \mathbf{A_0} + \sum_{j=1}^{k} \mathbf{A_j X_{t-j}} + \mathbf{u_t} \tag{10.1}$$

onde $\mathbf{X_t}$ é o vector das variáveis do sistema, $\mathbf{A_0}$ é a matriz das constantes, $\mathbf{A_j}$ é a matriz que contém os coeficientes correspondentes a cada uma das variáveis, $\mathbf{u_t}$ é o vector dos resíduos e *k* é o número de desfasamentos de cada variável. O modelo VAR(*k*) pode igualmente ser representado por:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{10} \\ A_{20} \\ \vdots \\ A_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & \cdots & A_{1n}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & \cdots & A_{2n}(L) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{n1}(L) & A_{n2}(L) & \cdots & A_{nn}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \vdots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{nt} \end{bmatrix} \tag{10.2}$$

onde *L* é o operador desfasamento.

Ao escolher as variáveis a incluir num modelo VAR deve ter-se em atenção que quantas mais variáveis ou desfasamentos se incluírem menor será o número de graus de liberdade, sendo importante escolher modelos parcimoniosos quanto ao número de parâmetros a estimar.

Se todas as variáveis forem estacionárias, o modelo pode ser estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados (MMQ) na sua forma reduzida, sendo as estimativas consistentes e assintoticamente eficientes, porque cada variável apenas depende dos valores desfasados de todas as variáveis (eliminando o problema da simultaneidade) e todas as equações apresentam as mesmas variáveis dependentes.

Quando as variáveis não são estacionárias, existem três procedimentos possíveis para especificar o VAR:

1. Especificar o VAR em níveis e sem restrições;
2. Especificar o VAR em diferenças, diferenciando as variáveis até se obter a sua estacionariedade;
3. Especificar o VAR como um modelo de correcção de erros por forma a permitir a existência de cointegração.

Estes procedimentos de especificação do VAR apresentam vantagens e desvantagens relativas. Por um lado, a especificação de um VAR em diferenças, quando as variáveis não são estacionárias, não é obrigatória. Como o objectivo de uma análise VAR é determinar as inter-relações entre as variáveis e não as estimativas dos parâmetros em si, Sims (1980) aconselha a não diferenciar o modelo mesmo quando as variáveis têm raízes unitárias, argumentando que é necessário confrontar o *trade-off* entre a eficiência estatística e a potencial perda de informação que ocorre quando as séries são diferenciadas. Por outro lado, um VAR especificado em diferenças, quando as séries não são estacionárias, geralmente dá origem a estimativas que são mais eficientes mas que poderão ignorar relações de longo prazo importantes.

A especificação como um vector de correcção de erros pode gerar estimativas eficientes sem perda de informação acerca de relações de longo prazo entre as variáveis. Se existir cointegração e essa relação for conhecida e for objecto de interpretação económica, o VAR deve ser estimado usando o modelo com vector de correcção de erros. Não obstante, se as verdadeiras relações de cointegração são desconhecidas e essas relações não são o objectivo principal da investigação, impor cointegração pode não ser a estratégia de estimação adequada, pois pode conduzir a estimativas enviesadas e, portanto, enviesar as respostas-impulso obtidas da forma reduzida do VAR. Em casos em que não há teorias económicas que sugiram o número de relações de longo prazo existentes e como estas devem ser interpretadas, é razoável não impor a restrição de cointegração.

Assim, como passo prévio à implementação da metodologia VAR, é necessário avaliar a estacionariedade de cada uma das variáveis. Para este efeito, neste trabalho, recorre-se aos testes Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), cujos resultados se encontram na Tabela 10.2. Nestes dois testes a hipótese nula é de existência de uma raiz unitária, ou seja, não estacionariedade, e considera-se, para cada variável, uma equação auto-regressiva com um termo constante. Para o teste

ADF o número de desfasamentos óptimo é determinado usando a estatística SIC (*Schwartz Information Criterion*) e o teste PP segue o procedimento de Newey-West.

Tabela 10.2 – Testes de raízes unitárias em níveis

	ADF	**PP**
IPI	-3,39**	-109,92***
IPC	-2,19	-9,76***
R	-17,85***	-28,17***
M1	-2,10	-20,67***
RM	-12,50***	-12,68***
VOLAT	-7,81***	-12,53***
TRNVR	-2,65*	-7,85***
TRNVR3	-1,88	-5,16***
TRNVR12	-1,93	-2,03
VOL	-1,44	-2,37
LVOL	-1,82	-1,69
LVOL3	-1,71	-1,60
LVOL12	-1,85	-1,68
ROLL	-3,97***	-4,48***
ZR	-2,28	-4,36***
ILIQ	-5,19***	-11,73***
PSRE	-13,66***	-14,00***

Testes de raízes unitárias das séries mensais em níveis das seguintes variáveis: TRNVR – taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx – taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL – volume transaccionado em euros; LVOL – logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx – logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes; ROLL – estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR – proporção de rendibilidades zero; ILIQ – rácio de iliquidez de Amihud (2002)); PSRE – medida de Pástor e Stambaugh (2003) calculada para o índice de mercado equiponderado das acções da amostra; IPI – variação mensal do IPI; IPC – variação mensal do IPC; R – variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI; M1 – variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1; RM – rendibilidade mensal do mercado e VOLAT – volatilidade mensal da rendibilidade do mercado.

Para o teste ADF o número de desfasamentos óptimo foi determinado usando o critério SIC e o teste PP segue o procedimento de Newey-West. Nos dois testes considera-se uma equação auto-regressiva com um termo constante.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Da análise da Tabela 10.2, pode concluir-se que a variação do IPI (IPI), a variação da taxa de juro (R), a rendibilidade (RM) e a volatilidade (VOLAT) de mercado são séries estacionárias. Quanto à inflação (IPC) e à taxa de variação do agregado M1 (M1), os testes usados conduzem a conclusões contraditórias: com o teste ADF as séries não são estacionárias embora o sejam com o teste PP. Nestes dois casos, opta-se por considerar a existência de raízes unitárias nas séries e no modelo VAR são incluídas as primeiras diferenças, que também se confirmaram ser estacionárias. Relativamente às medidas de liquidez e iliquidez, verifica-se que apenas as medidas de iliquidez ROLL, ILIQ e PSRE são estacionárias. Pelo facto de se terem de incluir no modelo VAR as primeiras diferenças das medidas de liquidez e iliquidez não estacionárias em níveis (TRNVR, TRNVR*x*, VOL, LVOL, LVOL*x* e ZR), optou-se por incluir também as primeiras diferenças das medidas de iliquidez estacionárias em níveis de modo a uniformizar a análise.[18] Considerando que as diferenças são determinadas de forma logarítmica, que a medida de PSRE apresenta vários valores negativos para os quais não é possível efectuar o cálculo e que esta medida de iliquidez é aquela que possui menor conteúdo informativo sobre a iliquidez no mercado português (como decorre da análise efectuada anteriormente), optou-se por excluir a medida PSRE desta análise. Assim, as variáveis de liquidez (TRNVR, TRNVR*x*, VOL, LVOL e LVOL*x*) e iliquidez (ROLL, ZR e ILIQ) a incluir no VAR correspondem a taxas de variação da liquidez ou da iliquidez, que se comprovaram estacionárias.

Como indicado anteriormente, num modelo VAR, um elevado número de desfasamentos consome bastantes graus de liberdade. Mas, se o número de desfasamentos for demasiado pequeno, o modelo é especificado incorrectamente. Neste trabalho, para determinar o número de desfasamentos óptimo considera-se a estatística SIC, que conduziu a uma selecção de 3 desfasamentos.

[18] A análise foi igualmente conduzida considerando as variáveis em níveis e sem restrições e não se obtiveram diferenças significativas para o relacionamento entre as variáveis incluídas no VAR.

Para identificar os choques estruturais, construir as funções de resposta aos impulsos e decompor a variância dos erros de previsão considera-se a decomposição tradicional de Cholesky, tal como a maioria dos estudos nesta área. Na decomposição de Cholesky assume-se que os resíduos formam um sistema recursivo. Devido a esta hipótese de recursividade, um choque na primeira variável do sistema terá um impacto imediato sobre as restantes; um choque na segunda variável repercute-se igualmente sobre as demais, excepto sobre a primeira e assim sucessivamente. Portanto, a ordenação das variáveis no VAR pode afectar os resultados, especialmente se os elementos fora da diagonal da matriz de correlações dos resíduos forem elevados.

A ordenação estabelecida nos VAR estimados neste trabalho segue a literatura prévia. Assim, considera-se em primeiro lugar a variável que mede a evolução da economia real, ou seja, a variação do IPI (IPI). Em segundo lugar, considera-se a taxa de inflação (IPC). Em seguida, consideram-se as variáveis relacionadas com a política monetária, ou seja, a variação da taxa de juro *overnight* (R) e do agregado monetário M1 (M1). Posteriormente, incluem-se as variáveis do mercado accionista, isto é, a rendibilidade agregada do mercado (RM) e a volatilidade (VOLAT). Por último, considera-se a medida de liquidez (alternativamente TRNVR, TRNVR3, TRNVR12, VOL, LVOL, LVOL3 ou LVOL12) ou de iliquidez (ROLL, ZR ou ILIQ). Esta ordenação apresenta a vantagem de permitir estudar a resposta da liquidez aos choques das restantes variáveis.

Os resultados obtidos de cada um dos modelos VAR estimados para a equação da medida de liquidez ou de iliquidez encontram-se na Tabela 10.3. Apesar das estimativas apresentadas corresponderem à ordenação apresentada supra, analisaram-se também todas as combinações possíveis e constatou-se que os resultados são pouco sensíveis a alterações na ordem das variáveis. De referir ainda que os modelos VAR são estacionários, pois todas as raízes se situam dentro do círculo unitário.

No caso das medidas de liquidez, verifica-se que os melhores ajustamentos são obtidos para TRNVR, VOL e LVOL, ou seja, nestes casos as variáveis escolhidas

permitem explicar, respectivamente, 26,2%, 25,2% e 21,3% das variações totais da liquidez. As variações de TRNVR são influenciadas de forma significativa e positiva pela taxa de inflação e de forma negativa pela variação da taxa de juro desfasada de 2 e 3 meses, pela rendibilidade do mercado desfasada de 3 meses, pela volatilidade do mercado accionista e pelos seus próprios valores desfasados. As variações de VOL são influenciadas de forma significativa e positiva pelas variações do agregado monetário M1 e de forma negativa pela taxa de inflação desfasada de 3 meses, pela variação da taxa de juro, pela volatilidade do mercado accionista desfasada de 3 meses e pelos seus próprios valores desfasados. Por seu turno, quando a liquidez é medida pela variável LVOL, verifica-se que as variações da liquidez são afectadas de forma positiva e significativa pelas variações do agregado monetário M1 e pela rendibilidade do mercado accionista e de forma negativa pela volatilidade do mercado desfasada de 3 meses e pelos próprios valores desfasados das variações de liquidez. Relativamente às medidas TRNVR*x* e LVOL*x* verifica-se um decréscimo dos coeficientes de determinação ajustados, do número de coeficientes significativos e/ou da sua significância, o que pode ser explicado por estas medidas corresponderem a alisamentos das variações da liquidez e, por isso, as potenciais relações com outras variáveis estarem atenuadas. Adicionalmente, o facto das variações da liquidez serem influenciadas pelos próprios desfasamentos de forma negativa revela a tendência de reversão para a média, uma vez que todas as variáveis são estacionárias.

Tabela 10.3 – Resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***		
	TRNVR	**TRNVR3**	**TRNVR12**	**VOL**	**LVOL**	**LVOL3**	**LVOL12**	**ROLL**	**ZR**	**ILIQ**
IPI(-1)	0,082	0,033	-0,077	-0,002	0,000	-0,004	0,008	-0,289**	0,162***	0,066
IPI(-2)	0,273	0,139	-0,194	-0,067	0,014	0,002	0,003	-0,257*	0,288***	-0,110
IPI(-3)	-0,014	0,302*	-0,111	-0,229	0,003	0,010	0,008	-0,113	0,237***	-0,451
IPC(-1)	5,777	1,156	1,207	5,258	0,034	-0,051	-0,149	5,146*	-2,050	-12,680*
IPC(-2)	10,620**	2,161	0,857	1,962	0,483	-0,195	-0,243*	3,130	-2,032*	2,765
IPC(-3)	-5,351	6,495	1,161	-10,732**	-0,377	0,046	-0,174	2,758	-1,926	-12,018*
R(-1)	-0,090	0,028	-0,024	-0,259**	-0,008	0,004	-0,001	0,058	0,021	-0,006
R(-2)	-0,238*	-0,053	-0,005	-0,193	-0,011	-0,007	0,000	0,024	0,041	0,010
R(-3)	-0,208*	-0,080	0,022	-0,049	0,009	-0,007	-0,004	0,022	0,001	-0,010
M1(-1)	0,255	-0,732*	-0,178	1,920***	0,070**	0,000	-0,006	0,464	-0,339***	0,119
M1(-2)	-0,144	-0,466	0,236	1,826***	0,056	0,001	-0,015	0,168	-0,372***	0,309
M1(-3)	-0,215	-0,317	0,143	2,281***	0,095***	0,002	-0,008	0,428	-0,357***	-0,207
RM(-1)	0,061	0,211	0,609**	0,748	0,094**	0,074***	0,020	1,069***	-0,398***	-0,895
RM(-2)	0,460	0,617	-0,038	0,628	0,038	0,097***	0,022	0,167	0,062	1,101
RM(-3)	-1,247**	0,696	0,170	-0,139	-0,035	0,044	0,004	-0,326	-0,001	-1,443*
VOLAT(-1)	5,829	3,753	1,849	2,096	0,693	0,285	-0,428**	-3,885	2,693	-7,311
VOLAT(-2)	-15,584*	-14,531**	-13,621***	1,350	0,142	0,277	0,506**	0,759	-0,906	13,014
VOLAT(-3)	-19,369**	7,262	8,063**	-16,785**	-2,095***	0,102	0,027	-9,868*	0,790	-16,556
LIQ(-1)	-0,517***	-0,141**	-0,083	-0,427***	-0,349***	0,021	0,294***	-0,488***	-0,464***	-0,560***
LIQ(-2)	-0,371***	-0,235***	0,096	-0,272***	-0,090	-0,033	0,011	-0,281***	-0,402***	-0,342***
LIQ(-3)	-0,298***	-0,267***	0,066	-0,148**	-0,150**	-0,230***	0,053	-0,186***	-0,192***	-0,053
C	13,448**	0,974	1,629	11,828**	0,917**	-0,142	0,025	7,062**	-1,934	6,204
R^2 Ajust.	**0,262**	**0,115**	**0,036**	**0,252**	**0,213**	**0,117**	**0,112**	**0,263**	**0,321**	**0,264**

*Resultados das estimações de VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). O período amostral é de Janeiro de 1989 até Dezembro de 2011. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

No caso das medidas de iliquidez, verifica-se que os ajustamentos obtidos para ROLL, ZR e ILIQ permitem explicar, respectivamente, 26,3%, 32,1% e 26,4% das variações totais da iliquidez. As variações de ROLL são influenciadas significativa e positivamente pela rendibilidade do mercado accionista e pela taxa de inflação desfasadas um mês e negativamente pelas variações do IPI, pela volatilidade do mercado accionista desfasada de 3 meses e pelos próprios valores desfasados. Quando se usa a variável ZR, verifica-se que as suas variações são afectadas de forma positiva e significativa pelas variações do IPI e de forma negativa e significativa pela variação do agregado monetário M1, pela rendibilidade do mercado do mês anterior e pelos próprios valores desfasados. No que se refere às variações de ILIQ, observa-se que estas são afectadas de forma significativa e negativa pela taxa de inflação, pela rendibilidade do mercado accionista do mês anterior e pelos seus próprios valores desfasados. À semelhança das variações das medidas de liquidez, também as variações da iliquidez são estacionárias e tendem a reverter para a média, dependendo de forma negativa dos seus desfasamentos.

Na Tabela 10.4 evidenciam-se de forma esquemática e comparativa os resultados esperados e os resultados encontrados para as medidas de liquidez e iliquidez. Como se comentou anteriormente e se pode observar, a liquidez tende a aumentar em períodos de políticas monetárias expansionistas (sobretudo de crescimento da massa monetária) e em períodos de alta do mercado accionista e a contrair-se em períodos de elevada volatilidade no mercado, resultados estes que se assemelham aos relatados na literatura empírica prévia. De forma análoga, verifica-se que a iliquidez diminui em períodos de política monetária expansiva (aumentos do agregado monetário M1) e de alta do mercado acionista. As relações encontradas entre a liquidez (iliquidez) e o crescimento económico e a taxa de inflação são relações mais difíceis de explicar, atendendo às relações indirectas que se estabelecem entre estas variáveis e as variáveis de mercado.

Tabela 10.4 – Resumo dos resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez

Variável	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT
Liquidez	**+**	**–**	**–**	**+**	**+**	**–**
TRNVR	0	+	–	0	–	–
TRNVR3	+	0	0	–	0	–
TRNVR12	0	0	0	0	+	–/+
VOL	0	–	0	+	0	–
LVOL	0	0	0	+	+	–
LVOL3	0	0	0	0	+	0
LVOL12	0	–	0	0	0	–/+
Iliquidez	**–**	**+**	**+**	**–**	**–**	**+**
ROLL	–	+	0	0	+	–
ZR	+	–	0	–	–	0
ILIQ	0	–	0	0	–	0

Resumo dos resultados das estimações de VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). As medidas de liquidez consideradas são as seguintes: TRNVR – taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx – taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL – volume transaccionado em euros; LVOL – logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx – logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes. As medidas de iliquidez são as seguintes: ROLL – estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR – proporção de rendibilidades zero; ILIQ – rácio de iliquidez de Amihud (2002)).

O período amostral é de Janeiro de 1989 até Dezembro de 2011.

Numa formulação geral do VAR, os valores desfasados de cada variável aparecem em cada equação do sistema, apesar de isso poder não significar que todas as variáveis desempenham um papel na determinação de outras variáveis no sistema. Aliás, como se pode verificar na Tabela 10.4, alguns dos coeficientes não são significativos. No entanto, o teste de causalidade de Granger permite estudar se uma determinada variável ou grupo de variáveis é importante como determinante de outras variáveis.

A Tabela 10.5 contém os testes de causalidade de Granger efectuados com base nos modelos VAR (3) estimados anteriormente com as medidas de liquidez. Da sua análise resulta que as variáveis que influem para a variação do TRNVR são a taxa de inflação e a volatilidade do mercado accionista. Adicionalmente, não se pode rejeitar que todas as variáveis consideradas causem as variações desta medida de liquidez. Contudo, o mesmo não sucede com as medidas TRNVR3 e TRNVR12, dado que a hipótese de que todas as variáveis causam as variações destas medidas apenas não é rejeitada ao nível de significância de 10% para TRNVR12. A evolução de VOL é causada pela taxa de inflação e pelo crescimento do agregado monetário M1. Por seu turno, as principais variáveis que contribuem para a evolução de LVOL são a volatilidade do mercado accionista, a variação do agregado M1 e com uma menor significância a variação da taxa de juro *overnight* e a rendibilidade do mercado accionista. Estas são também as variáveis que causam as variações das medidas LVOL3 (causadas pela rendibilidade do mercado) e LVOL12 (causadas pela volatilidade). Além disso, para as medidas relacionadas com o volume de transacção não se pode rejeitar a hipótese de que todas as variáveis consideradas causem as suas variações.

No que se refere aos resultados dos testes de causalidade de Granger para as medidas de iliquidez, que se encontram na Tabela 10.6, verifica-se que as variações de ROLL são causadas sobretudo pela rendibilidade e volatilidade do mercado accionista, não se rejeitando a hipótese de que seja causada também por todas as variáveis. Por sua vez, as variações da proporção de rendibilidades zero (ZR) são igualmente causadas por todas as variáveis incluídas no VAR, embora se destaquem a variação do IPI, a variação do agregado M1 e a rendibilidade do mercado como preditores mais importantes. Já as variações de ILIQ são apenas causadas ao nível de 10% pela taxa de inflação, rejeitando-se a hipótese de serem causadas por todas as variáveis.

Tabela 10.5 – Testes de causalidade de Granger para os modelos VAR com liquidez

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel A: TRNVR							
IPI	–	3,136	6,641*	122,657***	4,942	10,691**	2,574
IPC	16,666***	–	6,702*	2,639	1,699	3,784	8,664**
R	4,058	5,427	–	1,067	6,144	2,576	4,729
M1	48,389***	14,961***	3,915	–	4,958	2,146	1,121
RM	5,863	1,099	14,238***	4,019	–	0,504	4,627
VOLAT	4,730	0,289	4,962	1,281	6,079	–	14,042***
TRNVR	1,196	3,391	1,486	0,897	6,927*	2,110	–
Conjunto	86,642***	31,350**	37,176***	149,430***	30,946**	23,596	32,977**
Painel B: TRNVR3							
IPI	–	3,507	7,448*	130,823***	7,418*	11,416***	3,609
IPC	19,221***	–	8,043**	2,176	1,876	3,121	2,841
R	4,102	5,992	–	0,778	6,419*	2,306	1,356
M1	50,053***	15,951***	4,168	–	5,280	2,518	3,581
RM	6,306*	1,805	14,729***	2,219	–	0,189	7,254*
VOLAT	6,335*	0,366	5,155	2,044	6,049	–	5,027
TRNVR3	8,546**	3,558	2,959	9,340**	6,639*	3,219	–
Conjunto	96,491***	31,535**	38,858***	162,871***	30,631**	24,800	23,742
Painel C: TRNVR12							
IPI	–	2,949	6,452*	125,404***	6,88*	11,404***	2,624
IPC	17,572***	–	8,183**	2,736	1,746	3,312	0,347
R	3,964	6,447*	–	0,948	6,000	2,458	0,490
M1	47,289***	14,195***	3,818	–	4,532	2,145	3,777
RM	5,629	1,554	12,787***	3,068	–	0,377	5,468
VOLAT	5,379	0,460	5,872	1,101	6,747*	–	11,514***
TRNVR12	2,275	1,073	3,941	3,832	0,889	3,912	–
Conjunto	88,087***	28,776*	39,979***	154,102***	24,343	25,553	26,473*
Painel D: VOL							
IPI	–	3,852	5,169	134,148***	6,835*	11,600***	1,328
IPC	16,270***	–	6,052	2,634	1,065	3,395	8,075**
R	2,721	4,726	–	0,557	6,594*	3,171	5,850
M1	52,845***	14,182***	3,678	–	5,058	1,942	24,498***
RM	7,140*	1,103	13,242***	4,889	–	0,097	3,562
VOLAT	2,995	0,381	4,613	1,739	7,642*	–	4,558
VOL	26,741***	5,168	0,790	7,025*	2,561	2,209	–
Conjunto	120,875***	33,323**	36,381***	159,185***	26,171*	23,704	54,434***

Tabela 10.5 – Testes de causalidade de Granger (cont.)

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel E: LVOL							
IPI	–	3,482	6,740*	126,828***	5,895	10,146**	1,412
IPC	15,868***	–	7,830**	2,759	1,944	3,558	4,436
R	3,224	5,797	–	0,877	5,713	2,938	6,985*
M1	50,660***	13,864***	3,565	–	4,706	2,577	10,066**
RM	7,889**	1,651	11,244**	3,873	–	0,748	7,571*
VOLAT	5,019	0,221	5,157	1,948	6,089	–	16,419***
LVOL	7,759*	2,979	0,770	2,594	4,504	4,158	–
Conjunto	95,436***	30,893**	36,358***	152,132***	28,296*	25,819	54,188***
Painel F: LVOL3							
IPI	–	2,671	6,185	121,812***	7,392*	11,02**	1,522
IPC	17,394***	–	6,781*	2,386	1,282	2,901	0,848
R	3,900	6,446*	–	1,233	6,774*	2,592	4,566
M1	47,23***	14,737***	3,524	–	5,480	2,309	0,010
RM	6,613*	2,000	10,771**	5,139	–	0,382	31,458***
VOLAT	4,564	0,210	5,023	1,974	7,069*	–	2,184
LVOL3	4,833	2,837	2,667	5,041	2,597	0,981	–
Conjunto	91,515***	30,736**	38,525***	156,026***	26,211*	22,371	41,336***
Painel G: LVOL12							
IPI	–	3,286	6,022	128,133***	6,520*	11,668***	5,167
IPC	16,138***	–	7,171*	2,092	1,326	3,483	4,232
R	3,401	5,451	–	0,770	5,769	2,297	3,325
M1	46,172***	14,479***	3,913	–	4,416	1,695	1,219
RM	4,917	1,630	11,319**	4,058	–	0,395	5,891
VOLAT	4,631	0,585	5,753	1,333	6,334*	–	7,168*
LVOL12	2,031	4,983	2,399	5,752	2,143	2,977	–
Conjunto	87,759***	33,117**	38,218***	157,159***	25,714	24,538	26,517*

Testes de causalidade de Granger, efectuados com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez (LIQ). As medidas de liquidez consideradas são as seguintes: TRNVR – taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx – taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL – volume transaccionado em euros; LVOL – logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx – logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes.

*A significância estatística da relação de causalidade no sentido da variável em coluna para a variável em linha ao nível de 10%, 5% e 1% é indicada por *, ** e ***, respectivamente.*

O período amostral é de Janeiro de 1989 até Dezembro de 2011.

Tabela 10.6 – Testes de causalidade de Granger para os modelos VAR com iliquidez

Painel A: ROLL							
IPI	–	3,163	6,803*	123,091***	6,673*	8,747**	5,822
IPC	16,518***	–	6,794*	2,987	1,780	4,136	3,319
R	4,128	6,261*	–	0,816	6,226	2,181	0,975
M1	50,022***	15,544***	3,568	–	4,473	2,313	4,985
RM	5,572	1,395	11,717***	3,312	–	0,573	11,876***
VOLAT	2,417	0,339	4,608	1,887	6,095	–	6,615*
ROLL	3,912	1,804	1,673	2,315	2,270	6,020	–
Conjunto	90,280***	29,588**	37,389***	151,687***	25,853	27,840*	41,280***
Painel B: ZR							
IPI	–	4,499	7,956**	123,133***	6,137	12,871***	27,309***
IPC	15,764***	–	6,905*	1,408	2,097	3,919	5,069
R	4,299	6,648*	–	1,047	5,408	2,707	2,846
M1	35,248***	13,835***	1,964	–	3,954	1,448	11,430***
RM	4,513	2,657	12,125***	5,455	–	0,384	8,057**
VOLAT	3,670	0,081	4,896	1,875	6,137	–	2,425
ZR	5,481	6,841*	5,056	5,011	0,902	4,278	–
Conjunto	92,384***	35,181***	41,252***	155,980***	24,357	25,949	55,807***
Painel C: ILIQ							
IPI	–	3,369	6,254*	124,648***	7,062*	10,921**	3,522
IPC	17,878***	–	8,127**	2,728	1,964	3,158	6,318*
R	4,173	6,122	–	0,765	5,915	2,354	0,031
M1	46,409***	15,988***	3,932	–	5,287	2,207	0,806
RM	4,771	1,668	12,982***	3,729	–	0,461	5,279
VOLAT	4,646	0,386	4,388	1,361	7,985**	–	3,322
ILIQ	3,141	3,980	1,955	1,166	4,541	0,588	–
Conjunto	89,248***	32,004**	37,711***	149,858***	28,336*	21,946	16,109

Testes de causalidade de Granger, efectuados com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de iliquidez (LIQ). As medidas de iliquidez são as seguintes: ROLL – estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR – proporção de rendibilidades zero; ILIQ – rácio de iliquidez de Amihud (2002).

*A significância estatística da relação de causalidade no sentido da variável em coluna para a variável em linha ao nível de 10%, 5% e 1% é indicada por *, ** e ***, respectivamente.*

O período amostral é de Janeiro de 1989 até Dezembro de 2011.

Estes resultados confirmam e reforçam os resultados dos modelos VAR obtidos anteriormente, destacando-se a variação do agregado monetário M1, a rendibilidade e a volatilidade do mercado accionista como as variáveis determinantes das variações de liquidez/iliquidez.

Para avaliar a importância das variáveis consideradas na explicação da variação da liquidez analisa-se também a decomposição da variância do erro de previsão, que permite quantificar qual a percentagem dos movimentos de uma variável que é explicada pelos movimentos das restantes variáveis. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da liquidez e da iliquidez encontram-se, respectivamente, na Tabela 10.7 e na Tabela 10.8.

Como se pode observar, independentemente da medida de liquidez ou iliquidez considerada, são os movimentos da própria medida que permitem explicar a maior parte das suas variações: entre 79,5% (ROLL) e 99,4% (TRNVR12) no horizonte temporal de um mês e entre 67,5% (ROLL) e 91,9% (TRNVR3) no horizonte temporal de 24 meses. Constata-se ainda que a percentagem das variações da liquidez que é explicada pelas variações das restantes variáveis aumenta ligeiramente com o horizonte temporal, sugerindo um ajuste lento da liquidez à alteração das condições económicas e de mercado.

Relativamente às variações de TRNVR que são explicadas pelas outras variáveis, verifica-se que a rendibilidade e a volatilidade do mercado explicam 1,918% e 1,743%, respectivamente, das variações a um mês e 3,147% e 3,803%, respectivamente, das variações a 24 meses. No entanto, para este horizonte temporal a taxa de inflação passa a explicar 3,659% das variações do TRNVR, sobrepondo-se à rendibilidade do mercado. Os movimentos de TRNVR3 no horizonte de um mês são explicados em 0,654% pela rendibilidade do mercado e em 0,515% pela taxa de inflação e no horizonte de 24 meses 2,295% e 2,039%, respectivamente, pela rendibilidade e volatilidade do mercado. Estas duas últimas variáveis são também aquelas que, a seguir às suas próprias variações, mais contribuem para explicar as variações de TRNVR12 no horizonte de 24 meses (2,182% e 3,750%, respectivamente). No horizonte de um mês, as variações de TRNVR12 são explicadas em apenas 0,266% pela taxa de inflação e 0,137% pela variação do agregado monetário M1, pois, como se referiu, são as próprias variações desta medida de liquidez que explicam a quase totalidade da variância do erro de previsão.

Tabela 10.7 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez

Período	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel A: TRNVR							
1	0,696	0,070	0,343	0,002	1,918	1,743	95,227
3	0,548	1,061	0,674	0,236	2,124	2,777	92,579
6	1,809	3,629	0,982	0,251	3,133	3,781	86,414
12	2,447	3,649	1,016	0,362	3,141	3,805	85,581
24	2,504	3,659	1,017	0,386	3,147	3,803	85,484
Painel B: TRNVR3							
1	0,392	0,515	0,016	0,002	0,654	0,035	98,386
3	0,505	0,586	0,380	0,902	1,405	1,938	94,285
6	0,682	0,986	0,687	1,021	2,231	1,962	92,431
12	0,862	1,069	0,776	1,028	2,292	2,031	91,941
24	0,897	1,071	0,776	1,045	2,295	2,039	91,877
Painel C: TRNVR12							
1	0,020	0,266	0,000	0,137	0,000	0,132	99,445
3	0,351	0,380	0,100	0,561	1,919	3,252	93,437
6	1,689	0,436	0,143	0,647	2,158	3,718	91,208
12	2,039	0,614	0,218	0,891	2,180	3,752	90,306
24	2,078	0,632	0,220	0,914	2,182	3,750	90,224
Painel D: VOL							
1	3,119	0,363	0,037	0,014	6,916	2,251	87,300
3	2,507	0,354	2,311	3,549	5,808	2,021	83,449
6	2,566	3,657	2,102	8,485	5,280	3,063	74,848
12	3,625	4,190	2,299	8,610	5,296	3,031	72,950
24	3,798	4,313	2,294	8,687	5,274	3,021	72,613
Painel E: LVOL							
1	0,452	0,113	0,026	0,009	5,892	1,868	91,640
3	0,856	0,930	0,721	1,381	5,663	1,836	88,613
6	1,650	2,166	2,289	4,464	5,133	6,402	77,896
12	2,043	2,488	2,617	4,638	5,240	6,406	76,569
24	2,153	2,511	2,614	4,692	5,232	6,398	76,400
Painel F: LVOL3							
1	0,002	0,401	0,212	0,006	1,173	0,598	97,608
3	0,036	0,448	1,997	0,012	9,455	1,156	86,897
6	0,376	0,596	2,589	0,053	11,352	1,213	83,820
12	0,429	0,653	2,617	0,064	11,486	1,253	83,498
24	0,438	0,653	2,617	0,067	11,485	1,254	83,486

Tabela 10.7 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez (cont.)

Painel G: LVOL12							
1	0,113	0,494	0,048	0,327	0,821	0,338	97,858
3	0,493	1,129	0,110	0,494	3,658	1,783	92,333
6	0,879	1,233	1,000	0,659	4,928	1,980	89,322
12	1,072	1,346	1,102	0,719	4,929	1,981	88,851
24	1,127	1,351	1,102	0,745	4,933	1,980	88,762

Decomposição da variância do erro de previsão das variações de liquidez, efectuada com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez (LIQ). As medidas de liquidez consideradas são as seguintes: TRNVR – taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx – taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nos x (x = 3 e 12) meses precedentes e o número de acções em circulação; VOL – volume transaccionado em euros; LVOL – logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx – logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nos x (x = 3 e 12) meses precedentes.

Os dados da tabela representam a percentagem das variações da liquidez que cada variável explica para os horizontes temporais de 1, 3, 6, 12 e 24 meses.

O período amostral é de Janeiro de 1989 até Dezembro de 2011.

Para o horizonte temporal de um mês, as outras variáveis que mais contribuem para explicar os movimentos de VOL são a rendibilidade do mercado (6,916%), a variação do IPI (3,119%) e a volatilidade do mercado accionista (2,251%). No entanto, no horizonte temporal de 24 meses, são a variação do agregado M1 (8,687%), a rendibilidade do mercado (5,274%) e a taxa de inflação (4,313%) que mais contribuem para aquela explicação.

No que se refere às variações de LVOL que são explicadas pelas outras variáveis, observa-se que a rendibilidade e a volatilidade do mercado explicam, respectivamente, cerca de 6% e 2% das variações a um mês e cerca de 5% e 6% das variações a 24 meses. Neste horizonte de 24 meses, por ordem de importância, seguem-se as variações do agregado monetário M1 (4,692%), as variações da taxa de juro *overnight* (2,614%), as variações da taxa de inflação (2,511%) e as variações do IPI (2,153%). Quanto aos movimentos de LVOL 3, no horizonte temporal de um

mês, 1,173% são explicados pela rendibilidade de mercado e 0,598% pela volatilidade e, no horizonte de 24 meses, 11,485% são explicados pela rendibilidade de mercado, 2,617% pelas variações da taxa de juro *overnight* e 1,254% pela volatilidade. Já os movimentos de LVOL12 são explicados em 0,821% pela rendibilidade de mercado no horizonte a um mês e em 4,933% no horizonte a 24 meses, seguindo-se a taxa de inflação no horizonte a um mês (0,494%) e a volatilidade no horizonte a 24 meses (1,980%).

Tabela 10.8 – Decomposição da variância do erro de previsão da iliquidez

Período	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel A: ROLL							
1	0,450	0,044	0,031	0,108	0,037	19,846	79,484
3	1,163	0,606	0,462	1,424	3,469	19,988	72,889
6	2,186	1,020	0,491	3,496	3,752	20,716	68,340
12	2,350	1,238	0,592	3,698	3,846	20,589	67,685
24	2,500	1,268	0,595	3,742	3,846	20,541	67,508
Painel B: ZR							
1	0,082	0,875	0,712	1,822	6,547	0,980	88,982
3	0,671	1,808	0,905	4,829	5,995	2,300	83,493
6	7,026	2,267	1,029	5,660	5,538	2,183	76,297
12	9,155	3,802	1,206	6,017	5,464	2,120	72,236
24	9,630	4,086	1,223	6,134	5,428	2,110	71,390
Painel C: ILIQ							
1	0,283	0,790	0,005	0,029	0,127	1,099	97,667
3	0,271	3,613	0,017	0,053	0,868	1,942	93,236
6	1,416	3,819	0,278	0,817	1,727	2,277	89,666
12	1,484	3,817	0,356	0,920	1,783	2,274	89,366
24	1,505	3,821	0,358	0,932	1,782	2,275	89,327

Decomposição da variância do erro de previsão das variações de liquidez, efectuada com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de iliquidez (LIQ). As medidas de iliquidez são as seguintes: ROLL – estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR – proporção de rendibilidades zero; ILIQ – rácio de iliquidez de Amihud (2002).

Os dados da tabela representam a percentagem das variações da liquidez que cada variável explica para os horizontes temporais de 1, 3, 6, 12 e 24 meses.

O período amostral é de Janeiro de 1989 até Dezembro de 2011.

Quanto à medida de iliquidez ROLL, constata-se que a volatilidade do mercado permite explicar 19,846% dos seus movimentos no horizonte temporal de um mês e 20,541% dos movimentos a 24 meses, seguindo-se-lhe a variação do IPI (0,450%) no horizonte de um mês e a rendibilidade do mercado (3,846%) e a variação de M1 (3,742%) no horizonte de 24 meses. Quanto a ZR, é a rendibilidade de mercado que oferece a maior explicação dos movimentos a um mês (6,547%), seguindo-se-lhe a variação do agregado monetário M1 (1,822%). Para o horizonte temporal de 24 meses, as variações de ZR são explicadas em 9,630% pelas variações do IPI, em 6,134% pelas variações do agregado M1 e em 5,428% pela rendibilidade do mercado. Por último, as variações de ILIQ são sobretudo explicadas pela volatilidade do mercado e pela taxa de inflação. Estas variáveis explicam, respectivamente, 1,099% e 0,790% dos movimentos de ILIQ a um mês e 2,275% e 3,821% dos movimentos a 24 meses.

Com efeito, a liquidez revela-se persistente ao longo do tempo pois, como se indicou anteriormente, são os seus próprios movimentos que mais contribuem para explicar a sua evolução temporal. Não obstante, os resultados encontrados indicam que as variações de liquidez são determinadas pela rendibilidade e volatilidade do mercado accionista assim como pelas variações do agregado monetário M1, ou seja, pelas condições do próprio mercado accionista e pela política monetária.

De forma a completar a análise, nas figuras seguintes apresentam-se as funções de resposta das variações de cada uma das medidas de liquidez e de iliquidez aos choques nas variáveis incluídas nos modelos VAR. Estas funções de resposta aos impulsos permitem identificar a duração do efeito de um choque numa variável sobre outra e se o impacto é transitório ou permanente.

Figura 10.1 – Funções de resposta de TRNVR aos impulsos

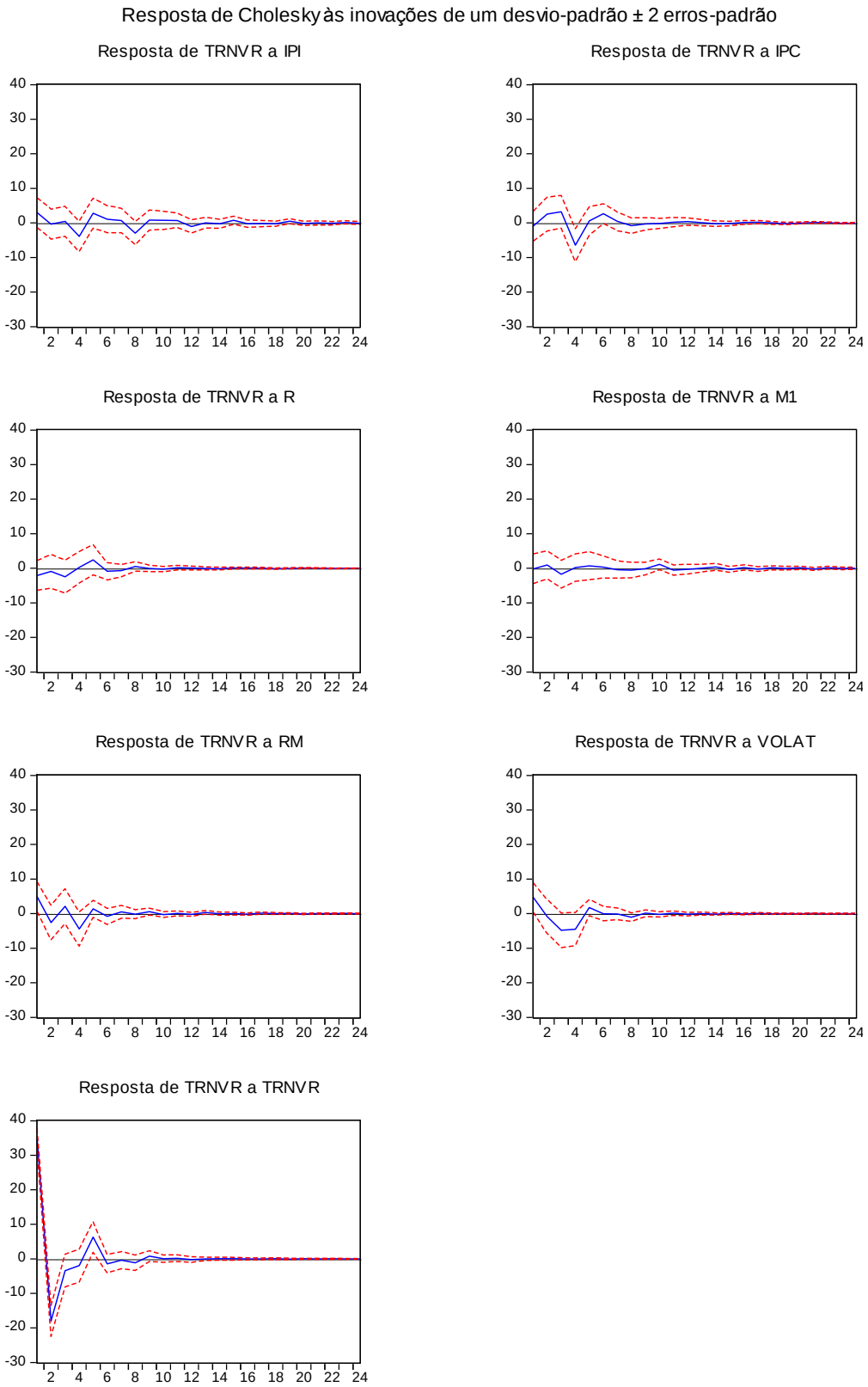


Figura 10.2 – Funções de resposta de TRNVR3 aos impulsos

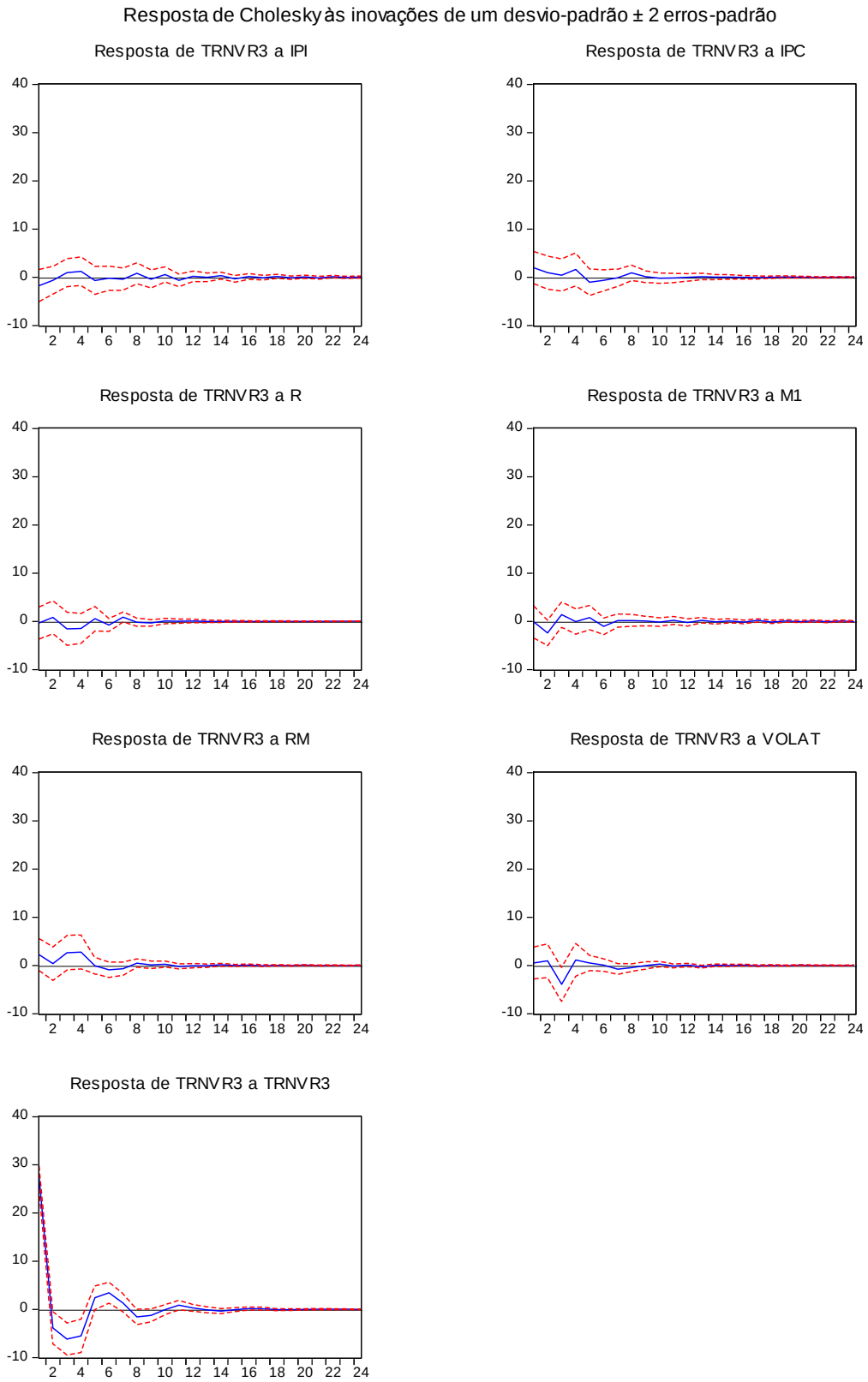


Figura 10.3 – Funções de resposta de TRNVR12 aos impulsos

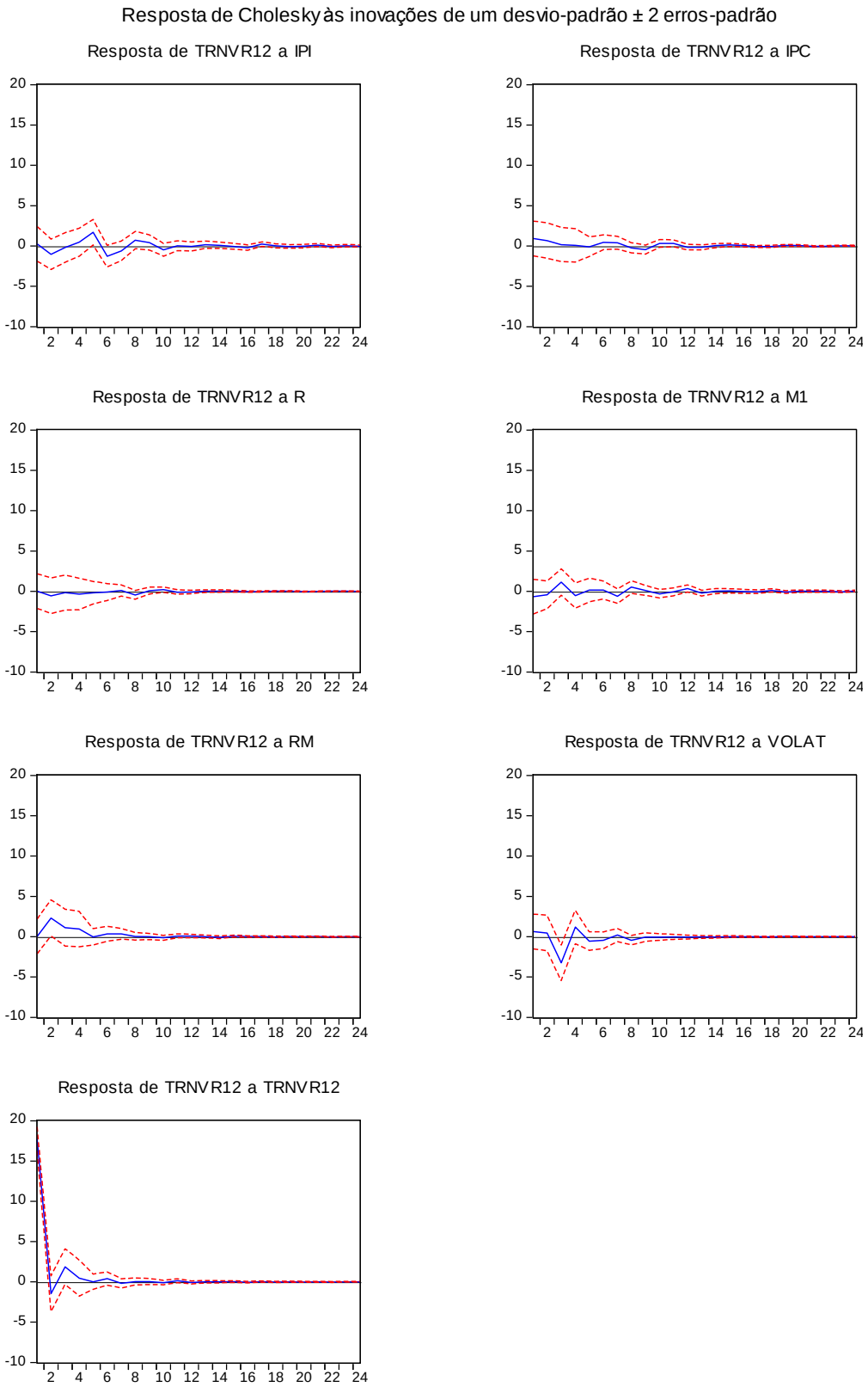


Figura 10.4 – Funções de resposta de VOL aos impulsos

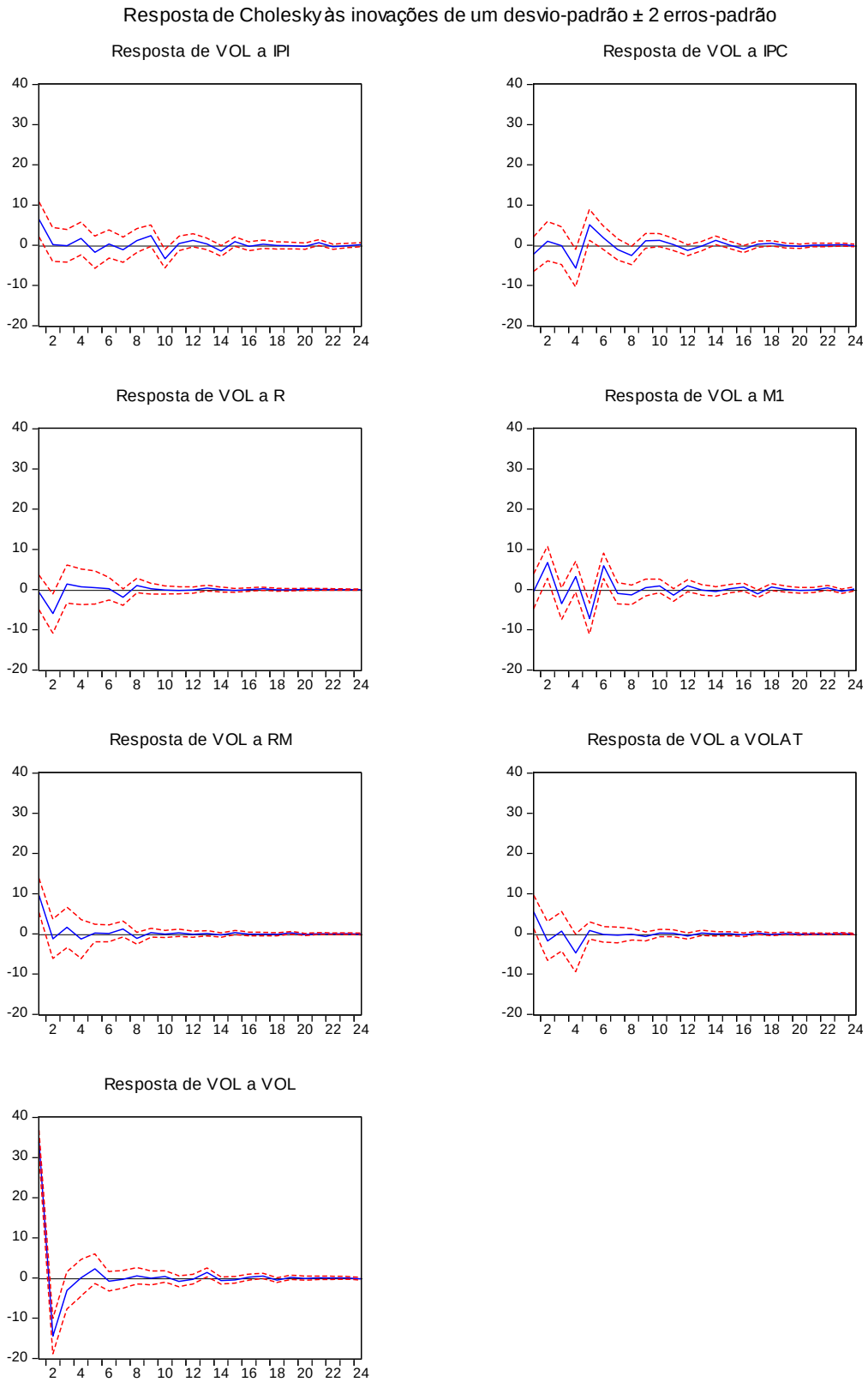


Figura 10.5 – Funções de resposta de LVOL aos impulsos

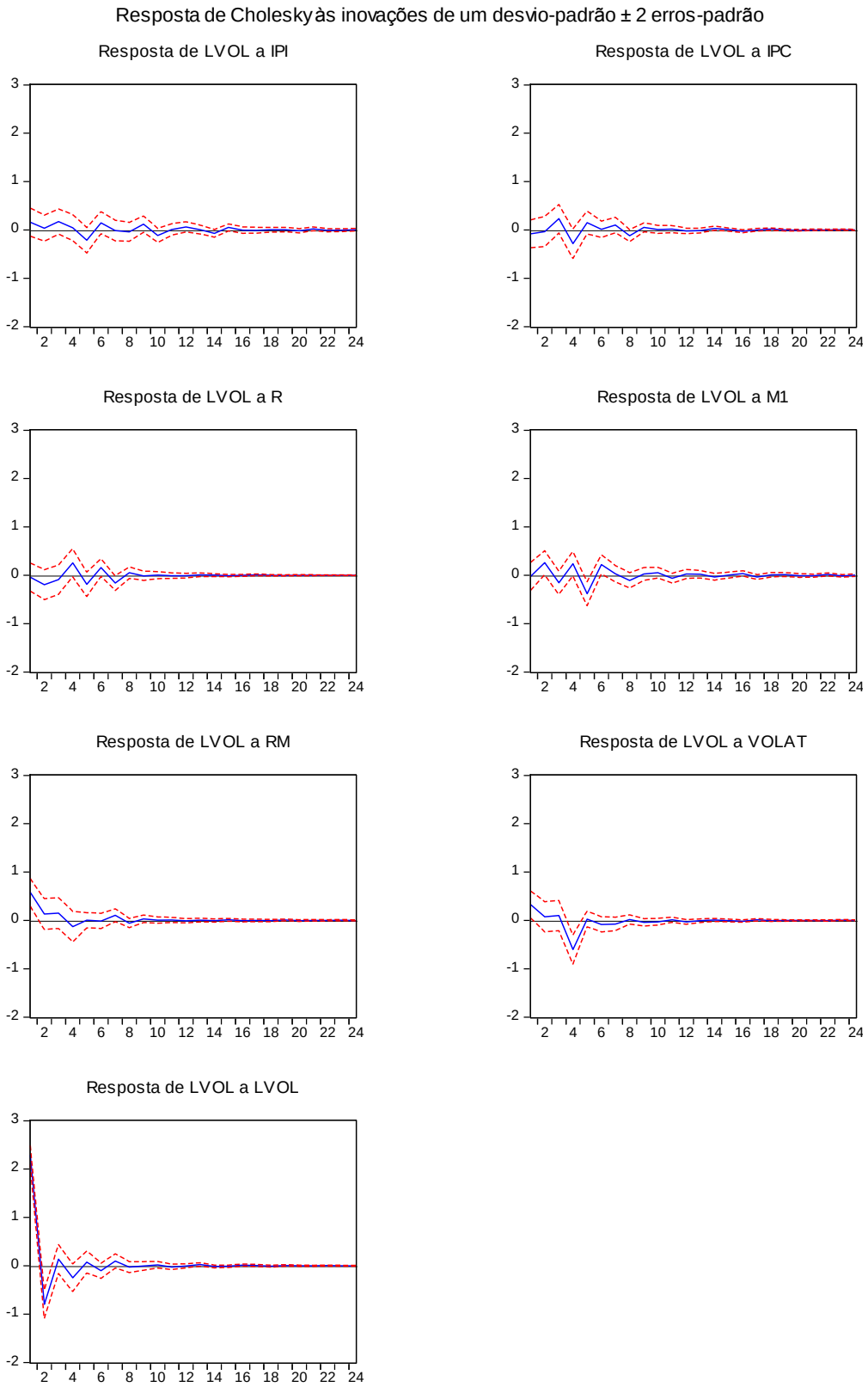


Figura 10.6 – Funções de resposta de LVOL3 aos impulsos

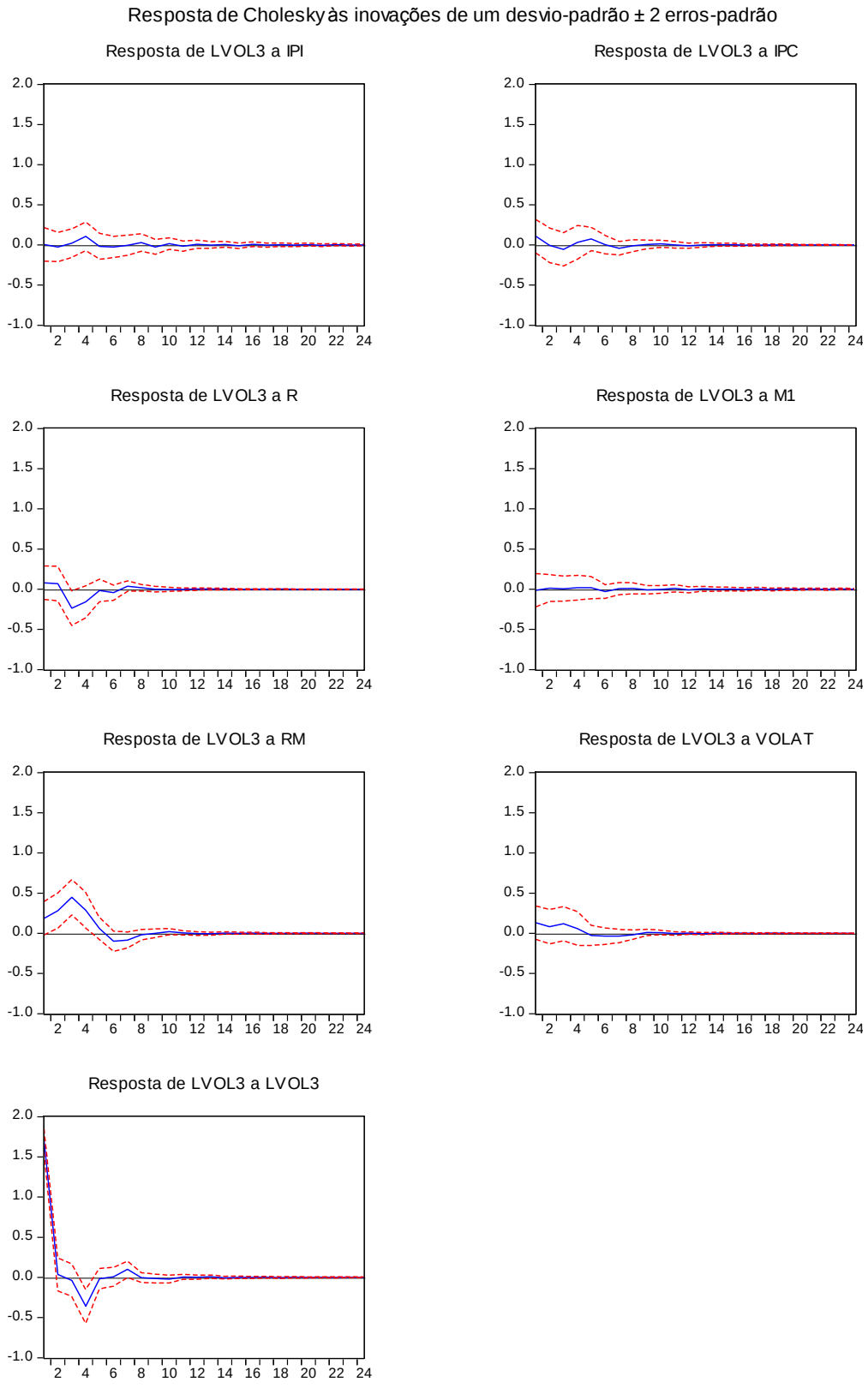


Figura 10.7 – Funções de resposta de LVOL12 aos impulsos

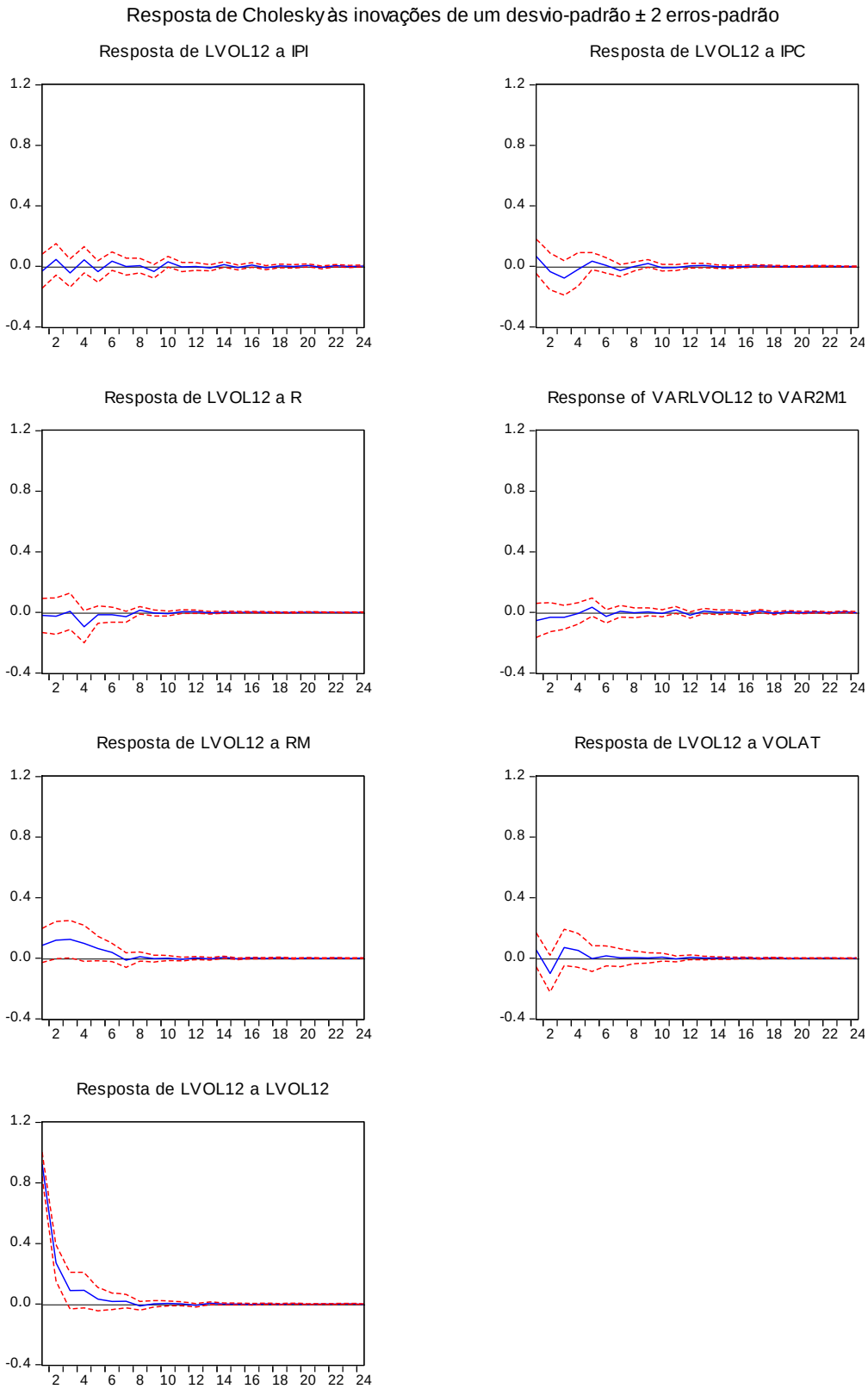


Figura 10.8 – Funções de resposta de ROLL aos impulsos

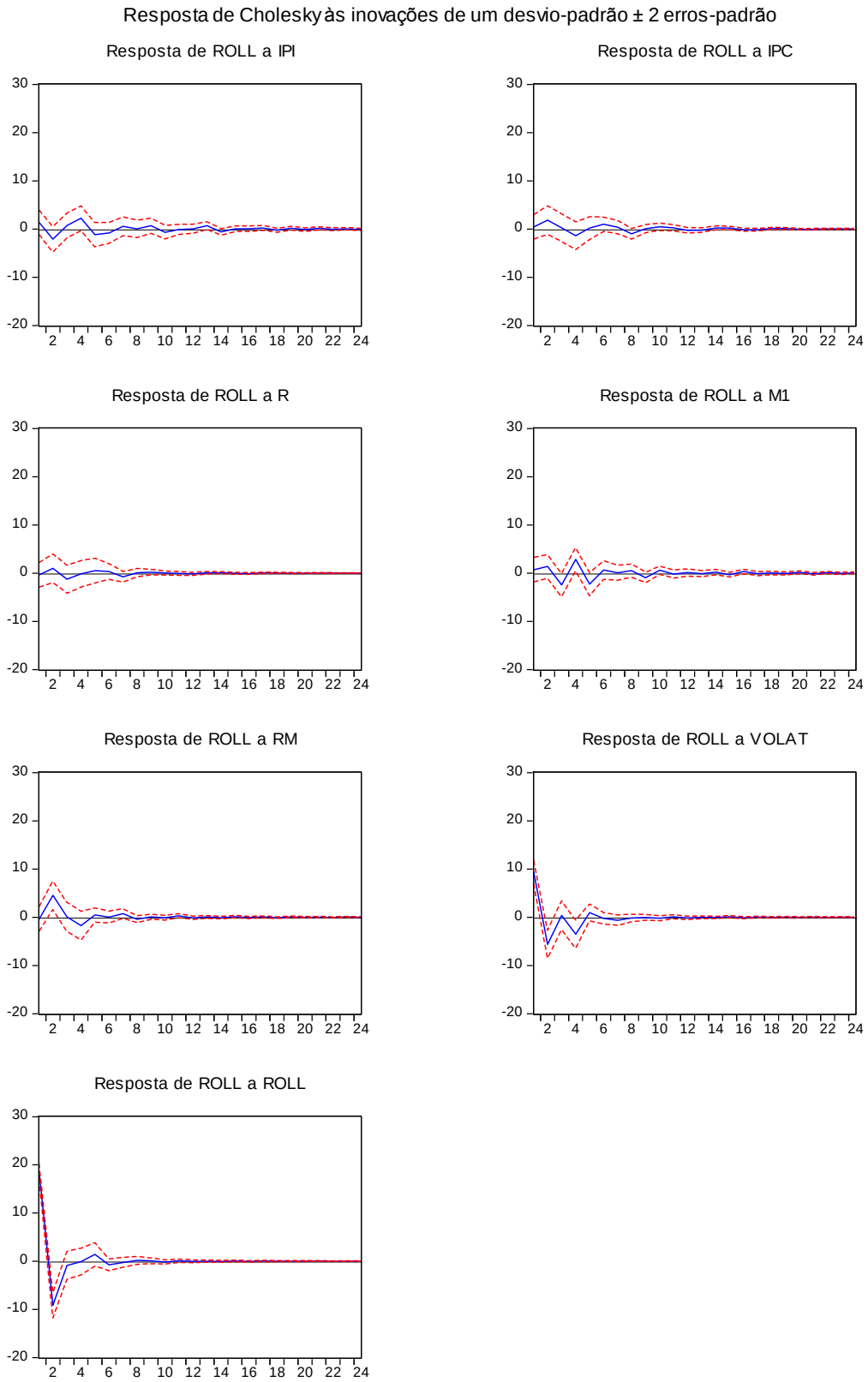


Figura 10.9 – Funções de resposta de ZR aos impulsos

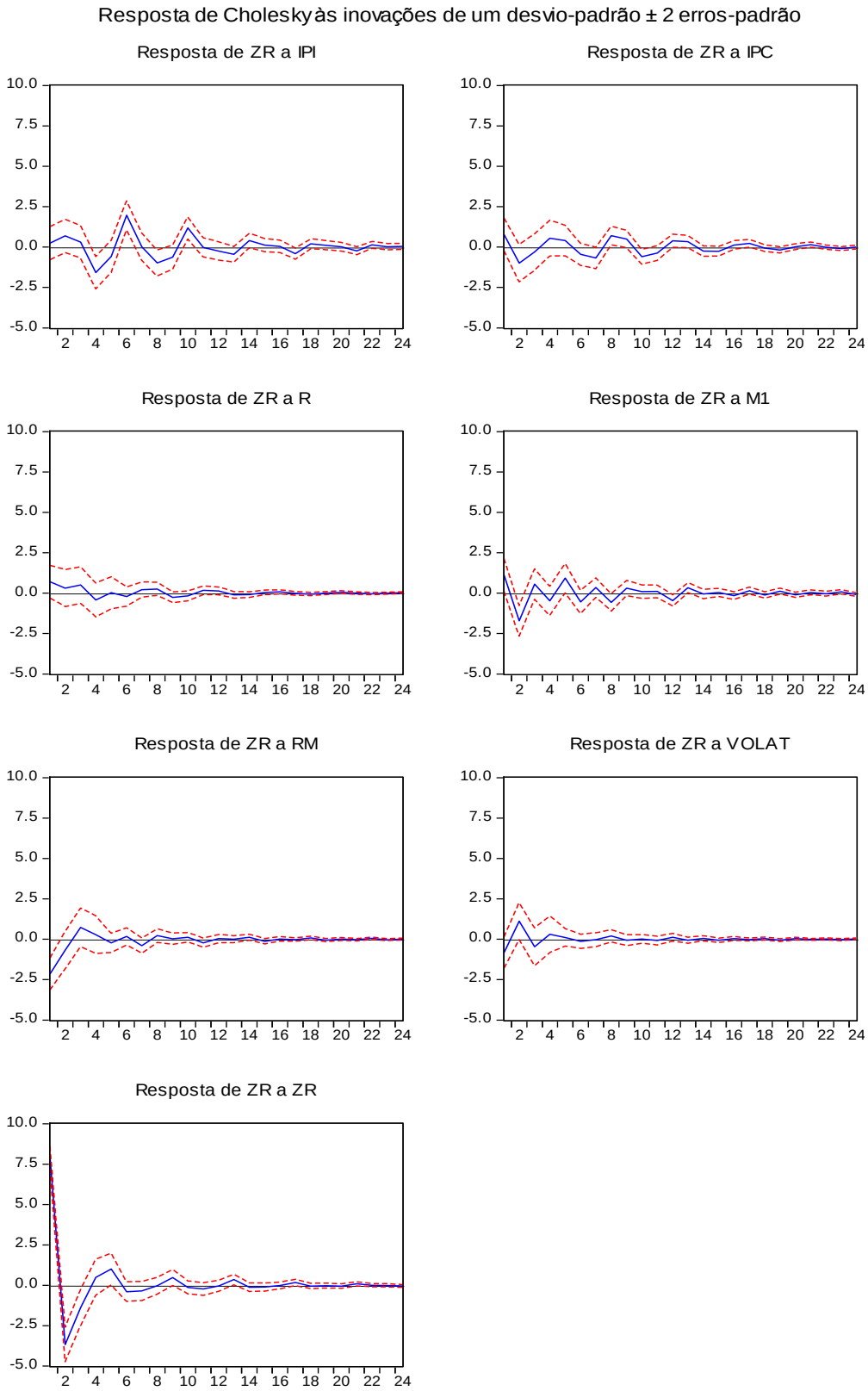
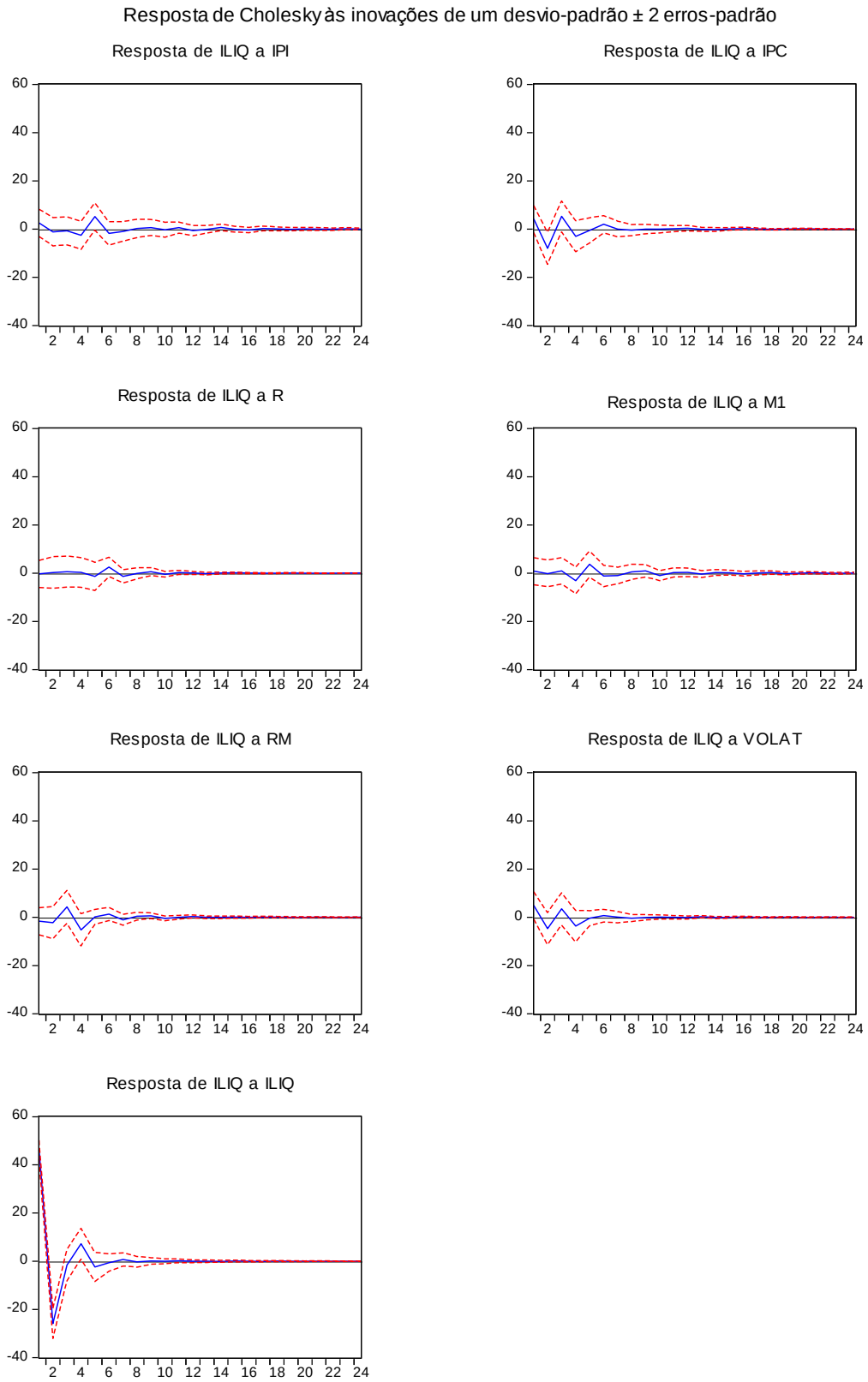


Figura 10.10 – Funções de resposta de ILIQ aos impulsos



Analisando as figuras, observa-se que, independentemente da medida de liquidez ou iliquidez considerada, os efeitos dos choques das variáveis macroeconómicas são mais persistentes do que os efeitos dos choques das variáveis de mercado. Pode ainda constatar-se que, nos primeiros meses, a liquidez agregada do mercado responde de uma forma mais intensa aos seus próprios impulsos. No entanto, à medida que o horizonte temporal se dilata, a resposta a este impulso vai-se diluindo em favor da influência do resto das variáveis consideradas, tal como se havia concluído anteriormente. Comprova-se ainda a importância da rendibilidade de mercado, da volatilidade e das medidas de política monetária (sobretudo a variação do agregado monetário M1) como determinantes das variações da liquidez/iliquidez de mercado.

10.3. Análise VAR por subperíodos

Tal como se indicou anteriormente, no início de Dezembro de 1997 o mercado accionista português deixou de ser um mercado emergente e foi classificado como um mercado desenvolvido pelo MSCI. Este acontecimento parece ter influenciado a evolução da liquidez do mercado, conforme se sublinhou no capítulo 6. Por esta razão, é igualmente importante analisar se os factores que determinam esta evolução são os mesmos que se identificaram para todo o período amostral ou se são diferentes em cada um dos subperíodos. Para este efeito, com base nas observações de cada um dos dois subperíodos, re-estimaram-se modelos VAR(3) com as mesmas variáveis endógenas e exógenas, cujos resultados são apresentados na Tabela 10.9 e na Tabela 10.10.

Da análise da Tabela 10.9, relativa ao primeiro subperíodo, destaca-se a obtenção de uma melhor qualidade de ajustamento do que aquela que foi obtida para todo o período amostral, com excepção de LVOL e ILIQ. Com efeito, os maiores

Tabela 10.9 – Resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***		
	TRNVR	**TRNVR3**	**TRNVR12**	**VOL**	**LVOL**	**LVOL3**	**LVOL12**	**ROLL**	**ZR**	**ILIQ**
IPI(-1)	0,236	-0,171	-0,174	0,654	0,011	0,025*	0,020**	-0,186	0,025	0,194
IPI(-2)	0,299	0,027	-0,325**	0,669	0,039	0,026	0,020*	-0,297*	0,170**	-0,175
IPI(-3)	0,009	0,380	-0,179	0,640	0,020	0,033**	0,030***	-0,031	0,145**	0,042
IPC(-1)	4,303	6,432	-2,899	-4,216	0,088	-0,036	-0,314	1,857	-0,914	-10,539
IPC(-2)	20,864*	4,936	-5,930	-0,471	1,490*	0,720	0,211	4,259	-2,011	1,121
IPC(-3)	-1,822	8,222	-5,152	-0,082	0,748	-0,033	0,147	6,012	-1,881	-19,183
R(-1)	-0,102	0,096	-0,071	-0,369*	0,000	-0,005	-0,002	-0,108	0,031	-0,257
R(-2)	-0,448**	0,042	0,011	-0,292	-0,012	-0,020**	-0,004	-0,178*	0,077*	-0,244
R(-3)	-0,503***	-0,027	0,059	-0,239	0,004	-0,020***	-0,011**	-0,081	0,058*	-0,247
M1(-1)	1,138	-0,849	-0,774**	2,317**	0,135**	0,014	-0,025	0,399	-0,252	0,641
M1(-2)	1,050	-0,913	-0,457	2,726**	0,138**	0,061	0,011	0,434	-0,511**	0,477
M1(-3)	0,516	-0,487	-0,246	4,528***	0,203***	0,016	0,019	0,755**	-0,694***	-0,338
RM(-1)	-0,411	-1,271	1,274**	2,131	0,038	0,156***	0,053*	1,562***	-0,664**	-1,028
RM(-2)	0,398	1,575	0,051	1,980	0,187*	0,003	-0,039	0,187	0,110	-2,411
RM(-3)	-1,228	1,540	0,388	-1,085	-0,110	0,114**	0,027	-0,207	0,460*	0,264
VOLAT(-1)	5,650	-7,169	-9,504	36,976*	1,997	1,766**	-0,230	-1,126	-0,060	2,774
VOLAT(-2)	-13,597	-62,492***	-47,780***	6,764	0,387	0,236	0,974**	-8,659	4,950	0,644
VOLAT(-3)	-38,766**	14,151	23,489***	-23,828	-2,424**	0,488	-0,215	-1,382	-0,360	-11,281
LIQ(-1)	-0,637***	-0,220*	-0,212**	-0,476***	-0,321**	0,137	0,505***	-0,574***	-0,389***	-0,449***
LIQ(-2)	-0,309***	-0,209**	0,137	-0,397***	-0,152	-0,149	-0,177	-0,291**	-0,067	-0,256**
LIQ(-3)	-0,310***	-0,244***	0,257***	-0,140	-0,095	-0,242***	0,183*	-0,130	-0,147	0,026
C	16,871	23,435***	14,917***	3,278	0,478	-0,650	-0,113	5,241	-2,550	0,533
R^2 Ajust.	**0,295**	**0,274**	**0,402**	**0,357**	**0,174**	**0,336**	**0,229**	**0,344**	**0,372**	**0,155**

*Resultados das estimações de VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). O período amostral é de Janeiro de 1989 até Novembro de 1997. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela 10.10 – Resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***		
	TRNVR	**TRNVR3**	**TRNVR12**	**VOL**	**LVOL**	**LVOL3**	**LVOL12**	**ROLL**	**ZR**	**ILIQ**
IPI(-1)	0,274	0,168	0,057	-0,117	-0,004	-0,014	0,010	-0,259	0,158**	0,323
IPI(-2)	0,471	0,139	-0,133	-0,332	0,010	-0,012	-0,001	-0,046	0,287***	0,064
IPI(-3)	0,224	0,173	-0,132	-0,472**	0,008	-0,010	-0,009	-0,124	0,219***	-0,757*
IPC(-1)	6,440	-4,106	2,915	4,711	0,160	0,196	-0,195	6,939	-1,011	-15,688
IPC(-2)	9,006	0,000	1,386	9,430**	0,388	-0,298	-0,474***	1,974	-1,225	-0,250
IPC(-3)	-5,988	2,799	-0,366	0,381	-0,484	0,424	-0,165	1,873	-1,286	-1,080
R(-1)	-0,134	-0,037	-0,006	-0,002	-0,013	0,008	-0,001	0,183*	0,008	0,163
R(-2)	-0,092	-0,111	-0,005	-0,190	-0,007	0,000	0,002	0,172	0,012	0,027
R(-3)	0,011	-0,030	0,083	0,012	0,014	0,003	0,000	0,050	-0,083**	0,036
M1(-1)	-0,991	-0,023	0,034	0,133	0,007	-0,001	0,013	0,476	-0,421**	-1,213
M1(-2)	-1,181	-0,155	0,471	-0,292	0,006	-0,027	-0,012	0,004	-0,225	-0,799
M1(-3)	-1,040	-0,168	0,451	-0,157	0,041	-0,010	-0,015	0,507	-0,005	-1,316
RM(-1)	-0,111	1,164**	0,562	-0,240	0,085*	0,030	0,005	0,627	-0,336**	-1,177
RM(-2)	0,534	0,761	0,027	0,237	0,005	0,123***	0,041**	-0,030	0,105	2,929***
RM(-3)	-1,244*	0,979*	0,282	-0,202	-0,023	0,022	0,005	-0,390	-0,176	-2,024**
VOLAT(-1)	-0,823	6,775	2,305	-8,685	0,281	-0,276	-0,382	-8,924	4,967**	-8,753
VOLAT(-2)	-13,560	8,651	2,244	1,841	0,192	0,489	0,388	3,870	-2,347	20,698
VOLAT(-3)	-17,286	1,704	0,043	-11,303	-2,283***	0,139	0,170	-13,233*	-1,207	-19,970
LIQ(-1)	-0,439***	-0,156**	0,016	-0,560***	-0,411***	-0,037	0,197**	-0,460***	-0,593***	-0,615***
LIQ(-2)	-0,404***	-0,278***	0,046	-0,283***	-0,115	-0,021	0,139*	-0,278***	-0,603***	-0,393***
LIQ(-3)	-0,278***	-0,321***	0,005	-0,204**	-0,197**	-0,259***	-0,011	-0,212***	-0,295***	-0,111
C	17,369*	-11,807*	-3,569	11,874*	1,219**	-0,095	-0,055	11,114*	-1,183	7,079
R^2 Ajust.	**0,215**	**0,135**	**-0,078**	**0,247**	**0,194**	**0,083**	**0,091**	**0,238**	**0,408**	**0,336**

*Resultados das estimações de VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). O período amostral é de Dezembro de 1997 até Dezembro de 2011. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

coeficientes de determinação ajustados das equações para as medidas de liquidez são de 40,2% para TRNVR12, 35,7% para VOL, 33,6% para LVOL3 e 29,5% para TRNVR. Para as medidas de iliquidez obtêm-se os seguintes coeficientes de determinação ajustados:15,5% para ILIQ, 34,4% para ROLL e 37,2% para ZR. Adicionalmente, neste subperíodo, as variações da liquidez ou da iliquidez são influenciadas pelos seus próprios desfasamentos de uma forma menos significativa do que na totalidade do período, apresentando a maioria dos coeficientes um sinal negativo. Isto sugere que as outras variáveis incluídas nos modelos assumem um maior peso na explicação das variações da liquidez/iliquidez.

Contudo, como se pode comprovar na Tabela 10.10, no segundo subperíodo a qualidade dos ajustamentos obtidos é ligeiramente pior do que a registada para todo o período amostral, com excepção de TRNVR3, ZR e ILIQ. Agora, os maiores coeficientes de determinação ajustados para as medidas de liquidez são de 24,7% para VOL, 21,5% para TRNVR e 19,4% para LVOL e para as medidas de iliquidez são de 23,8% para ROLL, 33,6% para ILIQ e 40,8% para ZR. Além disso, tal como para todo o período amostral, verifica-se também que as variações da maioria das variáveis de liquidez ou iliquidez são influenciadas pelos seus próprios desfasamentos de forma significativa, indiciando a eventual perda de capacidade explicativa das restantes variáveis incluídas nos modelos.

Em termos das variáveis que contribuem de forma significativa para explicar as variações da liquidez e da iliquidez, apresentam-se esquematicamente na Tabela 10.11 os resultados esperados e encontrados. Como se pode observar, as variáveis macroeconómicas, especialmente as relacionadas com a política monetária, e as variáveis financeiras exercem uma maior influência sobre as variações da liquidez e da iliquidez no primeiro subperíodo do que no segundo. No segundo subperíodo o número de coeficientes significativos decresce, destacando-se apenas a influência que a rendibilidade do mercado accionista exerce sobre as variações da liquidez e da iliquidez.

Tabela 10.11 – Resumo dos resultados dos modelos VAR para as medidas de liquidez/iliquidez – Análise por subperíodos

Variável	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT
Painel A: Subperíodo 1						
Liquidez	**+**	**–**	**–**	**+**	**+**	**–**
TRNVR	0	+	–	0	0	–
TRNVR3	0	0	0	0	0	–
TRNVR12	–	0	0	–	+	–/+
VOL	0	0	–	+	0	+
LVOL	0	+	0	+	+	–
LVOL3	+	0	–	0	+	+
LVOL12	+	0	–	0	+	+
Iliquidez	**–**	**+**	**+**	**–**	**–**	**+**
ROLL	–	0	–	+	0	0
ZR	+	0	+	–	+	0
ILIQ	0	0	0	0	0	0
Painel B: Subperíodo 2						
Liquidez	**+**	**–**	**–**	**+**	**+**	**–**
TRNVR	0	0	0	0	–	0
TRNVR3	0	0	0	0	+	0
TRNVR12	0	0	0	0	0	0
VOL	–	+	0	0	0	0
LVOL	0	0	0	0	+	–
LVOL3	0	0	0	0	+	0
LVOL12	0	–	0	0	+	0
Iliquidez	**–**	**+**	**+**	**–**	**–**	**+**
ROLL	0	0	+	0	0	–
ZR	+	0	–	–	–	+
ILIQ	–	0	0	0	+/–	0

Resumo dos resultados das estimações de VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ).

O subperíodo 1 corresponde ao período de Janeiro de 1989 até Novembro de 1997 e o subperíodo 2 de Dezembro de 1997 até Dezembro de 2011.

De referir que as relações encontradas entre as variáveis consideradas e as medidas de liquidez relacionadas com o volume de transacção reflectem melhor as relações esperadas no primeiro subperíodo, ao passo que no segundo subperíodo parece ser a medida ZR que melhor traduz as relações esperadas com as restantes variáveis. No que se refere às medidas relacionadas com a taxa de *turnover*, verifica-se que algumas das relações não correspondem ao esperado mas este resultado deve-

se ao facto da evolução destas medidas não traduzir a correcta evolução da liquidez no mercado bolsista português como se comentou no capítulo 6.

No que se refere à causalidade de Granger, cujos resultados se apresentam na Tabela 10.12 e na Tabela 10.13, comprova-se que quer as variáveis associadas à política monetária quer as variáveis de mercado são factores importantes na determinação das variações da liquidez e da iliquidez. Confirma-se também que as variações da liquidez (quando medida por TRNVR, VOL, LVOL e LVOL*x*) e da iliquidez (quando medida por ZR) são causadas pelas variações da taxa de juro *overnight* e pelas variações do agregado monetário M1 apenas no primeiro subperíodo. No segundo subperíodo verifica-se que são sobretudo a rendibilidade e a volatilidade do mercado accionista que parecem causar as variações da liquidez e da iliquidez.

Tabela 10.12 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997

causa →	**IPI**	**IPC**	**R**	**M1**	**RM**	**VOLAT**	**LIQ**
Painel A: TRNVR							
IPI	–	4,538	4,083	43,861***	4,089	6,339*	1,144
IPC	8,603**	–	1,021	12,156***	1,871	1,378	4,538
R	7,990**	0,813	–	2,360	2,801	3,770	9,876**
M1	9,459**	34,208***	1,404	–	2,701	3,337	2,434
RM	6,771*	6,881*	20,357***	0,763	–	8,305**	1,241
VOLAT	5,401	3,752	6,025	3,323	4,153	–	7,959**
TRNVR	4,421	1,126	5,767	2,510	8,856**	0,607	–
Conjunto	44,728***	55,071***	32,833**	88,794***	28,598*	28,685*	22,727
Painel B: TRNVR3							
IPI	–	3,785	2,943	49,492***	3,622	9,215**	4,201
IPC	6,257*	–	1,927	17,445***	2,466	1,952	1,500
R	6,042	0,944	–	1,462	1,542	3,762	0,830
M1	9,799**	35,301***	1,438	–	2,343	3,055	2,482
RM	7,370*	7,166*	16,128***	1,376	–	7,460*	8,520**
VOLAT	4,774	3,236	4,089	4,268	2,330	–	29,104***
TRNVR3	5,429	2,447	2,642	18,836***	5,848	3,416	–
Conjunto	46,211***	57,261***	28,732*	121,987***	24,929	32,460**	48,010***

Tabela 10.12 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997 (cont.)

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel C: TRNVR12							
IPI	–	4,004	3,635	43,386***	4,917	7,003*	4,058
IPC	6,422*	–	2,753	16,947***	2,114	1,597	1,989
R	6,349*	1,319	–	2,268	1,313	3,781	2,602
M1	9,186**	33,146***	2,055	–	2,427	3,239	5,604
RM	5,097	6,997*	16,502***	2,388	–	6,078	8,716**
VOLAT	3,782	5,071	6,960*	2,052	2,936	–	56,970***
TRNVR12	0,621	1,691	5,681	6,234	1,076	1,449	–
Conjunto	39,135***	56,007***	32,720**	96,365***	19,108	29,817**	80,389***
Painel D: VOL							
IPI	–	6,131	2,679	62,438***	5,211	7,242*	3,479
IPC	5,126	–	1,095	22,613***	1,972	1,485	0,089
R	2,986	0,084	–	1,093	3,043	2,973	3,540
M1	6,016	38,756***	1,687	–	6,727*	3,080	19,953***
RM	5,533	8,362**	15,057***	3,745	–	7,848**	5,409
VOLAT	2,864	2,794	5,796	3,624	5,285	–	4,326
VOL	23,349***	11,954***	2,744	19,329***	8,517**	0,291	–
Conjunto	72,587***	73,013***	28,866*	122,99***	28,184*	28,259*	55,229***
Painel E: LVOL							
IPI	–	4,996	2,750	49,163***	4,230	6,352*	2,394
IPC	5,306	–	1,148	15,809***	1,848	1,950	3,306
R	4,701	0,555	–	0,989	1,125	3,846	2,651
M1	7,368*	39,298***	0,809	–	3,845	4,493	14,124***
RM	5,104	8,254**	11,049**	0,431	–	6,373*	4,794
VOLAT	3,365	4,664	3,780	3,974	3,127	–	6,019
LVOL	6,335*	6,592*	1,446	5,826	1,525	2,756	–
Conjunto	47,545***	64,128***	27,164*	95,535***	19,656	31,573**	32,24**
Painel F: LVOL3							
IPI	–	2,974	3,158	41,087***	6,251	6,175	6,671*
IPC	4,623	–	1,310	13,062***	0,968	1,473	3,081
R	5,806	1,745	–	2,061	1,678	3,635	8,830**
M1	9,822**	38,383***	2,081	–	4,119	3,051	3,586
RM	5,075	9,327**	15,219***	1,076	–	6,782*	16,028***
VOLAT	3,605	4,768	5,260	3,048	3,814	–	7,967**
LVOL3	4,753	9,657**	4,777	3,393	4,035	0,275	–
Conjunto	45,217***	69,208***	31,533**	90,588***	22,717	28,238*	58,359***

Tabela 10.12 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997 (cont.)

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel G: LVOL12							
IPI	–	4,053	3,056	40,297***	6,088	6,844*	12,863***
IPC	6,660*	–	1,409	13,408***	2,112	1,441	2,243
R	5,604	1,011	–	1,815	1,240	3,671	6,765*
M1	7,845**	32,848***	1,359	–	3,098	3,165	3,882
RM	5,416	6,654*	15,971***	0,906	–	8,313**	3,498
VOLAT	3,612	3,042	5,006	2,089	2,840	–	5,092
LVOL12	1,059	0,761	2,146	4,576	3,510	0,536	–
Conjunto	39,780***	54,468***	28,082*	92,994***	22,077	28,589*	31,227**
Painel H: ROLL							
IPI	–	5,488	4,533	49,078***	5,558	7,542*	4,481
IPC	6,248	–	0,867	12,401***	2,602	1,737	1,884
R	5,899	1,477	–	1,341	1,951	3,545	3,853
M1	10,125**	32,649***	1,893	–	1,937	3,575	5,226
RM	4,520	6,101	16,896***	0,471	–	4,771	9,456**
VOLAT	3,215	5,402	6,351*	5,761	3,322	–	1,782
ROLL	3,190	1,932	4,065	6,709*	3,416	1,065	–
Conjunto	42,916***	56,407***	30,599**	97,330***	21,963	29,300**	47,703***
Painel I: ZR							
IPI	–	5,286	4,980	45,493***	6,410*	8,869**	6,994*
IPC	3,263	–	1,651	13,738***	4,605	2,060	0,998
R	6,902*	1,760	–	1,710	1,718	3,305	3,684
M1	6,507*	29,710***	2,137	–	6,262*	2,318	14,906***
RM	2,120	4,651	19,052***	0,764	–	7,350*	9,220**
VOLAT	2,505	4,612	6,395*	2,780	5,154	–	2,146
ZR	5,897	2,756	4,654	1,425	10,395**	3,304	–
Conjunto	46,901***	57,772***	31,372**	86,588***	30,475**	32,309**	55,857***
Painel J: ILIQ							
IPI	–	4,400	3,329	42,852***	3,656	7,289*	1,492
IPC	7,743*	–	0,928	11,318**	1,628	1,549	3,839
R	5,930	1,168	–	1,572	1,408	3,638	2,618
M1	9,615**	34,296***	1,453	–	3,658	2,996	1,067
RM	4,971	6,747*	17,834***	1,289	–	7,174*	5,064
VOLAT	3,378	4,011	5,487	2,549	2,874	–	0,395
ILIQ	2,291	1,696	3,054	0,428	11,350**	0,339	–
Conjunto	41,593***	56,017***	29,273**	84,560***	31,639**	28,325*	14,986

*Testes de causalidade de Granger, efectuados com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). A significância da relação de causalidade no sentido da variável em linha para a variável em coluna ao nível de 10%, 5% e 1% é indicada por *, ** e ***, respectivamente.*

Tabela 10.13 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel A: TRNVR							
IPI	–	0,648	2,816	66,728***	4,562	1,288	1,610
IPC	24,144***	–	11,217**	30,835***	0,699	4,335	4,033
R	3,385	10,539**	–	1,679	6,650*	1,449	0,859
M1	36,359***	35,726***	1,601	–	3,21	1,314	1,743
RM	2,471	1,206	1,712	4,34	–	3,954	3,058
VOLAT	2,257	8,131**	5,919	1,911	4,769	–	6,573*
TRNVR	2,146	4,811	0,951	1,699	4,682	2,054	–
Conjunto	83,762***	76,384***	26,933*	131,479***	21,546	17,433	20,843
Painel B: TRNVR3							
IPI	–	0,754	3,026	65,871***	4,502	1,425	0,989
IPC	26,777***	–	10,642**	32,229***	0,870	3,625	1,418
R	4,071	10,721**	–	1,829	6,373*	1,180	0,889
M1	36,987***	37,813***	1,703	–	2,984	1,458	0,114
RM	3,088	1,306	1,806	3,377	–	2,846	14,823***
VOLAT	2,136	9,726**	5,568	2,124	5,110	–	3,700
TRNVR3	4,941	1,979	0,159	2,922	1,763	1,588	–
Conjunto	88,086***	72,216***	26,003*	133,769***	18,303	16,919	20,575
Painel C: TRNVR12							
IPI	–	0,908	3,010	66,566***	4,135	1,480	2,102
IPC	26,76***	–	10,714**	31,763***	0,729	3,832	0,961
R	3,637	10,993**	–	1,769	6,194	1,461	1,410
M1	34,958***	37,176***	1,655	–	2,145	1,135	2,178
RM	2,450	1,156	1,717	3,631	–	3,855	3,928
VOLAT	2,541	9,711**	6,172	1,752	5,120	–	0,649
TRNVR12	3,483	0,585	0,548	0,820	0,984	1,639	–
Conjunto	85,83***	70,165***	26,46*	129,834***	17,437	16,975	8,412
Painel D: VOL							
IPI	–	0,399	3,077	61,015***	3,589	2,431	4,108
IPC	23,810***	–	10,370**	30,314***	0,538	3,722	4,644
R	3,581	11,721***	–	1,722	6,644*	1,112	3,763
M1	36,719***	33,033***	1,453	–	2,172	1,517	0,689
RM	3,080	0,685	1,946	4,002	–	4,772	0,452
VOLAT	2,832	10,567**	5,951	1,643	4,737	–	4,724
VOL	6,007	3,151	1,934	2,206	1,705	2,871	–
Conjunto	89,736***	73,941***	28,089*	132,429***	18,238	18,334	16,856

Tabela 10.13 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011 (cont.)

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel E: LVOL							
IPI	–	0,904	2,270	64,889***	3,416	1,056	0,592
IPC	26,157***	–	11,477***	31,909***	0,490	3,951	2,965
R	2,100	10,555**	–	1,643	6,148	1,555	4,666
M1	38,68***	35,805***	1,458	–	2,075	1,592	0,961
RM	2,018	1,266	2,043	3,785	–	4,738	3,718
VOLAT	2,295	9,550**	5,667	2,288	5,168	–	13,424***
LVOL	6,936*	0,795	3,239	2,278	6,558*	3,169	–
Conjunto	91,174***	70,474***	29,624**	132,564***	23,631	18,663	28,233*
Painel F: LVOL3							
IPI	–	1,310	2,544	63,008***	4,039	1,291	1,106
IPC	24,839***	–	10,131**	29,888***	0,945	3,189	3,334
R	3,690	11,128**	–	1,833	6,120	1,334	1,481
M1	37,681***	37,407***	1,369	–	3,417	1,371	0,614
RM	2,487	1,275	1,816	4,219	–	4,378	16,556***
VOLAT	2,079	8,487**	5,530	2,392	5,790	–	1,296
LVOL3	1,957	1,813	1,162	3,221	3,918	1,060	–
Conjunto	83,469***	71,972***	27,181*	134,329***	20,697	16,336	27,72*
Painel G: LVOL12							
IPI	–	1,758	3,224	60,948***	4,088	0,853	5,09
IPC	23,166***	–	11,025**	34,089***	1,060	4,480	8,600**
R	3,792	11,479***	–	1,426	6,486*	0,836	0,576
M1	36,651***	38,185***	1,315	–	2,425	1,691	2,701
RM	1,926	0,581	1,407	4,195	–	3,888	6,973*
VOLAT	2,616	9,376**	6,429*	1,553	5,078	–	4,645
LVOL12	0,827	7,987**	0,922	3,208	1,067	6,492*	–
Conjunto	81,721***	81,057***	26,899*	134,305***	17,529	22,329	28,263*
Painel H: ROLL							
IPI	–	1,206	3,234	68,526***	3,690	0,702	3,126
IPC	25,580***	–	10,252**	29,143***	0,893	3,807	2,159
R	4,048	10,510**	–	2,322	6,786*	0,684	4,068
M1	37,725***	39,185***	1,807	–	3,114	1,353	2,514
RM	2,042	0,828	1,618	3,025	–	5,154	2,500
VOLAT	1,967	5,626	5,898	3,243	5,672	–	5,996
ROLL	3,976	1,889	0,509	3,563	2,260	4,177	–
Conjunto	86,594***	72,084***	26,415*	134,971***	18,855	19,775	24,267

Tabela 10.13 – Testes de causalidade de Granger – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011 (cont.)

causa →	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel I: ZR							
IPI	–	2,985	3,811	61,118***	3,135	2,004	11,856***
IPC	27,896***	–	10,905**	31,239***	0,744	3,231	1,126
R	3,717	10,936**	–	1,118	6,464*	1,736	6,722*
M1	26,635***	43,609***	3,178	–	1,953	0,679	5,659
RM	1,717	1,363	2,077	6,258*	–	5,108	5,468
VOLAT	2,991	8,884**	5,326	1,884	5,509	–	4,876
ZR	2,199	17,666***	4,044	10,396**	0,629	2,194	–
Conjunto	83,845***	95,299***	30,57**	147,766***	17,042	17,588	33,787**
Painel J: ILIQ							
IPI	–	0,552	2,174	62,661***	3,739	1,275	6,047
IPC	30,115***	–	10,433**	31,802***	0,735	3,808	2,796
R	3,954	11,381***	–	1,841	6,187	1,265	0,635
M1	32,709***	34,259***	3,354	–	2,731	1,596	1,842
RM	2,088	1,200	2,265	2,900	–	4,020	11,029**
VOLAT	2,693	10,477**	4,880	1,561	5,627	–	3,283
ILIQ	6,684*	2,042	7,083*	1,263	2,023	0,700	–
Conjunto	90,783***	72,309***	34,142**	130,663***	18,592	15,939	25,218

*Testes de causalidade de Granger, efectuados com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). A significância da relação de causalidade no sentido da variável em linha para a variável em coluna ao nível de 10%, 5% e 1% é indicada por *, ** e ***, respectivamente.*

Para completar a análise, avalia-se também a importância das variáveis consideradas na explicação da variação da liquidez e iliquidez através da decomposição da variância do erro de previsão. Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da liquidez/iliquidez para cada um dos subperíodos encontram-se na Tabela 10.14 e na Tabela 10.15. Como se pode observar, à semelhança do que se encontrou para todo o período amostral e independentemente da medida de liquidez ou iliquidez considerada, são os movimentos da própria medida que permitem explicar a maior parte das suas variações. No entanto, a percentagem explicada pelas variações da própria medida de liquidez ou iliquidez é maior no segundo subperíodo, para todos os horizontes temporais de previsão

(excepto com a medida de iliquidez ILIQ). Estes resultados confirmam a ideia de que as variáveis consideradas nos modelos VAR apresentam uma maior capacidade explicativa das variações da liquidez e da iliquidez no período em que o mercado português era um mercado emergente.

Tabela 10.14 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997

Período	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel A: TRNVR							
1	3,317	0,292	2,254	0,134	3,820	0,520	89,662
3	2,276	1,703	3,348	1,745	4,583	1,408	84,937
6	2,570	3,386	6,049	1,778	6,052	2,688	77,477
12	2,897	3,400	6,118	2,315	6,168	2,958	76,143
24	3,025	3,426	6,113	2,577	6,196	2,956	75,706
Painel B: TRNVR3							
1	8,505	0,862	1,343	1,293	0,632	0,013	87,352
3	6,427	1,744	1,352	3,004	4,171	21,413	61,888
6	7,846	1,980	3,191	3,308	5,259	21,617	56,800
12	8,247	2,015	3,553	3,373	5,537	21,681	55,594
24	8,324	2,023	3,551	3,430	5,561	21,657	55,454
Painel C: TRNVR12							
1	1,666	1,196	2,268	0,776	3,079	0,051	90,964
3	5,348	1,044	3,065	0,898	7,132	27,110	55,403
6	10,590	1,503	3,920	1,071	7,607	26,852	48,458
12	10,565	2,720	4,417	1,252	7,384	26,761	46,902
24	10,828	2,794	4,407	1,418	7,445	26,576	46,531
Painel D: VOL							
1	2,768	2,976	0,416	0,379	12,103	7,002	74,357
3	2,509	2,230	4,122	6,274	10,292	5,353	69,219
6	5,895	2,473	3,879	16,859	8,878	5,148	56,868
12	8,484	3,757	4,277	16,169	8,678	5,129	53,506
24	8,715	4,022	4,197	16,649	8,570	5,111	52,737
Painel E: LVOL							
1	0,199	2,665	1,238	2,249	18,454	8,260	66,936
3	2,086	3,630	1,544	4,611	19,944	7,438	60,748
6	4,080	3,595	3,591	10,772	18,178	8,273	51,512
12	4,929	3,899	3,858	10,767	17,798	8,373	50,375
24	5,220	3,950	3,848	11,063	17,705	8,324	49,890

Tabela 10.14 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1989-Novembro/1997 (cont.)

Período	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel F: LVOL3							
1	2,656	1,079	1,269	0,574	0,907	1,939	91,576
3	3,991	1,289	5,957	5,842	10,120	9,459	63,342
6	4,547	1,550	8,028	6,576	16,047	9,336	53,916
12	5,132	1,565	7,836	6,953	16,490	9,282	52,741
24	5,262	1,589	7,809	7,104	16,503	9,242	52,491
Painel G: LVOL12							
1	4,730	0,047	0,677	0,024	0,000	0,068	94,453
3	4,527	0,986	1,523	1,024	2,232	3,739	85,970
6	7,279	1,646	3,864	2,195	3,280	4,856	76,879
12	7,634	1,691	4,461	2,723	3,417	4,829	75,244
24	7,735	1,727	4,470	2,896	3,488	4,814	74,870
Painel H: ROLL							
1	3,300	1,977	0,023	1,251	4,427	10,455	78,567
3	6,097	3,539	2,833	2,242	5,860	9,747	69,681
6	15,238	3,804	3,091	6,935	6,039	8,058	56,836
12	15,468	3,843	3,303	7,783	6,461	7,891	55,252
24	15,850	3,930	3,319	8,080	6,462	7,811	54,548
Painel I: ZR							
1	2,763	0,290	1,645	1,170	6,252	9,238	78,643
3	2,664	0,602	4,060	3,698	7,600	8,718	72,658
6	12,228	0,751	5,156	10,951	9,554	6,594	54,766
12	16,772	1,785	5,620	12,731	9,209	5,888	47,994
24	17,558	1,879	5,636	13,887	9,181	5,676	46,182
Painel J: ILIQ							
1	0,234	3,634	0,427	0,520	0,143	0,081	94,961
3	1,331	6,466	1,842	1,576	1,793	0,088	86,904
6	1,994	7,828	2,171	2,608	1,938	0,623	82,838
12	2,847	8,151	2,268	3,179	2,047	0,770	80,738
24	3,063	8,260	2,284	3,311	2,121	0,794	80,166

Decomposição da variância do erro de previsão das variações de liquidez, efectuada com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). Os dados da tabela representam a percentagem das variações da liquidez que cada variável explica para os horizontes temporais de 1, 3, 6, 12 e 24 meses.

Tabela 10.15 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011

Período	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel A: TRNVR							
1	0,000	0,487	0,498	0,303	2,388	3,897	92,426
3	0,095	1,436	0,452	0,957	2,644	5,401	89,013
6	2,633	2,997	0,785	1,790	3,265	5,835	82,695
12	3,720	3,478	0,847	2,278	3,306	5,722	80,649
24	3,867	3,745	0,874	2,348	3,305	5,718	80,142
Painel B: TRNVR3							
1	2,206	0,235	0,039	0,073	1,067	0,007	96,373
3	2,020	0,565	0,377	0,139	3,753	1,377	91,769
6	2,005	1,604	0,472	0,337	4,461	1,396	89,724
12	2,188	1,999	0,492	0,713	4,438	1,441	88,728
24	2,246	2,107	0,506	0,786	4,428	1,449	88,477
Painel C: TRNVR12							
1	0,008	0,034	0,263	0,010	0,173	0,403	99,108
3	0,374	0,414	0,309	0,101	1,869	0,830	96,104
6	0,498	0,477	0,476	0,513	2,486	0,917	94,633
12	0,791	0,560	0,518	0,808	2,487	0,941	93,896
24	0,818	0,582	0,526	0,859	2,490	0,946	93,780
Painel D: VOL							
1	1,656	0,000	0,000	0,892	5,962	0,317	91,172
3	2,016	0,750	1,216	1,448	6,389	1,618	86,563
6	3,347	2,033	2,036	1,561	6,195	2,612	82,216
12	3,864	2,989	2,081	1,658	6,118	2,712	80,577
24	4,061	3,001	2,078	1,688	6,113	2,719	80,340
Painel E: LVOL							
1	0,764	0,222	0,901	1,282	1,299	0,014	95,518
3	1,279	0,317	2,395	1,219	1,899	0,196	92,695
6	1,711	0,825	2,834	1,608	1,794	6,535	84,693
12	2,009	1,541	2,900	2,106	1,862	6,524	83,058
24	2,129	1,611	2,913	2,220	1,865	6,515	82,747
Painel F: LVOL3							
1	0,562	0,345	0,070	0,066	1,468	1,428	96,062
3	0,827	0,977	0,719	1,110	10,053	1,889	84,425
6	0,901	1,461	1,026	1,221	10,395	2,094	82,902
12	1,090	1,523	1,057	1,316	10,332	2,214	82,468
24	1,140	1,566	1,059	1,356	10,319	2,218	82,342

Tabela 10.15 – Decomposição da variância do erro de previsão da liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011 (cont.)

Período	IPI	IPC	R	M1	RM	VOLAT	LIQ
Painel G: LVOL12							
1	0,429	0,532	0,288	0,755	1,147	2,001	94,848
3	2,101	2,669	0,626	1,193	5,425	3,050	84,935
6	2,547	2,706	0,742	1,584	6,880	3,336	82,204
12	3,049	2,994	0,830	1,744	6,882	3,316	81,185
24	3,129	3,055	0,850	1,785	6,871	3,320	80,989
Painel H: ROLL							
1	0,090	0,189	0,933	0,285	0,571	23,455	74,477
3	0,379	1,808	2,673	1,650	2,537	24,938	66,017
6	0,445	1,815	3,002	3,301	2,763	26,226	62,449
12	0,909	1,904	3,251	3,323	2,799	26,028	61,787
24	1,029	1,919	3,251	3,345	2,802	25,984	61,670
Painel I: ZR							
1	0,748	0,546	0,629	8,649	2,865	0,170	86,392
3	1,967	1,058	0,411	10,646	4,202	3,199	78,517
6	7,215	1,104	3,000	9,478	4,084	3,211	71,909
12	8,162	2,245	3,026	9,353	3,848	3,325	70,040
24	8,543	2,358	3,006	9,332	3,807	3,376	69,578
Painel J: ILIQ							
1	0,193	0,092	0,098	0,055	0,135	3,580	95,847
3	0,261	1,036	0,607	0,672	4,736	5,129	87,560
6	4,095	1,467	0,996	1,493	7,152	5,326	79,472
12	4,829	1,767	1,258	2,054	7,073	5,240	77,779
24	4,953	1,858	1,286	2,231	7,081	5,255	77,336

Decomposição da variância do erro de previsão das variações de liquidez, efectuada com base em VAR(3) com as seguintes variáveis: variação mensal do IPI (IPI); variação mensal do IPC (IPC); variação mensal da taxa de juro overnight mensal do MMI (R); variação mensal da contribuição de Portugal para o agregado monetário M1 (M1); rendibilidade mensal do mercado (RM); volatilidade mensal da rendibilidade do mercado (VOLAT) e uma medida de liquidez ou iliquidez (LIQ). Os dados da tabela representam a percentagem das variações da liquidez que cada variável explica para os horizontes temporais de 1, 3, 6, 12 e 24 meses.

Os resultados obtidos para cada um dos subperíodos apresentam diferenças significativas, o que indicia a existência de uma quebra estrutural. A existência de uma quebra de estrutura num modelo VAR pode ser comprovada através de um teste estatístico de máxima verosimilhança semelhante ao teste de Chow (Lütkepohl,

2005: 604-609). Os testes efectuados têm como hipótese nula (H_0) a estabilidade dos coeficientes ao longo de todo o período amostral e como hipótese alternativa (H_1) coeficientes diferentes em cada um dos subperíodos. A Tabela 10.16 contém os valores obtidos para a estatística de teste que se calcula da seguinte forma:

$$LR = 2(\lambda - \lambda_r) \sim \chi^2_{(\#restrições)} \tag{10.3}$$

em que λ e λ_r correspondem ao máximo da função de verosimilhança do modelo sem e com restrições[19], respectivamente.

Tabela 10.16 – Teste de estabilidade estrutural

	LR
Liquidez	442,191***
TRNVR	465,296***
TRNVR3	471,442***
TRNVR12	522,362***
VOL	448,279***
LVOL	611,840***
LVOL3	460,395***
LVOL12	
Iliquidez	454,278***
ROLL	510,868***
ZR	452.086***
ILIQ	442,191***

Estatística do teste de quebra estrutural relativo aos dois subperíodos considerados: o subperíodo 1 corresponde ao período de Janeiro de 1989 até Novembro de 1997 e o subperíodo 2 de Dezembro de 1997 até Dezembro de 2011.

Como se pode observar, independentemente da medida de liquidez considerada a hipótese de estabilidade estrutural é rejeitada ao nível de significância de 1%, pelo que se pode concluir que a transição da bolsa portuguesa de um mercado emergente para um mercado desenvolvido foi efectivamente acompanhada de alterações

[19] O máximo da função de verosimilhança é determinado como $-\frac{1}{2}T\ln|\Sigma|$, em que T é o número de observações e $|\Sigma|$ é o determinante da matriz de variâncias e covariâncias dos resíduos.

estruturais, pelo menos no que se refere à liquidez e aos factores que determinam a sua evolução temporal.

Os principais resultados obtidos neste capítulo sugerem que as variações da liquidez agregada do mercado português são influenciadas pelas variações da rendibilidade e da volatilidade de mercado, pelas variações da taxa de juro *overnight* e da taxa de crescimento do agregado monetário M1. Além disso, constata-se que as variáveis associadas à política monetária exercem uma maior influência sobre a liquidez no período em que o mercado era considerado emergente do que no período seguinte, quando o mercado passou a ser considerado desenvolvido. Neste segundo subperíodo são sobretudo as variáveis ligadas ao próprio mercado de capitais que mais determinam as variações da liquidez. A perda de importância das variáveis de política monetária neste período está decerto relacionada com a entrada de Portugal na Zona Euro e na União Económica e Monetária, que ocorreu aproximadamente um ano depois do início do segundo subperíodo, e com a decorrente estabilização da política monetária.

O facto da rendibilidade e da volatilidade do mercado de capitais determinarem os movimentos da liquidez de mercado é expectável. Com efeito, o aumento da rendibilidade de mercado atrai um maior número de investidores e origina um maior afluxo de fundos a este mercado, contribuindo para um aumento da liquidez. Por sua vez, o aumento da volatilidade do mercado, ao afastar ou ao retrair os investidores mais avessos ao risco, conduz à diminuição da liquidez.

Adicionalmente, à semelhança do registado noutros mercados (Watanabe, 2004; Chordia *et al.*, 2005; Jensen e Moorman, 2010; Fernández-Amador *et al.*, 2013, entre outros), também a liquidez no mercado bolsista português parece reagir às intervenções de política monetária, aumentando em resultado de medidas expansionistas (reduções da taxa de juro *overnight* ou aumentos do agregado monetário M1) e diminuindo face a medidas restritivas (aumentos da taxa de juro *overnight* ou diminuições do agregado monetário M1). Por um lado, as reduções das taxas de juro e os aumentos da massa monetária, ao reduzirem as rendibilidades de

outros investimentos alternativos (como os depósitos bancários e os títulos de dívida), ao tornarem o custo do capital mais barato e ao aumentarem a disponibilidade de fundos para investir, contribuem para que os investidores estejam dispostos a assumir um maior risco e tornam o investimento em acções mais atractivo, originando um maior afluxo de fundos a este mercado e uma melhoria da sua liquidez. Por outro lado, os aumentos da taxa de juro e as diminuições do agregado monetário possibilitam o aumento das rendibilidades de outros investimentos, tornam o custo do capital mais caro e diminuem a disponibilidade de fundos para investir. Neste contexto, é expectável que os investidores procurem activos com menos risco, tais como os depósitos e as obrigações, pelo que o afluxo de fundos e a liquidez do mercado accionista diminuem.

11. CONCLUSIONES

La aparente incapacidad de los modelos de valoración de activos financieros tradicionales (CAPM y modelo de tres factores de Fama y French) en explicar empíricamente las rentabilidades en los años más recientes ha generado una amplia literatura que propone extensiones a estos modelos. Por un lado, se proponen modelos que incorporan la posibilidad de que los coeficientes variaren a lo largo del tiempo y, por otro lado, se sugiere la incorporación en los modelos tradicionales de características de las acciones o factores de riesgo adicionales para los cuales existe evidencia de su influencia en las rentabilidades.

En este contexto, la liquidez es un atributo muy importante para los inversores. De hecho, cuando la liquidez es escasa (activos o mercados poco líquidos) el inversor está sujeto a costes de transacción que van a disminuir la rentabilidad de su inversión. Es por eso que esta variable deberá tenerse en cuenta en la valoración de activos financieros.

Desde el trabajo pionero de Amihud y Mendelson (1986) sobre el papel de la liquidez y del riesgo de liquidez en la valoración de activos financieros éste ha sido un tema ampliamente estudiado. No obstante, la evidencia empírica acerca de que las acciones proporcionan mayores rentabilidades si son menos liquidas o más sensibles a los movimientos de la liquidez de mercado se ha centrado principalmente en el mercado estadounidense. Además, la evidencia relativa a otros mercados no es siempre favorable a la relación entre liquidez y rentabilidad. Por otra parte, como indican Nguyen y Lo (2013), poco es conocido acerca de la relación entre rentabilidad y liquidez en otros mercados, especialmente en mercados de pequeña dimensión.

La inconsistencia de los resultados empíricos previos se debe en parte a no existir una medida perfecta de liquidez. El propio concepto de liquidez incluye múltiples matices y no es fácil de definir. De forma resumida se puede decir que la liquidez es la capacidad de un activo de transformarse rápidamente en dinero y preferentemente sin alteraciones en el precio.

En este contexto, el objetivo principal de la Tesis ha consistido en estudiar la liquidez en el mercado bursátil portugués en el período 1988-2011 y así ampliar la evidencia empírica sobre la liquidez en otros mercados. Con base en un conjunto amplio de medidas de liquidez, se investiga si existen factores comunes en la liquidez y se estudian las relaciones entre liquidez, rentabilidad y riesgo, para después evaluar el papel de la liquidez en la valoración de activos financieros. Por último, se analizan los factores que pueden explicar las variaciones de la liquidez a lo largo del tiempo.

El análisis para el mercado bursátil portugués se justifica por tres razones. En primer lugar, en la medida en que los mercados más estudiados son los norteamericanos, los resultados pueden estar sesgados por problemas de *data-snooping* (Lo y MacKinlay, 1990). Así, es importante ampliar la evidencia empírica sobre liquidez, estudiando un mercado con características muy distintas a los norteamericanos. La segunda razón se centra en las características propias del mercado portugués. Éste es un mercado relativamente poco estudiado. Es un mercado desarrollado pero de reducida dimensión y, por tanto, con un número de empresas cotizadas, volumen de transacción y capitalización bursátil reducidos. Además, es un mercado dirigido por órdenes, en el cual no existe un proveedor de liquidez como en el caso del mercado estadounidense (que es un mercado dirigido por cotizaciones). Es relevante, por tanto, analizar en este contexto el papel de la liquidez en la valoración de activos. Al mismo tiempo, se contribuye a aumentar el escaso conocimiento sobre el mercado bursátil portugués. Por último, conocer el papel de la liquidez en la valoración de activos en Portugal es importante para inversores, analistas, reguladores y las propias empresas.

Después de presentar y justificar el tema de la presente Tesis, así como de formalizar las cuestiones generales de este estudio, se presenta una revisión de las definiciones de liquidez y de las medidas utilizadas para medir este concepto. A continuación se presenta una extensa revisión de las investigaciones sobre el área, divididas en tres líneas: la identificación de factores comunes en la variación

temporal de la liquidez, el papel de la liquidez en la valoración de activos financieros y las causas macroeconómicas que están por detrás de las variaciones en la liquidez. El establecimiento de un marco teórico en cada una de estas tres líneas de investigación permite encuadrar teóricamente el estudio empírico desarrollado, ya que también se estudian las tres áreas mencionadas.

La existencia de factores comunes en la liquidez significa que las variaciones a lo largo del tiempo de la liquidez de las acciones están influenciadas por una componente común, que se puede designar por liquidez de mercado o sistemática. La evidencia empírica previa da soporte a la existencia de una componente de mercado y/o sectorial que influyen en la variación de la liquidez de las acciones, independientemente de las medidas de liquidez utilizadas o del tipo de mercado (dirigido por órdenes o por precios, desarrollado o emergente). No obstante, es necesario ampliar la evidencia previa y estudiar de forma más detallada los factores comunes en la liquidez de las acciones portuguesas. Además, el único estudio que hace referencia a Portugal es el de Brockman *et al.* (2009) y estos autores utilizan para el caso portugués dos medidas de liquidez, una muestra muy limitada y un horizonte temporal de menos de dos años.

En este contexto, se utilizan 11 medidas de liquidez/iliquidez calculadas con base en datos de 233 acciones a lo largo del período comprendido entre enero de 1988 y diciembre de 2011. En concreto, las medidas de liquidez utilizadas son el *turnover*, el volumen de transacción (en niveles y en logaritmo) así como dos medias móviles del *turnover* y del logaritmo del volumen de transacción. Se consideran también las siguientes medidas de iliquidez: la medida del *spread* efectivo de Roll (1984), la proporción de rentabilidades cero, el ratio de iliquidez de Amihud (2002) y la medida de de Pástor y Stambaugh (2003). Estas medidas son calculadas con base en datos de baja frecuencia, semanales y mensuales, lo que presenta la ventaja de que los datos necesarios para calcular las medidas estén ampliamente disponibles para un horizonte temporal largo. La utilización de un conjunto amplio de medidas permite, por un lado, capturar y analizar distintos aspectos de la liquidez y, por otro

lado, realizar un estudio comparativo y determinar cuál es el aspecto de la liquidez (y consecuentemente la medida) que es más relevante para el proceso de valoración de activos en Portugal.

Este aspecto constituye una de las aportaciones de la presente Tesis: un conjunto amplio de medidas de liquidez permite comparar y seleccionar las que mejor miden el concepto. Conjuntamente, se utiliza un amplio horizonte temporal de más de 20 años con lo cual se pueden comprobar comportamientos en lugar de episodios temporales. Además, permite realizar el análisis empírico distinguiendo entre dos subperíodos muy distintos. Un primer subperíodo en el que el mercado era todavía un mercado emergente y un segundo subperíodo en el que ya es considerado un mercado desarrollado y entra a formar parte de una plataforma europea de cotización – Euronext.

Los resultados obtenidos muestran que, cuando la liquidez es medida por el logaritmo del volumen de transacción o por la proporción de rentabilidades cero, las variaciones de la liquidez de las acciones tienden a acompañar las variaciones de la liquidez agregada del mercado. Sin embargo, no se ha encontrado evidencia de que existan factores comunes sectoriales en la liquidez pero, cuando se utiliza la proporción de rentabilidades cero, se verifica el efecto tamaño. Efectivamente, con esta medida de liquidez, la sensibilidad a las oscilaciones de la liquidez de mercado es mayor cuanto mayor sea la capitalización bursátil de las acciones o de las carteras. Además, la presencia de factores comunes en la liquidez es más fuerte en el subperíodo en que el mercado bursátil portugués era todavía un mercado emergente. Esta evidencia es consistente con la presentada por Karolyi *et al.* (2012), de acuerdo con la cual los mercados emergentes, que son más volátiles y menos transparentes, exhiben un mayor grado de factores comunes en la liquidez.

El logaritmo del volumen de transacción y la proporción de rentabilidades cero son las medidas que mejor reflejan los movimientos comunes en la liquidez y, por eso, resultan ser también las mejores candidatas a medir el fenómeno de la liquidez y a capturar la influencia sobre la rentabilidad de las acciones. Las dos medidas de

liquidez más significativas para el mercado portugués son aquellas que miden la velocidad a la que los inversores consiguen cambiar sus posiciones de inversión y los costes de transacción. Concretamente, al tener el mercado portugués un número reducido de acciones cotizadas y algunas de ellas negociar de forma poco frecuente, los inversores valoran la rapidez con la cual es posible comprar o vender las acciones, así como los costes en términos de precio (precio más alto para comprar o más bajo para vender rápidamente) que tienen que soportar.

Además, el efecto tamaño encontrado está relacionado con la mayor concentración y preferencia por la negociación en torno a las acciones de mayor capitalización bursátil que se produce en el mercado portugués. Estas acciones son seguidas por un mayor número de analistas que predicen su evolución futura con un menor nivel de información asimétrica y, por tanto, en caso de disminución de la liquidez agregada, son acciones que la mayoría de los inversores desean negociar más rápido aunque pueden soportar mayores costes de transacción. Por lo tanto, su liquidez es más sensible a las propias condiciones del mercado. Las acciones de menor capitalización bursátil están sujetas a un mayor nivel de información asimétrica y por lo tanto su liquidez tenderá a estar más expuesta a factores idiosincrásicos, respondiendo con menor amplitud a la liquidez sistemática.

Una vez que se puede hablar de movimientos comunes en la liquidez en el mercado portugués, es importante evaluar si los activos menos líquidos son recompensados por una mayor rentabilidad que los activos más líquidos y también si las variaciones no esperadas en la liquidez de mercado constituyen una fuente de riesgo no diversificable que es remunerada por una prima por liquidez.

Con respecto a la relación entre rentabilidad, riesgo y liquidez, analizada con base en la metodología de serie temporal, los resultados muestran que las rentabilidades medias de las carteras formadas por liquidez son negativas, siendo la rentabilidad de la cartera de acciones menos líquidas inferior a la rentabilidad de la cartera de acciones más líquidas. Esta relación es contraria a la teoría y es robusta tanto con datos mensuales como semanales incluso después de tener en cuenta

factores de riesgo y características que se sabe que influyen en las rentabilidades. Estos resultados corroboran y amplían los presentados por Mello y Escalda (1994) para el período 1987-1993, por lo que se puede concluir que en el mercado bursátil portugués existe un descuento de iliquidez: las acciones menos líquidas exhiben rentabilidades significativamente menores que las acciones más líquidas. La evidencia de un descuento de iliquidez es también consistente con la encontrada por Nguyen y Lo (2013) para el mercado neozelandés, que tal como el portugués es un mercado desarrollado de reducida dimensión.

Sin embargo, una estrategia de inversión basada en la liquidez permite que los inversores se beneficien de una reducción del riesgo de mercado. Concretamente, la inversión en una cartera de coste cero, constituida por una posición larga en la cartera de acciones menos líquidas y por una posición corta en la cartera de acciones más líquidas, permite disminuir la sensibilidad de la rentabilidad a las variaciones de la rentabilidad de mercado.

Cabe señalar que son las carteras de acciones más líquidas las que presentan un comportamiento de acuerdo con la teoría financiera y con la evidencia previa de otros mercados. Este resultado sugiere que el mercado bursátil portugués carece de liquidez y, consecuentemente, es un mercado donde los inversores pueden tener mayores dificultades en realizar sus inversiones, estando sujetos a períodos de espera más largos y/o a mayores diferencias de precio para hacer transacciones inmediatas. Por eso, se verifica la concentración de la negociación en torno a los activos más líquidos. Pero los activos más líquidos son también los activos de mayor capitalización bursátil y, como se ha señalado, aquellos para los cuales existe más información y más transparencia. Por consiguiente, su rentabilidad es más sensible a las variaciones de la rentabilidad y de la liquidez del mercado.

Para analizar si la liquidez constituye un factor de riesgo sistemático, que el mercado valora con una prima de liquidez, se ha efectuado un análisis en sección cruzada. El modelo de Acharya y Pedersen (2005) se presenta como el más adecuado para examinar si existe una prima por riesgo de liquidez en el mercado portugués

porque considera tres efectos distintos del riesgo de liquidez y, por tanto permite percibir como la liquidez y el riesgo de liquidez pueden influir en las rentabilidades de las acciones. Los resultados encontrados indican que la liquidez individual es valorada pero no existe una prima por suportar riesgo sistemático.

Sin embargo, en el modelo de Acharya y Pedersen (2005) los efectos de la liquidez y del riesgo de liquidez están interrelacionados. Por eso, se propone la alteración del modelo para eliminar las interrelaciones y separar los dos efectos de la liquidez más importantes: un primer efecto en el que la liquidez actúa como una fricción del mercado y un segundo efecto en el que la liquidez es una fuente de riesgo sistemático. No obstante, así como para el modelo de Acharya y Pedersen (2005), los resultados indican que el mercado portugués no paga por asumir riesgo de liquidez pero la liquidez es una característica deseable de los activos que es valorada con más rentabilidad. Así, de forma consistente con la evidencia empírica previa para el mercado portugués, se concluye que las acciones más liquidas son recompensadas con una mayor rentabilidad y que las acciones menos líquidas son penalizadas en términos de rentabilidad.

También se analizaran los modelos tradicionales CAPM y el modelo de tres factores de Fama y French así como la extensión resultante de añadir a los modelos la liquidez agregada de mercado como un factor de riesgo adicional. Los resultados obtenidos soportan los anteriores y sugieren que la existencia de una prima por riesgo de liquidez está limitada al subperíodo más reciente de evolución del mercado portugués.

En la medida en que las variaciones de la liquidez agregada de mercado tienen efectos sobre la liquidez de los activos individuales es importante percibir cuales son los factores que podrán explicar las variaciones de la liquidez de mercado. La literatura relativa a este tema es muy reciente, pero bastante pertinente en los últimos años de crisis y de disminución de las rentabilidades y de la liquidez en los mercados financieros. La evidencia empírica previa da soporte a la relación de causalidad entre las intervenciones de política monetaria y la liquidez del mercado bursátil. De hecho,

medidas expansionistas de política monetaria parecen estar relacionadas con mejorías en la liquidez. No obstante, fueron identificadas otras variables macroeconómicas que también determinan las variaciones de la liquidez: las variaciones en la producción industrial, la tasa de inflación y la tasa de desempleo.

Los principales resultados obtenidos, aplicando una metodología de Vectores Autorregresivos (VAR), indican que las variaciones en la liquidez agregada del mercado portugués están influenciadas por las variaciones en la rentabilidad y la volatilidad del mercado, el tipo de interés *overnight* y por las variaciones de la tasa de crecimiento del agregado monetario M1. Además, las variables relacionadas con la política monetaria ejercen una influencia muy importante sobre la liquidez en el subperíodo en el cual el mercado portugués era emergente, mientras que en el subperíodo más reciente, en el cual el mercado ya es desarrollado, son las variables del propio mercado bursátil las que más influyen sobre las variaciones de la liquidez. En este resultado consideramos que ha contribuido la entrada de Portugal en la Zona Euro y en la Unión Económica y Monetaria, con la consecuente estabilización monetaria.

Efectivamente, a semejanza de lo registrado en otros mercados, también la liquidez en el mercado bursátil portugués parece reaccionar a las intervenciones de política monetaria, aumentando como resultado de medidas expansionistas (reducciones del tipo de interés *overnight* o aumentos del agregado monetario M1) y disminuyendo en resultado de medidas restrictivas (aumentos del tipo de interés o rediciones del agregado monetario M1). Por un lado, las reducciones del tipo de interés y el aumento de la masa monetaria contribuyen a que la inversión en acciones sea más atractiva y a que los inversores estén dispuestos a asumir un mayor riesgo, reduciendo las rentabilidades de otros activos financieros (como los depósitos bancarios y los títulos de deuda) y aumentando la disponibilidad de fondos para invertir. Esto conduce a una mayor afluencia de fondos al mercado bursátil y a que mejore su liquidez.

La robustez de los resultados encontrados en los distintos apartados empíricos de la presente Tesis puede confirmarse en la medida en que se utilizan datos mensuales y semanales así como diferentes modelos para las estimaciones. Además, las estimaciones fueron efectuadas controlando posibles sesgos en los datos, tales como heteroscedasticidad y autocorrelación.

La presente Tesis permite conocer en detalle la liquidez en el mercado bursátil portugués, ofreciendo información relevante a los inversores para justificar sus decisiones de inversión, a los reguladores para entender mejor las características del mercado y apoyar medidas de mejora en su funcionamiento y a las empresas cotizadas para conocer el coste de capital, que influye en la valoración de sus inversiones productivas.

No obstante, los resultados empíricos encontrados sugieren la necesidad de realizar investigaciones futuras. En este sentido, son varios los temas que merecen una mayor atención en el futuro.

La teoría financiera desarrollada y testada empíricamente tiene frecuentemente como soporte mercados financieros desarrollados, de gran dimensión y muy líquidos como el estadounidense. Los mercados emergentes también reciben atención en la medida que ofrecen rentabilidades elevadas. Todavía, como se ha referido, poco se conoce sobre los mercados desarrollados de pequeña dimensión.

Bekaert *et al.* (2007) documentan que las percepciones de los inversores de los sistemas legales y de riesgo político pueden tener una influencia en el precio de la liquidez y en las rentabilidades de los mercados emergentes. Chung *et al.* (2010) encuentran evidencia de que un buen gobierno corporativo de las empresas mejora su liquidez cuando es medida por el *spread bid-ask* y por el impacto sobre el precio. También Liang y Wei (2012) muestran que la mejora del gobierno corporativo y las barreras a la negociación privada (*insider trading*) son eficaces a la hora de reducir la prima de liquidez. En esto contexto, una posible línea de investigación futura será analizar cómo la liquidez en el mercado portugués está relacionada con las

reglamentaciones de gobierno corporativo y de mercado, así como con el sentimiento del inversor con respecto al sistema legal y al riesgo político.

También Karolyi *et al.* (2012) encuentran una conexión entre los factores comunes en la liquidez y la calidad de la protección legal a los inversores, la transparencia y el comportamiento de los inversores internacionales e institucionales. Los factores comunes en la liquidez son más fuertes en países con una mayor volatilidad, mayor presencia de inversores internacionales e institucionales, con una mayor actividad negociadora correlacionada, con una protección legal de los derechos de propiedad de los inversores más débil y menos transparentes. Así, sería interesante comprobar si en el mercado portugués estos factores permiten explicar el nivel y la dinámica de los movimientos conjuntos de la liquidez del mercado y de las acciones individuales y si influyen en la valoración de activos financieros.

Concluimos destacando la importancia del estudio de la liquidez, especialmente en mercados con características distintas del norteamericano, con el objeto de contribuir a un conocimiento extenso, coherente y unificado del tema.

BIBLIOGRAFIA

Acharya, V. V., Amihud, Y., e Bharath, S. T. (2010), "Liquidity risk of corporate bond returns", *NBER Working Paper*, Nº. 16394, National Bureau of Economic Research.

Acharya, V. V., e Pedersen, L. H. (2005), "Asset pricing with liquidity risk", *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, Nº. 2, pp. 375-410.

Afonso, A. (1997), "Normality and efficiency in Portuguese stock exchange indexes", *Estudos de Economia*, Vol. 16-17, Nº. 1, pp. 101-106.

Afonso, P. A., e Teixeira, J. C. (1999), "Non-linear tests of weakly efficient markets: Evidence from Portugal", *Estudos de Economia*, Vol. 9, Nº. 2, pp. 169-187.

Aitken, M., e Comerton-Forde, C. (2003), "How should liquidity be measured?", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 11, Nº. 1, pp. 45-59.

Alexander, G. J., Edwards, A. K., e Ferri, M. G. (2000), "The determinants of the trading volume of high-yield corporate bonds", *Journal of Financial Markets*, Vol. 3, Nº. 2, pp. 177-204.

Alonso, F., Blanco, R., del Río, A., e Sanchis, A. (2004), "Estimating liquidity premia in the Spanish government securities market", *European Journal of Finance*, Vol. 10, Nº. 6, pp. 453-474.

Alpalhão, R., e Alves, P. (2005), "The Portuguese equity risk premium: What we know and what we don't know", *Applied Financial Economics*, Vol. 15, Nº. 7, pp. 489-498.

Alves, C. F., Silva, F. N., Razina, F., e Alves, P. (2001), "A importância dos spread costs no mercado português", *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários*, Nº. 12, pp. 219-253.

Amihud, Y. (2002), "Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects", *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, Nº. 1, pp. 31-56.

Amihud, Y., e Mendelson, H. (1986), "Asset pricing and the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, Nº. 2, pp. 223-249.

Amihud, Y., e Mendelson, H. (1989), "The effects of beta, bid-ask spread, residual risk, and size on stock returns", *The Journal of Finance*, Vol. 44, Nº. 2, pp. 479-486.

Amihud, Y., e Mendelson, H. (1991), "Liquidity, maturity, and the yields on U.S. Treasury securities", *The Journal of Finance*, Vol. 46, Nº. 4, pp. 1411-1425.

Amihud, Y., e Mendelson, H. (2006), "Stock and bond liquidity and its effect on prices and financial policies", *Financial Markets and Portfolio Management*, Vol. 20, Nº. 1, pp. 19-32.

Amihud, Y., Mendelson, H., e Lauterbach, B. (1997), "Market microstructure and securities values: Evidence from the Tel Aviv Stock Exchange", *Journal of Financial Economics*, Vol. 45, Nº. 3, pp. 365-390.

Amihud, Y., Mendelson, H., e Pedersen, L. H. (2005), "Liquidity and asset prices", *Foundations and Trends in Finance*, Vol. 1, Nº. 4, pp. 269-364.

Antão, P., Antunes, A. R., e Martins, N. C. (2004), "Análise de liquidez e execução de ordens no mercado de acções em Portugal", *Boletim Económico do Banco de Portugal*, Vol. 10, Nº. 3, pp. 117-128.

Areal, N. M., e Armada, M. J. R. (2002), "The long-horizon returns behaviour of the Portuguese stock market", *The European Journal of Finance*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 93-122.

Avramov, D., e Chordia, T. (2006), "Asset pricing models and financial market anomalies", *The Review of Financial Studies*, Vol. 19, Nº. 3, pp. 1001-1040.

Avramov, D., Chordia, T., e Goyal, A. (2006), "Liquidity and autocorrelations in individual stock returns", *The Journal of Finance*, Vol. 61, Nº. 5, pp. 2365-2394.

Balbina, M., e Martins, N. C. (2002), "The analysis of seasonal return anomalies in the Portuguese stock market", *Banco de Portugal Working Paper*, Nº. WP 11-02, Banco de Portugal.

Ball, R. (1978), "Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates", *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, Nº. 2-3, pp. 103-126.

Banz, R. W. (1981), "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, Nº. 1, pp. 3-18.

Basu, S. (1983), "The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence", *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, Nº. 1, pp. 129-156.

Bauer, R., Cosemans, M., e Schotman, P. C. (2010), "Conditional asset pricing and stock market anomalies in Europe", *European Financial Management*, Vol. 16, Nº. 2, pp. 165-190.

Bauer, W. (2004), Commonality in liquidity in pure order-driven markets, *Working Paper*.

Bayar, A., e Onder, Z. (2005), "Liquidity and price volatility of cross-listed French stocks", *Applied Financial Economics*, Vol. 15, Nº. 15, pp. 1079-1094.

Beedles, W. L., Dodd, P., e Officer, R. R. (1988), "Regularities in Australian share returns", *Australian Journal of Management*, Vol. 13, Nº. 1, pp. 1-29.

Beer, F. M. (1997), "Estimation of risk on the Brussels stock exchange: Methodological issues and empirical results", *Global Finance Journal*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 83-94.

Bekaert, G., Harvey, C. R., e Lundblad, C. (2007), "Liquidity and expected returns: Lessons from emerging markets", *The Review of Financial Studies*, Vol. 20, Nº. 6, pp. 1783-1831.

Berkman, H., e Eleswarapu, V. R. (1998), "Short-term traders and liquidity: A test using Bombay Stock Exchange data", *Journal of Financial Economics*, Vol. 47, Nº. 3, pp. 339-355.

Blume, M. E., e Friend, I. (1973), "A new look at the Capital Asset Pricing Model", *The Journal of Finance*, Vol. 28, Nº. 1, pp. 19-33.

Booth, G. G., Kallunki, J.-P., e Martikainen, T. (2001), "Liquidity and the turn-of-the-month effect: Evidence from Finland", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 11, Nº. 2, pp. 137-146.

Borges, M. R. (2007), "Random walk tests for the Lisbon stock market", *Working Papers*, Nº. 14/2007, Institute for Economics and Business Administration (ISEG), Technical University of Lisbon.

Breeden, D. T. (1979), "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, Nº. 3, pp. 265-296.

Breen, W. J., Hodrick, L. S., e Korajczyk, R. A. (2002), "Predicting equity liquidity", *Management Science*, Vol. 48, Nº. 4, pp. 470-483.

Brennan, M. J., Chordia, T., e Subrahmanyam, A. (1998), "Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, Nº. 3, pp. 345-373.

Brennan, M. J., e Subrahmanyam, A. (1996), "Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, Nº. 3, pp. 441-464.

Brenner, M., Eldor, R., e Hauser, S. (2001), "The price of options illiquidity", *The Journal of Finance*, Vol. 56, Nº. 2, pp. 789-805.

Brockman, P., e Chung, D. Y. (2002), "Commonality in liquidity: Evidence from an order-driven market structure", *Journal of Financial Research*, Vol. 25, Nº. 4, pp. 521-539.

Brockman, P., e Chung, D. Y. (2006), "Index inclusion and commonality in liquidity: Evidence from the stock exchange of Hong Kong", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 15, Nº. 4-5, pp. 291-305.

Brockman, P., e Chung, D. Y. (2008), "Commonality under market stress: Evidence from an order-driven market", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 17, Nº. 2, pp. 179-196.

Brockman, P., Chung, D. Y., e Pérignon, C. (2009), "Commonality in liquidity: A global perspective", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, Nº. 4, pp. 851-882.

Brunnermeier, M. K., e Pedersen, L. H. (2009), "Market liquidity and funding liquidity", *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, Nº. 6, pp. 2201-2238.

Butt, H. A., e Virk, N. S. (2014), "Liquidity and asset prices: An empirical investigation of the Nordic stock markets", *European Financial Management*, forthcoming.

Campbell, J. Y., Grossman, S. J., e Wang, J. (1993), "Trading volume and serial correlation in stock returns", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, Nº. 4, pp. 905-939.

Carhart, M. M. (1997), "On persistence in mutual fund performance", *The Journal of Finance*, Vol. 52, Nº. 1, pp. 57-82.

Chalmers, J. M. R., e Kadlec, G. B. (1998), "An empirical examination of the amortized spread", *Journal of Financial Economics*, Vol. 48, Nº. 2, pp. 159-188.

Chan, H. W., e Faff, R. W. (2003), "An investigation into the role of liquidity in asset pricing: Australian evidence", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 11, Nº. 5, pp. 555-572.

Chan, H. W., e Faff, R. W. (2005), "Asset pricing and the illiquidity premium", *The Financial Review*, Vol. 40, Nº. 4, pp. 429-458.

Chan, J. S. P., Hong, D., e Subrahmanyam, M. G. (2008a), "A tale of two prices: Liquidity and asset prices in multiple markets", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 32, Nº. 6, pp. 947-960.

Chan, J. S. P., Jain, R., e Xia, Y. (2008b), "Market segmentation, liquidity spillover, and closed-end country fund discounts", *Journal of Financial Markets*, Vol. 11, Nº. 4, pp. 377-399.

Chan, L. K. C., Hamao, Y., e Lakonishok, J. (1991), "Fundamentals and stock returns in Japan", *The Journal of Finance*, Vol. 46, Nº. 5, pp. 1739-1764.

Chang, Y. Y., Faff, R., e Hwang, C.-Y. (2010), "Liquidity and stock returns in Japan: New evidence", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 18, Nº. 1, pp. 90-115.

Chen, L., Lesmond, D. A., e Wei, J. (2007), "Corporate yield spreads and bond liquidity", *The Journal of Finance*, Vol. 62, Nº. 1, pp. 119-149.

Chen, N. f., e Zhang, F. (1998), "Risk and return of value stocks", *The Journal of Business*, Vol. 71, Nº. 4, pp. 501-535.

Choi, W. G., e Cook, D. (2006), "Stock market liquidity and the macroeconomy: Evidence from Japan", in T. Ito e A. K. Rose, eds, *Monetary Policy under Very Low Inflation in the Pacific Rim, NBER-EASE, Volume 15*, University of Chicago Press.

Chordia, T., Roll, R., e Subrahmanyam, A. (2000), "Commonality in liquidity", *Journal of Financial Economics*, Vol. 56, Nº. 1, pp. 3-28.

Chordia, T., Roll, R., e Subrahmanyam, A. (2001a), "Market liquidity and trading activity", *The Journal of Finance*, Vol. 56, Nº. 2, pp. 501-530.

Chordia, T., Sarkar, A., e Subrahmanyam, A. (2005), "An empirical analysis of stock and bond market liquidity", *The Review of Financial Studies*, Vol. 18, Nº. 1, pp. 85-129.

Chordia, T., Subrahmanyam, A., e Anshuman, V. R. (2001b), "Trading activity and expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, Nº. 1, pp. 3-32.

Chung, K. H., Elder, J., e Kim, J.-C. (2010), "Corporate governance and liquidity", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 45, Nº. 02, pp. 265-291.

Chung, Y. P., Johnson, H., e Schill, M. J. (2006), "Asset pricing when returns are nonnormal: Fama-French factors versus higher-order systematic comoments", *The Journal of Business*, Vol. 79, Nº. 2, pp. 923-940.

Cortez, M. C. R., Paxson, D. A., e Armada, M. J. R. (1999), "Persistence in Portuguese mutual fund performance", *The European Journal of Finance*, Vol. 5, Nº. 4, pp. 342-365.

Costa, J. C., Mata, M. E., e Justino, D. (2009), "Portuguese average cost of capital", *FEUNL Working Paper Series*, Nº. WP543, Universidade Nova de Lisboa, Faculdade de Economia.

Crabble, L. E., e Turner, C. M. (1995), "Does the liquidity of a debt issue increase with its size? Evidence from the corporate bond and medium-term note markets", *The Journal of Finance*, Vol. 50, Nº. 5, pp. 1719-1734.

Curto, J. J. D., Reis, E., e Esperança, J. P. (2003), "Testes à forma fraca da eficiência dos mercados: Aplicação aos índices PSI20, DAX e DJIA", *Economia*, Vol. 27, pp. 53-88.

Datar, V. (2001), "Impact of liquidity on premia/discounts in closed-end funds", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41, Nº. 1, pp. 119-135.

Datar, V., So, R. W., e Tse, Y. (2008), "Liquidity commonality and spillover in the US and Japanese markets: An intraday analysis using exchange-traded funds", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 31, Nº. 4, pp. 379-393.

Datar, V. T., Naik, N. Y., e Radcliffe, R. (1998), "Liquidity and stock returns: An alternative test", *Journal of Financial Markets*, Vol. 1, Nº. 2, pp. 203-219.

Demsetz, H. (1968), "The cost of transacting", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, Nº. 1, pp. 33-53.

Díaz, A., Merrick, J., e Navarro, E. (2006), "Spanish Treasury bond market liquidity and volatility pre- and post-European Monetary Union", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 30, Nº. 4, pp. 1309-1332.

Díaz, A., e Navarro, E. (1997), "El diferencial de rentabilidad en la deuda privada española", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 5, Nº. 14, pp. 51-79.

Díaz, A., e Navarro, E. (2002), "La prima de liquidez en la deuda del Estado", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 10, Nº. 29, pp. 23-58.

Dimson, E., e Hanke, B. (2004), "The expected illiquidity premium: Evidence from equity index-linked bonds", *Review of Finance*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 19-47.

Domowitz, I., Glen, J., e Madhavan, A. (1998), "International cross-listing and order flow migration: Evidence from an emerging market", *The Journal of Finance*, Vol. 53, Nº. 6, pp. 2001-2027.

Duque, J., e Madeira, G. (2004), "Effects associated with index composition changes: Evidence from the Euronext Lisbon Stock Exchange", *Working Papers*, Nº. 5/04, Institute for Economics and Business Administration (ISEG), Technical University of Lisbon.

Duque, J., e Pinto, I. (2004), "How sensitive are price sensitive events?", *Working Papers*, Nº. 4/04, Institute for Economics and Business Administration (ISEG), Technical University of Lisbon.

Eisfeldt, A. L. (2004), "Endogenous liquidity in asset markets", *The Journal of Finance*, Vol. 59, Nº. 1, pp. 1-30.

Eleswarapu, V. R., e Reinganum, M. R. (1993), "The seasonal behavior of the liquidity premium in asset pricing", *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, Nº. 3, pp. 373-386.

Elton, E. J., e Green, T. C. (1998), "Tax and liquidity effects in pricing government bonds", *The Journal of Finance*, Vol. 53, Nº. 5, pp. 1533-1562.

Ernstberger, J., Haupt, H., e Vogler, O. (2011), "The role of sorting portfolios in asset-pricing models", *Applied Financial Economics*, Vol. 21, Nº. 18, pp. 1381-1396.

Fabre, J., e Frino, A. (2004), "Commonality in liquidity: Evidence from the Australian Stock Exchange", *Accounting and Finance*, Vol. 44, Nº. 3, pp. 357-368.

Fama, E. F., e French, K. R. (1992), "The cross-section of expected stock returns", *The Journal of Finance*, Vol. 47, Nº. 2, pp. 427-465.

Fama, E. F., e French, K. R. (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, Nº. 1, pp. 3-56.

Fama, E. F., e French, K. R. (1996), "Multifactor explanations of asset pricing anomalies", *The Journal of Finance*, Vol. 51, Nº. 1, pp. 55-84.

Fama, E. F., e French, K. R. (1998), "Value versus growth: The international evidence", *The Journal of Finance*, Vol. 53, Nº. 6, pp. 1975-1999.

Fama, E. F., e French, K. R. (2006), "The value premium and the CAPM", *The Journal of Finance*, Vol. 61, Nº. 5, pp. 2163-2185.

Fama, E. F., e Macbeth, J. D. (1973), "Risk, return, and equilibrium - Empirical tests", *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, Nº. 3, pp. 607-636.

Farinha, J., e Basílio, N. F. (2006), "Stock splits: Real effects or just a question of maths? An empirical analysis of the Portuguese case", *Cadernos do Mercado de Valores Mobiliários*, Nº. 24, pp. 99-143.

Farinós, J. E., García, C. J., e Ibáñez, A. M. (2009), "Riesgo de iliquidez y rendimientos anormales a largo plazo en las empresas cotizadas que realizan una OPV", *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa*, Vol. 12, Nº. 38, pp. 119-141.

Favero, C. A., Pagano, M., e Von Thadden, E.-L. (2005), "Valuation, liquidity and risk in government bond markets", *Working Paper*, Nº. 281, IGIER.

Favero, C. A., Pagano, M., e Von Thadden, E.-L. (2008), "How does liquidity affect government bond yields?", *Discussion Paper*, Nº. DP6649, CEPR.

Fernández-Amador, O., Gächter, M., Larch, M., e Peter, G. (2013), "Does monetary policy determine stock market liquidity? New evidence from the euro zone", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 21, pp. 54-68.

Fisher, L. (1959), "Determinants of risk premiums on corporate bonds", *The Journal of Political Economy*, Vol. 67, Nº. 3, pp. 217-237.

Galariotis, E. C., e Giouvris, E. (2007), "Liquidity commonality in the London Stock Exchange", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 34, Nº. 1-2, pp. 374-388.

Gervais, S., Kaniel, R., e Mingelgrin, D. H. (2001), "The high-volume return premium", *The Journal of Finance*, Vol. 56, Nº. 3, pp. 877-919.

Gibson, R., e Mougeot, N. (2004), "The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, Nº. 1, pp. 157-178.

Giouvris, E., e Galariotis, E. (2008), "Systematic liquidity and excess returns: Evidence from the Athens Stock Exchange", *Journal of Money, Investment and Banking*, Nº. 2.

Glosten, L. R., e Harris, L. E. (1988), "Estimating the components of the bid/ask spread", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, Nº. 1, pp. 123-142.

Glosten, L. R., e Milgrom, P. R. (1985), "Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, Nº. 1, pp. 71-100.

Goldreich, D., Hanke, B., e Nath, P. (2005), "The price of future liquidity: Time-varying liquidity in the U.S. Treasury market", *Review of Finance*, Vol. 9, Nº. 1, pp. 1-32.

Goyenko, R. Y., Holden, C. W., e Trzcinka, C. A. (2009), "Do liquidity measures measure liquidity?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, Nº. 2, pp. 153-181.

Goyenko, R. Y., e Ukhov, A. D. (2009), "Stock and bond market liquidity: A long-run empirical analysis", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 44, Nº. 01, pp. 189-212.

Grossman, S. J., e Miller, M. H. (1988), "Liquidity and market structure", *The Journal of Finance*, Vol. 43, Nº. 3, pp. 617-633.

Hameed, A., Kang, W., e Viswanathan, S. (2010), "Stock market declines and liquidity", *The Journal of Finance*, Vol. 65, Nº. 1, pp. 257-293.

Hasbrouck, J. (1991), "Measuring the information content of stock trades", *The Journal of Finance*, Vol. 46, Nº. 1, pp. 179-207.

Hasbrouck, J. (2004), "Liquidity in the futures pits: Inferring market dynamics from incomplete data", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 39, Nº. 2, pp. 305-326.

Hasbrouck, J. (2009), "Trading costs and returns for U.S. equities: Estimating effective costs from daily data", *The Journal of Finance*, Vol. 64, Nº. 3, pp. 1445-1477.

Hasbrouck, J., e Seppi, D. J. (2001), "Common factors in prices, order flows, and liquidity", *Journal of Financial Economics*, Vol. 59, Nº. 3, pp. 383-411.

Holden, C. W. (2009), "New low-frequency spread measures", *Journal of Financial Markets*, Vol. 12, Nº. 4, pp. 778-813.

Hong, G., e Warga, A. (2000), "An empirical study of bond market transactions", *Financial Analysts Journal*, Vol. 56, Nº. 2, pp. 32-46.

Huberman, G., e Halka, D. (2001), "Systematic liquidity", *Journal of Financial Research*, Vol. 24, Nº. 2, pp. 161-178.

Hwang, S., e Lu, C. (2007), "Cross-sectional stock returns in the UK market: The role of liquidity risk", in S. Stephen, ed., *Forecasting expected returns in the financial markets*, Academic Press, Oxford.

Jagannathan, R., e Wang, Z. (1996), "The conditional CAPM and the cross-section of expected returns", *The Journal of Finance*, Vol. 51, Nº. 1, pp. 3-53.

Jensen, G. R., e Moorman, T. (2010), "Inter-temporal variation in the illiquidity premium", *Journal of Financial Economics*, Vol. 98, Nº. 2, pp. 338-358.

Kallunki, J.-P. (1997), "Handling missing prices in a thinly traded stock market: implications for the specification of event study methods", *European Journal of Operational Research*, Vol. 103, Nº. 1, pp. 186-197.

Kamara, A. (1994), "Liquidity, taxes, and short-term Treasury yields", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, Nº. 3, pp. 403-417.

Kamara, A., Lou, X., e Sadka, R. (2008), "The divergence of liquidity commonality in the cross-section of stocks", *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, Nº. 3, pp. 444-466.

Karolyi, G. A., Lee, K.-H., e van Dijk, M. A. (2012), "Understanding commonality in liquidity around the world", *Journal of Financial Economics*, Vol. 105, Nº. 1, pp. 82-112.

Keene, M. A., e Peterson, D. R. (2007), "The importance of liquidity as a factor in asset pricing", *Journal of Financial Research*, Vol. 30, Nº. 1, pp. 91-109.

Kempf, A., e Mayston, D. (2008), "Liquidity commonality beyond best prices", *Journal of Financial Research*, Vol. 31, Nº. 1, pp. 25-40.

Kessler, S., e Scherer, B. (2011), "Hedge fund return sensitivity to global liquidity", *Journal of Financial Markets*, Vol. 14, Nº. 2, pp. 301-322.

Kluger, B. D., e Stephan, J. (1997), "Alternative liquidity measures and stock returns", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 19-36.

Korajczyk, R. A., e Sadka, R. (2008), "Pricing the commonality across alternative measures of liquidity", *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, Nº. 1, pp. 45-72.

Kyle, A. S. (1985), "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica*, Vol. 53, Nº. 6, pp. 1315-1335.

Lee, C. M. C., e Swaminathan, B. (2000), "Price momentum and trading volume", *The Journal of Finance*, Vol. 55, Nº. 5, pp. 2017-2069.

Lee, J.-H., Lin, S.-Y., Lee, W.-C., e Tsao, C.-Y. (2006), "Common factors in liquidity: Evidence from Taiwan's OTC stock market", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 15, Nº. 4-5, pp. 306-327.

Lee, K.-H. (2011), "The world price of liquidity risk", *Journal of Financial Economics*, Vol. 99, Nº. 1, pp. 136-161.

Lesmond, D. A. (2005), "Liquidity of emerging markets", *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, Nº. 2, pp. 411-452.

Lesmond, D. A., Ogden, J. P., e Trzcinka, C. A. (1999), "A new estimate of transaction costs", *The Review of Financial Studies*, Vol. 12, Nº. 5, pp. 1113-1141.

Lewellen, J., e Nagel, S. (2006), "The conditional CAPM does not explain asset-pricing anomalies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, Nº. 2, pp. 289-314.

Lewellen, J., Nagel, S., e Shanken, J. (2010), "A skeptical appraisal of asset pricing tests", *Journal of Financial Economics*, Vol. 96, Nº. 2, pp. 175-194.

Li, B., Sun, Q., e Wang, C. (2014), "Liquidity, liquidity risk and stock returns: Evidence from Japan", *European Financial Management*, Vol. 20, Nº. 1, pp. 126-151.

Li, H., Wang, J., Wu, C., e He, Y. (2009), "Are liquidity and information risks priced in the Treasury bond market?", *The Journal of Finance*, Vol. 64, Nº. 1, pp. 467-503.

Liang, B. (1999), "On the performance of hedge funds", *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, Nº. 4, pp. 72-85.

Liang, S. X., e Wei, J. K. C. (2012), "Liquidity risk and stock returns around the world", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 36, Nº. 12, pp. 3274-3288.

Lin, H., Wang, J., e Wu, C. (2011), "Liquidity risk and expected corporate bond returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 99, Nº. 3, pp. 628-650.

Lintner, J. (1965), "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stocks portfolios and capital budgets", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, Nº. 1, pp. 13-37.

Lischewski, J., e Voronkova, S. (2012), "Size, value and liquidity. Do they really matter on an emerging stock market?", *Emerging Markets Review*, Vol. 13, Nº. 1, pp. 8-25.

Liu, J., Longstaff, F. A., e Mandell, R. E. (2006), "The market price of risk in interest rate swaps: The roles of default and liquidity risks", *The Journal of Business*, Vol. 79, Nº. 5, pp. 2337-2359.

Liu, W. M. (2006), "A liquidity-augmented capital asset pricing model", *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, Nº. 3, pp. 631-671.

Llorente, G., Michaely, R., Gideon, S., e Wang, J. (2002), "Dynamic volume-return relation of individual stocks", *The Review of Financial Studies*, Vol. 15, Nº. 4, pp. 1005-1047.

Lo, A. W., e MacKinlay, A. C. (1990), "Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models", *The Review of Financial Studies*, Vol. 3, Nº. 3, pp. 431-467.

Loderer, C., e Roth, L. (2005), "The pricing discount for limited liquidity: evidence from SWX Swiss Exchange and the Nasdaq", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 12, Nº. 2, pp. 239-268.

Longstaff, F. A. (2004), "The flight-to-liquidity premium in US Treasury bond prices", *The Journal of Business*, Vol. 77, Nº. 3, pp. 511-526.

López, G., Marhuenda, J., e Nieto, B. (2009), "The relationship between risk and expected returns with incomplete information", *Investigaciones Económicas*, Vol. 33, Nº. 1, pp. 69-96.

Lu, R., e Glascock, J. (2010), Macroeconomic effects on stock liquidity, *Working Paper*.

Lucas, R. E., Jr. (1978), "Asset prices in an exchange economy", *Econometrica*, Vol. 46, Nº. 6, pp. 1429-1445.

Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin.

Machado-Santos, C., e Fernandes, A. C. (2005), "Skewness in financial returns: Evidence from the Portuguese stock market", *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a uver)*, Vol. 55, Nº. 9-10, pp. 460-470.

Mancini, L., Ranaldo, A., e Wrampelmeyer, J. A. N. (2013), "Liquidity in the foreign exchange market: Measurement, commonality, and risk premiums", *The Journal of Finance*, Vol. 68, Nº. 5, pp. 1805-1841.

Marín, J. M., e Rubio, G. (2011), *Economía Financiera*, Antoni Bosch, Barcelona.

Markowitz, H. M. (1952), "Portfolio selection", *The Journal of Finance*, Vol. 7, Nº. 1, pp. 77-91.

Marshall, B. R. (2006), "Liquidity and stock returns: Evidence from a pure order-driven market using a new liquidity proxy", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 15, Nº. 1, pp. 21-38.

Marshall, B. R., Nguyen, N. H., e Visaltanachoti, N. (2013), "Liquidity commonality in commodities", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 37, Nº. 1, pp. 11-20.

Marshall, B. R., e Young, M. (2003), "Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: Evidence from the Australian stock market", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 12, Nº. 2, pp. 173-188.

Martínez, M. A., Nieto, B., Rubio, G., e Tapia, M. (2005a), "Asset pricing and systematic liquidity risk: An empirical investigation of the Spanish stock market", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 14, Nº. 1, pp. 81-103.

Martínez, M. A., Rubio, G., e Tapia, M. (2005b), "Understanding the ex-ante cost of liquidity in the limit order book: A note", *Revista de Economía Aplicada*, Vol. 13, Nº. 38, pp. 95-109.

Mello, A. S., e Escalda, A. (1994), "Rentabilidade e liquidez no mercado de acções em Portugal", *Boletim Trimestral do Banco de Portugal*, Vol. 16, Nº. 1, pp. 55-64.

Merton, R. C. (1973), "An intertemporal capital asset pricing model", *Econometrica*, Vol. 41, Nº. 5, pp. 867-887.

Merton, R. C. (1987), "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *The Journal of Finance*, Vol. 42, Nº. 3, pp. 483-510.

Miralles-Marcelo, J. L., Miralles-Quirós, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2007), "Causas macroeconómicas de las fluctuaciones en la liquidez del mercado

bursátil español", *Información Comercial Española, Revista de Economía*, Nº. 839, pp. 195-208.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2000), "An empirical analysis of the weekday effect on the Lisbon stock market over trading and non-trading periods", *Portuguese Review of Financial Markets*, Vol. 3, Nº. 2, pp. 5-14.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2003a), "The January effect and institutional investment in Portugal", *Portuguese Journal of Management Studies*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 105-114.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2003b), *La Eficiencia de la Bolsa de Valores de Lisboa y Porto*, Editora Regional de Extremadura, Mérida.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2003c), "Medidas de liquidez y valoración de activos", *Revista de Gestão e Economia*, Nº. 4, pp. 50-59.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2004), "An empirical analysis of the systematic liquidity risk in the Spanish stock market", *Portuguese Journal of Management Studies*, Vol. 9, Nº. 2, pp. 91-102.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2006a), "The role of an illiquidity risk factor in asset pricing: Empirical evidence from the Spanish stock market", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 46, Nº. 2, pp. 254-267.

Miralles-Marcelo, J. L., e Miralles-Quirós, M. M. (2006b), "Valoración de activos con riesgo de liquidez en el mercado bursátil español", *Economía Financiera*, Nº. 8, pp. 34-55.

Miralles-Marcelo, J. L., Miralles-Quirós, M. M., e Miralles-Quirós, J. L. (2004), "The pricing of systematic liquidity risk in stock markets", *Notas Económicas*, Nº. 20, pp. 162-176.

Miralles-Marcelo, J. L., Miralles-Quirós, M. M., e Miralles-Quirós, J. L. (2008), "Relación intertemporal entre rentabilidad y liquidez en el mercado de valores español", *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, Vol. 17, Nº. 1, pp. 187-204.

Miralles-Marcelo, J. L., Miralles-Quirós, M. M., e Miralles-Quirós, J. L. (2013), "Estructura financiera de la empresa y valoración de activos en el mercado

bursátil español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Nº. 160, pp. 561-589.

Miranda, D. (1995), Testes multivariados do Capital Asset Pricing Model com variabilidade dos prémios de risco ao longo do tempo, *Escola de Economia e Gestão*, Universidade do Minho, Braga.

Mossin, J. (1966), "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, Vol. 34, Nº. 4, pp. 768-783.

Næs, R., Skjeltorp, J. A., e Ødegaard, B. A. (2011), "Stock market liquidity and the business cycle", *The Journal of Finance*, Vol. 66, Nº. 1, pp. 139-176.

Nguyen, D., Mishra, S., Prakash, A., e Ghosh, D. K. (2007), "Liquidity and asset pricing under the three-moment CAPM paradigm", *Journal of Financial Research*, Vol. 30, Nº. 3, pp. 379-398.

Nguyen, D., e Puri, T. N. (2009), "Systematic liquidity, characteristic liquidity and asset pricing", *Applied Financial Economics*, Vol. 19, Nº. 11, pp. 853 - 868.

Nguyen, N. H., e Lo, K. H. (2013), "Asset returns and liquidity effects: Evidence from a developed but small market", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 21, Nº. 1, pp. 1175-1190.

Nielsson, U. (2009), "Stock exchange merger and liquidity: The case of Euronext", *Journal of Financial Markets*, Vol. 12, Nº. 2, pp. 229-267.

Pascoal, R. (1996), Modelos intertemporais de avaliação de activos financeiros, *Faculdade de Economia*, Universidade de Coimbra, Coimbra.

Pascual, R., Escribano, A., e Tapia, M. (2004), "On the bi-dimensionality of liquidity", *The European Journal of Finance*, Vol. 10, Nº. 6, pp. 542 - 566.

Pástor, L., e Stambaugh, R. F. (2003), "Liquidity risk and expected stock retums", *The Journal of Political Economy*, Vol. 111, Nº. 3, pp. 642-685.

Pereira, J. P., e Cutelo, T. (2013), "Tiny prices in a tiny market: Evidence from Portugal on optimal share prices", *European Financial Management*, Vol. 19, Nº. 3, pp. 579-598.

Pinto, H., e Armada, M. J. R. (2002), "An autoregressive approach of the arbitrage pricing model to the Portuguese stock market", *International Journal of Business*, Vol. 7, Nº. 2, pp. 37-52.

Pukthuanthong-Le, K., e Visaltanachoti, N. (2009), "Commonality in liquidity: Evidence from the stock exchange of Thailand", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 17, Nº. 1, pp. 80-99.

Reinganum, M. R. (1981), "Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values", *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, Nº. 1, pp. 19-46.

Roll, R. (1984), "A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market", *The Journal of Finance*, Vol. 39, Nº. 4, pp. 1127-1139.

Roll, R., e Subrahmanyam, A. (2010), "Liquidity skewness", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 34, Nº. 10, pp. 2562-2571.

Rosenberg, B., Reid, K., e Lanstein, R. (1985), "Persuasive evidence of market inefficiency", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, Nº. 3, pp. 9-16.

Ross, S. A. (1976), "Arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, Nº. 3, pp. 341-360.

Rouwenhorst, K. G. (1999), "European equity markets and the EMU", *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, Nº. 3, pp. 57-64.

Rubinstein, M. (1976), "The valuation of uncertain income streams and the pricing of options", *The Bell Journal of Economics*, Vol. 7, Nº. 2, pp. 407-425.

Rubio, G. (1988), "Further international evidence on asset pricing: The case of the Spanish capital market", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 12, Nº. 2, pp. 221-242.

Rubio, G., e Tapia, M. (1998), "The liquidity premium in equity pricing under a continuous auction system", *The European Journal of Finance*, Vol. 4, Nº. 1, pp. 1-28.

Sadka, R. (2006), "Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk", *Journal of Financial Economics*, Vol. 80, Nº. 2, pp. 309-349.

Samuelson, P. A. (1970), "The fundamental approximation theorem of portfolio analysis in terms of means, variances and higher moments", *Review of Economic Studies*, Vol. 37, Nº. 4, pp. 537-542.

Sharpe, W. F. (1964), "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk ", *The Journal of Finance*, Vol. 19, Nº. 3, pp. 425-442.

Shen, P., e Starr, R. M. (1998), "Liquidity of the Treasury bill market and the term structure of interest rates", *Journal of Economics and Business*, Vol. 50, Nº. 5, pp. 401-417.

Shulman, J., Bayless, M., e Price, K. (1993), "Marketability and default influences on the yield premia of speculative-grade debt", *Financial Management*, Vol. 22, Nº. 3, pp. 132-141.

Silva, A. C., e Chavez, G. A. (2008), "Cross-listing and liquidity in emerging market stocks", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 32, Nº. 3, pp. 420-433.

Sims, C. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48.

Söderberg, J. (2008), "Do macroeconomic variables forecast changes in liquidity? An out-of-sample study on the order-driven stock markets in Scandinavia", Conference on Liquidity: Concepts and Risks, Munich.

Stoll, H. R. (1978), "The supply of dealer services in securities markets", *The Journal of Finance*, Vol. 33, Nº. 4, pp. 1133-1151.

Sujoto, C., Kalev, P., e Faff, R. (2008a), "An examination of commonality in liquidity: New evidence from the Australian stock exchange", *Journal for Studies in Economics and Econometrics*, Vol. 32, Nº. 3, pp. 55-79.

Sujoto, C., Kalev, P., e Faff, R. (2008b), "Systematic liquidity in the long run", *Applied Financial Economics Letters*, Vol. 4, Nº. 3, pp. 187-191.

Tapia, M. (1997), "Resultados preliminares sobre la estacionalidad de la prima por liquidez en España: Efectos fiscales", *Información Comercial Española, Revista de Economía*, Nº. 764, pp. 65-75.

Teo, M. (2011), "The liquidity risk of liquid hedge funds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, Nº. 1, pp. 24-44.

Theriou, N. G., Maditinos, D. I., Chadzoglou, P., e Anggelidis, V. (2005), "The cross-section of expected stock returns: An empirical study in the Athens stock exchange", *Managerial Finance*, Vol. 31, Nº. 12, pp. 58.

Tomé, F. J. S. (2000), "Aplicação da Arbitrage Pricing Theory aos títulos do PSI-20", *Portuguese Journal of Management Studies*, Vol. 5, Nº. 1, pp. 43-61.

Vaihekoski, M. (2009), "Pricing of liquidity risk: Empirical evidence from Finland", *Applied Financial Economics*, Vol. 19, Nº. 19, pp. 1547-1557.

Vieira, E. S., e Armada, M. J. R. (1998), "A metodologia de Henriksson e Merton na detecção da performance de fundos de pensões", *Portuguese Journal of Management Studies*, Vol. 4, Nº. 2, pp. 107-118.

Warga, A. (1992), "Bond returns, liquidity, and missing data", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, Nº. 4, pp. 605-617.

Watanabe, A. (2004), "Macroeconomic sources of systematic liquidity", *Working Paper*, School of Business, University of Alberta.

Watanabe, A., e Watanabe, M. (2008), "Time-varying liquidity risk and the cross section of stock returns", *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, Nº. 6, pp. 2449-2486.

Zheng, X., e Zhang, Z. (2006), "Commonality in liquidity in emerging markets: Evidence from the Chinese stock market", *Working Paper in Economics and Finance*, Nº. 06/04, University of Durham.

ANEXO 1 – ACÇÕES CONSIDERADAS NO ESTUDO

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
A C Santos	05-Jan-88	24-Jun-99
A Perfiladora	19-Set-91	20-Mar-98
A Silva & Silva	30-Mar-90	28-Fev-00
Água do Luso	08-Jan-92	09-Out-98
Alco	22-Nov-93	24-Set-99
Alianca Seguradora	22-Jan-90	21-Jul-95
Altri SGPS	01-Mar-05	30-Dez-11
Amadeu Gaudêncio	05-Jan-88	04-Ago-95
Amieiros Verdes	05-Jan-88	03-Nov-06
Atlantis Cristais de Alcobaça	05-Jan-88	22-Mai-01
AXA Portugal	05-Jan-88	30-Mar-07
B A Barbosa & Almeida	17-Jan-91	19-Nov-03
B I C	18-Dez-89	13-Mar-97
Banco BPI	05-Jan-88	30-Dez-11
Banco Chemical	12-Mai-93	12-Mar-97
Banco Comercial de Macau	28-Mai-90	26-Ago-96
Banco Comercial de Macau (Nom.)	25-Mai-90	13-Dez-93
Banco Espírito Santo	01-Out-92	30-Dez-11
Banco Essi	24-Out-89	01-Jun-00
Banco Fomento Exterior	02-Jan-95	24-Jun-97
Banco Mais	07-Dez-94	16-Dez-97
Banco Mello	11-Mai-93	27-Jun-00
Banco Mello Investimento	03-Abr-92	16-Abr-97
Banco Pinto & Sotto Mayor	22-Jun-95	11-Dez-00
Banco Popular Espanol (LIS)	26-Jan-06	30-Dez-11
Banco Português do Atlântico	21-Dez-90	27-Jun-00
Banco Santander Central Hispano (LIS)	16-Fev-00	30-Dez-11
Banco Totta Açores	30-Out-89	06-Out-04
Banif SGPS	26-Mar-92	30-Dez-11
BCA	17-Dez-01	08-Jan-04
BCI	20-Mai-88	02-Jun-97
BCI (Nom.)	03-Mai-88	26-Abr-93
BCP - Banco Comercial Português	05-Jan-88	30-Dez-11
BCP - Banco Comercial Português (Nom.)	05-Jan-88	18-Jun-93
Beira Vouga	03-Mai-88	09-Out-98

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo (cont.)

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
BIC B	18-Dez-89	02-Set-93
BICC CEL-CAT	05-Jan-88	09-Jun-00
Bordalima	05-Jan-88	09-Out-98
Brisa - Auto Estradas	28-Nov-97	29-Dez-06
Brisa - Auto-Estradas de Portugal	26-Nov-97	30-Dez-11
Caima Cerâmica	22-Nov-91	27-Dez-99
Celulose do Caima	05-Jan-88	29-Jan-05
Central Banco de Investimento	06-Out-97	05-Nov-03
Centralcer	01-Nov-89	08-Nov-00
Centrel	22-Out-91	12-Jan-95
Cerexport	05-Jan-88	07-Jan-99
CIMPOR - Cimentos de Portugal SGPS	15-Jul-94	30-Dez-11
CIN	04-Mai-89	25-Mai-07
Cinca	05-Jan-88	03-Jun-97
Cipan	05-Jan-88	30-Dez-11
Cires	05-Jan-88	27-Jul-09
Citibank Portugal (Nom.)	20-Out-89	23-Dez-93
Cobre	02-Fev-88	09-Out-98
Cofaco	08-Jan-88	16-Nov-07
Cofina	20-Fev-98	30-Dez-11
Colep Portugal	28-Abr-97	12-Mar-01
Companhia Portuguesa de Higiene	08-Jan-88	20-Set-02
Compta	10-Mai-88	30-Dez-11
Computers Time Sharing	06-Jan-88	11-Jun-96
Conduril	15-Jan-92	30-Dez-11
Construtora do Tâmega	14-Set-90	26-Jan-04
Copam	08-Jan-88	30-Dez-11
Copidata	05-Jan-88	14-Out-98
Copinaque	12-Jun-92	22-Mar-96
Corticeira Amorim	20-Abr-88	30-Dez-11
Cotapo	05-Jan-88	11-Jul-97
Credit Lyonnais Portugal	30-Nov-93	09-Mar-01
Credit Lyonnais Portugal (Nom.)	26-Abr-90	23-Nov-93
Crédito Predial Português	30-Dez-92	24-Nov-00
Dom Pedro	06-Jan-88	01-Jun-00
EDP Energias de Portugal	17-Jun-97	30-Dez-11
EDP Renováveis	03-Jun-08	30-Dez-11

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo (cont.)

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
Efacec	05-Jan-88	21-Fev-06
Engil	06-Jan-88	18-Dez-95
ERG	12-Jan-88	26-Jan-96
Espart	31-Jan-92	15-Jan-01
Espirito Santo Financial (LIS)	20-Jun-02	30-Dez-11
Espírito Santo Financial (LIS) (Nom.)	01-Ago-06	30-Dez-11
Estoril Sol	08-Jun-90	30-Dez-11
Estoril Sol (Nom.)	05-Jan-88	30-Dez-11
Euroleasing	05-Jan-88	13-Mar-97
Eurosul	21-Nov-00	30-Jan-04
F N M	07-Jan-88	23-Mar-98
Fábrica Têxtil Riopele	06-Mar-95	09-Mar-00
Fábricas Triunfo	05-Jan-88	18-Dez-01
Famada	02-Ago-88	03-Jan-02
Famada Investimentos	07-Jul-08	30-Dez-11
Fenalu	05-Jan-88	30-Dez-11
Fiaco	05-Jan-88	21-Mar-96
Finibanco	23-Jun-98	13-Dez-10
Fisipe	05-Jan-88	30-Dez-11
Fitor	05-Jan-88	30-Dez-11
Foncar	05-Dez-89	22-Out-99
Futebol Clube do Porto	01-Jun-98	30-Dez-11
Galp Energia SGPS	24-Out-06	30-Dez-11
Gescartao SGPS	16-Jul-03	14-Mai-07
Gestnave	02-Ago-88	19-Out-98
Glintt Global Intelligent Technologies SGPS	01-Jul-99	30-Dez-11
Heller Factoring	05-Jan-88	01-Jun-01
Hidroprojecto	11-Abr-90	08-Jan-02
Hotelagos	05-Jan-88	22-Fev-00
Ibersol SGPS	27-Nov-97	30-Dez-11
Imobiliária Construtora Grão-Pará	05-Jan-88	30-Dez-11
Imoleasing	05-Jan-88	14-Jan-02
Império Imobilário	08-Jul-93	08-Set-00
Impresa SGPS	05-Jun-00	30-Dez-11
Inapa	05-Ago-88	30-Dez-11
Inforgal	09-Fev-88	27-Jan-98
Inô Supermercados	06-Jan-88	29-Dez-95

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo (cont.)

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
Inparsa	14-Abr-97	17-Set-99
International Factors	07-Out-93	27-Jan-98
Investec	31-Jan-95	28-Jan-02
ITI	14-Set-90	16-Jul-03
ITI (Nom.)	08-Mai-90	10-Jul-99
J Soares	05-Jan-88	14-Abr-99
Jerónimo Martins	14-Nov-89	30-Dez-11
Lameirinho	09-Fev-88	29-Set-00
Leasinvest	05-Jan-88	24-Set-97
Lisgráfica	30-Dez-94	30-Dez-11
Lisnave Estaleiros	11-Set-98	01-Mar-01
Litho Formas Portuguesa	05-Jan-88	30-Dez-11
Locapor	05-Mai-88	30-Nov-00
Lusomundo Media	24-Mar-94	21-Abr-99
Lusomundo SGPS	13-Dez-91	27-Dez-00
Lusotur	05-Jan-88	12-Out-99
Luzostela	05-Jan-88	29-Dez-99
Mabor	06-Jan-88	03-Fev-98
Macedo & Coelho	14-Out-93	27-Out-06
Macedo & Coelho Indústria	06-Abr-90	13-Jun-98
Madeirense Tabacos	05-Jan-88	23-Mar-99
Mague	05-Jan-88	07-Dez-99
Martifer	28-Jun-07	30-Dez-11
Media Capital	30-Mar-04	30-Dez-11
Modelo Continente	10-Abr-91	17-Out-06
Modelo SGPS	20-Dez-88	29-Jan-96
Mota & Compania	09-Out-89	23-Jul-01
Mota Engil SGPS	09-Nov-95	30-Dez-11
Mundial Confianca	30-Jun-92	02-Nov-00
Mundicenter	05-Jan-88	12-Jun-03
Mundinter	08-Jan-88	13-Fev-97
Norvalor	15-Jun-93	30-Dez-11
Novabase	03-Jul-00	30-Dez-11
O P C A	23-Nov-88	09-Out-98
O Trabalho	27-Jan-88	24-Jun-99
Oliva	27-Jul-88	26-Jul-95
Oliveira & Irmão	16-Dez-94	30-Dez-11

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo (cont.)

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
Orbitur	05-Jan-88	14-Jan-98
Orey Antunes	05-Jan-88	30-Dez-11
Papelaria Fernandes	06-Jan-88	27-Jul-11
Papeles Y Cartones de Europa (LIS)	05-Fev-07	25-Mai-10
Polimaia	05-Jan-88	30-Dez-11
Porto Cavaleiros	23-Out-89	09-Out-98
Portucel Empresa	28-Jun-95	30-Dez-11
Portugal Telecom SGPS	02-Jun-95	30-Dez-11
Prazol	05-Jan-88	30-Abr-97
Proalimentar	05-Jan-88	09-Jan-96
Progado	03-Nov-94	30-Dez-11
Proholding	18-Dez-92	12-Jul-97
PT Multimédia SGPS	10-Jan-02	15-Set-06
Rações Progado	12-Ago-88	30-Dez-11
Rações Valouro	08-Jan-88	27-Dez-94
Radio Marconi	05-Jan-88	23-Ago-95
Radio Marconi (Nom.)	05-Jan-88	23-Ago-95
Reditus	10-Dez-90	30-Dez-11
Refrige	14-Set-90	18-Dez-92
REN	09-Jul-07	30-Dez-11
S P C	13-Jan-88	08-Fev-95
Sabel	06-Jan-88	06-Out-00
Sacor Marítima	29-Dez-88	05-Dez-02
Sacyr Vallehermoso (LIS)	30-Set-04	30-Dez-11
SAG Gest	15-Jul-98	30-Dez-11
Salvador Caetano	10-Jul-92	10-Jan-02
Saudelazer	21-Nov-00	15-Set-04
Sefis	15-Jul-92	20-Mar-96
Seguros Bonança	13-Jul-93	30-Dez-98
Seguros Império	30-Dez-92	26-Out-00
Semapa	01-Ago-95	30-Dez-11
Siaf	12-Jan-88	13-Nov-95
Sicel	05-Jan-88	15-Fev-01
Soares da Costa	05-Jan-88	30-Dez-11
Sociedade Águas da Curia	05-Jan-88	30-Dez-11
Sociedade Figueira Praia	07-Abr-94	27-Mar-03
Sociedade Figueira Praia (Nom.)	24-Jan-92	16-Mar-04

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo (cont.)

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
Sociedade Portuguesa de Leasing	13-Jul-90	05-Nov-96
Sociedade Portuguesa de Seguros	08-Jan-88	23-Set-99
Sociedade Turística Penina	23-Nov-88	21-Mai-08
Sofinloc	22-Jun-89	23-Mai-94
Soja de Portugal	05-Jan-88	15-Dez-00
Solinca	25-Jul-91	29-Fev-96
Solverde	29-Jan-92	09-Mai-07
Solverde (Nom.)	14-Set-90	23-Jan-03
Somague SGPS	05-Jan-88	10-Fev-05
Somec	13-Jan-88	09-Out-98
Somil	23-Jun-88	16-Set-96
Somota	20-Jul-98	09-Nov-05
Sonae Capital	28-Jan-08	30-Dez-11
Sonae Com	01-Jun-00	30-Dez-11
Sonae Imobilária	05-Dez-97	13-Dez-01
Sonae Indústria SGPS	10-Jan-92	30-Dez-11
Sonae SGPS	05-Ago-88	30-Dez-11
Sonagi	05-Jan-88	30-Dez-11
Sopanata (Nom.)	28-Jun-88	25-Jan-95
Sopete	15-Jan-88	04-Nov-99
Sopete (Nom.)	05-Jan-88	04-Nov-99
Sopol	07-Jan-88	15-Mar-06
Soporcel	01-Jun-89	26-Jun-01
Sopragol	05-Jan-88	30-Dez-11
Sport Lisboa e Benfica Futebol	21-Mai-07	30-Dez-11
Sporting	02-Jun-98	30-Dez-11
Sporting Clube de Braga	10-Out-06	30-Dez-11
Sumol Compal	05-Jan-88	30-Dez-11
Teixeira Duarte - Engenharia e Construções	23-Out-98	21-Set-10
Ternor	19-Mar-91	07-Fev-08
Tertir	20-Out-89	01-Out-07
Têxteis Moura & Matos	27-Jan-88	06-Fev-98
Têxtil Luís Correia	22-Mar-88	09-Out-98
Torres Novas	06-Jan-88	30-Dez-11
Toyota Caetano	20-Out-89	30-Dez-11
Tranquilidade	09-Mai-90	01-Set-00
Transinsular	06-Jan-88	30-Dez-11

Tabela A1.1 – Acções consideradas no estudo (cont.)

Empresa	Período de cotação na amostra	
	Início	Fim
Turopa	05-Jan-88	21-Abr-93
TVI	06-Jul-94	12-Jul-96
Unicer	19-Out-89	29-Mai-00
Unifer	29-Jun-92	09-Out-98
V A Grupo	26-Mai-93	14-Out-98
VAA - Vista Alegre Atlantis	05-Jan-88	30-Dez-11
VAA - Vista Alegre Atlantis (Fusão)	30-Abr-03	30-Dez-11
Veldec	06-Jan-88	04-Nov-98
Vidago Melgaço & Pedras	05-Jan-88	18-Jun-97
Vila-Franca	06-Jan-88	21-Jun-99
Vilatextil	29-Dez-88	09-Out-98
Vodafone Telecel	10-Dez-96	22-Mai-03
ZON Multimédia	16-Nov-99	30-Dez-11

ANEXO 2 – MEDIDAS DE LIQUIDEZ COM PERIODICIDADE SEMANAL

Tabela A2.1 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez (periodicidade semanal)

Painel A: Estatísticas seccionais para as médias das séries temporais

	Unidade	Média	Mediana	Desvio-padrão	Máximo	Mínimo	Nº obs.	Nº acções
TRNVR		0,023	0,005	0,054	0,597	0,000	326	229
TRNVR13		0,019	0,004	0,050	0,823	0,000	421	227
TRNVR52		0,019	0,003	0,062	0,958	0,000	448	227
VOL	10^6 €	2,197	0,127	6,238	57,827	0,000	322	233
LVOL		10,355	9,812	2,937	19,074	4,452	327	233
LVOL13		10,112	10,044	3,450	18,901	2,447	427	233
LVOL52		10,182	10,339	3,477	18,835	2,309	477	233
ROLL		0,167	0,157	0,108	1,047	0,000	275	231
ZR	%/10^4 €	0,535	0,525	0,153	0,800	0,200	312	233
ILIQ		38,409	10,875	63,816	639,103	0,000	270	224

Tabela A2.1 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Painel B: Médias seccionais das correlações temporais entre pares de variáveis de liquidez de uma acção individual

	TRNVR	TRNVR3	TRNVR52	VOL	LVOL	LVOL3	LVOL52	ROLL	ZR
TRNVR									
TRNVR13	**0,27**								
TRNVR52	**0,88**	**0,61**							
VOL	**0,79**	**0,75**	0,09						
LVOL	**0,58**	**0,26**	**0,83**	**0,67**					
LVOL13	**0,55**	**0,65**	**0,45**	**0,25**	**0,43**				
LVOL52	0,08	**0,37**	**0,69**	**0,53**	**0,29**	**0,63**			
ROLL	0,07	0,07	0,05	**0,53**	**0,64**	0,06	0,40		
ZR	**-0,71**	-0,04	-0,08	**-0,67**	**-0,35**	**-0,65**	-0,59	**-0,21**	
ILIQ	**-0,55**	-0,09	-0,08	**-0,94**	**-0,40**	**-0,24**	**-0,56**	**0,94**	-0,04

TRNVR é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nas x (x = 13 e 52) semanas precedentes e o número de acções em circulação; VOL é o volume transaccionado em euros; LVOL é o logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx é o logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nas x (x = 13 e 52) semanas precedentes; ROLL é a estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR é a proporção de rendibilidades zero, ILIQ é o rácio de iliquidez de Amihud (2002).

Cada variável é calculada para cada acção e cada semana para a qual existe disponibilidade de dados durante o período compreendido entre 1988 e 2011. De forma a eliminar as observações extremas, ignoram-se todos os valores estimados que sejam inferiores ou superiores aos percentis 1% e 99%, respectivamente.

No Painel A encontram-se as médias, medianas e desvios-padrão seccionais das médias temporais de cada variável, bem como a média seccional do número de observações no período amostral, os valores máximo e mínimo de cada variável na amostra e o número de acções incluídas no cálculo das estatísticas. No Painel B apresentam-se as correlações entre os pares de variáveis de liquidez, assinalando-se a negrito as correlações significativamente distintas de zero a um nível de significância de 5%.

Tabela A2.2 – Estatística descritiva das medidas de liquidez/iliquidez de mercado (periodicidade semanal)

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							*MEDIDAS DE ILIQUIDEZ*		
	TRNVR	**TRNVR13**	**TRNVR52**	**VOL**	**LVOL**	**LVOL13**	**LVOL52**	**ROLL**	**ZR**	**ILIQ**
Painel A: Todo o período										
Média	0,018	0,019	0,020	2,588	11,199	10,487	10,387	0,112	0,488	15,044
Desv. pad.	0,013	0,017	0,021	2,185	1,498	1,311	1,122	0,055	0,057	9,309
Máximo	0,101	0,106	0,108	11,002	13,886	12,816	12,234	0,401	0,729	68,683
Mínimo	0,001	0,003	0,003	0,004	7,771	7,696	7,381	0,024	0,326	1,132
Painel B: Subperíodo 1										
Média	0,025	0,031	0,035	0,514	9,674	9,131	9,185	0,148	0,529	19,399
Desv. pad.	0,014	0,019	0,027	0,787	0,951	0,739	0,635	0,055	0,048	10,150
Máximo	0,101	0,106	0,108	4,081	12,187	11,044	10,633	0,401	0,729	68,683
Mínimo	0,001	0,008	0,006	0,004	7,771	7,696	7,381	0,029	0,398	2,337
Painel C: Subperíodo2										
Média	0,012	0,011	0,011	4,047	12,271	11,417	11,147	0,088	0,459	11,980
Desv. pad.	0,009	0,008	0,007	1,593	0,631	0,631	0,554	0,040	0,043	7,247
Máximo	0,061	0,044	0,030	11,002	13,886	12,816	12,234	0,293	0,660	57,904
Mínimo	0,002	0,003	0,003	1,159	10,757	10,266	10,108	0,024	0,326	1,132

TRNVR é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre o número de acções transaccionadas e o número de acções em circulação; TRNVRx é a taxa de turnover, calculada como o rácio entre a média do número de acções transaccionadas nas x (x = 13 e 52) semanas precedentes e o número de acções em circulação; VOL é o volume transaccionado em euros; LVOL é o logaritmo natural do volume transaccionado em euros; LVOLx é o logaritmo natural da média do volume transaccionado em euros nas x (x = 13 e 52) semanas precedentes; ROLL é a estimativa do spread efectivo de Roll (1984), na formulação proposta por Goyenko et al. (2009); ZR é a proporção de rendibilidades zero, ILIQ é o rácio de iliquidez de Amihud (2002), PSRE corresponde à medida de Pástor e Stambaugh (2003) calculada para o índice de mercado equiponderado das acções da amostra.

A medida de liquidez agregada ou de mercado corresponde à média equiponderada de cada medida de liquidez para todas as acções da amostra em cada semana para a qual existe disponibilidade de dados. De forma a eliminar as observações extremas, ignoram-se todos os valores estimados que sejam inferiores ou superiores aos percentis 1% e 99%, respectivamente.

No Painel A encontram-se as estatísticas descritivas obtidas para o período amostral total (1988-2011), no Painel B apresentam-se as estatísticas relativas ao subperíodo de Janeiro de 1988 até Novembro de 1997 e no Painel C as estatísticas do subperíodo de Dezembro de 1997 a Dezembro de 2011.

ANEXO 3 – ANÁLISE DE FACTORES COMUNS NA LIQUIDEZ COM DADOS SEMANAIS

Tabela A3.1 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez (periodicidade semanal)

	MEDIDAS DE ILIQUIDEZ							*MEDIDAS DE ILIQUIDEZ*		
	DTRNVR	**DTRNVR13**	**DTRNVR52**	**DVOL**	**DLVOL**	**DLVOL13**	**DLVOL52**	**DROLL**	**DZR**	**DILIQ**
Corrente	0,876	21,601	-4,608	10,620	0,319	0,247	0,341	7,15E+10	0,629	0,800
	(1,15)	(1,59)	(-0,64)	(5,38)***	(7,33)***	(2,23)**	(3,04)***	(0,61)	(7,49)***	(0,83)
% Positivo	66,848	64,216	59,709	55,026	82,353	77,778	72,115	55,263	85,366	46,250
% + Signif.	22,826	14,216	9,223	16,402	38,503	30,435	38,462	7,895	31,220	3,750
Desfasado	0,965	-5,616	7,427	3,250	0,055	0,075	0,092	8,59E+10	0,027	-0,029
	(1,47)	(-0,48)	(0,65)	(1,92)*	(1,42)	(0,76)	(0,88)	(0,74)	(0,36)	(-0,03)
% Positivo	52,174	55,882	46,117	42,857	58,824	68,116	72,115	44,211	53,171	33,125
% + Signif.	9,239	6,373	7,767	7,937	10,695	19,807	28,846	5,789	2,927	6,250
Avançado	0,318	-17,777	-6,587	3,061	0,100	0,231	0,205	1,12E+11	-0,001	1,355
	(0,43)	(-1,18)	(-0,70)	(1,26)	(2,35)**	(2,36)**	(1,86)*	(1,05)	(-0,02)	(1,25)
% Positivo	48,913	67,647	55,340	51,323	63,102	72,464	70,192	45,789	46,829	48,750
% + Signif.	6,522	11,275	5,825	8,466	10,160	18,357	25,481	6,316	7,317	8,125
Soma	2,160	-1,792	-3,769	16,932	0,474	0,553	0,638	2,69E+11	0,654	2,125
	(1,46)	(-0,08)	(-0,37)	(3,98)***	(4,84)***	(3,60)***	(3,47)***	(0,98)	(3,55)***	(1,04)
Mediana	0,521	0,137	0,010	0,144	0,379	0,234	0,262	0,323	0,555	-0,109
R^2 Ajust.										
Média	0,018	0,007	0,030	0,020	0,013	0,025	0,092	0,097	0,017	0,049
Mediana	0,000	-0,002	0,002	-0,004	0,010	0,011	0,019	-0,002	0,009	-0,004
Nº activos	**184**	**204**	**206**	**189**	**187**	**207**	**208**	**190**	**205**	**160**

*Regressão das variações semanais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações semanais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A3.2 – Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez/iliquidez (periodicidade semanal)

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ									
	DTRNVR		**DTRNVR13**		**DTRNVR52**		**DVOL**		**DLVOL**	
	Mercado	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**
Corrente	0,668	0,333	0,668	0,333	-7,179	1,597	4,846	3,675	0,270	0,100
	(0,64)	(0,57)	(0,64)	(0,57)	(-0,51)	(0,25)	(2,10)**	(3,51)***	(4,96)***	(2,10)**
% Positivo	58,696	58,152	58,696	58,152	53,883	53,883	57,143	47,090	78,075	67,914
% + Signif.	19,022	8,696	19,022	8,696	11,165	11,165	15,344	8,995	27,273	12,299
Desfasado	1,395	-0,147	1,395	-0,147	1,898	2,137	2,075	2,609	0,045	0,026
	(1,63)	(-0,25)	(1,63)	(-0,25)	(0,11)	(0,34)	(1,25)	(2,49)**	(0,89)	(0,56)
% Positivo	48,913	52,717	48,913	52,717	46,117	51,942	44,444	41,270	51,872	55,080
% + Signif.	7,065	9,239	7,065	9,239	8,252	12,621	8,466	5,820	8,556	4,813
Avançado	0,109	0,277	0,109	0,277	2,896	-2,099	-1,489	3,308	0,115	-0,005
	(0,11)	(0,47)	(0,11)	(0,47)	(0,22)	(-0,33)	(-0,62)	(3,16)***	(2,04)**	(-0,10)
% Positivo	48,370	52,174	48,370	52,174	57,282	47,087	46,561	47,090	63,102	49,733
% + Signif.	7,609	7,065	7,609	7,065	7,282	10,194	8,466	6,878	8,556	10,695
Soma	2,172	0,463	2,172	0,463	-2,385	1,635	5,432	9,592	0,430	0,121
	(1,05)	(0,37)	(1,05)	(0,37)	(-0,11)	(0,10)	(1,22)	(3,99)***	(3,43)***	(1,15)
Mediana	0,142	0,082	0,142	0,082	0,022	-0,025	0,144	-0,033	0,226	0,111
R^2 Ajust.										
Média	0,021		0,014		0,059		0,028		0,018	
Mediana	0,004		0,001		0,010		-0,001		0,014	
Nº activos	**184**		**204**		**206**		**189**		**187**	

Tabela A3.2 – Factores de mercado e sectoriais comuns na liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ				***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***					
	DLVOL13		**DLVOL52**		**DROLL**		**DZR**		**DILIQ**	
	Mercado	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**	**Mercado**	**Sector**
Corrente	0,182	0,078	0,246	0,111	8,37E+10	-3,56E+10	0,625	0,063	0,715	0,376
	(1,05)	(0,81)	(1,65)*	(1,54)	(0,66)	(-0,69)	(5,28)***	(0,67)	(0,66)	(1,18)
% Positivo	69,565	59,903	72,115	57,692	52,105	45,789	76,585	56,098	46,541	44,025
% + Signif.	21,739	12,077	28,365	15,865	6,842	8,947	20,488	8,293	3,145	8,805
Desfasado	0,067	0,024	0,074	0,031	1,24E+11	-4,29E+10	0,047	-0,001	-0,046	0,213
	(0,45)	(0,25)	(0,52)	(0,42)	(0,96)	(-0,84)	(0,44)	(-0,01)	(-0,05)	(0,67)
% Positivo	60,386	56,039	67,788	57,692	47,895	42,105	52,195	52,683	33,962	38,365
% + Signif.	11,594	12,077	23,558	14,423	5,789	3,684	5,854	5,854	6,289	6,918
Avançado	0,210	0,043	0,179	0,058	1,50E+11	-4,70E+10	0,041	-0,054	1,639	-0,044
	(1,38)	(0,45)	(1,16)	(0,80)	(1,31)	(-0,92)	(0,40)	(-0,58)	(1,38)	(-0,14)
% Positivo	63,285	61,353	67,788	55,288	47,895	44,211	46,341	49,756	46,541	42,767
% + Signif.	13,043	11,594	18,269	15,385	5,789	5,263	4,878	4,878	6,918	8,805
Soma	0,459	0,146	0,498	0,199	3,58E+11	-1,26E+11	0,713	0,007	2,309	0,545
	(1,92)*	(0,92)	(2,00)**	(1,18)	(1,23)	(-1,35)	(2,72)***	(0,04)	(1,01)	(0,69)
Mediana	0,165	0,092	0,188	0,076	0,323	-0,402	0,483	0,027	-0,109	-0,003
R^2 Ajust.										
Média	0,030		0,107		0,095		0,018		0,055	
Mediana	0,017		0,023		-0,002		0,009		-0,004	
Nº activos	**207**		**208**		**190**		**205**		**159**	

*Regressão das variações semanais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações semanais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra (o mercado) e da média equiponderada da liquidez de todos os activos do mesmo sector, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A3.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* (periodicidade semanal)

	Corrente	% Posit.	% + Sig.	Desfasado	% Posit.	% + Sig.	Avançado	% Posit.	% + Sig.	Soma	R^2 Ajust.
DTRNVR											
P1	-0,403 (-0,68)	43,333	0,000	0,111 (0,18)	40,000	3,333	-0,067 (-0,11)	40,000	0,000	-0,359 (-0,29)	-0,025
P2	-0,280 (-0,2)	61,290	19,355	-1,937 (-1,07)	51,613	3,226	-0,037 (-0,03)	45,161	9,677	-2,255 (-0,64)	0,022
P3	0,594 (0,59)	61,111	8,333	1,545 (1,78)*	44,444	13,889	-0,690 (-0,72)	44,444	5,556	1,449 (0,71)	0,035
P4	3,124 (0,95)	78,049	36,585	4,002 (1,48)	65,854	17,073	1,867 (0,57)	63,415	14,634	8,993 (1,44)	0,011
P5	0,706 (1,01)	80,435	39,130	0,319 (0,47)	54,348	6,522	0,218 (0,32)	47,826	2,174	1,244 (0,85)	0,036
DTRNVR13											
P1	-0,549 (-0,31)	51,351	0,000	1,225 (0,50)	51,351	2,703	0,625 (0,59)	62,162	0,000	1,302 (0,40)	-0,002
P2	101,137 (1,57)	63,158	7,895	-12,272 (-0,23)	55,263	5,263	-122,747 (-2,02)**	60,526	13,158	-33,883 (-0,36)	0,019
P3	-0,120 (-0,13)	60,000	10,000	-0,253 (-0,27)	50,000	2,500	-0,220 (-0,20)	60,000	7,500	-0,592 (-0,34)	-0,002
P4	13,821 (0,65)	73,810	21,429	-16,847 (-0,76)	69,048	4,762	24,284 (0,69)	80,952	19,048	21,258 (0,44)	0,007
P5	0,181 (1,50)	71,739	28,261	-0,150 (-1,23)	54,348	15,217	0,081 (0,70)	73,913	15,217	0,112 (0,64)	0,011
DTRNVR52											
P1	0,266 (0,56)	51,282	7,692	0,609 (1,63)	51,282	7,692	-0,137 (-0,28)	48,718	2,564	0,739 (1,05)	0,017
P2	-24,946 (-0,66)	60,526	10,526	40,175 (0,66)	52,632	2,632	-35,908 (-0,72)	55,263	5,263	-20,680 (-0,38)	0,050
P3	-0,962 (-0,88)	47,500	2,500	-0,295 (-0,24)	45,000	10,000	0,350 (0,16)	70,000	5,000	-0,907 (-0,25)	0,020
P4	0,455 (0,85)	76,190	9,524	-0,235 (-0,42)	50,000	11,905	0,045 (0,08)	52,381	11,905	0,265 (0,26)	0,059
P5	0,167 (1,66)*	63,043	15,217	0,025 (0,26)	34,783	6,522	-0,063 (-0,69)	52,174	4,348	0,129 (0,91)	0,011
DVOL											
P1	63,708 (8,31)***	36,364	15,152	18,252 (2,77)***	33,333	3,030	28,996 (3,23)***	36,364	6,061	110,957 (6,94)***	-0,001
P2	-7,129 (-1,27)	45,161	3,226	-1,375 (-0,31)	41,935	9,677	-14,788 (-1,81)*	35,484	3,226	-23,292 (-1,79)*	0,026
P3	0,675 (0,92)	52,778	19,444	0,340 (0,53)	47,222	2,778	0,157 (0,18)	52,778	5,556	1,172 (0,74)	0,021
P4	2,397 (1,50)	69,048	21,429	1,218 (0,82)	52,381	16,667	1,903 (1,10)	64,286	14,286	5,519 (1,69)*	0,008
P5	0,019 (0,06)	63,043	19,565	-0,193 (-0,62)	36,957	6,522	-0,118 (-0,32)	60,870	10,870	-0,292 (-0,41)	0,039

Tabela A3.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* (periodicidade semanal) (cont.)

	Corrente	% Posit.	% + Sig.	Desfasado	% Posit.	% + Sig.	Avançado	% Posit.	% + Sig.	Soma	R^2 Ajust.
DLVOL											
P1	0,051 (0,38)	53,333	6,667	0,025 (0,23)	60,000	6,667	0,120 (0,92)	56,667	13,333	0,195 (0,70)	0,007
P2	0,294 (3,16)***	74,194	19,355	0,091 (1,04)	54,839	9,677	0,206 (2,21)**	70,968	9,677	0,591 (2,73)***	0,007
P3	0,419 (3,75)***	86,111	30,556	0,053 (0,52)	44,444	8,333	0,077 (0,70)	58,333	8,333	0,550 (2,25)**	0,008
P4	0,453 (6,72)***	90,698	53,488	0,114 (1,91)*	69,767	13,953	0,056 (0,90)	51,163	13,953	0,623 (4,25)***	0,014
P5	0,312 (6,76)***	95,652	65,217	-0,005 (-0,12)	60,870	13,043	0,074 (1,67)*	76,087	6,522	0,380 (3,74)***	0,026
DLVOL13											
P1	-0,031 (-0,09)	61,538	12,821	-0,086 (-0,28)	53,846	7,692	0,409 (1,18)	56,410	5,128	0,292 (0,53)	0,015
P2	0,305 (0,72)	73,684	28,947	0,120 (0,37)	63,158	21,053	0,036 (0,10)	60,526	18,421	0,461 (0,88)	0,048
P3	0,623 (3,44)***	82,500	27,500	0,188 (1,03)	70,000	20,000	0,390 (3,19)***	72,500	15,000	1,201 (5,26)***	0,019
P4	0,299 (2,21)**	81,395	48,837	0,149 (1,18)	79,070	32,558	0,320 (2,70)***	90,698	27,907	0,768 (4,12)***	0,035
P5	0,069 (2,52)**	89,130	32,609	0,010 (0,35)	71,739	17,391	0,022 (0,77)	78,261	23,913	0,102 (2,14)**	0,009
DLVOL52											
P1	0,567 (2,09)**	52,500	20,000	0,027 (0,12)	67,500	12,500	-0,111 (-0,42)	45,000	12,500	0,483 (1,26)	0,081
P2	0,263 (0,69)	68,421	36,842	-0,024 (-0,06)	71,053	23,684	0,532 (1,18)	68,421	23,684	0,771 (1,08)	0,134
P3	0,497 (3,35)***	80,000	45,000	0,203 (1,88)*	75,000	30,000	0,182 (1,74)*	70,000	27,500	0,882 (4,31)***	0,120
P4	0,332 (4,18)***	76,744	53,488	0,127 (1,69)*	72,093	48,837	0,415 (4,84)***	90,698	39,535	0,873 (7,74)***	0,114
P5	0,087 (2,40)**	80,435	36,957	0,118 (3,04)***	76,087	28,261	0,038 (1,05)	76,087	23,913	0,243 (3,93)***	0,025
DROLL											
P1	3,43E+02 (0,04)	66,667	6,667	2,93E+04 (1,79)*	50,000	13,333	7,53E+03 (0,99)	56,667	10,000	3,71E+04 (1,57)	0,186
P2	-7,03E+04 (-0,44)	41,176	5,882	-9,28E+04 (-0,59)	35,294	0,000	-1,26E+05 (-0,9)	41,176	0,000	-2,89E+05 (-0,83)	0,105
P3	-3,65E+11 (-0,83)	58,974	5,128	-1,38E+11 (-0,33)	46,154	10,256	-6,82E+11 (-1,84)*	43,590	10,256	-1,19E+12 (-1,21)	0,165
P4	6,62E+11 (1,81)*	54,762	11,905	5,17E+11 (1,39)	45,238	2,381	1,14E+12 (3,20)***	52,381	9,524	2,32E+12 (2,61)***	0,025
P5	-9,70E+04 (-0,82)	54,545	9,091	1,29E+05 (1,25)	43,182	4,545	-3,38E+04 (-0,31)	36,364	2,273	-1,53E+03 (-0,01)	0,044

Tabela A3.3 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-post* (periodicidade semanal) (cont.)

	Corrente	% Posit.	% + Sig.	Desfasado	% Posit.	% + Sig.	Avançado	% Posit.	% + Sig.	Soma	R^2 Ajust.
DZR											
P1	0,508 (4,25)***	85,000	17,500	-0,145 (-1,48)	42,500	2,500	-0,108 (-1,11)	42,500	7,500	0,254 (1,09)	0,021
P2	0,631 (4,69)***	78,378	35,135	-0,005 (-0,04)	51,351	2,703	0,104 (0,83)	59,459	13,514	0,729 (2,48)**	0,012
P3	0,651 (4,82)***	88,095	30,952	0,076 (0,58)	54,762	0,000	-0,041 (-0,34)	33,333	4,762	0,685 (2,30)**	0,004
P4	0,639 (4,94)***	90,476	30,952	0,225 (1,91)*	66,667	2,381	0,054 (0,48)	57,143	4,762	0,918 (3,20)***	0,003
P5	0,710 (4,13)***	83,721	41,860	-0,026 (-0,18)	51,163	6,977	-0,014 (-0,10)	41,860	6,977	0,669 (1,76)*	0,046
DILIQ											
P1	-0,626 (-0,24)	61,111	0,000	-3,328 (-1,03)	33,333	0,000	-0,897 (-0,43)	33,333	5,556	-4,851 (-0,84)	0,001
P2	-0,336 (-0,35)	52,381	9,524	-0,147 (-0,18)	33,333	4,762	-0,200 (-0,25)	52,381	14,286	-0,682 (-0,37)	0,106
P3	0,824 (0,72)	47,059	11,765	1,362 (1,07)	29,412	11,765	-0,368 (-0,38)	52,941	14,706	1,818 (0,69)	0,073
P4	2,106 (0,64)	45,238	0,000	0,601 (0,20)	40,476	9,524	5,543 (1,40)	52,381	7,143	8,250 (1,16)	0,050
P5	0,684 (0,59)	38,636	0,000	-0,298 (-0,30)	29,545	2,273	0,390 (0,38)	47,727	2,273	0,776 (0,32)	0,012

*Regressão das variações semanais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações semanais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

P1 é o grupo constituído pelas acções de menor capitalização bolsista e P5 é o grupo constituído pelas acções de maior capitalização bolsista.

Tabela A3.4 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-ante* (periodicidade semanal)

	Corrente		Desfasado		Avançado		Soma		R^2 Aj.
DTRNVR									
P1	-0,162	(-0,51)	-0,142	(-0,45)	-0,217	(-0,67)	-0,522	(-0,92)	-0,003
P2	0,032	(1,08)	-0,021	(-0,73)	0,273	(9,29)***	0,283	(5,38)***	0,065
P3	0,042	(1,99)**	0,062	(2,94)***	0,009	(0,41)	0,113	(3,04)***	0,008
P4	0,163	(1,11)	-0,063	(-0,43)	0,708	(4,75)***	0,808	(3,06)***	0,017
P5	12,438	(0,80)	-1,282	(-0,08)	5,498	(0,35)	16,655	(0,54)	-0,005
DTRNVR13									
P1	0,008	(0,03)	0,019	(0,06)	-0,048	(-0,17)	-0,022	(-0,04)	-0,005
P2	0,974	(5,49)***	0,036	(0,20)	0,040	(0,23)	1,050	(3,32)***	0,019
P3	0,004	(0,41)	0,002	(0,22)	0,003	(0,40)	0,009	(0,59)	0,002
P4	-0,087	(-0,17)	-0,047	(-0,09)	-0,041	(-0,08)	-0,175	(-0,20)	0,001
P5	-2,328	(-2,73)***	-0,202	(-0,24)	-0,429	(-0,5)	-2,959	(-1,96)**	0,003
DTRNVR52									
P1	0,420	(0,25)	0,656	(0,38)	-0,514	(-0,30)	0,562	(0,19)	-0,005
P2	-0,280	(-3,16)***	-0,021	(-0,24)	0,011	(0,12)	-0,290	(-1,84)*	0,003
P3	-0,049	(-1,80)*	-0,035	(-1,29)	0,019	(0,70)	-0,065	(-1,34)	0,024
P4	-0,226	(-3,14)***	0,010	(0,14)	-0,008	(-0,11)	-0,224	(-1,77)*	0,003
P5	-18,794	(-4,72)***	-0,797	(-0,20)	-0,468	(-0,12)	-20,059	(-2,85)***	0,015
DVOL									
P1	-0,004	(-0,17)	-0,003	(-0,12)	-0,018	(-0,22)	-0,024	(-0,27)	-0,002
P2	0,008	(0,75)	-0,003	(-0,28)	-0,001	(-0,04)	0,004	(0,10)	-0,005
P3	0,001	(0,25)	0,000	(-0,12)	-0,002	(-0,22)	-0,002	(-0,18)	-0,002
P4	0,000	(-0,10)	0,001	(0,21)	-0,002	(-0,28)	-0,002	(-0,20)	-0,004
P5	0,875	(0,38)	-1,538	(-0,67)	-0,167	(-0,07)	-0,830	(-0,20)	-0,002
DLVOL									
P1	0,099	(0,85)	0,020	(0,19)	0,005	(0,05)	0,124	(0,48)	-0,004
P2	0,222	(3,33)***	0,070	(1,15)	0,048	(0,79)	0,340	(2,32)**	0,011
P3	0,267	(5,53)***	-0,045	(-1,03)	-0,033	(-0,75)	0,188	(1,79)*	0,050
P4	0,288	(5,27)***	0,023	(0,47)	0,059	(1,20)	0,370	(3,09)***	0,026
P5	0,210	(3,20)***	-0,004	(-0,06)	0,073	(1,22)	0,279	(1,97)**	0,006
DLVOL13									
P1	0,201	(2,04)**	0,191	(1,97)**	0,197	(2,02)**	0,589	(3,57)***	0,005
P2	0,217	(3,52)***	0,203	(3,33)***	0,059	(0,97)	0,479	(4,62)***	0,027
P3	0,270	(4,86)***	-0,049	(-0,88)	0,063	(1,13)	0,284	(3,20)***	0,035
P4	0,239	(5,66)***	0,032	(0,77)	0,085	(2,02)**	0,356	(5,10)***	0,049
P5	0,121	(2,74)***	0,077	(1,75)*	0,037	(0,84)	0,235	(3,21)***	0,010
DLVOL52									
P1	0,036	(0,57)	0,229	(3,68)***	0,068	(1,09)	0,333	(3,21)***	0,024
P2	0,101	(1,47)	0,322	(4,74)***	0,070	(1,03)	0,493	(4,33)***	0,036
P3	-0,250	(-4,08)***	-0,191	(-3,16)***	0,392	(6,46)***	-0,049	(-0,51)	0,056
P4	0,095	(2,15)**	0,098	(2,24)**	0,090	(2,05)**	0,283	(3,97)***	0,016
P5	-0,176	(-2,49)**	0,233	(3,34)***	0,085	(1,20)	0,142	(1,21)	0,009

Tabela A3.4 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez de carteiras formadas por tamanho *ex-ante* (periodicidade semanal) (cont.)

	Corrente		Desfasado		Avançado		Soma		R^2 Ajt.
DROLL									
P1	0,570	(1,31)	0,068	(0,17)	0,143	(0,35)	0,781	(0,85)	-0,002
P2	0,212	(2,17)**	-0,094	(-1,04)	0,116	(1,29)	0,235	(1,13)	0,004
P3	0,107	(0,48)	-0,128	(-0,61)	-0,033	(-0,16)	-0,053	(-0,11)	-0,005
P4	0,078	(1,37)	-0,045	(-0,87)	0,090	(1,71)*	0,123	(1,01)	0,002
P5	0,151	(3,56)***	0,006	(0,15)	0,008	(0,20)	0,165	(1,82)*	0,011
DZR									
P1	0,116	(2,23)**	-0,009	(-0,19)	-0,003	(-0,06)	0,105	(0,91)	0,004
P2	0,190	(3,31)***	0,028	(0,54)	-0,064	(-1,24)	0,155	(1,22)	0,016
P3	0,247	(3,83)***	-0,040	(-0,69)	0,044	(0,77)	0,251	(1,77)*	0,018
P4	0,461	(6,23)***	0,075	(1,15)	-0,028	(-0,43)	0,508	(3,14)***	0,055
P5	0,834	(6,91)***	0,177	(1,66)*	0,238	(2,24)**	1,250	(4,72)***	0,042
DILIQ									
P1	2,455	(0,19)	-0,230	(-0,02)	-5,720	(-0,47)	-3,496	(-0,13)	-0,004
P2	0,008	(1,10)	-0,002	(-0,29)	-0,003	(-0,42)	0,003	(0,22)	0,005
P3	-0,022	(-0,46)	0,005	(0,10)	-0,026	(-0,55)	-0,043	(-0,47)	-0,004
P4	0,593	(2,20)**	0,190	(0,72)	-0,038	(-0,15)	0,745	(1,44)	0,002
P5	-76,443	(-0,74)	-73,038	(-0,72)	-87,656	(-0,87)	-237,137	(-1,18)	-0,002

*Regressão das variações semanais proporcionais de uma medida de liquidez de uma carteira ordenada por tamanho sobre as variações semanais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo os activos da carteira da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

P1 é a carteira constituída pelas acções de menor capitalização bolsista e P5 é a carteira constituída pelas acções de maior capitalização bolsista.

Tabela A3.5 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro/1988-Novembro/1997 (periodicidade semanal)

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							*MEDIDAS DE ILIQUIDEZ*		
	DTRNVR	**DTRNVR13**	**DTRNVR52**	**DVOL**	**DLVOL**	**DLVOL13**	**DLVOL52**	**DROLL**	**DZR**	**DILIQ**
Corrente	0,234	8,621	-4,329	13,671	0,342	0,225	0,660	-2,25E+10	0,877	3,748
	(0,38)	(1,07)	(-0,46)	(4,93)***	(5,00)***	(2,35)**	(5,89)***	(-0,29)	(7,90)***	(0,61)
% Positivo	58,741	51,266	54,938	53,741	77,931	70,625	72,393	55,944	88,485	53,448
% + Signif.	16,084	7,595	9,259	17,007	24,138	28,125	43,558	9,790	33,333	6,034
Desfasado	-0,211	-7,113	4,430	8,413	0,084	0,049	0,174	-9,58E+10	0,082	4,347
	(-0,34)	(-0,91)	(0,31)	(2,98)***	(1,45)	(0,67)	(1,67)*	(-1,30)	(0,8)	(0,69)
% Positivo	48,951	46,835	41,358	40,816	60,690	65,000	62,577	48,951	47,879	45,690
% + Signif.	6,993	5,696	8,642	6,122	11,724	25,000	26,380	4,895	3,636	8,621
Avançado	-0,042	-16,307	-3,874	2,948	0,063	0,200	0,306	-8,74E+10	0,056	5,457
	(-0,08)	(-1,62)	(-0,33)	(0,88)	(0,98)	(1,87)*	(2,77)***	(-1,47)	(0,55)	(0,82)
% Positivo	48,252	56,329	47,531	42,857	56,552	67,500	64,417	44,755	52,121	53,448
% + Signif.	6,993	13,291	6,173	5,442	8,966	18,750	25,153	4,196	6,667	7,759
Soma	-0,020	-14,800	-3,773	25,032	0,490	0,473	1,140	-2,06E+11	1,015	13,552
	(-0,02)	(-1,02)	(-0,29)	(4,13)***	(3,38)***	(3,80)***	(6,21)***	(-1,19)	(4,20)***	(0,92)
Mediana	0,324	0,182	-0,123	0,009	0,553	0,298	0,603	0,348	1,037	0,071
R^2 Ajust.										
Média	0,005	0,015	0,040	0,015	0,017	0,047	0,164	0,085	0,011	0,047
Mediana	-0,010	-0,007	0,012	-0,013	0,011	0,018	0,064	-0,003	0,013	-0,005
Nº activos	**143**	**158**	**162**	**147**	**145**	**160**	**163**	**143**	**165**	**116**

*Regressão das variações semanais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações semanais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A3.6 – Factores de mercado comuns na liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro/1997-Dezembro/2011 (periodicidade semanal)

	MEDIDAS DE LIQUIDEZ							***MEDIDAS DE ILIQUIDEZ***		
	DTRNVR	**DTRNVR13**	**DTRNVR52**	**DVOL**	**DLVOL**	**DLVOL13**	**DLVOL52**	**DROLL**	**DZR**	**DILIQ**
Corrente	4,664	0,820	-0,060	-2,474	0,264	0,184	0,055	2,17E+10	0,282	0,317
	(1,41)	(1,24)	(-0,34)	(-0,80)	(2,96)***	(2,03)**	(0,61)	(0,09)	(1,98)**	(0,39)
% Positivo	76,515	75,887	71,233	61,364	80,303	79,577	71,918	55,652	63,710	36,937
% + Signif.	33,333	23,404	8,219	17,424	38,636	30,986	22,603	6,957	18,548	0,901
Desfasado	3,695	0,572	0,325	-4,614	-0,018	0,175	0,041	2,95E+11	0,006	-0,353
	(1,29)	(0,75)	(1,38)	(-1,51)	(-0,22)	(1,85)*	(0,43)	(1,25)	(0,04)	(-0,50)
% Positivo	61,364	66,667	67,808	50,000	56,061	63,380	73,973	47,826	57,258	32,432
% + Signif.	9,848	7,801	6,164	11,364	8,333	8,451	21,233	2,609	5,645	2,703
Avançado	0,926	0,351	-0,052	0,209	0,099	0,303	0,138	1,30E+11	-0,100	-0,115
	(0,32)	(0,59)	(-0,23)	(0,08)	(1,24)	(3,40)***	(1,39)	(0,56)	(-0,81)	(-0,15)
% Positivo	60,606	71,631	61,644	62,879	61,364	72,535	71,233	47,826	45,161	37,838
% + Signif.	6,061	16,312	5,479	12,879	12,121	18,310	20,548	2,609	5,645	6,306
Soma	9,285	1,743	0,213	-6,879	0,345	0,662	0,234	4,47E+11	0,188	-0,150
	(1,40)	(1,57)	(0,59)	(-0,99)	(1,78)*	(4,49)***	(1,70)*	(0,78)	(0,59)	(-0,09)
Mediana	0,979	0,268	0,068	0,299	0,316	0,223	0,135	0,295	0,259	-0,141
R^2 Ajust.										
Média	0,048	0,010	0,025	0,043	0,024	0,022	0,033	0,097	0,028	0,032
Mediana	0,014	0,001	0,005	0,006	0,014	0,010	0,012	0,003	0,009	-0,006
Nº activos	**132**	**141**	**146**	**132**	**132**	**142**	**146**	**115**	**124**	**111**

*Regressão das variações semanais proporcionais de uma medida de liquidez de um activo individual sobre as variações semanais proporcionais da média equiponderada da liquidez de todos os activos da amostra, excluindo o activo da variável dependente. Consideram-se apenas as regressões efectuadas com um mínimo de 24 observações. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

ANEXO 4 – RELAÇÃO ENTRE RENDIBILIDADE, RISCO E LIQUIDEZ COM DADOS SEMANAIS

Tabela A4.1 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por liquidez

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel A: TRNVR					
L1 (-Líq.)	-0,046	3,100	-0,680	14,636	6 861,956***
L2	-0,154	3,318	-0,162	10,720	2 984,900***
L3	-0,176**	2,846	-1,194	16,621	9 562,121***
L4	-0,118*	2,364	-0,753	8,753	1 767,995***
L5 (+Líq.)	-0,105	2,902	-0,489	8,175	1 386,821***
Painel B: TRNVR13					
L1 (-Líq.)	-0,082	3,119	-0,726	14,736	6 991,980***
L2	-0,135	3,467	-0,537	10,942	3 211,563***
L3	-0,172**	2,773	-0,756	16,873	9 737,301***
L4	-0,119*	2,475	-0,696	8,386	1 547,298***
L5 (+Líq.)	-0,097	2,842	-0,432	8,474	1 535,751***
Painel C: TRNVR52					
L1 (-Líq.)	-0,034	3,030	-0,002	12,572	4 382,420***
L2	-0,180*	3,436	-0,389	11,674	3 627,822***
L3	-0,193**	2,700	-0,929	19,102	12 567,570***
L4	-0,162**	2,390	-0,734	8,916	1 777,159***
L5 (+Líq.)	-0,082	2,728	-0,572	8,659	1 594,370***
Painel D: VOL					
L1 (-Líq.)	-0,184	4,033	0,067	12,278	4 304,795***
L2	-0,101	3,105	-0,375	8,984	1 818,516***
L3	-0,110*	2,244	0,031	12,337	4 358,749***
L4	-0,129*	2,399	-1,297	11,874	4 274,356***
L5 (+Líq.)	-0,083	2,946	-0,708	10,059	2 591,741***
Painel E: LVOL					
L1 (-Líq.)	-0,216*	4,056	-0,039	11,057	3 246,362***
L2	-0,092	2,909	0,075	8,659	1 602,434***
L3	-0,073	2,192	0,440	7,989	1 283,236***
L4	-0,142*	2,576	-1,347	13,272	5 638,504***
L5 (+Líq.)	-0,082	2,890	-0,651	10,339	2 777,737***
Painel F: LVOL13					
L1 (-Líq.)	-0,164	3,834	0,090	10,773	3 022,416***
L2	-0,142	3,076	-0,580	11,638	3 797,762***
L3	-0,076	2,319	-0,121	12,618	4 628,568***
L4	-0,141*	2,571	-1,235	14,105	6 471,106***
L5 (+Líq.)	-0,091	2,886	-0,661	9,747	2 363,844***

Tabela A4.1 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por liquidez (cont.)

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel G: LVOL52					
L1 (-Líq.)	-0,166	3,879	-0,232	10,037	2 378,698***
L2	-0,122	2,995	-0,242	10,226	2 509,051***
L3	-0,101	2,151	0,175	7,288	885,466***
L4	-0,147**	2,429	-0,839	9,619	2 230,481***
L5 (+Líq.)	-0,139*	2,819	-0,797	9,491	2 137,299***

Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por ordem crescente da liquidez, relativas ao período 1988-2011. L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez).

*A média e o desvio-padrão da rendibilidade encontram-se expressas em pontos percentuais. A normalidade foi testada recorrendo ao teste Jarque-Bera, o qual assume como hipótese nula a normalidade da distribuição. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente, relativamente ao teste de Jarque-Bera e ao teste de nulidade da média da rendibilidade.*

Tabela A4.2 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por iliquidez

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel A: ROLL					
L1 (-Líq.)	-0,159**	2,275	-0,224	8,421	1 479,173***
L2	-0,107	2,402	-0,548	9,089	1 913,932***
L3	-0,162**	2,717	0,738	38,643	63 630,190***
L4	-0,043	2,570	-0,214	7,405	979,367***
L5 (+Líq.)	-0,059	3,215	-0,157	8,516	1 526,221***
Painel B: ZR					
L1 (-Líq.)	-0,091	3,381	0,560	13,333	5 401,234***
L2	-0,124	3,286	-0,595	19,448	13 597,630***
L3	-0,160**	2,284	-0,403	10,285	2 686,116***
L4	-0,078	2,181	-0,400	7,360	982,641***
L5 (+Líq.)	-0,097	2,834	-0,576	8,342	1 493,002***
Painel C: ILIQ					
L1 (-Líq.)	-0,136	3,616	-0,714	12,880	4 982,214***
L2	-0,106	2,455	0,112	10,217	2 606,655***
L3	-0,114	2,510	-0,661	7,933	1 303,805***
L4	-0,184**	2,940	-1,810	18,482	12 639,790***
L5 (+Líq.)	-0,015	3,074	-0,194	17,028	9 846,828***

Estatísticas descritivas da rendibilidade mensal das carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez, relativas ao período 1988-2011. L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez).

*A média e o desvio-padrão da rendibilidade encontram-se expressas em pontos percentuais. A normalidade foi testada recorrendo ao teste Jarque-Bera, o qual assume como hipótese nula a normalidade da distribuição. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente, relativamente ao teste de Jarque-Bera e ao teste de nulidade da média da rendibilidade.*

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	0,010	(0,13)	0,746***	(9,54)					16,34
L2	-0,040	(-0,49)	1,003***	(12,63)					25,77
L3	-0,047	(-0,88)	1,065***	(21,74)					39,53
L4	-0,021	(-0,46)	0,925***	(14,95)					43,26
L5 (+Líq.)	0,046	(0,76)	1,162***	(18,62)					45,33
L1-L5	-0,148	(-1,39)	-0,410***	(-3,71)					2,86
L5-L1	-0,077	(-0,72)	0,422***	(3,87)					3,03
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,004	(-0,05)	0,749***	(9,53)	0,197***	(2,88)	0,076	(1,26)	19,47
L2	-0,046	(-0,62)	1,003***	(12,07)	0,275***	(3,08)	0,045	(0,55)	31,00
L3	-0,033	(-0,61)	1,061***	(22,37)	0,035	(0,77)	-0,072**	(-2,16)	40,62
L4	-0,006	(-0,14)	0,923***	(19,25)	-0,232***	(-8,77)	-0,088***	(-5,11)	50,97
L5 (+Líq.)	0,073	(1,37)	1,157***	(26,71)	-0,337***	(-10,37)	-0,153***	(-6,47)	56,68
L1-L5	-0,189*	(-1,96)	-0,403***	(-4,26)	0,533***	(6,25)	0,228***	(3,13)	17,33
L5-L1	-0,036	(-0,37)	0,414***	(4,43)	-0,535***	(-6,29)	-0,229***	(-3,14)	17,58

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel B: TRNVR13									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,026	(-0,33)	0,748***	(9,45)					16,22
L2	-0,013	(-0,16)	1,038***	(11,45)					25,33
L3	-0,061	(-1,12)	0,990***	(20,26)					35,91
L4	-0,011	(-0,23)	0,978***	(16,43)					44,12
L5 (+Líq.)	0,045	(0,76)	1,127***	(17,96)					44,42
L1-L5	-0,183*	(-1,66)	-0,373***	(-3,37)					2,36
L5-L1	-0,041	(-0,37)	0,385***	(3,53)					2,52
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,040	(-0,53)	0,751***	(9,37)	0,200***	(2,89)	0,079	(1,33)	19,43
L2	-0,002	(-0,02)	1,033***	(11,97)	0,316***	(3,72)	-0,044	(-0,60)	33,21
L3	-0,063	(-1,15)	0,991***	(20,13)	-0,014	(-0,27)	0,009	(0,23)	35,85
L4	0,006	(0,14)	0,975***	(21,81)	-0,251***	(-8,84)	-0,097***	(-5,27)	52,37
L5 (+Líq.)	0,070	(1,29)	1,123***	(25,08)	-0,323***	(-10,41)	-0,139***	(-6,15)	55,09
L1-L5	-0,222**	(-2,21)	-0,366***	(-3,79)	0,521***	(6,31)	0,218***	(3,09)	16,18
L5-L1	-0,002	(-0,02)	0,378***	(3,97)	-0,523***	(-6,35)	-0,218***	(-3,10)	16,43

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR52									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	0,046	(0,57)	0,778***	(8,95)					17,90
L2	-0,035	(-0,43)	1,049***	(11,23)					25,36
L3	-0,071	(-1,25)	0,955***	(19,65)					33,91
L4	-0,026	(-0,55)	1,010***	(15,91)					48,49
L5 (+Líq.)	0,078	(1,39)	1,109***	(17,93)					44,95
L1-L5	-0,139	(-1,23)	-0,324**	(-2,57)					1,76
L5-L1	-0,075	(-0,66)	0,338***	(2,71)					1,92
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	0,029	(0,38)	0,778***	(8,99)	0,215***	(3,11)	0,112*	(1,82)	22,30
L2	-0,022	(-0,3)	1,039***	(11,51)	0,368***	(3,82)	-0,035	(-0,42)	35,91
L3	-0,068	(-1,19)	0,955***	(21,08)	-0,092***	(-2,87)	-0,026	(-1,15)	34,71
L4	-0,010	(-0,23)	1,010***	(23,56)	-0,252***	(-9,37)	-0,113***	(-6,35)	57,82
L5 (+Líq.)	0,098*	(1,95)	1,110***	(24,58)	-0,321***	(-8,98)	-0,139***	(-5,16)	56,52
L1-L5	-0,176*	(-1,73)	-0,324***	(-2,89)	0,535***	(5,77)	0,251***	(3,12)	17,54
L5-L1	-0,037	(-0,37)	0,338***	(3,04)	-0,537***	(-5,81)	-0,251***	(-3,13)	17,77

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		**SMB**		**HML**		**R² ajust.**
Painel D: VOL									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,051	(-0,48)	1,082***	(8,95)					20,31
L2	-0,030	(-0,46)	0,809***	(11,7)					19,18
L3	-0,050	(-0,96)	0,767***	(15,92)					32,96
L4	-0,018	(-0,35)	0,990***	(16,43)					48,02
L5 (+Líq.)	0,092	(1,59)	1,269***	(18,77)					52,48
L1-L5	-0,256*	(-1,73)	-0,182	(-1,07)					0,31
L5-L1	0,031	(0,21)	0,193	(1,15)					0,36
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,064	(-0,68)	1,082***	(9,09)	0,532***	(4,24)	0,082	(0,75)	33,82
L2	-0,032	(-0,5)	0,808***	(11,31)	0,230***	(3,42)	0,016	(0,28)	23,50
L3	-0,049	(-0,95)	0,768***	(16,5)	-0,093***	(-3,56)	-0,009	(-0,46)	34,23
L4	-0,008	(-0,17)	0,989***	(21,69)	-0,275***	(-11,16)	-0,060***	(-3,71)	58,15
L5 (+Líq.)	0,124***	(2,72)	1,264***	(26,86)	-0,427***	(-10,1)	-0,179***	(-5,02)	69,80
L1-L5	-0,300**	(-2,53)	-0,176	(-1,15)	0,958***	(5,98)	0,260*	(1,84)	30,41
L5-L1	0,075	(0,65)	0,188	(1,23)	-0,960***	(-5,99)	-0,261*	(-1,84)	30,61

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel E: LVOL									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,081	(-0,77)	1,095***	(9,36)					20,56
L2	-0,038	(-0,63)	0,736***	(12,40)					18,06
L3	-0,015	(-0,27)	0,757***	(15,09)					33,62
L4	-0,006	(-0,11)	1,099***	(15,88)					51,42
L5 (+Líq.)	0,085	(1,47)	1,238***	(18,79)					51,89
L1-L5	-0,278*	(-1,92)	-0,138	(-0,84)					0,14
L5-L1	0,054	(0,37)	0,149	(0,92)					0,18
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,100	(-1,13)	1,096***	(9,26)	0,575***	(4,33)	0,120	(1,02)	36,05
L2	-0,031	(-0,52)	0,733***	(12,41)	0,189***	(3,44)	-0,031	(-0,66)	22,09
L3	-0,012	(-0,23)	0,757***	(15,58)	-0,135***	(-5,43)	-0,019	(-1,00)	36,47
L4	0,005	(0,10)	1,098***	(20,88)	-0,290***	(-10,8)	-0,065***	(-3,7)	61,20
L5 (+Líq.)	0,117**	(2,51)	1,233***	(25,81)	-0,419***	(-10,41)	-0,175***	(-5,12)	69,21
L1-L5	-0,329***	(-2,85)	-0,131	(-0,86)	0,993***	(6,00)	0,296**	(2,00)	32,40
L5-L1	0,104	(0,92)	0,143	(0,94)	-0,995***	(-6,01)	-0,296**	(-2,00)	32,61

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel F: LVOL13									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,051	(-0,49)	1,001***	(8,42)					19,26
L2	-0,074	(-1,16)	0,801***	(11,69)					19,11
L3	-0,014	(-0,26)	0,771***	(15,36)					31,17
L4	-0,006	(-0,12)	1,095***	(15,83)					51,19
L5 (+Líq.)	0,080	(1,39)	1,252***	(19,83)					53,13
L1-L5	-0,243*	(-1,68)	-0,244	(-1,47)					0,69
L5-L1	0,018	(0,12)	0,256	(1,56)					0,76
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,074	(-0,82)	1,004***	(8,37)	0,495***	(3,89)	0,137	(1,20)	32,14
L2	-0,061	(-0,97)	0,795***	(12,20)	0,232***	(4,01)	-0,059	(-1,13)	25,19
L3	-0,011	(-0,20)	0,771***	(16,22)	-0,120***	(-3,90)	-0,021	(-0,88)	33,14
L4	0,005	(0,10)	1,094***	(21,24)	-0,288***	(-10,68)	-0,065***	(-3,67)	60,87
L5 (+Líq.)	0,111**	(2,39)	1,246***	(27,07)	-0,414***	(-10,58)	-0,174***	(-5,21)	70,07
L1-L5	-0,297**	(-2,52)	-0,236	(-1,52)	0,907***	(5,72)	0,311**	(2,18)	30,35
L5-L1	0,072	(0,62)	0,248	(1,61)	-0,909***	(-5,73)	-0,311**	(-2,18)	30,54

Tabela A4.3 – Análise de série temporal com carteiras formadas por liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel G: LVOL52									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,003	(-0,03)	1,123***	(10,19)					22,80
L2	-0,056	(-0,83)	0,723***	(10,21)					15,82
L3	-0,018	(-0,39)	0,789***	(17,37)					36,51
L4	0,000	(0,00)	1,055***	(16,18)					51,32
L5 (+Líq.)	0,048	(0,85)	1,221***	(18,64)					50,94
L1-L5	-0,157	(-1,13)	-0,091	(-0,57)					0,02
L5-L1	-0,056	(-0,41)	0,105	(0,67)					0,05
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,010	(-0,12)	1,115***	(10,77)	0,546***	(5,13)	0,087	(0,94)	38,35
L2	-0,050	(-0,77)	0,718***	(9,73)	0,234***	(3,07)	-0,010	(-0,15)	21,11
L3	-0,017	(-0,39)	0,791***	(18,54)	-0,143***	(-6,48)	-0,018	(-1,10)	39,92
L4	0,010	(0,22)	1,058***	(24,43)	-0,305***	(-12,83)	-0,080***	(-5,02)	63,59
L5 (+Líq.)	0,072	(1,60)	1,222***	(27,03)	-0,417***	(-10,57)	-0,169***	(-5,10)	68,90
L1-L5	-0,189*	(-1,74)	-0,101	(-0,74)	0,962***	(6,97)	0,256**	(2,10)	33,61
L5-L1	-0,025	(-0,23)	0,114	(0,85)	-0,963***	(-6,99)	-0,256**	(-2,10)	33,68

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados semanais das carteiras formadas por ordem crescente da liquidez relativos ao período 1988-2011. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

Tabela A4.4 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (periodicidade semanal)

Carteira	α_p		r_M		**SMB**		**HML**		**R^2 ajust.**
Painel A: ROLL									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,077*	(-1,74)	0,863***	(18,83)					40,51
L2	-0,001	(-0,03)	0,967***	(14,93)					45,80
L3	-0,035	(-0,65)	1,062***	(10,97)					43,10
L4	0,089**	(2,02)	1,080***	(22,35)					49,81
L5 (+Líq.)	0,112*	(1,73)	1,254***	(18,66)					43,09
L1-L5	-0,301***	(-3,43)	-0,386***	(-4,86)					3,50
L5-L1	0,076	(0,88)	0,397***	(4,96)					3,74
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,075*	(-1,72)	0,863***	(19,1)	-0,103***	(-3,24)	-0,012	(-0,49)	42,03
L2	0,001	(0,02)	0,967***	(16,72)	-0,117***	(-4,24)	-0,016	(-0,74)	47,59
L3	-0,066	(-1,29)	1,069***	(13,08)	0,091	(1,01)	0,163**	(2,05)	47,64
L4	0,097**	(2,30)	1,078***	(25,01)	-0,081**	(-2,30)	-0,047	(-1,51)	50,66
L5 (+Líq.)	0,127**	(2,02)	1,249***	(19,53)	0,196***	(3,24)	-0,068	(-1,43)	47,57
L1-L5	-0,314***	(-3,69)	-0,380***	(-5,06)	-0,300***	(-4,51)	0,056	(1,10)	11,08
L5-L1	0,089	(1,07)	0,392***	(5,18)	0,298***	(4,49)	-0,056	(-1,11)	11,27

Tabela A4.4 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel B: ZR									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	0,009	(0,10)	0,942***	(9,55)					21,91
L2	-0,005	(-0,07)	1,025***	(10,00)					27,47
L3	-0,052	(-1,19)	0,973***	(22,72)					51,32
L4	0,034	(0,80)	0,993***	(23,04)					58,42
L5 (+Líq.)	0,077	(1,47)	1,266***	(20,62)					56,38
L1-L5	-0,180	(-1,35)	-0,318**	(-2,23)					1,50
L5-L1	-0,044	(-0,34)	0,330**	(2,33)					1,61
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	-0,019	(-0,24)	0,947***	(9,33)	0,410***	(4,02)	0,160*	(1,79)	33,74
L2	-0,023	(-0,37)	1,026***	(14,12)	0,448***	(5,75)	0,107	(1,57)	41,80
L3	-0,044	(-1,05)	0,972***	(27,30)	-0,129***	(-5,72)	-0,047**	(-2,14)	53,82
L4	0,044	(1,19)	0,992***	(29,18)	-0,262***	(-11,92)	-0,058***	(-3,55)	69,52
L5 (+Líq.)	0,102**	(2,56)	1,262***	(30,06)	-0,455***	(-12,48)	-0,145***	(-4,54)	76,62
L1-L5	-0,234**	(-2,22)	-0,310**	(-2,35)	0,864***	(6,69)	0,305***	(2,62)	34,22
L5-L1	0,009	(0,09)	0,321**	(2,45)	-0,866***	(-6,72)	-0,305***	(-2,62)	34,48

Tabela A4.4 – Análise de série temporal com carteiras formadas por iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Carteira	α_p		r_M		SMB		HML		R^2 ajust.
Painel C: ILIQ									
Modelo de Mercado									
L1 (-Líq.)	-0,021	(-0,26)	1,009***	(11,69)					22,01
L2	-0,037	(-0,66)	0,802***	(14,02)					30,06
L3	0,000	(0,01)	1,005***	(17,53)					45,19
L4	-0,043	(-0,75)	1,120***	(16,51)					40,94
L5 (+Líq.)	0,153**	(2,34)	1,237***	(16,09)					45,80
L1-L5	-0,286**	(-2,53)	-0,222*	(-1,74)					0,67
L5-L1	0,061	(0,54)	0,233*	(1,85)					0,75
Modelo de Fama e French									
L1 (-Líq.)	0,000	(0,00)	1,002***	(13,05)	0,289***	(3,94)	-0,093	(-1,40)	29,51
L2	-0,043	(-0,79)	0,804***	(13,96)	-0,108***	(-3,54)	0,025	(1,05)	32,02
L3	0,008	(0,17)	1,005***	(22,98)	-0,283***	(-12,11)	-0,050***	(-2,83)	55,00
L4	-0,027	(-0,54)	1,118***	(19,04)	-0,317***	(-8,15)	-0,090***	(-3,08)	49,94
L5 (+Líq.)	0,191***	(3,55)	1,230***	(21,79)	-0,456***	(-8,52)	-0,211***	(-4,77)	64,53
L1-L5	-0,303***	(-2,90)	-0,222**	(-2,03)	0,745***	(6,97)	0,117	(1,26)	23,92
L5-L1	0,079	(0,76)	0,234**	(2,16)	-0,747***	(-7,00)	-0,118	(-1,26)	24,12

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados semanais das carteiras formadas por ordem decrescente da iliquidez relativos ao período 1988-2011. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel A: TRNVR										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,106	0,711***			13,16	0,078	0,758***			17,66
L2	-0,145	0,758***			15,32	-0,008	1,104***			30,57
L3	-0,031	1,083***			28,18	-0,055	1,058***			47,78
L4	-0,014	0,656***			21,64	-0,064	1,041***			54,57
L5 (+Líq.)	-0,026	0,883***			20,44	0,052	1,280***			61,86
L1-L5	-0,288*	-0,161			0,16	-0,026	-0,522***			5,09
L5-L1	-0,128	0,184			0,28	-0,078	0,522***			5,08
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,058	0,792***	0,145*	-0,130*	17,04	0,057	0,808***	0,284***	0,208***	25,34
L2	-0,133	0,773***	-0,006	-0,029	15,07	-0,014	1,132***	0,458***	0,158***	43,13
L3	-0,003	1,129***	0,071	-0,075	29,00	-0,042	1,033***	0,014	-0,082*	49,10
L4	0,006	0,677***	-0,074	-0,047	22,75	-0,059	1,020***	-0,325***	-0,117***	67,36
L5 (+Líq.)	0,030	0,937***	-0,217***	-0,127**	26,18	0,062	1,247***	-0,405***	-0,169***	76,98
L1-L5	-0,296**	-0,133	0,361***	-0,004	5,83	-0,057	-0,438***	0,689***	0,376***	28,81
L5-L1	-0,119	0,158	-0,362***	0,002	5,96	-0,046	0,438***	-0,690***	-0,377***	28,83

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel B: TRNVR13										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,163	0,707***			13,31	0,055	0,761***			17,33
L2	-0,099	0,720***			14,90	-0,003	1,172***			29,81
L3	-0,055	1,126***			24,94	-0,046	0,932***			49,43
L4	-0,004	0,719***			23,08	-0,052	1,090***			55,20
L5 (+Líq.)	-0,020	0,847***			19,06	0,047	1,245***			62,08
L1-L5	-0,351**	-0,129			0,03	-0,044	-0,484***			4,36
L5-L1	-0,065	0,152			0,12	-0,059	0,484***			4,35
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,109	0,794***	0,115	-0,144**	17,10	0,032	0,817***	0,311***	0,228***	26,30
L2	-0,062	0,768***	-0,036	-0,091	15,89	0,007	1,169***	0,531***	0,066	45,65
L3	-0,054	1,141***	0,137	-0,010	25,83	-0,047	0,931***	-0,095*	-0,017	50,59
L4	0,003	0,719***	-0,095**	-0,012	24,09	-0,042	1,059***	-0,355***	-0,152***	69,53
L5 (+Líq.)	0,038	0,907***	-0,196***	-0,134***	24,37	0,054	1,219***	-0,388***	-0,143***	76,66
L1-L5	-0,355**	-0,101	0,310***	-0,011	4,16	-0,074	-0,402***	0,699***	0,371***	28,52
L5-L1	-0,060	0,125	-0,311***	0,009	4,28	-0,029	0,402***	-0,700***	-0,371***	28,55

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel C: TRNVR52										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,097	0,661***			13,55	0,106	0,810***			18,99
L2	-0,084	0,763***			12,86	-0,055	1,138***			29,98
L3	-0,027	1,069***			19,64	-0,076	0,920***			48,22
L4	-0,060	0,812***			25,87	-0,040	1,072***			58,01
L5 (+Líq.)	0,029	0,783***			16,44	0,052	1,212***			59,71
L1-L5	-0,330**	-0,105			-0,08	0,003	-0,402***			2,86
L5-L1	-0,077	0,138			0,04	-0,106	0,402***			2,86
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,047	0,748***	0,096	-0,106*	16,65	0,080	0,873***	0,335***	0,258***	29,59
L2	-0,041	0,837***	0,074	-0,091	14,15	-0,043	1,132***	0,536***	0,058	47,37
L3	-0,002	1,109***	0,005	-0,051	19,53	-0,076	0,914***	-0,139***	-0,039	50,75
L4	-0,023	0,866***	-0,116**	-0,075*	28,96	-0,031	1,043***	-0,325***	-0,143***	71,14
L5 (+Líq.)	0,091	0,876***	-0,163**	-0,127**	21,59	0,059	1,184***	-0,396***	-0,150***	75,09
L1-L5	-0,341**	-0,110	0,258**	0,019	3,42	-0,031	-0,311***	0,730***	0,407***	28,90
L5-L1	-0,065	0,145	-0,259**	-0,022	3,57	-0,072	0,311***	-0,731***	-0,408***	28,94

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel D: VOL										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,336**	0,54***			6,88	0,051	1,306***			26,41
L2	-0,013	0,900***			16,65	-0,028	0,771***			20,96
L3	-0,005	0,765***			21,67	-0,078	0,770***			41,86
L4	-0,073	0,840***			29,16	-0,004	1,052***			58,64
L5 (+Líq.)	0,162	1,215***			40,91	0,040	1,295***			58,66
L1-L5	-0,707***	-0,662***			5,79	-0,041	0,010			-0,14
L5-L1	0,291	0,686***			6,22	-0,062	-0,010			-0,14
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,281**	0,626***	0,089	-0,144*	9,83	0,033	1,369***	0,855***	0,335***	53,95
L2	-0,011	0,913***	0,101	-0,011	17,00	-0,023	0,771***	0,306***	0,045	29,27
L3	0,014	0,796***	0,049	-0,051	22,14	-0,083	0,774***	-0,161***	-0,009	46,74
L4	-0,069	0,834***	-0,111**	-0,003	30,52	-0,002	1,036***	-0,378***	-0,109***	76,92
L5 (+Líq.)	0,228**	1,276***	-0,268***	-0,148***	50,03	0,054	1,250***	-0,525***	-0,225***	82,33
L1-L5	-0,717***	-0,638***	0,357**	0,002	11,01	-0,073	0,119	1,379***	0,559***	52,54
L5-L1	0,302*	0,663***	-0,358**	-0,004	11,48	-0,030	-0,119	-1,381***	-0,56***	52,56

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel E: LVOL										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,380***	0,582***			7,56	0,035	1,306***			26,45
L2	-0,027	0,793***			13,97	-0,037	0,711***			21,14
L3	0,013	0,731***			22,07	-0,035	0,769***			41,80
L4	-0,032	0,941***			35,16	-0,012	1,167***			59,45
L5 (+Líq.)	0,156	1,241***			41,71	0,041	1,240***			57,78
L1-L5	-0,745***	-0,647***			5,24	-0,058	0,066			-0,09
L5-L1	0,329*	0,671***			5,64	-0,045	-0,066			-0,09
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,321**	0,675***	0,110	-0,156**	11,06	0,009	1,388***	0,924***	0,405***	59,19
L2	-0,023	0,818***	0,173*	-0,022	15,86	-0,023	0,690***	0,192***	-0,042	26,78
L3	0,023	0,739***	-0,056	-0,021	22,25	-0,038	0,768***	-0,177***	-0,029	47,27
L4	-0,023	0,944***	-0,079	-0,016	35,72	-0,010	1,150***	-0,417***	-0,116***	77,83
L5 (+Líq.)	0,222**	1,301***	-0,284***	-0,147***	51,32	0,056	1,195***	-0,504***	-0,221***	81,36
L1-L5	-0,751***	-0,613***	0,393***	-0,010	11,36	-0,098	0,193*	1,428***	0,626***	57,45
L5-L1	0,335*	0,638***	-0,394***	0,008	11,79	-0,005	-0,193*	-1,429***	-0,626***	57,47

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel F: LVOL13										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,291**	0,493***			6,71	0,028	1,212***			24,82
L2	-0,136	0,843***			16,01	-0,030	0,780***			20,83
L3	0,035	0,739***			17,58	-0,049	0,786***			43,53
L4	-0,053	0,969***			34,58	0,005	1,148***			60,05
L5 (+Líq.)	0,176*	1,288***			44,19	0,024	1,239***			58,53
L1-L5	-0,674***	-0,784***			8,80	-0,048	-0,027			-0,13
L5-L1	0,258	0,807***			9,31	-0,056	0,027			-0,13
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,243*	0,569***	0,103	-0,125	9,70	-0,003	1,299***	0,800***	0,402***	52,39
L2	-0,127	0,869***	0,127	-0,031	16,97	-0,008	0,748***	0,280***	-0,065	31,01
L3	0,047	0,756***	-0,008	-0,031	17,39	-0,051	0,785***	-0,179***	-0,032	49,06
L4	-0,042	0,976***	-0,078	-0,023	35,10	0,007	1,131***	-0,414***	-0,116***	78,91
L5 (+Líq.)	0,244**	1,352***	-0,280***	-0,152***	53,67	0,039	1,195***	-0,497***	-0,219***	81,80
L1-L5	-0,695***	-0,771***	0,382***	0,026	15,34	-0,093	0,105	1,296***	0,621***	51,59
L5-L1	0,279	0,795***	-0,383***	-0,028	15,88	-0,010	-0,105	-1,298***	-0,621***	51,61

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel G: LVOL52										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,201*	0,651***			10,28	0,029	1,266***			26,69
L2	-0,124	0,750***			10,26	-0,013	0,712***			18,90
L3	0,063	0,820***			26,63	-0,059	0,782***			41,68
L4	-0,062	0,862***			28,65	0,002	1,115***			60,57
L5 (+Líq.)	0,072	1,185***			34,82	0,028	1,233***			58,42
L1-L5	-0,477***	-0,518**			3,39	-0,051	0,033			-0,12
L5-L1	0,069	0,551***			3,83	-0,052	-0,033			-0,12
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,143	0,753***	0,162**	-0,123*	14,97	0,015	1,321***	0,807***	0,296***	52,9
L2	-0,073	0,840***	0,162	-0,106	13,23	-0,009	0,713***	0,292***	0,045	26,87
L3	0,070	0,827***	-0,077	-0,013	27,26	-0,060	0,780***	-0,179***	-0,034	46,98
L4	-0,051	0,873***	-0,144***	-0,021	31,61	0,006	1,095***	-0,395***	-0,123***	78,88
L5 (+Líq.)	0,151	1,300***	-0,267***	-0,160***	45,41	0,040	1,194***	-0,497***	-0,203***	81,57
L1-L5	-0,497***	-0,529**	0,428***	0,036	12,93	-0,077	0,127	1,303***	0,499***	50,70
L5-L1	0,091	0,564**	-0,429***	-0,039	13,38	-0,026	-0,127	-1,305***	-0,500***	50,71

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel H: ROLL										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,110*	0,992***			48,16	-0,037	0,806***			37,10
L2	0,037	0,942***			52,4	-0,029	0,979***			43,64
L3	-0,039	1,209***			42,76	-0,012	0,998***			43,63
L4	0,087	0,923***			45,07	0,068	1,147***			51,83
L5 (+Líq.)	0,157**	1,063***			47,14	0,056	1,338***			42,69
L1-L5	-0,476***	-0,060			-0,09	-0,146	-0,532***			5,87
L5-L1	0,060	0,083			0,03	0,042	0,532***			5,87
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,087	1,019***	-0,046	-0,055	49,01	-0,041	0,809***	-0,126***	-0,009	39,39
L2	0,051	0,950***	-0,106***	-0,029	54,55	-0,032	0,982***	-0,120***	-0,008	45,27
L3	-0,153**	1,086***	0,317***	0,266***	62,26	-0,023	1,020***	-0,063	0,061	45,22
L4	0,108**	0,952***	-0,014	-0,053	45,64	0,070	1,139***	-0,112**	-0,042	52,9
L5 (+Líq.)	0,197***	1,102***	-0,154***	-0,09**	51,75	0,070	1,325***	0,399***	0,016	53,17
L1-L5	-0,492***	-0,071	0,108	0,034	1,02	-0,162	-0,516***	-0,525***	-0,024	21,85
L5-L1	0,077	0,095	-0,109	-0,036	1,20	0,059	0,516***	0,524***	0,024	21,81

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel I: ZR										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	-0,180**	0,630***			21,49	0,084	1,070***			22,94
L2	0,021	1,224***			34,77	0,007	0,940***			24,30
L3	0,014	0,991***			55,61	-0,092	0,967***			49,64
L4	0,023	1,039***			57,83	0,048	0,973***			58,61
L5 (+Líq.)	0,214***	1,307***			53,65	-0,003	1,253***			57,89
L1-L5	-0,602***	-0,665***			10,03	0,035	-0,183			0,32
L5-L1	0,186	0,689***			10,71	-0,139	0,183			0,32
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	-0,153*	0,680***	0,117*	-0,076	25,30	0,051	1,156***	0,648***	0,378***	45,70
L2	-0,083	1,129***	0,456***	0,232***	56,08	0,020	0,928***	0,405***	0,020	36,66
L3	0,044	1,028***	-0,033	-0,073**	57,14	-0,091	0,959***	-0,177***	-0,053*	53,55
L4	0,029	1,034***	-0,126***	-0,008	60,42	0,052	0,954***	-0,352***	-0,115***	77,11
L5 (+Líq.)	0,247***	1,309***	-0,402***	-0,055	70,22	0,010	1,210***	-0,513***	-0,214***	81,61
L1-L5	-0,607***	-0,617***	0,518***	-0,022	29,84	-0,011	-0,055	1,160***	0,591***	47,59
L5-L1	0,192	0,641***	-0,519***	0,020	30,49	-0,093	0,055	-1,161***	-0,592***	47,59

Tabela A4.5 – Análise de série temporal por subperíodos com carteiras formadas por liquidez/iliquidez (periodicidade semanal)

(cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997					Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011				
Carteira	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**	α_p	r_M	**SMB**	**HML**	**R^2 ajust.**
Painel J: ILIQ										
Modelo de Mercado										
L1 (-Líq.)	0,036	0,935***			14,89	-0,067	1,043***			26,23
L2	0,025	1,043***			29,07	-0,043	0,700***			33,18
L3	-0,073	0,963***			30,68	0,040	1,021***			54,55
L4	-0,057	0,992***			20,65	-0,052	1,175***			58,17
L5 (+Líq.)	0,236*	1,143***			30,43	0,087	1,280***			55,36
L1-L5	-0,408*	-0,195			0,21	-0,205	-0,237			0,88
L5-L1	-0,008	0,219			0,32	0,102	0,237			0,88
Modelo de Fama e French										
L1 (-Líq.)	0,044	0,959***	0,119	-0,027	15,39	-0,037	0,996***	0,365***	-0,102	39,23
L2	0,016	1,025***	-0,043	0,025	29,02	-0,048	0,705***	-0,15***	-0,005	37,32
L3	-0,072	0,947***	-0,162***	0,007	33,23	0,041	1,007***	-0,364***	-0,100***	71,35
L4	-0,057	0,982***	-0,095*	0,006	20,93	-0,043	1,142***	-0,464***	-0,174***	80,17
L5 (+Líq.)	0,340***	1,247***	-0,357***	-0,237**	46,17	0,100*	1,238***	-0,505***	-0,212***	76,43
L1-L5	-0,503**	-0,276	0,475**	0,209	10,16	-0,188*	-0,242**	0,869***	0,110	36,12
L5-L1	0,088	0,301	-0,477**	-0,211	10,34	0,085	0,242**	-0,870***	-0,110	36,15

*Regressão do modelo de mercado e do modelo de três factores de Fama e French (1993, 1996) com dados semanais das carteiras formadas por ordem (de)crescente da (i)liquidez. α_p representa a rendibilidade ajustada aos diferentes factores de risco considerados: rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco (r_M), factor tamanho (SMB) e factor B/M (HML). Na última coluna apresenta-se o coeficiente de determinação ajustado. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

L1 corresponde à carteira constituída pelas acções com menor liquidez (maior iliquidez); L5 corresponde à carteira constituída pelas acções com maior liquidez (menor iliquidez). L1-L5 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções menos líquidas (L1) e uma posição curta na carteira de acções mais líquidas (L5). L5-L1 corresponde à carteira de custo zero, constituída por uma posição longa na carteira de acções mais líquidas (L5) e uma posição curta na carteira de acções menos líquidas (L1).

ANEXO 5 – ANÁLISE DO PRÉMIO DE LIQUIDEZ COM DADOS SEMANAIS

Tabela A5.1 – Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por risco sistemático, tamanho e rácio B/M

Carteira	Média	Desvio-padrão	Enviesamento	Curtose	Normalidade
Painel A: Carteiras formadas por ordem crescente do risco sistemático (beta)					
B1	-0,046	2,659	-0,311	36,750	52 036,030***
B2	-0,113*	2,055	0,434	19,225	12 056,010***
B3	-0,129*	2,500	-0,876	12,151	3 964,768***
B4	-0,147*	2,522	-0,100	7,304	847,643***
B5	-0,120	3,571	-0,773	11,017	3 044,047***
Painel B: Carteiras formadas por ordem crescente do tamanho					
T1	-0,181	3,835	-0,257	14,963	7 168,833***
T2	-0,047	2,449	0,316	10,478	2 815,725***
T3	-0,110*	1,982	-0,701	8,003	1 349,642***
T4	-0,107*	2,163	-0,778	8,555	1 664,078***
T5	-0,061	2,551	-0,475	8,867	1 765,960***
Painel C: Carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M					
BM1	-0,147*	2,983	-0,544	20,196	14 844,650***
BM2	-0,107*	2,225	-0,876	12,248	4 429,668***
BM3	-0,024	2,341	-0,284	6,724	709,444***
BM4	-0,056	2,408	-0,152	9,555	2 153,310***
BM5	0,093	3,995	0,876	88,898	369 074,300***

Estatísticas descritivas da rendibilidade semanal das carteiras formadas por ordem crescente do risco sistemático (painel A), tamanho (painel B) e rácio B//M (painel C) no período 1988-2011.

No painel A constam as carteiras consituidas por ordem crescente do risco sistemático, medido pelo beta: B1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor beta e B5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior beta. No painel B apresentam-se as carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, medido pela capitalização bolsista: T1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor tamanho e T5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior tamanho. No painel C encontram-se as carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M: BM1 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com menor rácio B/M e BM5 corresponde à carteira constituída, em igual proporção, pelas acções com maior rácio B/M. Todas as carteiras apresentam aproximadamente o mesmo número de activos.

A normalidade foi testada recorrendo ao teste Jarque-Bera, o qual assume como hipótese nula a normalidade da distribuição.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente, relativamente ao teste de Jarque-Bera e ao teste de nulidade da média da rendibilidade.*

As estatísticas encontram-se expressas em pontos percentuais, à excepção do enviesamento, da curtose e da estatística de normalidade.

Tabela A5.2 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR															
1	-0,215**	(-2,14)	13,708***	(3,02)	0,038	(0,36)									0,114
2	-0,221***	(-4,55)	13,349***	(3,18)											0,029
3	-0,200*	(-2,07)			0,036	(0,35)									0,088
4	-0,174	(-1,64)	16,632***	(3,26)			0,055	(0,48)	-1,84E+04	(-0,83)	29,934	(0,23)	-16,571	(-0,23)	0,173
5	-0,189*	(-1,82)					0,087	(0,78)	-2,67E+04	(-1,24)	8,034	(0,07)	39,181	(0,59)	0,157
6	-0,234**	(-2,42)					0,064	(0,63)							0,089
7	-0,151***	(-3,02)							-5180,56	(-0,27)					0,040
8	-0,122*	(-1,97)									-53,226	(-0,46)			0,058
9	-0,178***	(-3,35)											24,709	(0,33)	0,026
Painel B: TRNVR13															
1	-0,168*	(-1,85)	31,905*	(1,86)	0,001	(0,01)									0,093
2	-0,218***	(-4,41)	24,913	(1,60)											0,010
3	-0,163*	(-1,85)			-0,001	(-0,01)									0,088
4	-0,165	(-1,58)	46,118*	(1,93)			0,088	(0,85)	-6,85E+05	(-0,56)	-670,599	(-0,53)	-155,993	(-0,34)	0,120
5	-0,182*	(-1,81)					0,095	(0,95)	-8,59E+05	(-0,72)	-313,719	(-0,26)	-225,386	(-0,58)	0,120
6	-0,223**	(-2,40)					0,054	(0,55)							0,090
7	-0,156***	(-3,12)							-4,36E+05	(-0,33)					0,020
8	-0,111*	(-1,92)									-485,241	(-0,38)			0,044
9	-0,158***	(-3,03)											-42,877	(-0,12)	0,004

Tabela A5.2 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR52															
1	-0,168*	(-1,73)	-22,538	(-0,69)	-0,006	(-0,05)									0,098
2	-0,221***	(-4,50)	-28,213	(-0,94)											0,005
3	-0,178*	(-1,90)			0,017	(0,18)									0,096
4	-0,291**	(-2,33)	-77,269*	(-1,73)			0,088	(0,68)	-6,27E+06	(-1,22)	1822,095	(1,20)	359,329	(0,67)	0,141
5	-0,253**	(-2,19)					0,052	(0,43)	-8,10E+06	(-1,62)	1895,477	(1,26)	218,213	(0,45)	0,139
6	-0,210**	(-2,28)					0,051	(0,51)							0,093
7	-0,155***	(-3,20)							-5,86E+06	(-1,39)					0,015
8	-0,194***	(-3,56)									317,979	(0,25)			0,060
9	-0,166***	(-3,22)											-144,447	(-0,35)	-0,005
Painel D: VOL															
1	-0,165***	(-3,08)	0,000	(0,06)	-0,019	(-0,61)									0,092
2	-0,218***	(-4,41)	0,000	(0,80)											0,023
3	-0,163***	(-3,10)			-0,008	(-0,26)									0,089
4	-0,159	(-1,67)	0,000	(0,56)			-2,132E+09	(-0,1)	0,043	(1,15)	2,23E+04	(0,24)	8062,979	(0,11)	0,236
5	-0,189*	(-2,03)					3,814E+09	(0,19)	0,041	(1,15)	2,21E+04	(0,24)	5,36E+04	(0,76)	0,232
6	-0,290***	(-3,03)					1,376E+10	(0,73)							0,107
7	-0,163***	(-3,10)							-0,008	(-0,26)					0,089
8	-0,137**	(-2,41)									-4,28E+04	(-0,46)			0,091
9	-0,161***	(-3,00)											-2832,654	(-0,04)	0,049

Tabela A5.2 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel E: LVOL															
1	-0,268***	(-2,88)	0,314***	(6,17)	0,079	(0,81)									0,144
2	-0,241***	(-4,77)	0,297***	(6,50)											0,042
3	-0,226**	(-2,44)			0,063	(0,65)									0,104
4	-0,250**	(-2,17)	0,312***	(6,10)			0,060	(0,59)	0,818	(0,28)	-0,635	(-0,46)	0,306	(0,42)	0,252
5	-0,250**	(-2,16)					0,087	(0,87)	1,573	(0,55)	-0,837	(-0,60)	0,511	(0,76)	0,219
6	-0,267**	(-2,82)					0,097	(1,01)							0,109
7	-0,215**	(-2,19)							2,015	(0,58)					0,043
8	-0,194***	(-3,09)									0,415	(0,29)			0,084
9	-0,150**	(-2,74)											0,039	(0,06)	0,030
Painel F: LVOL13															
1	-0,225**	(-2,27)	0,599**	(2,53)	0,074	(0,73)									0,124
2	-0,214***	(-4,23)	0,364	(1,72)											0,028
3	-0,241**	(-2,48)			0,08	(0,80)									0,098
4	-0,217*	(-1,79)	0,596**	(2,60)			-0,021	(-0,17)	4,240	(0,20)	2,951	(0,55)	-1,016	(-0,49)	0,202
5	-0,234*	(-2,01)					0,014	(0,13)	4,366	(0,21)	1,988	(0,37)	-1,391	(-0,67)	0,182
6	-0,272**	(-2,77)					0,100	(1,00)							0,101
7	-0,197**	(-2,68)							2,471	(0,12)					0,064
8	-0,206***	(-3,38)									1,093	(0,24)			0,077
9	-0,165***	(-3,11)											-0,762	(-0,37)	0,017

Tabela A5.2 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel G: LVOL52															
1	-0,262**	(-2,74)	0,580	(0,90)	0,098	(0,97)									0,128
2	-0,199***	(-3,94)	0,336	(0,58)											0,018
3	-0,214**	(-2,26)			0,054	(0,55)									0,107
4	-0,334**	(-2,47)	0,364	(0,39)			0,105	(0,79)	116,609	(1,16)	-1,627	(-0,14)	-3,144	(-0,76)	0,214
5	-0,319**	(-2,57)					0,057	(0,48)	118,932	(1,26)	9,096	(0,88)	-2,455	(-0,68)	0,198
6	-0,210**	(-2,19)					0,051	(0,51)							0,105
7	-0,205***	(-3,41)							83,829	(0,89)					0,038
8	-0,164**	(-2,85)									3,212	(0,33)			0,089
9	-0,168***	(-3,26)											-1,527	(-0,52)	0,008

Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem crescente da medida de liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com iliquidez (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: ROLL															
1	-0,250**	(-2,72)	-0,131	(-0,22)	0,090	(0,94)									0,124
2	-0,196***	(-3,85)	-0,136	(-0,25)											0,044
3	-0,214**	(-2,32)			0,053	(0,54)									0,085
4	-0,182	(-1,68)	0,462	(0,70)			0,012	(0,11)	78,574	(0,31)	10,747	(0,59)	-4,074	(-0,42)	0,216
5	-0,171	(-1,65)					0,002	(0,02)	-3,530	(-0,02)	9,444	(0,52)	-5,060	(-0,52)	0,184
6	-0,247**	(-2,66)					0,079	(0,81)							0,085
7	-0,129	(-1,67)							-0,442	(0,00)					0,036
8	-0,250***	(-3,89)									22,714	(1,37)			0,052
9	-0,154**	(-2,67)											-9,757	(-0,88)	0,036
Painel B: ZR															
1	-0,288***	(-3,03)	-1,156***	(-3,52)	0,123	(1,23)									0,134
2	-0,218***	(-4,20)	-1,045***	(-3,46)											0,032
3	-0,265**	(-2,82)			0,104	(1,05)									0,110
4	-0,294**	(-2,61)	-0,612*	(-1,85)			0,077	(0,76)	237,528	(1,15)	-5,346	(-0,46)	2,508	(0,43)	0,201
5	-0,305**	(-2,8)					0,086	(0,87)	275,431	(1,34)	-3,822	(-0,33)	2,313	(0,40)	0,182
6	-0,294***	(-3,13)					0,123	(1,24)							0,109
7	-0,207*	(-2,02)							196,278	(0,97)					0,047
8	-0,204***	(-3,49)									-11,489	(-1,05)			0,041
9	-0,158***	(-2,91)											-4,266	(-0,79)	0,018

Tabela A5.3 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com iliquidez (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: ILIQ															
1	-0,152**	(-2,54)	0,000	(0,12)	-0,003	(-0,09)									0,176
2	-0,204***	(-3,99)	-0,001	(-0,46)											0,066
3	-0,151**	(-2,58)			-0,014	(-0,56)									0,126
4	-0,154*	(-1,78)	0,001	(0,30)			3,631	(1,15)	-0,008	(-0,23)	0,721	(0,58)	0,972	(1,31)	0,299
5	-0,144	(-1,69)					2,555	(0,71)	-0,032	(-1,08)	0,425	(0,34)	-0,101	(-0,12)	0,254
6	-0,280***	(-3,05)					5,259	(1,58)							0,091
7	-0,152**	(-2,62)							-0,014	(-0,57)					0,127
8	-0,183***	(-3,21)									0,881	(0,76)			0,079
9	-0,161***	(-2,92)											0,573	(0,95)	0,056

Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem decrescente da medida de iliquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.4 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR											
CAPM+Liquidez	-0,215**	(-2,15)	13,706***	(3,02)	0,038	(0,36)					0,114
CAPM+Risco de Liquidez	-0,215**	(-2,22)					0,097	(0,93)	-0,001	(-0,71)	0,135
Painel B: TRNVR13											
CAPM+Liquidez	-0,168*	(-1,85)	31,901*	(1,86)	0,001	(0,01)					0,094
CAPM+Risco de Liquidez	-0,203**	(-2,16)					0,078	(0,81)	-0,001	(-1,13)	0,112
Painel C: TRNVR52											
CAPM+Liquidez	-0,168*	(-1,74)	-22,526	(-0,69)	-0,005	(-0,05)					0,098
CAPM+Risco de Liquidez	-0,207**	(-2,27)					0,010	(0,09)	0,000	(-0,04)	0,135
Painel D: VOL											
CAPM+Liquidez	-0,165***	(-3,09)	0,000	(1,62)	0,000	(0,76)					0,064
CAPM+Risco de Liquidez	-0,246**	(-2,6)					0,105	(1,04)	5514,614	(0,06)	0,187
Painel E: LVOL											
CAPM+Liquidez	-0,262**	(-2,84)	0,315***	(6,19)	0,073	(0,74)					0,147
CAPM+Risco de Liquidez	-0,256**	(-2,66)					0,105	(1,01)	-0,009	(-0,23)	0,181
Painel F: LVOL13											
CAPM+Liquidez	-0,226**	(-2,29)	0,597**	(2,53)	0,075	(0,74)					0,124
CAPM+Risco de Liquidez	-0,270**	(-2,69)					0,029	(0,26)	0,007	(0,41)	0,156
Painel G: LVOL52											
CAPM+Liquidez	-0,263**	(-2,73)	0,584	(0,91)	0,098	(0,97)					0,128
CAPM+Risco de Liquidez	-0,241**	(-2,48)					0,048	(0,46)	0,006	(0,94)	0,161

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem crescente da medida de liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.5 – Prémios de risco do CAPM ajustado de iliquidez (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: ROLL											
CAPM+Iliquidez	-0,251**	(-2,72)	-0,131	(-0,22)	0,091	(0,95)					0,124
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,254***	(-2,86)					0,036	(0,33)	0,006	(1,52)	0,127
Painel B: ZR											
CAPM+Iliquidez	-0,287***	(-3,03)	-1,156***	(-3,52)	0,122	(1,23)					0,134
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,314***	(-3,36)					0,137	(1,34)	-0,003	(-0,53)	0,146
Painel C: ILIQ											
CAPM+Iliquidez	-0,110*	(-1,80)	-0,001	(-0,31)	-0,040	(-1,63)					0,125
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,213**	(-2,42)					0,042	(0,47)	1,034	(1,01)	0,147

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem decrescente da medida de iliquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.6 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez (periodicidade semanal)

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	R^2 ajust.
Painel A: TRNVR						
CAPM	-1,098***	0,411***				0,089
	(-12,97)	(4,73)				
FF	-1,093***	0,410***	-0,082	-0,260		0,230
	(-11,68)	(4,31)	(-0,71)	(-1,71)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,177***	0,501***			-0,003**	0,122
	(-13,44)	(5,50)			(-2,36)	
FF+Risco de Liquidez	-1,116***	0,442***	-0,050	-0,391**	-0,001	0,251
	(-11,51)	(4,48)	(-0,43)	(-2,54)	(-1,02)	
Painel B: TRNVR13						
CAPM	-1,105***	0,444***				0,088
	(-12,49)	(4,86)				
FF	-1,114***	0,455***	0,101	0,042		0,208
	(-13,10)	(5,00)	(0,88)	(0,32)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,119***	0,463***			0,000	0,114
	(-13,05)	(5,22)			(0,09)	
FF+Risco de Liquidez	-1,081***	0,421***	0,101	-0,002	0,002	0,225
	(-12,77)	(4,67)	(0,83)	(-0,01)	(1,69)	
Painel C: TRNVR52						
CAPM	-0,861***	0,210**				0,083
	(-9,84)	(2,27)				
FF	-0,903***	0,251**	0,059	-0,008		0,193
	(-9,63)	(2,59)	(0,54)	(-0,06)		
CAPM+Risco de Liquidez	-0,894***	0,241**			0,000	0,120
	(-10,55)	(2,70)			(-0,28)	
FF+Risco de Liquidez	-0,954***	0,300***	0,033	0,005	-0,001	0,217
	(-9,51)	(2,92)	(0,30)	(0,04)	(-1,38)	
Painel D: VOL						
CAPM	-0,926***	0,255**				0,086
	(-10,40)	(2,72)				
FF	-0,969***	0,297***	-0,013	0,023		0,212
	(-11,22)	(3,24)	(-0,11)	(0,17)		
CAPM+Risco de Liquidez	-0,924***	0,252**			-29093,093	0,119
	(-9,86)	(2,58)			(-0,19)	
FF+Risco de Liquidez	-0,957***	0,285***	-0,028	0,044	-46685,033	0,228
	(-10,71)	(3,01)	(-0,25)	(0,32)	(-0,34)	

Tabela A5.6 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez (periodicidade semanal) (cont.)

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	R^2 ajust.
Painel E: LVOL						
CAPM	-1,093***	0,415***				0,106
	(-12,16)	(4,44)				
FF	-1,116***	0,445***	-0,271**	0,251*		0,267
	(-12,20)	(4,64)	(-2,39)	(1,76)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,143***	0,473***			0,017	0,165
	(-12,78)	(5,02)			(0,23)	
FF+Risco de Liquidez	-1,089***	0,428***	-0,260**	0,329**	0,045	0,287
	(-10,83)	(4,11)	(-2,26)	(2,34)	(0,64)	
Painel F: LVOL13						
CAPM	-1,201***	0,522***				0,101
	(-13,31)	(5,57)				
FF	-1,228***	0,550***	0,014	0,192		0,256
	(-13,13)	(5,67)	(0,12)	(1,33)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,202***	0,524***			-0,038	0,163
	(-14,34)	(5,76)			(-0,53)	
FF+Risco de Liquidez	-1,206***	0,533***	-0,008	0,147	-0,117	0,284
	(-12,88)	(5,34)	(-0,07)	(0,99)	(-1,55)	
Painel G: LVOL52						
CAPM	-1,011***	0,334***				0,104
	(-11,02)	(3,49)				
FF	-0,976***	0,303***	-0,042	0,184		0,260
	(-10,88)	(3,19)	(-0,36)	(1,25)		
CAPM+Risco de Liquidez	-1,100***	0,424***			0,078	0,164
	(-13,61)	(4,78)			(1,16)	
FF+Risco de Liquidez	-1,043***	0,378***	-0,067	0,290*	0,083	0,278
	(-10,59)	(3,64)	(-0,55)	(1,89)	(1,23)	

Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem crescente da medida de liquidez k. As variáveis explicativas são os betas de diferentes factores estimados com dados das 156 semanas prévias. Os factores de risco considerados são a rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco, os factores SMB e HML de Fama e French (1993, 1996) e a liquidez agregada do mercado, determinada como a média equiponderada da medida de liquidez k.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.7 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com iliquidez (periodicidade semanal)

Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	R^2 ajust.
Painel A: ROLL						
CAPM	-0,883***	0,219**				0,092
	(-9,79)	(2,30)				
FF	-1,038***	0,364***	0,292**	-0,251*		0,218
	(-12,18)	(4,00)	(2,52)	(-1,76)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,819***	0,166*			-0,006	0,139
	(-9,44)	(1,74)			(-1,69)	
FF+Risco de Iliquidez	-0,940***	0,281***	0,207	-0,256*	-0,004	0,238
	(-10,89)	(3,05)	(1,71)	(-1,75)	(-1,01)	
Painel B: ZR						
CAPM	-0,906***	0,252**				0,108
	(-9,89)	(2,62)				
FF	-0,920***	0,266**	-0,016	0,055		0,255
	(-9,50)	(2,63)	(-0,14)	(0,36)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,889***	0,237**			0,008	0,146
	(-10,11)	(2,56)			(1,18)	
FF+Risco de Iliquidez	-0,891***	0,239**	-0,002	0,073	-0,002	0,281
	(-9,26)	(2,37)	(-0,01)	(0,47)	(-0,26)	
Painel C: ILIQ						
CAPM	-0,802***	0,131				0,088
	(-9,15)	(1,42)				
FF	-0,849***	0,182*	-0,195	0,072		0,215
	(-9,56)	(1,94)	(-1,71)	(0,50)		
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,727***	0,050			3,301***	0,143
	(-8,30)	(0,52)			(3,56)	
FF+Risco de Iliquidez	-0,715***	0,040	-0,086	0,019	2,096*	0,233
	(-7,95)	(0,42)	(-0,74)	(0,13)	(1,92)	

Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período 1988-2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada.

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem decrescente da medida de iliquidez k. As variáveis explicativas são os betas de diferentes factores estimados com dados das 156 semanas prévias. Os factores de risco considerados são a rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco, os factores SMB e HML de Fama e French (1993, 1996) e a iliquidez agregada do mercado, determinada como a média equiponderada da medida de iliquidez k.

, ** e * indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.8 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR															
1	-0,440*	(-1,86)	12,814**	(2,81)	0,213	(0,87)									0,061
2	-0,341***	(-4,88)	9,740***	(3,38)											0,025
3	-0,390*	(-1,82)			0,191	(0,84)									0,030
4	-0,432	(-1,69)	10,388**	(2,32)			0,202	(0,78)	722,619	(0,37)	6,181	(0,09)	47,592	(0,79)	0,106
5	-0,445*	(-1,80)					0,215	(0,86)	879,452	(0,47)	3,087	(0,05)	38,138	(0,69)	0,097
6	-0,498**	(-2,36)					0,281	(1,28)							0,034
7	-0,220**	(-2,73)							763,002	(0,68)					0,032
8	-0,227***	(-2,97)									-1,072	(-0,02)			0,051
9	-0,216**	(-2,84)											12,984	(0,33)	0,018
Painel B: TRNVR13															
1	-0,261	(-1,55)	45,665***	(3,15)	0,047	(0,28)									0,042
2	-0,327***	(-4,65)	22,481**	(2,47)											0,014
3	-0,276	(-1,72)			0,075	(0,46)									0,028
4	-0,264	(-1,22)	46,595	(1,58)			0,044	(0,22)	5524,832	(0,38)	-84,115	(-0,73)	128,067	(1,02)	0,017
5	-0,285	(-1,49)					0,080	(0,46)	7758,624	(0,97)	-84,687	(-0,77)	79,721	(1,17)	0,025
6	-0,475**	(-2,52)					0,255	(1,30)							0,037
7	-0,209***	(-2,93)							5875,21	(0,83)					0,013
8	-0,221**	(-2,35)									-86,425	(-0,82)			0,024
9	-0,204***	(-2,87)											-63,654	(-1,09)	-0,024

Tabela A5.8 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR52															
1	-0,225	(-1,09)	46,977	(1,09)	0,020	(0,09)									0,052
2	-0,308***	(-4,37)	11,406	(0,49)											0,001
3	-0,270	(-1,43)			0,083	(0,42)									0,049
4	-0,677*	(-2,04)	-44,762	(-0,48)			0,387	(1,18)	2,25E+05	(1,10)	218,017	(0,95)	415,271	(0,80)	0,072
5	-0,547*	(-1,88)					0,233	(0,81)	1,71E+05	(0,88)	229,976	(1,07)	190,865	(0,64)	0,059
6	-0,382**	(-2,14)					0,198	(1,00)							0,038
7	-0,201***	(-2,94)							1,79E+05	(1,11)					-0,007
8	-0,246***	(-2,94)									-12,472	(-0,06)			0,018
9	-0,192**	(-2,81)											58,033	(0,56)	-0,027
Painel D: VOL															
1	-0,209**	(-2,63)	0,000	(-0,34)	0,012	(0,27)									0,028
2	-0,302***	(-4,18)	0,000	(0,09)											0,000
3	-0,221***	(-2,95)			0,025	(0,59)									0,033
4	-0,501**	(-2,51)	0,000	(-0,22)			6,69E+09	(1,17)	0,022	(0,40)	5,99E+04	(0,52)	-3,16E+04	(-0,46)	0,068
5	-0,527**	(-2,65)					7,232E+09	(1,29)	0,021	(0,39)	6,36E+04	(0,58)	-1,82E+04	(-0,28)	0,083
6	-0,607***	(-2,9)					1,165E+10*	(1,92)							0,047
7	-0,221***	(-2,94)							0,025	(0,59)					0,033
8	-0,255***	(-3,22)									6,93E+04	(0,73)			0,034
9	-0,204**	(-2,8)											-3,01E+03	(-0,06)	0,024

Tabela A5.8 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel E: LVOL															
1	-0,440**	(-2,23)	0,436***	(5,26)	0,213	(1,02)									0,075
2	-0,331***	(-4,81)	0,345***	(6,28)											0,026
3	-0,440**	(-2,20)			0,241	(1,18)									0,038
4	-0,326	(-1,62)	0,505***	(6,27)			0,260	(1,17)	-0,150	(-0,03)	-1,945	(-0,95)	-0,319	(-0,23)	0,183
5	-0,425*	(-1,93)					0,330	(1,50)	-0,807	(-0,18)	-1,564	(-0,88)	0,716	(0,57)	0,153
6	-0,556**	(-2,72)					0,322	(1,65)							0,045
7	-0,233	(-1,45)							1,476	(0,36)					0,041
8	-0,338***	(-2,88)									2,545	(1,26)			0,043
9	-0,230***	(-2,97)											0,940	(0,93)	0,061
Painel F: LVOL13															
1	-0,473*	(-2,05)	1,101**	(2,34)	0,306	(1,34)									0,047
2	-0,325***	(-4,65)	0,295	(1,04)											0,018
3	-0,457*	(-2,04)			0,269	(1,21)									0,020
4	-0,465	(-1,68)	0,972*	(1,87)			0,282	(0,99)	-1,155	(-0,03)	4,335	(0,55)	-2,433	(-0,55)	0,103
5	-0,460*	(-1,87)					0,330	(1,37)	-16,583	(-0,44)	2,096	(0,27)	-4,679	(-1,05)	0,081
6	-0,559**	(-2,46)					0,332	(1,47)							0,032
7	-0,145	(-1,51)							-28,302	(-0,99)					0,016
8	-0,266**	(-2,70)									2,775	(0,52)			0,044
9	-0,192**	(-2,66)											-2,023	(-0,48)	-0,006

Tabela A5.8 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel G: LVOL52															
1	-0,456**	(-2,15)	-0,169	(-0,20)	0,251	(1,18)									0,071
2	-0,295***	(-4,14)	0,254	(0,47)											0,000
3	-0,369*	(-1,78)			0,180	(0,86)									0,046
4	-0,475	(-1,31)	-0,834	(-0,34)			0,273	(0,76)	58,648	(0,41)	-4,941	(-0,20)	-7,757	(-0,82)	0,094
5	-0,448	(-1,45)					0,159	(0,53)	-10,177	(-0,10)	10,607	(0,77)	-2,168	(-0,34)	0,082
6	-0,356	(-1,67)					0,171	(0,77)							0,042
7	-0,192**	(-2,64)							-36,536	(-0,81)					0,009
8	-0,191*	(-1,83)									-0,386	(-0,05)			0,037
9	-0,191**	(-2,75)											-3,783	(-1,37)	-0,005
Painel H: ROLL															
1	-0,497**	(-2,62)	-0,155	(-0,17)	0,301	(1,47)									0,076
2	-0,291***	(-3,90)	-0,282	(-0,40)											0,038
3	-0,396*	(-1,97)			0,200	(0,92)									0,046
4	-0,438*	(-1,87)	0,749	(0,82)			0,098	(0,35)	-29,252	(-0,10)	36,862	(1,21)	-3,322	(-0,27)	0,156
5	-0,266	(-1,20)					0,008	(0,03)	-312,762	(-1,05)	32,243	(1,07)	-1,419	(-0,12)	0,120
6	-0,501**	(-2,48)					0,279	(1,32)							0,050
7	-0,090	(-0,58)							-324,143	(-0,93)					0,040
8	-0,451***	(-2,95)									51,037*	(1,94)			0,019
9	-0,146	(-1,29)											-20,713	(-1,28)	0,019

Tabela A5.8 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel I: ZR															
1	-0,510**	(-2,8)	-2,093***	(-2,92)	0,315	(1,61)									0,089
2	-0,308***	(-4,08)	-1,613***	(-3,35)											0,029
3	-0,527**	(-2,80)			0,329	(1,66)									0,069
4	-0,512**	(-2,70)	-1,016	(-1,55)			0,133	(0,63)	27,982	(0,08)	-20,155	(-0,87)	-4,058	(-0,40)	0,161
5	-0,533***	(-2,92)					0,186	(0,89)	44,000	(0,13)	-18,353	(-0,81)	2,962	(0,29)	0,151
6	-0,622***	(-3,30)					0,392*	(1,99)							0,069
7	-0,429**	(-2,83)							317,288	(1,63)					0,076
8	-0,401***	(-3,31)									-29,023*	(-2,08)			0,033
9	-0,208**	(-2,71)											-9,879	(-1,07)	0,018
Painel J: ILIQ															
1	-0,130	(-1,42)	-0,001	(-0,25)	-0,029	(-0,37)									0,126
2	-0,263***	(-3,59)	-0,004*	(-1,78)											0,042
3	-0,141	(-1,54)			-0,045	(-0,68)									0,083
4	-0,304	(-1,45)	-0,001	(-0,46)			10,569	(1,04)	-0,025	(-0,30)	-0,659	(-0,20)	2,755	(1,18)	0,213
5	-0,256	(-1,24)					7,094	(0,60)	-0,083	(-1,09)	-2,064	(-0,60)	-0,998	(-0,37)	0,173
6	-0,569**	(-2,72)					16,488	(1,56)							0,036
7	-0,143	(-1,58)							-0,045	(-0,67)					0,082
8	-0,232**	(-2,55)									-0,008	(0,00)			0,030
9	-0,181*	(-1,93)											0,788	(0,43)	0,044

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Janeiro de 1988 e Novembro de 1997. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias.

Tabela A5.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR															
1	-0,124	(-1,20)	14,070**	(2,30)	-0,033	(-0,29)									0,135
2	-0,147**	(-2,25)	15,579**	(2,37)											0,031
3	-0,122	(-1,18)			-0,028	(-0,25)									0,111
4	-0,069	(-0,65)	19,164**	(2,76)			-0,004	(-0,03)	-2,62E+04	(-0,84)	39,565	(0,22)	-42,586	(-0,44)	0,200
5	-0,085	(-0,8)					0,035	(0,29)	-3,78E+04	(-1,25)	10,039	(0,06)	39,604	(0,43)	0,182
6	-0,123	(-1,18)					-0,027	(-0,25)							0,112
7	-0,123*	(-1,98)							-7590,331	(-0,28)					0,044
8	-0,078	(-0,96)									-75,152	(-0,46)			0,062
9	-0,163**	(-2,4)											29,462	(0,29)	0,029
Painel B: TRNVR13															
1	-0,131	(-1,21)	26,344	(1,13)	-0,018	(-0,16)									0,114
2	-0,150**	(-2,25)	26,412	(1,08)											0,007
3	-0,117	(-1,12)			-0,031	(-0,28)									0,112
4	-0,125	(-1,06)	45,925	(1,47)			0,106	(0,86)	-9,63E+05	(-0,56)	-907,586	(-0,51)	-270,777	(-0,43)	0,162
5	-0,140	(-1,19)					0,100	(0,83)	-1,21E+06	(-0,72)	-406,266	(-0,24)	-348,675	(-0,64)	0,158
6	-0,117	(-1,11)					-0,031	(-0,28)							0,112
7	-0,135**	(-2,11)							-6,15E+05	(-0,33)					0,022
8	-0,065	(-0,91)									-652,907	(-0,36)			0,052
9	-0,139*	(-2,07)											-34,481	(-0,07)	0,016

Tabela A5.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel C: TRNVR52															
1	-0,145	(-1,35)	-50,628	(-1,20)	-0,016	(-0,14)									0,116
2	-0,168**	(-2,53)	-52,631	(-1,14)											0,008
3	-0,141	(-1,31)			-0,009	(-0,08)									0,115
4	-0,135	(-1,2)	-90,404*	(-1,8)			-0,033	(-0,27)	-8,89E+06	(-1,23)	2470,273	(1,16)	336,724	(0,47)	0,168
5	-0,134	(-1,21)					-0,021	(-0,17)	-1,14E+07	(-1,63)	2568,475	(1,21)	229,264	(0,34)	0,172
6	-0,141	(-1,31)					-0,009	(-0,08)							0,115
7	-0,137**	(-2,19)							-8,30E+06	(-1,40)					0,024
8	-0,173**	(-2,52)									451,508	(0,25)			0,077
9	-0,155**	(-2,32)											-226,265	(-0,40)	0,004
Painel D: VOL															
1	-0,148**	(-2,17)	0,000***	(2,89)	-0,032	(-0,78)									0,119
2	-0,166**	(-2,51)	0,000***	(3,20)											0,037
3	-0,139*	(-2,07)			-0,021	(-0,54)									0,112
4	-0,021	(-0,2)	0,000***	(3,93)			-5,696E+09	(-0,19)	0,051	(1,09)	7097,158	(0,06)	2,41E+04	(0,24)	0,304
5	-0,052	(-0,51)					2,432E+09	(0,08)	0,049	(1,09)	5331,952	(0,04)	8,26E+04	(0,86)	0,292
6	-0,157	(-1,52)					1,464E+10	(0,55)							0,132
7	-0,139*	(-2,07)							-0,021	(-0,54)					0,112
8	-0,087	(-1,19)									-9,00E+04	(-0,72)			0,115
9	-0,143*	(-2,07)											-2760,501	(-0,03)	0,059

Tabela A5.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel E: LVOL															
1	-0,199*	(-1,92)	0,264***	(4,20)	0,025	(0,23)									0,172
2	-0,185**	(-2,66)	0,268***	(4,07)											0,052
3	-0,140	(-1,37)			-0,010	(-0,09)									0,131
4	-0,219	(-1,57)	0,234***	(3,67)			-0,022	(-0,20)	1,211	(0,34)	-0,104	(-0,06)	0,560	(0,66)	0,279
5	-0,179	(-1,32)					-0,012	(-0,11)	2,537	(0,72)	-0,542	(-0,3)	0,427	(0,54)	0,246
6	-0,145	(-1,41)					0,002	(0,02)							0,136
7	-0,207	(-1,71)							2,234	(0,49)					0,043
8	-0,134*	(-1,80)									-0,480	(-0,26)			0,102
9	-0,117	(-1,67)											-0,327	(-0,39)	0,017
Painel F: LVOL13															
1	-0,125	(-1,21)	0,395	(1,45)	-0,020	(-0,19)									0,156
2	-0,146**	(-2,10)	0,406	(1,38)											0,034
3	-0,153	(-1,50)			0,003	(0,03)									0,129
4	-0,115	(-0,91)	0,444*	(1,83)			-0,144	(-1,17)	6,435	(0,25)	2,387	(0,35)	-0,440	(-0,19)	0,243
5	-0,143	(-1,09)					-0,114	(-0,92)	12,888	(0,51)	1,945	(0,28)	-0,053	(-0,02)	0,223
6	-0,152	(-1,50)					0,003	(0,03)							0,130
7	-0,218**	(-2,28)							14,989	(0,55)					0,083
8	-0,181**	(-2,38)									0,386	(0,06)			0,091
9	-0,155**	(-2,25)											-0,248	(-0,11)	0,027

Tabela A5.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel G: LVOL52															
1	-0,183*	(-1,77)	0,887	(1,06)	0,035	(0,31)									0,151
2	-0,139*	(-2,02)	0,387	(0,44)											0,029
3	-0,151	(-1,46)			0,002	(0,02)									0,131
4	-0,276**	(-2,31)	0,854	(1,03)			0,036	(0,32)	140,345	(1,09)	-0,270	(-0,02)	-1,255	(-0,29)	0,264
5	-0,266**	(-2,21)					0,015	(0,13)	171,806	(1,36)	8,477	(0,63)	-2,572	(-0,60)	0,245
6	-0,150	(-1,46)					0,002	(0,02)							0,131
7	-0,21**	(-2,65)							133,121	(1,02)					0,049
8	-0,153**	(-2,22)									4,685	(0,36)			0,110
9	-0,158**	(-2,37)											-0,603	(-0,15)	0,013
Painel H: ROLL															
1	-0,150	(-1,44)	-0,122	(-0,16)	0,005	(0,04)									0,144
2	-0,137*	(-2,01)	-0,046	(-0,06)											0,048
3	-0,140	(-1,39)			-0,006	(-0,06)									0,101
4	-0,078	(-0,66)	0,346	(0,41)			-0,023	(-0,2)	122,145	(0,37)	0,194	(0,01)	-4,378	(-0,35)	0,240
5	-0,133	(-1,15)					0,000	(0,00)	121,424	(0,40)	0,231	(0,01)	-6,532	(-0,51)	0,210
6	-0,141	(-1,40)					-0,006	(-0,05)							0,100
7	-0,145	(-1,64)							130,360	(0,44)					0,035
8	-0,166**	(-2,56)									10,807	(0,52)			0,066
9	-0,157**	(-2,35)											-5,33	(-0,38)	0,043

Tabela A5.9 – Prémios de risco do modelo de Acharya e Pedersen com liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β_{net}		β_1		β_2		β_3		β_4		R^2 ajust.
Painel I: ZR															
1	-0,197*	(-1,77)	-0,773**	(-2,16)	0,044	(0,38)									0,152
2	-0,162**	(-2,32)	-0,691*	(-1,79)											0,033
3	-0,158	(-1,47)			0,012	(0,10)									0,126
4	-0,204	(-1,48)	-0,446	(-1,17)			0,055	(0,48)	323,342	(1,27)	0,719	(0,05)	5,198	(0,74)	0,217
5	-0,211	(-1,58)					0,045	(0,41)	370,208	(1,47)	2,128	(0,16)	2,048	(0,29)	0,195
6	-0,156	(-1,46)					0,010	(0,08)							0,126
7	-0,116	(-0,89)							146,721	(0,54)					0,035
8	-0,121*	(-1,85)									-4,118	(-0,29)			0,045
9	-0,138*	(-1,98)											-1,968	(-0,30)	0,018
Painel J: ILIQ															
1	-0,160**	(-2,13)	0,001	(0,24)	0,008	(0,29)									0,196
2	-0,168**	(-2,42)	0,001	(0,55)											0,082
3	-0,155**	(-2,11)			-0,002	(-0,07)									0,144
4	-0,093	(-1,07)	0,001	(0,55)			0,799	(0,50)	-0,001	(-0,02)	1,284	(1,18)	0,245	(0,56)	0,334
5	-0,098	(-1,15)					0,702	(0,43)	-0,011	(-0,40)	1,441	(1,40)	0,266	(0,68)	0,286
6	-0,158	(-1,65)					0,539	(0,34)							0,115
7	-0,155**	(-2,13)							-0,002	(-0,09)					0,146
8	-0,163**	(-2,28)									1,255	(1,09)			0,100
9	-0,153**	(-2,26)											0,486	(1,27)	0,061

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada do modelo de Acharya e Pedersen (2005), de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Dezembro de 1997 e Dezembro de 2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias.

Tabela A5.10 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR											
CAPM+Liquidez	-0,441*	(-1,87)	12,815**	(2,81)	0,214	(0,88)					0,061
CAPM+Risco de Liquidez	-0,518**	(-2,46)					0,310	(1,39)	0,000	(-0,08)	0,073
Painel B: TRNVR13											
CAPM+Liquidez	-0,262	(-1,55)	45,653***	(3,15)	0,047	(0,28)					0,042
CAPM+Risco de Liquidez	-0,452**	(-2,40)					0,231	(1,22)	-0,001	(-0,51)	0,052
Painel C: TRNVR52											
CAPM+Liquidez	-0,226	(-1,09)	47,015	(1,09)	0,020	(0,09)					0,052
CAPM+Risco de Liquidez	-0,377*	(-2,08)					0,128	(0,62)	0,000	(0,22)	0,056
Painel D: VOL											
CAPM+Liquidez	-0,193**	(-2,61)	0,000	(0,96)	0,000	(0,54)					0,023
CAPM+Risco de Liquidez	-0,618***	(-2,89)					0,396*	(1,78)	39503,145	(0,43)	0,077
Painel E: LVOL											
CAPM+Liquidez	-0,414**	(-2,16)	0,433***	(5,20)	0,196	(0,93)					0,079
CAPM+Risco de Liquidez	-0,569**	(-2,81)					0,373	(1,63)	-0,010	(-0,13)	0,069
Painel F: LVOL13											
CAPM+Liquidez	-0,476*	(-2,09)	1,102**	(2,35)	0,311	(1,36)					0,046
CAPM+Risco de Liquidez	-0,633**	(-2,79)					0,424	(1,68)	0,005	(0,26)	0,081
Painel G: LVOL52											
CAPM+Liquidez	-0,462**	(-2,16)	-0,162	(-0,19)	0,259	(1,20)					0,071
CAPM+Risco de Liquidez	-0,447*	(-1,96)					0,229	(0,94)	0,012	(1,22)	0,064

Tabela A5.10 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel H: ROLL											
CAPM+Iliquidez	-0,499**	(-2,63)	-0,153	(-0,16)	0,303	(1,48)					0,076
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,524***	(-2,87)					0,128	(0,49)	0,013	(1,25)	0,068
Painel I: ZR											
CAPM+Iliquidez	-0,509**	(-2,80)	-2,093***	(-2,93)	0,313	(1,61)					0,089
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,676***	(-3,68)					0,380*	(1,74)	-0,008	(-0,70)	0,101
Painel J: ILIQ											
CAPM+Iliquidez	-0,072	(-0,63)	-0,002	(-0,62)	-0,063	(-1,33)					0,094
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,410*	(-2,07)					0,187	(1,08)	0,684	(0,30)	0,059

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Janeiro de 1988 e Novembro de 1997. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.11 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel A: TRNVR											
CAPM+Liquidez	-0,124	(-1,20)	14,067**	(2,30)	-0,033	(-0,30)					0,135
CAPM+Risco de Liquidez	-0,087	(-0,83)					0,007	(0,06)	-0,001	(-1,11)	0,161
Painel B: TRNVR13											
CAPM+Liquidez	-0,131	(-1,21)	26,344	(1,13)	-0,018	(-0,16)					0,114
CAPM+Risco de Liquidez	-0,098	(-0,92)					0,013	(0,12)	-0,001*	(-1,78)	0,138
Painel C: TRNVR52											
CAPM+Liquidez	-0,145	(-1,35)	-50,626	(-1,20)	-0,016	(-0,14)					0,116
CAPM+Risco de Liquidez	-0,139	(-1,32)					-0,039	(-0,33)	0,000	(-0,80)	0,167
Painel D: VOL											
CAPM+Liquidez	-0,154**	(-2,23)	0,000**	(2,84)	0,000	(0,64)					0,080
CAPM+Risco de Liquidez	-0,090	(-0,90)					-0,017	(-0,15)	-8774,442	(-0,07)	0,233
Painel E: LVOL											
CAPM+Liquidez	-0,200*	(-1,93)	0,268***	(4,25)	0,023	(0,22)					0,175
CAPM+Risco de Liquidez	-0,125	(-1,17)					-0,008	(-0,07)	-0,008	(-0,20)	0,228
Painel F: LVOL13											
CAPM+Liquidez	-0,124	(-1,20)	0,392	(1,45)	-0,021	(-0,20)					0,156
CAPM+Risco de Liquidez	-0,117	(-1,11)					-0,136	(-1,11)	0,007	(0,34)	0,188
Painel G: LVOL52											
CAPM+Liquidez	-0,181*	(-1,75)	0,889	(1,06)	0,033	(0,29)					0,151
CAPM+Risco de Liquidez	-0,157	(-1,56)					-0,026	(-0,23)	0,004	(0,48)	0,201

Tabela A5.11 – Prémios de risco do CAPM ajustado de liquidez/iliquidez – Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011 (periodicidade semanal) (cont.)

	α		$\tilde{c}$		β		β_1		β_2		R^2 ajust.
Painel H: ROLL											
CAPM+Iliquidez	-0,150	(-1,45)	-0,123	(-0,17)	0,005	(0,05)					0,144
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,140	(-1,41)					-0,002	(-0,02)	0,003	(0,88)	0,152
Painel I: ZR											
CAPM+Iliquidez	-0,196*	(-1,77)	-0,773**	(-2,16)	0,044	(0,38)					0,152
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,161	(-1,50)					0,035	(0,31)	-0,001	(-0,15)	0,165
Painel J: ILIQ											
CAPM+Iliquidez	-0,125*	(-1,74)	0,000	(-0,02)	-0,031	(-1,06)					0,137
CAPM+Risco de Iliquidez	-0,131	(-1,40)					-0,019	(-0,19)	1,182	(1,09)	0,184

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para o período compreendido entre Dezembro de 1997 e Dezembro de 2011. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas estimados com dados das 156 semanas prévias. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

Tabela A5.12 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez/iliquidez por subperíodos (periodicidade semanal)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel A: TRNVR												
CAPM	-0,302*	0,130				0,034	-0,286***	0,146				0,115
	(-1,87)	(0,85)					(-2,92)	(1,39)				
FF	-0,203	0,037	0,013	0,126		0,107	-0,173*	0,062	0,044	0,207		0,290
	(-0,95)	(0,19)	(0,06)	(0,36)			(-1,9)	(0,59)	(0,33)	(1,40)		
CAPM+R. Liq.	-0,301*	0,133			-0,002	0,070	-0,283**	0,149			-0,003**	0,148
	(-1,82)	(0,84)			(-1,00)		(-2,78)	(1,34)			(-2,17)	
FF+R. Liq.	-0,204	0,042	0,009	0,110	-0,001	0,125	-0,172*	0,069	0,041	0,191	0,000	0,313
	(-0,93)	(0,21)	(0,04)	(0,31)	(-0,31)		(-1,80)	(0,63)	(0,30)	(1,26)	(-0,24)	
Painel B: TRNVR13												
CAPM	-0,294*	0,130				-0,006	-0,276**	0,148				0,040
	(-1,76)	(0,78)					(-2,69)	(1,36)				
FF	-0,187	0,017	0,029	0,199		-0,039	-0,171	0,033	0,059	0,244		0,042
	(-1,21)	(0,11)	(0,13)	(0,76)			(-1,69)	(0,29)	(0,44)	(1,66)		
CAPM+R. Liq.	-0,283*	0,121			0,002	0,039	-0,267**	0,136			0,003***	0,032
	(-1,83)	(0,81)			(0,62)		(-2,60)	(1,24)			(3,41)	
FF+R. Liq.	-0,205	0,038	0,013	0,208	0,003	-0,005	-0,189*	0,054	0,049	0,260*	0,004***	0,041
	(-1,32)	(0,25)	(0,06)	(0,73)	(0,93)		(-1,89)	(0,48)	(0,34)	(1,73)	(4,02)	

Tabela A5.12 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez/iliquidez por subperíodos (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel C: TRNVR52												
CAPM	-0,271	0,104				0,007	-0,254**	0,125				0,030
	(-1,63)	(0,60)					(-2,50)	(1,15)				
FF	-0,224	0,060	0,044	0,158		-0,002	-0,197*	0,085	0,064	0,226		0,061
	(-1,11)	(0,31)	(0,25)	(0,49)			(-2,02)	(0,77)	(0,46)	(1,49)		
CAPM+R. Liq.	-0,256	0,087			0,001	0,010	-0,239**	0,105			0,002**	0,047
	(-1,58)	(0,53)			(0,46)		(-2,45)	(0,99)			(2,63)	
FF+R. Liq.	-0,211	0,050	0,024	0,155	-0,001	0,017	-0,178*	0,080	0,045	0,224	-0,001	0,074
	(-0,95)	(0,24)	(0,14)	(0,48)	(-0,41)		(-1,75)	(0,72)	(0,32)	(1,43)	(-0,98)	
Painel D: VOL												
CAPM	-0,258	0,091				0,038	-0,242**	0,109				0,028
	(-1,62)	(0,55)					(-2,26)	(0,96)				
FF	-0,216	0,045	0,002	0,212		-0,009	-0,200*	0,060	0,024	0,264*		0,049
	(-1,37)	(0,31)	(0,01)	(0,75)			(-1,95)	(0,52)	(0,18)	(1,77)		
CAPM+R. Liq.	-0,226	0,064			4,53E+10***	0,038	-0,210*	0,083			1,85E+18***	0,020
	(-1,43)	(0,39)			(6,92E+05)		(-1,81)	(0,68)			(8,31E+12)	
FF+R. Liq.	-0,202	0,036	-0,072	0,262	3,65E+10***	0,004	-0,186	0,052	-0,049	0,313*	1,20E+18***	0,038
	(-1,28)	(0,24)	(-0,39)	(0,94)	(4,66E+05)		(-1,73)	(0,44)	(-0,35)	(2,05)	(6,06E+12)	

Tabela A5.12 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez/iliquidez por subperíodos (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel E: LVOL												
CAPM	-0,296*	0,128				0,066	-0,278**	0,147				0,054
	(-1,77)	(0,76)					(-2,64)	(1,31)				
FF	-0,229	0,061	-0,001	0,187		0,093	-0,205*	0,082	0,024	0,248		0,095
	(-1,20)	(0,34)	(-0,01)	(0,61)			(-2,08)	(0,73)	(0,17)	(1,64)		
CAPM+R. Liq.	-0,232	0,063			-0,068	0,095	-0,219*	0,076			-0,060	0,060
	(-1,59)	(0,46)			(-0,62)		(-1,95)	(0,61)			(-0,63)	
FF+R. Liq.	-0,228	0,070	-0,036	0,215	-0,079	0,119	-0,202*	0,093	-0,010	0,268	-0,068	0,090
	(-1,15)	(0,38)	(-0,18)	(0,75)	(-0,62)		(-1,78)	(0,75)	(-0,07)	(1,73)	(-0,82)	
Painel F: LVOL13												
CAPM	-0,323*	0,154				0,078	-0,303***	0,175				0,050
	(-1,83)	(0,87)					(-2,96)	(1,61)				
FF	-0,256	0,088	0,037	0,188		0,080	-0,228**	0,112	0,062	0,253		0,069
	(-1,24)	(0,46)	(0,19)	(0,60)			(-2,40)	(1,02)	(0,45)	(1,68)		
CAPM+R. Liq.	-0,328*	0,153			-0,004	0,081	-0,309***	0,173			0,003	0,062
	(-1,93)	(0,88)			(-0,04)		(-3,33)	(1,65)			(0,03)	
FF+R. Liq.	-0,247	0,081	-0,034	0,255	-0,032	0,077	-0,221**	0,105	-0,007	0,321*	-0,022	0,092
	(-1,24)	(0,42)	(-0,17)	(0,80)	(-0,27)		(-2,24)	(0,91)	(-0,05)	(2,06)	(-0,23)	

Tabela A5.12 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez/iliquidez por subperíodos (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel G: LVOL52												
CAPM	-0,296	0,128				0,033	-0,275**	0,150				0,057
	(-1,66)	(0,72)					(-2,63)	(1,34)				
FF	-0,212	0,041	0,039	0,169		0,097	-0,191*	0,061	0,066	0,238		0,114
	(-1,18)	(0,24)	(0,19)	(0,52)			(-1,91)	(0,54)	(0,48)	(1,58)		
CAPM+R. Liq.	-0,279*	0,103			-0,056	0,083	-0,264**	0,119			-0,048	0,079
	(-1,78)	(0,67)			(-0,52)		(-2,86)	(1,10)			(-0,56)	
FF+R. Liq.	-0,267	0,104	-0,009	0,227	-0,098	0,153	-0,239**	0,130	0,021	0,299*	-0,083	0,145
	(-1,29)	(0,52)	(-0,04)	(0,69)	(-0,65)		(-2,26)	(1,10)	(0,14)	(1,85)	(-1,19)	
Painel H: ROLL												
CAPM	-0,262	0,096				0,026	-0,246**	0,114				0,042
	(-1,64)	(0,58)					(-2,25)	(0,98)				
FF	-0,227	0,053	0,040	0,205		-0,017	-0,211**	0,069	0,066	0,262		0,058
	(-1,44)	(0,36)	(0,21)	(0,69)			(-2,11)	(0,60)	(0,46)	(1,68)		
CAPM+R. Iliq.	-0,271*	0,103			0,003	0,025	-0,256**	0,121			0,004	0,053
	(-1,78)	(0,64)			(0,58)		(-2,44)	(1,03)			(0,97)	
FF+R. Iliq.	-0,218	0,044	0,051	0,195	0,002	-0,022	-0,204*	0,058	0,081	0,257	0,003	0,070
	(-1,45)	(0,31)	(0,24)	(0,63)	(0,38)		(-1,94)	(0,49)	(0,55)	(1,64)	(0,74)	

Tabela A5.12 – Prémios de risco dos modelos tradicionais com liquidez/iliquidez por subperíodos (periodicidade semanal) (cont.)

	Subperíodo 1: Janeiro de 1988-Novembro de 1997						Subperíodo 2: Dezembro de 1997-Dezembro de 2011					
Modelo	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**	γ_0	β_M	β_{SMB}	β_{HML}	β_L	**R^2 ajust.**
Painel I: ZR												
CAPM	-0,292*	0,127				0,100	-0,274**	0,146				0,077
	(-1,77)	(0,74)					(-2,50)	(1,26)				
FF	-0,210	0,047	0,046	0,157		0,094	-0,180*	0,076	0,069	0,234		0,119
	(-0,98)	(0,23)	(0,25)	(0,46)			(-1,83)	(0,67)	(0,49)	(1,52)		
CAPM+R. Iliq.	-0,301*	0,130			0,004	0,078	-0,287**	0,146			0,005	0,086
	(-2,03)	(0,86)			(0,32)		(-2,64)	(1,26)			(0,53)	
FF+R. Iliq.	-0,215	0,050	0,036	0,162	0,002	0,076	-0,186*	0,077	0,063	0,238	0,003	0,121
	(-1,02)	(0,25)	(0,18)	(0,47)	(0,28)		(-1,87)	(0,69)	(0,43)	(1,49)	(0,42)	
Painel J: ILIQ												
CAPM	-0,233	0,064				0,023	-0,218*	0,080				0,023
	(-1,54)	(0,40)					(-2,03)	(0,70)				
FF	-0,185	0,016	-0,055	0,249		0,034	-0,165	0,034	-0,031	0,307*		0,043
	(-1,07)	(0,10)	(-0,29)	(0,83)			(-1,63)	(0,3)	(-0,22)	(1,95)		
CAPM+R. Iliq.	-0,183	0,014			2,249	0,026	-0,166	0,034			4,055***	0,052
	(-1,13)	(0,08)			(1,35)		(-1,60)	(0,29)			(3,63)	
FF+R. Iliq.	-0,146	-0,023	-0,072	0,286	2,170	0,009	-0,128	-0,006	-0,049	0,345**	6,019***	0,071
	(-0,89)	(-0,15)	(-0,39)	(0,96)	(0,89)		(-1,19)	(-0,05)	(-0,34)	(2,15)	(5,44)	

*Prémios de risco obtidos como a média semanal dos coeficientes das regressões de secção cruzada, de acordo com a metodologia de Fama e Macbeth (1973), para cada subperíodo. Entre parêntesis indica-se a estatística t. Na última coluna indica-se o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajust.) obtido como a média semanal dos R^2 ajustados das regressões de secção cruzada. *, ** e *** indicam significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1%, respectivamente.*

A variável dependente é a rendibilidade semanal de 20 carteiras: 5 carteiras formadas por ordem crescente do tamanho, 5 carteiras formadas por ordem crescente do rácio B/M, 5 carteiras formadas por ordem crescente do beta e 5 carteiras formadas por ordem (de)crescente da medida de (i)liquidez k. As variáveis explicativas são os betas de diferentes factores estimados com dados das 156 semanas prévias. Os factores de risco considerados são a rendibilidade do mercado em excesso da taxa de juro sem risco, os factores SMB e HML de Fama e French (1993, 1996) e a liquidez/iliquidez agregada do mercado, determinada como a média equiponderada da medida de liquidez/iliquidez k.