



• U • C •

FEUC FACULDADE DE ECONOMIA
UNIVERSIDADE DE COIMBRA

André Tiago Carvalho Paiva

A relação entre a iliquidez e a taxa de rentabilidade das ações cotadas no PSI Geral

Trabalho de Projeto do Mestrado em Economia, especialidade em Economia Financeira apresentado à Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra para a obtenção do grau de Mestre.

Orientado por: Professor Doutor Nuno Silva

Julho de 2016

Agradecimentos

Agradeço primeiramente ao professor Doutor Nuno Silva que me orientou neste trabalho de projeto, agradeço a sua ajuda, disponibilidade e compreensão ao longo deste semestre. Um outro agradecimento vai para a professora Doutora Adelaide Duarte por me ter alargado o prazo da entrega da versão provisória deste trabalho quando eu estava já bastante atrasado.

O agradecimento especial, a quem dedico este trabalho e o significado que lhe está inerente pelo fim desta longa etapa académica que aqui termina, vai para os meus pais Paula e Quim que sempre me apoiaram e fizeram todos os esforços possíveis para que eu pudesse chegar onde cheguei e ser quem sou. Agradeço ainda à Marta, por ter aparecido e por me ter acompanhado nesta viagem. Aos avôs António e Joaquim que começaram este percurso comigo e não puderam ver-me terminá-lo. Não esquecendo também o agradecimento a toda a minha restante família e os amigos que desde sempre me acompanham. Nunca caminhei sozinho. A todos vós, o meu obrigado.

Resumo

Este estudo, baseado no artigo escrito por Yakov Amihud em 2002, “*Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects*” pretende analisar a relação entre a iliquidez e a taxa de rentabilidade das ações cotadas no *Portuguese Stock Index General* (PSI Geral) no período recente de 1997 a 2015. Será estudada a verificação, ou não, da hipótese da existência de um prémio de risco de iliquidez nas ações cotadas na praça financeira portuguesa através do estudo da relação entre a taxa de rentabilidade, a iliquidez e um conjunto de variáveis de controlo. A medida de iliquidez aqui usada é dada pela média do rácio entre a rentabilidade diária absoluta e o seu volume de transações em euros, também conhecida como *Amihud Illiquidity Measure*.

Os resultados do modelo *cross-section* estimado com regressões mensais confirmam a existência de uma relação positiva e estatisticamente significativa entre a iliquidez e a rentabilidade das ações no período de 1997 a 2007. Isto comprova a existência de um prémio de risco de iliquidez nas ações durante esse período, embora o mesmo não se verifique para o período de 2008 a 2015. Sendo a existência de prémios de risco de iliquidez um fenómeno mais visível em mercados bolsistas periféricos e de pequena dimensão, é importante analisar os níveis de iliquidez no mercado bolsista português.

Palavras-chave: Iliquidez e o preço das ações, prémio de risco de iliquidez, medida de iliquidez de Amihud.

Classificação JEL: G12

Abstract:

This paper, based upon the article “*Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects*” (Amihud, 2002), is intended to demonstrate and to analyse in what way the illiquidity affects the *Portuguese Stock Index General - PSI Geral' s* - stocks during a recent period of time, from 1997 to 2015. It will be tested the hypothesis of existing an illiquidity risk premium in the Portuguese stock market's shares through the analysis of the relationship between stock return, illiquidity and a set of control variables. The illiquidity measure used is given by the average across stocks of the daily ratio of absolute stock return to euro volume, also known as *Amihud Illiquidity Measure*.

The results of the *cross-section* model, with monthly regressors confirm the existence of a positive and statistically significant relationship between illiquidity and stock returns in the period from 1997 to 2007. This fact proves the existence of an illiquidity risk premium during that period of time, although the same does not apply for the period from 2008 to 2015. Being the existence of an illiquidity risk premium a more meaningful phenomenon in the peripheral stock markets and small size stock markets, it is important to analyze the illiquidity in the Portuguese stock market.

Key-words: Illiquidity and stock returns, illiquidity risk premium, Amihud illiquidity measure.

JEL classification: G12

Índice de tabelas, abreviaturas e apêndices

Lista de Tabelas

Tabela 1. Estatísticas descritivas das variáveis	9
Tabela 2. Valores médios dos coeficientes estimados das variáveis através da regressão <i>cross-section</i> com dados mensais da variável dependente	18

Lista de abreviaturas:

PSI 20: *Portuguese Stock Index 20*

PSI General: *Portuguese Stock Index Geral*

NASDAQ: *National Association of Securities Dealers Automated Quotations*

NYSE: *New York Stock Exchange*

OLS: *Ordinary Least Squares*

Índice

1.Introdução	1
2.Revisão da literatura	3
3.Relação <i>cross-section</i> entre iliquidez e a rentabilidade das ações	7
3.1. Apresentação dos dados	7
3.2. Medidas da iliquidez	9
3.3. Metodologia empírica	13
3.4. Resultados estimados no modelo <i>cross-section</i>	17
4.Conclusões	21
5.Referências bibliográficas	22
Apêndices	24

1.Introdução

O objeto deste estudo incidirá sobre a análise da relação entre a iliquidez e a taxa de rentabilidade das empresas pertencentes ao mercado português cotadas no *PSI* Geral no período recente, mais concretamente de 1997 a 2015. A liquidez é a capacidade de transformar um ativo em moeda rapidamente e com baixos custos de transação. Já a iliquidez é a situação oposta, representa alguma dificuldade em transformar os ativos em moeda. Assim, os investidores necessitam de um prémio de risco para aceitarem deter ações mais ilíquidas, uma vez que terão mais dificuldade em vendê-las em caso de necessidade (Amihud, 2002). Desta forma, sendo a iliquidez a variável central deste estudo, pretendo saber se se verifica a hipótese da existência de um prémio de risco de iliquidez no mercado acionista português.

Este tema assume especial relevância na história recente do mercado bolsista português devido à turbulência que atingiu os mercados financeiros com as consequentes flutuações na liquidez dos ativos. Será interessante estudar e verificar se, pelo facto de o índice *PSI* Geral e as empresas portuguesas serem de pequena e média dimensão comparativamente com as empresas americanas, a iliquidez e os prémios de risco associados às ações mais ilíquidas têm ou não maior impacto no preço e na rentabilidade das ações.

A medida de iliquidez usada por Amihud (2002) é dada pelo rácio entre o valor absoluto da taxa de rentabilidade diária e o volume de transações em valor. Assim, depreende-se que no caso de ativos ilíquidos, pequenos volumes de transação têm a capacidade de gerar grandes alterações de preços, pelo que esta medida assume um valor elevado.

Sabe-se que, em teoria, quanto mais pequena for uma empresa, mais sujeita a choques e adversidades está ela e maior é o impacto do volume de transação no preço das ações. Assim, será à partida expectável que muitas das empresas pertencentes ao índice *PSI* Geral tenham valores elevados de iliquidez, em que um volume de transações baixo poderá causar grandes variações no preço. É expectável que este estudo vá ao encontro da mesma linha teórica que os estudos anteriores, nomeadamente Amihud (2002). Há ainda que ter em conta a diferença entre a dimensão e a própria natureza dos mercados acionistas português e americano. Além disso, existe para o mercado bolsista português uma maior limitação quanto à quantidade de dados disponíveis para estudo.

Começarei assim por explicar o que pretendo com este estudo e o significado das variáveis que irei utilizar, bem como a importância que estas assumirão no meu estudo. De seguida, identificarei o problema em estudo e a sua base teórica, suportada por uma revisão da literatura. Numa segunda parte irei apresentar e descrever os dados recolhidos, a medida de iliquidez e os modelos econométricos utilizados. Nesta parte irei ainda apresentar a relação *cross-section* entre iliquidez e a rentabilidade das ações. Na terceira parte irei apresentar os resultados empíricos e formular conclusões de acordo com os resultados obtidos na análise dos dados, verificando se os meus resultados são consistentes com os estudos anteriores e se estão em conformidade com a teoria económica.

Espero, após este estudo, poder recomendar aos investidores uma especial atenção aos níveis de iliquidez das ações, ao volume transacionado das mesmas e a relacioná-lo com a rentabilidade dessa ação, tendo em conta a dimensão da empresa em que estão a investir. Pretendo demonstrar de que forma é que essa relação é importante para a análise das ações de empresas cotadas no PSI Geral.

2.Revisão da literatura

A relação entre a iliquidez e a taxa de rentabilidade já foi diversas vezes estudada para mercados de grandes dimensões e elevados níveis de liquidez. No entanto, são poucos ou praticamente inexistentes os estudos que incidem em mercados periféricos de menor dimensão e menos líquidos. Desta forma, este estudo é um novo contributo para a literatura financeira portuguesa, tratando-se de uma temática sem precedentes no mercado acionista português. A principal questão em discussão é saber se o prémio de risco de iliquidez é economicamente significativo como é referido em Amihud (1986), ou se é um efeito secundário que não pode ser empiricamente detetado, como afirma Vayanos (1998).

O *illiquidity return factor*, dado pelo prémio de rentabilidade das ações ilíquidas comparado com a liquidez dessas ações, mostra que o prémio de risco de iliquidez é positivo e significativo para o período entre 1950 e 2012 (Amihud *et al.*, 2015). A taxa de rentabilidade e o preço das ações estão inversamente relacionados. Assim, o prémio de risco de iliquidez leva a um aumento da taxa de rentabilidade esperada das ações (Amihud, 2002), o preço das ações irá descer e isso repercute-se no valor de mercado da empresa. Ou seja, os efeitos da iliquidez afetam mais fortemente as pequenas empresas cotadas (*Idem*). Além disso, a iliquidez reflete o impacto do fluxo de ordens de transação no preço da ação – o desconto que o vendedor concede ou o prémio que o comprador paga quando executa a sua ordem no mercado – que resulta em custos de seleção adversa e custos de inventário (Amihud e Mendelson, 1980). A seleção adversa é um fenómeno de informação assimétrica em que um dos intervenientes num acordo ou transação económica não detém os meios de informação qualitativa e quantitativa acerca do produto ou serviço que pretende transacionar. A tomada de decisões financeiras com informação assimétrica acarreta custos. O fenómeno de seleção adversa também surge devido ao facto de não existir de uma única medida capaz de captar todos os aspetos da iliquidez, levando a que os preços das ações se possam desviar do seu preço com informação completa.

A pesquisa de Amihud (1986) mostra que o risco de iliquidez tem um preço, ou seja, quanto maior for a exposição das ações a choques de iliquidez maior será a rentabilidade esperada das ações. Os investidores requerem uma maior rentabilidade esperada nas ações que têm maior sensibilidade à iliquidez agregada (Pastor e Stambaugh, 2001), de modo a que estas ações sejam atrativas. Durante os períodos económicos e financeiros mais instáveis

o valor do prêmio de risco de iliquidez tem tendência a aumentar, uma vez que os investidores nessa situação se tornam cada vez mais avessos ao risco (Vayanos *et al.*, 2004).

Apesar de até à década de 1980 se considerar que a principal causa da iliquidez nos mercados financeiros era a seleção adversa (Brennan e Subrahmanyam, 1996), o desenvolvimento constante dos mercados financeiros desde aí levou a que essa ideia deixasse de ser aceite e começassem a ser realizados estudos que envolviam um maior grau de complexidade tendo em conta as características individuais do mercado financeiro em questão. Tanto a integração à escala global do mercado financeiro como o grau de abertura de uma economia são fatores preponderantes nos níveis de iliquidez de determinado mercado acionista. De acordo com Amihud e Mendelson (1986), o prêmio de iliquidez foi significativo e robusto até meados de 1980 e tem-se tornado cada vez menos significativo desde aí.

Amihud (2002) estimou uma regressão *cross-section* mensal da taxa de rentabilidade na qual utiliza como variáveis explicativas a medida de iliquidez já anteriormente descrita e um conjunto de variáveis de controlo. Nesse estudo o autor analisou os efeitos da iliquidez na rentabilidade das empresas cotadas no índice americano NYSE e uma das conclusões desse estudo é que o fenómeno da iliquidez tem influência na rentabilidade esperada. O sinal da média dos coeficientes associados à variável iliquidez no estudo *cross-section* é positivo, realçando assim a influência positiva que a iliquidez tem na rentabilidade das ações. Ao anteciparem maiores níveis de iliquidez no mercado, os investidores criam expectativas de maior rentabilidade e isso sugere que o excesso de rentabilidade das ações, tradicionalmente interpretado como um prêmio de risco, inclui um prêmio pela iliquidez (Amihud, 2002). Daqui se conclui que as características do mercado têm influência nos níveis de iliquidez. De acordo com Amihud (2002), a maior sensibilidade das pequenas empresas cotadas à iliquidez significa que elas estão sujeitas a um maior risco de iliquidez, que resultará num prêmio de risco de iliquidez mais elevado. Os níveis esperados de iliquidez são maiores nas ações das pequenas empresas cotadas (Amihud, 2002), por isso a dimensão da empresa e também do mercado em que esta se insere tem uma enorme importância na iliquidez a que a empresa está exposta.

A medida de iliquidez usada por Amihud (2002) no seu estudo é calculada através de dados diários da rentabilidade e do volume de transação, que está disponível para grandes períodos de tempo na maior parte dos mercados, fazendo assim com que se crie uma forma

de medir a iliquidez que seja capaz de abranger longos períodos de tempo e muitos mercados, possibilitando assim uma maior amplitude da medida de iliquidez e dos estudos realizados sobre esta temática.

Não existe consenso na comunidade académica sobre qual é a melhor das formas de medir a iliquidez, embora a *illiquidity Amihud measure* proposta pelo autor homónimo seja muitas vezes citada e tomada como a mais indicada para o seu estudo. Estas medidas de iliquidez podem ser considerados *proxies* empíricos que medem alguns aspetos da iliquidez, uma vez que não existe uma medida que consiga captar todos os seus aspetos, (Amihud, 2002).

Amihud e Mendelson (1986) afirmaram que o volume de transações está negativamente relacionado com os custos de iliquidez. Assim, as empresas cotadas em mercados de menor dimensão e com menores volumes de transações terão maiores custos de iliquidez. A natureza estocástica da iliquidez sugere que o risco de iliquidez é importante de ter em conta (Korajczyk, 2016), mais ainda se o mercado em estudo for periférico ou menos relevante no panorama financeiro global. A rentabilidade esperada das ações está negativamente correlacionada com a dimensão da empresa no mercado (Fama e French, 1992). Há outras medidas da iliquidez que usam os dados do volume de transação. Estas diferentes medidas da iliquidez, tal como a medida apresentada neste estudo, podem ser tomadas como *proxies* empíricos que medem diferentes aspetos da iliquidez, de acordo com o estudo de Amihud (2002).

Zervos (1998) demonstrou a existência de uma correlação positiva entre a liquidez do mercado acionista e as taxas de crescimento económico corrente e esperadas. Assim, os períodos de maior iliquidez coincidem com os períodos de recessões económicas. Além disso, Andrikopoulos *et al.* (2014) chamaram atenção para o facto de que os choques de iliquidez estão significativamente correlacionados entre os mercados bolsistas internacionais, uma vez que a atividade bolsista dos principais mercados está fortemente ligada.

Uma das principais teorias defendidas atualmente é que a iliquidez afeta mais fortemente a pequena empresa do que as grandes empresas (Amihud, 2002) e por isso a dimensão da empresa tem influência nos níveis de iliquidez da mesma. Assim, as ações mais ilíquidas são mais suscetíveis de sofrer alterações nos seus preços causadas por pequenos volumes de transação (Amihud, 2002), o que revela um maior nível de exposição ao risco.

A hipótese de que a rentabilidade esperada das ações está negativamente relacionada com a dimensão das empresas (Banz, 1981; Reinganum, 1981; Fama e French, 1992) é consistente com Amihud e Mendelson (1986). Estes autores propuseram em 1986 um modelo do comportamento do investidor onde preveem que a rentabilidade esperada das ações é uma função crescente do custo de iliquidez das ações. Assim, quanto maior for a iliquidez esperada, maior será também a rentabilidade esperada pelos investidores. Também Brennan e Subrahmanyam (1996) encontraram uma relação significativa entre a taxa de rentabilidade esperada e a sua medida ajustada dos fatores de risco de Fama e French (1992).

Apesar de Ben-rephael *et al.* (2015) considerarem que o prémio de risco de iliquidez se tornou menos significativo nas maiores economias desde 1980, dada a abertura e a integração global dos principais mercados acionistas e a enorme liquidez que possuem, ainda há ações de empresas que têm incluídas na sua cotação essa componente, nomeadamente as empresas de menor dimensão e sobretudo empresas de mercados acionistas periféricos. Amihud e Mendelson (1986) consideram que o prémio de risco de iliquidez é proporcional ao valor presente dos custos de transação multiplicados por uma variável exógena do volume de transações. Já Vayanos (1998) considera que os investidores diminuem o volume de transações efetuadas em face a aumentos dos custos de transação.

Atualmente, considera-se que o prémio de risco de iliquidez apenas tem significado considerável nas economias periféricas, pois um estudo feito por Ben-rephael *et al.* (2015) comprovou que o prémio de risco de iliquidez das empresas do índice *NASDAQ* estava concentrado nas pequenas empresas. Essas empresas perfaziam apenas 0,5% do valor de mercado total do índice. Não se encontrou significância estatística do prémio de risco de iliquidez para as restantes 99,5% (Ben-rephael *et al.*, 2015), o que comprova a teoria de que a iliquidez afeta mais as empresas de menor dimensão e o prémio de iliquidez só é economicamente significativo nos mercados acionistas periféricos. Um mercado de capitais integrado e globalizado, onde a abertura do mercado é maior, terá acesso a maiores fluxos de capitais, o que aumenta os níveis de liquidez (Amihud *et al.*, 2015) e os efeitos da iliquidez tornam-se insignificantes.

3. Relação *cross-section* entre iliquidez e a rentabilidade das ações

3.1. Apresentação dos dados

Os dados utilizados neste estudo foram retirados da base de dados *Datastream* e a análise econométrica foi feita através do programa econométrico *Gretl*. Dessa base de dados foram retirados os dados correspondentes ao preço¹ das ações cotadas no índice PSI Geral, ao seu valor de mercado, ao seu volume de transação diário em euros (*turnover by value*) e ao seu *dividend yield* no mesmo período temporal. Foram ainda obtidos os dados históricos do PSI 20 referentes ao seu *price index*. O período da amostra está compreendido entre 1996 e 2016, com periodicidade diária.

Através do preço das ações calculei a sua taxa de rentabilidade diária utilizando o logaritmo da divisão entre o preço de uma ação no dia d e o seu preço no dia $d - 1$. Utilizei o mesmo método para calcular a taxa de rentabilidade diária do índice PSI 20. O valor de mercado das empresas cotadas corresponde à variável *SIZE*, uma vez que dão a dimensão de mercado das empresas. A variável *SIZE* pode ser considerada uma *proxy* da iliquidez. A dimensão das empresas cotadas medida através do seu valor de mercado está relacionada com a sua liquidez, uma vez que as empresas de menor dimensão têm maior dificuldade em diminuir ou controlar os efeitos dos choques e outras adversidades quando comparadas com as empresas de maior dimensão. Assim, um mesmo choque ou adversidade tem maior impacto no preço da ação correspondente a empresas de menor dimensão.

Amihud (2002) utilizou no seu estudo apenas dados que respeitassem alguns critérios por si estabelecidos, criando assim requisitos para os dados poderem fazer parte da sua amostra. Com isto, o autor pretendia eliminar do seu estudo as ações para as quais tinha dados insuficientes ou que seriam pouco significativos para a amostra do seu estudo. Também aqui farei uso desses mesmos critérios. No entanto, ao contrário de Amihud que utilizou quatro critérios de exclusão, neste estudo são utilizados apenas dois desses critérios. São eles os seguintes:

- i) A ação tem dados para a sua rentabilidade e para o seu volume de transações, em valor para mais de duzentos dias durante o ano $y - 1$. Isto faz com que os parâmetros estimados sejam de maior confiança;

¹ Os dados correspondentes ao preço das ações referem-se à última cotação da ação no respetivo dia.

- ii) Também a ação deve estar cotada no final do ano $y - 1$, excluindo assim em determinado ano as ações que começaram a estar cotadas já no decorrer do ano ou cujos dados apenas existem já no decorrer do ano.

O critério (ii) levou-me a excluir logo à partida os dados referentes aos anos de 1996 e 2016, ficando assim o período da amostra de 1997 a 2015. A explicação para seleccionar neste estudo apenas dois dos quatro critérios de exclusão utilizados por Amihud deve-se ao facto de os restantes dois critérios serem desajustados à realidade do mercado acionista português. Um dos critérios excluía todas as ações cujo preço fosse inferior a 5\$ no final do ano $y - 1$. O autor refere que a rentabilidade das ações de baixo preço são mais fortemente afectadas pela variação mais pequena possível de ocorrer na cotação, o *tick* mínimo. Se utilizasse esse critério de exclusão, acabaria por excluir grande parte das ações e ficaria quase sem dados para realizar este estudo. O outro critério de exclusão que aqui não apliquei estava associado ao facto de o autor referido ter decidido excluir os “*outliers*”, as ações cujo valor $ILLIQ_{iy}$ no ano $y - 1$ assumiam-se como o 1% mais elevado ou o mais baixo após respeitar os critérios de exclusão anteriores, excluindo assim as caudas da distribuição. Como o número de ações que respeitavam o critério (i) e (ii) acima mencionados era baixo, comparativamente com o número de ações no estudo de Amihud, optei por não utilizar este critério de exclusão, pois estaria uma vez mais a excluir dados de uma quantidade já escassa.

Assim, após a exclusão das ações que não respeitavam os critérios (i) e (ii), fiquei com cerca de 51 ações (Apêndice I) que, para o período em estudo, correspondiam a um total de 595 observações.

Em baixo apresento as estatísticas descritivas das variáveis em estudo.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis.

A medida da iliquidez $ILLIQ_{iy}$ é a média do rácio diário entre a rentabilidade absoluta e o volume de transações em milhões de euros da ação i no ano y . $SIZE_{iy}$ é o valor da capitalização de mercado das ações no final de cada ano. $DIVYLD_{iy}$, o *dividend yield*, é a soma anual dos dividendos divididos pelo preço da ação no fim do ano ou, por palavras mais simples, é o rendimento anual do dividendo. Para o cálculo da respetiva média foi utilizado apenas o último valor disponível de cada ano, tal como sugerido em Amihud (2002). $SDRET_{iy}$ é o desvio-padrão da rentabilidade diária das ações. As ações admitidas em cada ano y são apenas as ações para as quais há dados do preço e do volume em valor de mais de 200 dias, de acordo com os critérios de exclusão de variáveis definido mais em baixo.

Cada variável é calculada para cada ação em cada ano em que esta é admitida. A média, desvio-padrão e a assimetria são calculadas através das ações em cada ano. A tabela apresenta a média para um período de 19 anos dos valores médios anuais, os desvios-padrão, a assimetria e a mediana dos valores médios anuais, bem como os valores anuais médios máximo e mínimo.

Os dados incluem ações do PSI Geral no período de 1997 a 2015.

Variável	Média das médias anuais	Média dos desvios-padrão anuais	Mediana das médias anuais	Média da assimetria anual	Média anual mínima	Média anual máxima
ILLIQ ²	0.387	0.308	0.295	1.424	0.003	1.135
SIZE (milhões €)	1586.024	311.858	1631.341	0,893	1195.656	2361.026
DIVYLD (%)	2.619	1.044	2.279	1.128	1.422	5.285
SDRET (%)	2.37	0.544	2.478	-0,248	1.476	3.229

A tabela 1 apresenta as estatísticas estimadas das variáveis *ILLIQ* e *SIZE*. Em cada ano, a média anual, o desvio-padrão e a assimetria são calculados para as ações que estão dentro dos critérios de exclusão (i) e (ii) e essas estatísticas são obtidas através das médias anuais dos 19 anos em estudo. A correlação entre as variáveis é calculada para cada ano e os seus coeficientes de correlação correspondem a médias anuais ao longo dos anos.

Sendo a iliquidez a principal variável em estudo, pode-se desta tabela verificar que a sua média das médias anuais é um valor relativamente baixo e com valor médio dos desvios-padrão anuais próximos da média das médias. O valor correspondente à média da assimetria anual da iliquidez é positivo. A dimensão média das empresas que fazem parte deste estudo, dada pelo seu valor de mercado, é de 1586,024 milhões de euros, atingindo o seu valor máximo nos 2361,026 milhões de euros.

3.2. Medidas da iliquidez

A iliquidez é um conceito algo vago, elusivo. Não é observado diretamente e é composto por várias características que não são facilmente captadas e descritas numa única

² Coeficientes desta variável multiplicados por 10²

medida.³ A medida da iliquidez usada em Amihud (2002) e também aqui utilizada é definida pelo rácio entre o valor absoluto da taxa de rentabilidade diária e o volume de transação em milhões de euros nesse dia. $|R_{iyd}|/VOLD_{iyd}$. R_{iyd} é a rentabilidade da acção i , no dia d do ano y e $VOLD_{iyd}$ é o respetivo volume diário em milhões de euros. Este rácio dá-nos a percentagem absoluta da mudança de preço por cada milhão de euros transacionado, ou o impacto diário da ordem de transação no preço.

Esta medida da iliquidez pode ser facilmente obtida através de dados que estão nas bases de dados financeiras, uma vez que as variáveis necessárias são apenas o preço das ações, que possibilita o cálculo da rentabilidade das mesmas, e o volume de transações em euros. Devido à facilidade em conseguir estes dados, esta medida da iliquidez é considerada a mais simples e mais comumente aceite por possibilitar a realização de estudos para grande parte dos mercados financeiros por longos períodos de tempo. Trata-se assim de uma medida que, devido à grande cobertura dos dados necessários para o seu cálculo, permite a realização de estudos comparativos entre mercados financeiros, mesmo de mercados financeiros periféricos e de pequena dimensão onde a disponibilidade dos dados financeiros pode ser limitada.

O estudo *cross-section* emprega, para cada ação i , a média anual da iliquidez dada por:

$$ILLIQ_{iy} = 1/D_{iy} \sum_{t=1}^{D_{iy}} \left(|R_{iyd}| / VOLD_{iyd} \right) \quad (1)$$

onde D_{iy} é o número de dias para os quais há dados disponíveis para a acção i no ano y .

O valor dos coeficientes correspondentes à variável *ILLIQ* é multiplicado por 10^2 , uma vez que se tratam de valores muito baixos⁴.

A iliquidez média do mercado em cada ano é calculada por:

³ Ver a discussão em Amihud e Mendelson (1991b)

⁴ Nota do autor: Amihud usa no seu estudo um fator de multiplicação de 10^6 , uma vez que os seus níveis de iliquidez são menores. Neste estudo, como os níveis de iliquidez mais elevados, tive que utilizar um fator de multiplicação inferior para os valores da variável *ILLIQ_{iy}* não serem demasiado grandes.

$$AILLIQ_y = 1/N_y \sum_{t=1}^{N_y} ILLIQ_{iy} \quad (2)$$

onde N_y é o número de ações no ano y . As ações que são usadas para calcular a iliquidez média são aquelas que satisfazem as condições (i) e (ii) acima mencionadas. Assim, a média ajustada da iliquidez é dada por:

$$ILLIQMA_{iy} = ILLIQ_{iy}/AILLIQ_y \quad (3)$$

Desta última expressão pode dizer-se que nas ações cuja média ajustada da iliquidez assume valores superiores a 1, ou seja, aquelas para as quais o valor da iliquidez é superior à média, pequenos volumes de transação têm capacidade para gerar grandes variações nos preços da mesma. São as ações cujo valor da sua média ajustada da iliquidez é superior a 1 que são mais suscetíveis de terem incluídas no seu preço um prémio de risco de iliquidez.

Para além da medida de iliquidez descrita, as regressões realizadas neste estudo incluem um conjunto de variáveis de controlo. Essas variáveis são o *BETA*, correspondente a uma medida do risco sistemático das ações, o *lnSIZE* dado pelo logaritmo da variável *SIZE*, que corresponde ao valor de mercado das empresas, a variável *SDRET* que corresponde ao desvio-padrão da rentabilidade diária e a variável *DIVYLD* que corresponde ao *dividend yield*.

Para obtenção do valor dos coeficientes de *BETA*, tem-se o seguinte modelo em que *BETA* é o coeficiente da variável explicativa RM_{dy} , que representa a taxa de rentabilidade diária de mercado no ano y . Os valores de *BETA*, calculados para o ano y , são obtidos fazendo uma regressão *OLS* das taxas de rentabilidade diárias sobre uma constante e a taxa de rentabilidade diária de mercado. O modelo pode assim ser apresentado da seguinte forma:

$$R_{idy} = a_{idy} + BETA_{idy} \cdot RM_{dy} + \varepsilon_{idy} \quad (4)$$

onde RM_{dy} é a rentabilidade diária do mercado no ano y e $BETA_{idy}$ é o coeficiente de que mede a sensibilidade do preço de uma ação i a variações do mercado no dia d do ano y , a_{idy}

é uma constante e ε_{idy} é o termo de erro. Foi usado o procedimento de Scholes e Williams (1977) para reduzir o enviesamento associado ao *non-synchronous trading*.

Embora a variável *BETA* não seja a variável principal deste estudo, ela assume alguma relevância, pelo que é necessário explicar o seu método de estimação. O coeficiente *beta* pode ser estimado fazendo uma regressão linear entre as rentabilidades históricas observadas da ação e a rentabilidade histórica do portefólio de mercado durante uma amostra correspondente a um intervalo de tempo considerado típico para refletir o relacionamento entre a ação e o portefólio de mercado. Se a amostra for pequena ou o intervalo de tempo for muito restrito, não se consegue verificar de forma clara a relação existente entre a ação e o portefólio de mercado. Neste estudo, considere o índice *PSI 20* como representativo do portefólio de mercado.

Existem no mercado bolsista português ações com um baixo número de transações. Comparativamente com outros mercados de maior dimensão, o mercado bolsista português tem um volume de transações menor. Assim, é necessário ter em conta este pormenor quando tentamos analisar estudos realizados para mercados bolsistas de dimensões diferentes, bem como a natureza das ações constituintes nesses mesmos mercados bolsistas. Quando uma ação é pouco negociada, ao serem estimados os *betas*, a covariância da rentabilidade dessa ação com a rentabilidade do índice de mercado será subestimado, fazendo com que o *beta* dessa ação também seja subestimado.

Ao contrário de Amihud, (2002) que estimou os *betas* de portefólios de ações porque tinha no seu estudo uma grande quantidade de ações, neste estudo, dado o número reduzido de ações realizei estimações individuais os *betas* de cada ação. No entanto, existem problemas na estimação dos *betas* que realizei. Este modelo, por ser simplista e apenas ter em conta a relação entre a rentabilidade das ações e do mercado onde estão inseridas fazia com que algumas ações tivessem valores demasiado elevados de *beta* e até mesmo valores *beta* negativos. Nas regressões do modelo (4) que realizei eram muito poucos os *betas* com significância estatística, pelo que existem problemas na estimação dos *betas* neste estudo.

O risco total da ação é dado por $SDRET_{iy}$, o desvio-padrão da rentabilidade diária da acção *i* no ano *y*, multiplicada por 10^2 , tal como em Amihud (2002). A correlação entre *ILLIQ* e *SDRET* é relativamente baixa mas positiva, cerca de 0,424 o que revela que risco e a iliquidez são positivamente relacionados.

Como esperado, $ILLIQ_{iy}$ é negativamente correlacionada com a dimensão das empresas: $Corr(ILLIQ_{iy}, lnSIZE_{iy}) = -0,468$, o que leva à verificação da hipótese proposta em Amihud (2002) de que a iliquidez e a dimensão das empresas está negativamente correlacionada e por isso que os efeitos da iliquidez verificam-se mais fortemente nas empresas de menor dimensão e os níveis de iliquidez assumem valores maiores nestas empresas.

A título de curiosidade, sem querer afastar-me demasiado do propósito deste estudo, verifiquei que os valores médios da iliquidez entre as ações correspondentes a empresas bancárias e as ações correspondentes a empresas não bancárias que fazem parte da lista de 51 ações estão de acordo com os critérios de exclusão (i) e (ii). Analisando os valores anuais da iliquidez para cada ação de modo a obter a iliquidez média de cada ação no período de tempo considerado em cada ação, obtive o valor de 0.443 para a iliquidez média das ações correspondentes a empresas bancárias e o valor de 6.434 para a iliquidez média das restantes ações, correspondentes a empresas não bancárias (valores multiplicados por 10^3). Assim, conclui-se que as 6 empresas pertencentes ao sector bancário que fazem parte desta lista têm valores de iliquidez 14.52 vezes inferiores comparativamente às restantes 45 empresas.

3.3. Metodologia empírica

O efeito da iliquidez na rentabilidade das ações é examinado para ações transacionadas no índice *Portuguese Stock Index* Geral, nos anos de 1997 a 2015, usando dados diários da base de dados *Datastream*. É estimado um modelo *cross-section* para cada mês $m = 1, 2, \dots, 12$ no ano $y, y = 1997, \dots, 2015$ (com um total de 228 meses), onde a rentabilidade mensal das ações é definida por uma função de um conjunto de características das ações:

$$R_{imy} = k_{0my} + \sum_{j=1}^J k_{jmy} X_{ji,y-1} + \varepsilon_{imy} \quad (5)$$

onde R_{imy} , é a rentabilidade da acção i no mês m do ano y com os preços devidamente ajustados⁵ de modo a evitar enviesamentos. Segundo Shumway e Warther (1999), $X_{ji,y-1}$ é

⁵ A base de dados *Datastream* tem em conta, para o fornecimento dos dados referentes ao preço ajustado das ações o pagamento de dividendos e os fenómenos de *stock splits* e *reverse stock splits*.

a característica j da ação i , estimada através dos dados do ano $y - 1$ e conhecida pelos investidores no início do ano y durante o qual eles fazem as suas decisões de investimento. As características j deste modelo são definidas pelas variáveis independentes apresentadas no modelo (6). Os coeficientes k_{jmy} medem o efeito de cada uma das características da ação na rentabilidade esperada e o ε_{imy} representa o resíduo. As regressões mensais do modelo (5) ao longo do período de 1997 a 2015 produzem cerca de 228 estimadores de cada coeficiente k_{jmy} , $j = 0, 1, 2, \dots, J$, $m = 1, \dots, 12$ e $y = 1997, \dots, 2015$.

O que pretendo testar é o efeito da iliquidez sobre a rentabilidade das ações, utilizando um conjunto de variáveis de controlo como variáveis independentes. De acordo com as variáveis explicativas principais e as restantes variáveis de controlo utilizadas neste estudo, a expressão (5) fica da seguinte forma:

$$\begin{aligned} R_{imy} = & k_{0my} + k_{1my} \cdot ILLIQMA_{i,y-1} + k_{2my} \cdot BETA_{i,y-1} \\ & + k_{3my} \cdot \ln(SIZE_{i,y-1}) + k_{4my} \cdot DIVYLD_{i,y-1} \\ & + k_{5my} \cdot SDRET_{i,y-1} + \varepsilon_{imy} \end{aligned} \quad (6)$$

onde estão identificadas a variável dependente R_{imy} que corresponde à rentabilidade média da ação i , no mês m do ano y . k_{0my} é a constante, também conhecida como β_0 , a variável $ILLIQMA_{i,y-1}$ corresponde à iliquidez da empresa i no ano $y - 1$ e as restantes variáveis são variáveis de controlo. A variável $BETA$ como medida do risco mede a sensibilidade da variação do preço da ação à variação do mercado da qual faz parte. O modelo (6) inclui ainda o *dividend yield* para a ação i no ano y , $DIVYLD_{iy}$, calculado pela soma dos dividendos durante o ano y , dividido pelo preço no final do ano, o *end-of-year price*. O $DIVYLD$ deverá ter um efeito positivo na rentabilidade das ações se os investidores desejarem ser compensados por uma elevada taxa de imposto dos dividendos comparada com a taxa dos seus ganhos de capital (Amihud, 2002). No entanto, a variável $DIVYLD$ ⁶ poderá ter um efeito negativo na rentabilidade das ações se for negativamente correlacionada com algum fator de risco não observado, isto é, as ações com maiores dividendos têm níveis de risco menores (Amihud, 2002). Este modelo inclui também a variável $SDRET$, correspondente ao desvio-

⁶ Nota de Amihud (2002). Um valor maior do *dividend yield* pode ser interpretado pelos investidores como proporcionador de maior liquidez (ignorando as consequências dos impostos).

padrão da rentabilidade das ações e ainda a variável *SIZE*, correspondente à dimensão da empresa, à sua capitalização bolsista. Tal como discutido em cima, *SIZE* pode ser uma *proxy* que mede algumas das características da iliquidez e por isso é utilizada neste modelo. A utilização da variável *SDRET* neste modelo deve-se ao facto de Amihud (2002) considerar que as ações com maior volatilidade, dadas por valores mais elevados do seu desvio-padrão, devem ter uma rentabilidade esperada mais baixa. Portanto, trata-se de uma variável que poderá também explicar algumas características não observáveis da iliquidez.

No modelo *cross-section* (6), através de uma estimação *OLS* é realizada a regressão da rentabilidade das ações em cada mês de cada ano, tendo em conta as características das ações que são estimadas através dos dados referentes ao ano anterior (segundo o método utilizado por Amihud (2002)). O modelo é estimado para 228 meses (19 anos), gerando assim 228 valores de coeficientes k_{jmy} , $m = 1, 2, \dots, 12$, e $y = 1997, \dots, 2015$.

A média ajustada e o desvio-padrão dos 228 coeficientes estimados k_{ji} são calculados para cada característica j da ação, ou seja para cada variável, seguida de um *t-test*. Assim, de acordo com Campbell *et al.* (1997) o *rácio-t* é obtido através dos seguintes passos:

A média dos coeficientes da regressão *cross-section* em que T é o número total de meses (228), é dada por:

$$\bar{k}_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T k_{jt} \quad (7)$$

em que k_{jt} é o valor do coeficiente referente à característica j no período t e \bar{k}_j é a média do valor do coeficientes referente à mesma característica j em todo o período da amostra.

A respetiva variância da média é dada por:

$$\sigma_j^2 = \frac{1}{T(T-1)} \sum_{t=1}^T (k_{jt} - \bar{k}_j)^2 \quad (8)$$

onde σ_j^2 representa a variância amostral da característica j , que é obtida através do somatório do quadrado da diferença entre o valor de cada um dos coeficientes da característica j e a sua respetiva média amostral, divididos por $T(T - 1)$, em que $T = 228$.

Assim, o *rácio-t* pode ser apresentado pela divisão do modelo (7) pelo modelo (8), representado da seguinte forma:

$$\omega(k_j) = \frac{\bar{k}_j}{\sigma_j}, \sim t(T - 1) \quad (9)$$

Em que $\omega(k_j)$ é o valor do *rácio-t* (*t-stat*) associado à média dos coeficientes da característica j , a partir do qual se realizam os testes de significância estatística.

Os testes são também realizados para as médias que excluem os coeficientes correspondentes ao mês de janeiro, uma vez que tanto Amihud o faz como refere ainda no seu estudo que, em estudos anteriores o método de excluir o mês de Janeiro causa efeitos significativos nas variáveis. Organizei os dados correspondentes a todas as variáveis em cada mês, sendo que apenas se alteravam os valores correspondentes à variável dependente, enquanto que os valores das variáveis independentes, por serem anuais, se mantinham iguais durante todo o ano. No entanto, havia ações que não continham valores para uma ou mais variáveis, fosse por simplesmente não existirem ou por os dados correspondentes à ação i no ano y terem sido excluídos para todos os dados estarem dentro dos critérios de exclusão já anunciados. Assim, tive que apagar as observações para as quais havia falta de dados para pelo menos uma das variáveis do modelo. Após a exclusão dessas observações pude então realizar as respetivas regressões *cross-section*. Com cerca de 228 meses em estudo, realizando duas regressões *cross-section* em cada mês (uma com as variáveis *BETA* e *ILLIQMA* e outra à qual foram adicionadas as restantes 3 variáveis de controlo – sem esquecer a constante em cada uma das regressões) tive um total de 9 coeficientes de variáveis (contando com a constante, que representa o valor assumido pela variável dependente quando o coeficiente de todas as variáveis independentes é igual a zero), o que dá um total de 2052 coeficientes estimados. Cada coeficiente presente na tabela 2 é a média de 228 regressões mensais ao longo do período de 19 anos (1997 a 2015 inclusive).

3.4. Resultados estimados no modelo *cross-section*

Escolhi apresentar apenas os níveis de significância estatística⁷ de 1%, 5% e 10% por serem os mais relevantes. Ao contrário do que se verifica no estudo de Amihud (2002), não se verificaram alterações significativas no valor dos coeficientes das variáveis por exclusão dos dados referentes ao mês de Janeiro.

Começando por analisar a principal variável em estudo, referente à iliquidez, o valor dos coeficientes é positivo, tal como já seria expectável, o que comprova a relação positiva entre a iliquidez e a rentabilidade das ações. No entanto, essa relação torna-se negativa em ambas as regressões no subperíodo de 2008 a 2015, que poderá ser explicada com a turbulência que afetou os mercados bolsistas com a crise financeira que teve início em finais de 2008.

Tabela 2⁸ - Valores médios dos coeficientes estimados das variáveis através da regressão *cross-section* com dados mensais da variável dependente.

A tabela apresenta a média dos coeficientes da regressão mensal *cross-section* da rentabilidade das ações e as restantes variáveis independentes. Em cada mês do ano y , $y = 1997, \dots, 2016$, é realizada uma regressão *cross-section* da rentabilidade das ações com as suas características (variáveis independentes) que são calculadas a partir dos dados de $y - 1$. A variável *BETA* representa a sensibilidade das ações a variações do mercado onde elas estão inseridas, calculada através do método de Scholes e Williams (1977). A medida de iliquidez *ILLIQ* é a média anual do rácio diário entre a rentabilidade absoluta das ações e o seu volume de transações em euros e *ILLIQMA* é a respetiva média ajustada anual, calculada como o rácio entre a iliquidez de cada ação e a sua iliquidez média anual (assim, a soma das médias ao longo de todos os anos em estudo é igual a 1). *Ln SIZE* é o logaritmo da capitalização de mercado de cada ação no final de cada ano. *SDRET* é o desvio padrão da rentabilidade diária das ações durante o ano e *DIVYLD* é o *dividend yield*, a soma dos dividendos pagos divididos pelo preço da ação no final do ano, o *end-year-price*. Os dados incluem cerca de 228 meses, de 19 anos, 1998-2016, (as características das ações são calculadas para os anos 1997-2015). As ações cujos dados foram admitidos nesta regressão têm mais de 200 dias de dados para cálculo das características no ano $y - 1$, de acordo com os critérios de exclusão já anteriormente anunciados.

⁷ Níveis de significância estatística:

* → 1%

** → 5%

*** → 10%

⁸ Rácio-t entre parêntesis.

Variável	Todos os meses	Excluindo Janeiro	1997-2007	2008-2015	Todos os meses	Excluindo Janeiro	1997-2007	2008-2015
<i>Constante</i>	-0,015 (-0,581)	-0,030 (-1,199)	0,039 (2,087)	-0,090 (-2,797)	0,117 (1,978)	0,136 (2,407)	-0,074 (-1,739)	0,380 (5,491)
<i>BETA</i>	0,050 (1,188)	0,054 (1,320)	-0,010 (-0,292)	0,132* (2,854)	-0,230* (-2,814)	-0,270* (-3,338)	-0,149** (-2,373)	-0,343* (-3,581)
<i>ILLIQMA</i>	0,006 (0,555)	0,010 (0,942)	0,019*** (1,905)	-0,013 (-1,493)	0,004 (0,290)	0,011 (0,867)	0,024*** (1,858)	-0,024** (-2,130)
<i>Ln SIZE</i>					0,017* (2,854)	0,018* (3,128)	0,017* (3,775)	0,017* (2,392)
<i>SDRET</i>					-0,034 (-1,361)	-0,048*** (-1,934)	0,039*** (1,842)	-0,135* (-5,098)
<i>DIVYLD</i>					-0,012* (-3,500)	-0,011* (-3,349)	-0,012* (-3,671)	-0,011* (-3,925)

Os resultados apresentados na Tabela 2 suportam a hipótese de que existe um prémio de iliquidez no período de 1997 a 2007 uma vez que, realizando um teste de significância estatística bilateral⁹ para a variável *ILLIQMA* com 227 graus de liberdade ($n = 228$; $228 - 1 = 227$), constata-se que esta variável tem significância estatística ao nível de 10% no período de 1997 a 2007. O facto de o sinal do coeficiente nesse período ser positivo está de acordo com Amihud (2002) e com a teoria económica. Apesar disso, há que referir que os valores dos coeficientes, ao contrário do verificado com Amihud (2002), são baixos.

A hipótese da existência de um prémio de risco no período de 1997 a 2007 verifica-se tanto quando é realizada a regressão apenas em conjunto com a variável *BETA*, como também na regressão com as restantes variáveis de controlo. Na regressão com as restantes variáveis de controlo, a variável correspondente à iliquidez assume uma significância estatística ao nível de 5% no período de 2008-2015. Assim, comprova-se a existência de um prémio de risco associado ao mercado nos períodos de 1997 a 2007 em ambas as regressões. O mesmo não acontece na regressão com todas as variáveis de controlo para o período de

⁹ Uma vez que, pela literatura existente, era expectável que o coeficiente associado à variável iliquidez fosse positivo, isso poderia justificar um teste unilateral, mas para outras variáveis não existe consenso na literatura acerca do sinal expectável. Assim, optei por realizar testes bilaterais para todos os coeficientes.

2008 a 2015, muito possivelmente devido ao facto de esse ser um período atípico para os mercados financeiros onde existiu uma enorme turbulência devido à crise financeira. Os valores negativos dos coeficientes correspondentes à variável iliquidez são inconsistentes com o estudo de Amihud (2002), sendo expectável que o sinal dos coeficientes fosse positivo.

Os coeficientes associados à variável *BETA* assumem maior significância estatística no período de 2008 a 2015 ao nível de 1%. Esta variável explica a sensibilidade das ações em relação às variações do mercado. Neste estudo, o índice representativo do mercado é o *PSI20*. Assim, as ações com coeficiente *beta* mais elevados apresentam um maior nível de risco sistemático e têm maior sensibilidade às variações do mercado. São estas as ações que mais amplificam a tendência do mercado.

O coeficiente de *ln SIZE* é positivo e estatisticamente significativo, ao contrário do que se verifica no estudo de Amihud (2002). Daqui pode concluir-se que a dimensão das empresas cotadas incluídas neste estudo tem um efeito positivo no seu desempenho bolsista. A explicação para a diferença do sinal do coeficiente desta variável é dada pelo facto de no mercado bolsista americano as ações das pequenas empresas com baixos níveis de liquidez, as chamadas *small-caps*, costumam pagar dividendos mais elevados relativamente ao seu preço e costumam ter prémios de risco incluídos no seu preço de modo a conseguir o interesse dos investidores e a compensá-los por investirem em ações menos líquidas. Não há diferenças no valor do coeficiente desta variável nos dois subperíodos, o que me leva a afirmar que a relação entre a dimensão das empresas e a sua rentabilidade é uma relação estável ao longo do tempo. A dimensão das empresas pode assim considerar-se ser uma *proxy* para a iliquidez, que embora não seja diretamente relacionada pode ser utilizada no lugar de outras variáveis não observáveis.

A variável de risco *SDRET* tem coeficiente negativo em todas as situações testadas exceto no subperíodo de 1997-2007. Verifica-se assim uma relação negativa entre rentabilidade e risco, tal como seria esperado.

A variável *DIVYLD* serve como *proxy* dos fatores de risco não observáveis. O efeito negativo do *DIVYLD* demonstrado pelo valor dos seus coeficientes reflete assim o efeito de um fator de risco não observável que é negativamente correlacionado com essa variável. Assim, dada essa relação negativa, as ações com um *dividend yield* baixo têm uma exposição alta aos fatores de risco não observáveis e conseqüentemente uma maior rentabilidade,

enquanto que as ações com um *dividend yield* alto têm uma exposição baixa aos fatores de risco não observáveis e conseqüentemente menor rentabilidade.

4. Conclusões

Este estudo demonstra a existência de uma relação positiva entre a rentabilidade esperada e a iliquidez das ações das empresas cotada no PSI Geral no período estudado. A análise aos resultados das regressões mensais *cross-section* confirmam a hipótese da existência de um prémio de risco de iliquidez estatisticamente significativo no período de 1997 a 2007, tanto na regressão apenas com a variável *BETA* como na regressão com as restantes variáveis de controlo. O mesmo não se verifica para o período de 2008 a 2015, devido à turbulência que afetou os mercados financeiros após o início da crise de 2008.

As explicações para os resultados obtidos serem diferentes face ao estudo de Amihud prendem-se com o facto de a dimensão do mercado bolsista português ser pequena e de a amostra de dados ser também mais pequena face a Amihud (2002). Além disso, o período turbulento após 2008 explica também algumas das diferenças nos resultados.

Este é um estudo inédito acerca do mercado bolsista português, pelo que lhe dá alguma importância, constituindo uma mais-valia para a literatura financeira portuguesa. É importante que os investidores tenham em conta os níveis de iliquidez das ações na tomada das suas decisões de investimento, principalmente se tiverem perspetivas de investimento de longo prazo, uma vez que detêm ações por longos períodos de tempo.

Lista de Referências bibliográficas

- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), pp.31–56.
- Amihud, Y. et al., 2015. The illiquidity premium: International evidence. *Journal of Financial Economics*, 117(2), pp.350–368.
- Amihud, Y., 1986. The Pricing of Illiquidity as a Characteristic and as Risk. , 19(3), pp.149–168.
- Amihud, Y. & Mendelson, H., 1980. Dealership market. *Journal of Financial Economics*, 8(1), pp.31–53, disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X80900203>.
- Andrikopoulos, A., Angelidis, T. & Skintzi, V., 2014. Illiquidity, return and risk in G7 stock markets: Interdependencies and spillovers. *International Review of Financial Analysis*, 35, pp.118–127. disponível em: <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2014.07.013>.
- Banz, R.W., 1981. The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), pp.3–18. disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X81900180>
- Ben-rephael, A., Kadan, O. & Wohl, A., 2015. The Diminishing Liquidity Premium. , 50, pp.197–229.
- Brennan, M.J. & Subrahmanyam, A., 1996. Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 41(3), pp.441–464.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W. & Mackinlay, A.C., The Econometrics of Financial Markets.
- Fama, E.F. & French, K.R., 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(2), p.215-216.
- Korajczyk, R.A., 2016. Market Liquidity : Asset Pricing , Risk , and Crises, pp.3–6.
- Pastor, L. & Stambaugh, R.F., 2001. Liquidity risk and expected stock returns, disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8462> <http://pages.stern.nyu.edu/~lpederse/courses/LAP/papers/TransactionCosts/PastorStam.pdf>.
- Reinganum, M.R., 1981. Misspecification of capital asset pricing. *Journal of Financial Economics*, 9(1), pp.19–46. disponível em:

- <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X81900192>.
- Scholes, M. & Williams, J., 1977. Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5(3), pp.309–327. disponível em: <http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0304405X77900411>.
- Shumway, T. & Warther, V. a, 1999. The Delisting Bias in CRSP's Nasdaq Data and Its Implications for the Size Effect. *Journal of Finance*, 54(6), pp.2361–2379. disponível em: <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=2736899&site=ehost-live&scope=site>.
- Vayanos, D., 1998. Equilibrium Interest Rate and Liquidity Premium with Transaction Costs * .
- Vayanos, D. et al., 2004. Flight to Quality , Flight to Liquidity , and the Pricing of Risk.
- Zervos, R.L. and S., 1998. Stock Markets Development and Economic Growth. *Domestic Resource Mobilization and Financial Development*, 88(3), pp.10–35.

Apêndices

Apêndice I. Lista de ações que constituem o estudo e respectivos anos em que fazem parte da amostra

Empresa	Anos
Jerónimo Martins	1997-2015
EDP Energias de Portugal	1998-2015
Galp Energia SGPS	2007-2015
Banco BPI	1997-2015
NOS SGPS	2000-2015
Ren	2008-2015
Semapa	1997-2015
Cofina	1998-2015
Compta	2000-2005; 2007
Inapa	1997-2015
Lisgráfica	1999-2010
Martifer	2008-2015
Montepio	2014-2015
Novabase	2001-2015
Portucel Empresa	1997-2015
Reditus	1997-2008
Sonae SGPS	1997-2015
Altri SGPS	2005-2015
Banco Comercial Português	1997-2015
Corticeira Amorim	1997-2015
Ibersol – SGPS	1998-2010
Impresa SGPS	2001-2015

Luz Saúde	2014
Media Capital	2005-2006
Orey Antunes	2006
Pharol SGPS	1997-2015
Sag Gest	1999-2015
SDC Investimentos	1999-2015
Sonae Capital	2008-2015
Sumol Compal	1997-2007; 2011
Teixeira Duarte	2011-2015
Cipan	1997; 2007
Estoril Sol	1997-1998; 2000; 2003
F. Ramada Investimentos	2009-2015
Mota Engil SGPS	1997-2015
Sonae Industria SGPS	2006-2015
Sporting	1999-2011
CTT Correios de Portugal	2014-2015
Cimentos de Portugal SGPS	1997-2015
Futebol Clube do Porto	1999-2011; 2014

Immobiliari Construction Grao- Para	1997-2001
Sonae com	2001-2015
VAA Vista Alegre	1999-2002; 2005-2008
Glint Global Intelligent Technologies SGPS	2001-2015
Sport Lisboa e Benfica	2008-2015
Banif	2013-2015

Fisipe	1997-1998; 2007
Banco Espirito Santo	1997-2013
Brisa – Auto- Estradas de Portugal	1998-2012
Banif - SGPS	1997-2003; 2005-2012
VAA-Vista Alegre Atlenti SGPS	2004-2009