



Dissertação

Mestrado em Finanças Empresariais

***O Impacto da Marca Corporativa na
Rendibilidade, Risco e Liquidez das ações***

Maria do Carmo de Carvalho Rodrigues

Leiria, *setembro* de 2018



Dissertação

Mestrado em Finanças Empresariais

***O Impacto da Marca Corporativa na
Rendibilidade, Risco e Liquidez das ações***

Maria do Carmo de Carvalho Rodrigues

Dissertação de Mestrado realizada sob a orientação da Doutora Magali Costa, Professora da Escola Superior de Tecnologia e Gestão do Instituto Politécnico de Leiria e coorientação da Doutora Lígia Febra, Professora da Escola Superior de Tecnologia e Gestão do Instituto Politécnico de Leiria.

Leiria, *setembro de 2018*

Agradecimentos

Às Professoras Magali Costa e Lígia Febra, na qualidade de orientadoras da presente dissertação, pela sua disponibilidade, acompanhamento e empenho na realização do presente trabalho.

Aos meus amigos e família, pelo apoio e carinho, ao longo deste processo.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Resumo

A relação entre a marca corporativa e o desempenho das empresas tem sido alvo de crescente estudo ao longo dos últimos anos. Empresas com forte notoriedade apresentam uma maior probabilidade de manter um elevado e sustentado desempenho ao longo do tempo sendo, nesse sentido, importante analisar o impacto da marca na rendibilidade, risco e liquidez das ações. Contudo, verifica-se que a literatura existente sobre a relação entre a marca corporativa e a liquidez das ações das empresas é escassa, pelo que se pretende, com o presente estudo, colmatar uma lacuna existente na literatura.

Com o intuito de estudar a influência da marca corporativa na rendibilidade anormal, no risco sistemático e na liquidez anormal das ações, estimámos um modelo baseado em dados de mercado, tendo sido utilizados dados em painel que incluem 48.077 observações, entre 2007 e 2017, de uma amostra de 367 empresas relativa a 14 países e 9 indústrias.

Os resultados obtidos indiciam, contrariamente ao esperado, que as empresas mais valiosas experienciam rendibilidades anormais inferiores quando comparadas com as empresas menos valiosas, os quais podem, potencialmente, advir do ajustamento instantâneo dos preços das ações destas empresas.

Relativamente ao risco sistemático, verificamos que, quando aplicado o modelo de Fama-French (1993), os resultados evidenciam que as empresas mais valiosas experienciam um menor risco. Este resultado pode ser justificado pelo facto da notoriedade da marca contribuir para a manutenção dos *cash flows* gerados, e, conseqüentemente, para a redução do risco das ações destas empresas.

Analisando o impacto da marca corporativa na liquidez das ações das empresas, verificamos que as ações das empresas mais valiosas experienciam uma maior liquidez anormal quando comparadas com as ações das empresas menos valiosas. Esta evidência pode resultar do facto da marca corporativa contribuir para o aumento da notoriedade e visibilidade das empresas nos mercados.

Palavras-chave: marca corporativa, desempenho financeiro, rendibilidade anormal, risco sistemático, liquidez anormal

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Abstract

The relationship between corporate brand and firm's performance has been subject of study over the last few years. Firms with high brand value standards experience higher chances of keeping a sustained superior performance over the course of time. In this way, it is important to analyse the impact of corporate brand on returns, on risk and liquidity. However, the literature on the relationship between corporate brand and stock's liquidity is scarce, and it is intended, with the present study, to fill a gap in the literature.

In order to understand if the firm's brand influences the abnormal returns, the systematic risk and the stock's liquidity, we estimated a model based on firms' financial market data through a panel data analysis which included 48.077 firm-year observations, which occurred between 2007 to 2017, from a full sample of 367 firms, relative to 14 countries and 9 industries.

Our results indicate, contrary to expectations, that the most valuable firms undergo lower abnormal returns when compared to the less valuable firms, which may potentially arise from the instantaneous adjustment of stock prices of these firms.

Regarding the systematic risk, we verified that, when applied the Fama-French (1993) model, the results show that the most valuable firms experience a lower risk. This result can be justified by the fact that brand's reputation contributes to the cash flows maintenance and, consequently, to reduction of the stock's risk of these firms.

Analyzing the impact of the corporate brand on firms' stocks liquidity, we find that the most valuable firms' stocks experience higher abnormal liquidity when compared to the less valuable firms' stocks. This evidence may be due the fact that corporate brand contributes to the increase of firms' visibility in the markets.

Keyword: corporate brand, financial performance, abnormal return, systematic risk, abnormal liquidity

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Lista de tabelas

Tabela 1: Medidas de valorização da marca corporativa - Características, Vantagens e Desvantagens.....	9
Tabela 2: Composição da Amostra por País.....	25
Tabela 3: Composição da Amostra por Indústria.....	26
Tabela 4: Rendibilidade - Estatísticas Descritivas da Amostra ($R_i - R_f$).....	26
Tabela 5: Teste U de Mann-Whitney para a mediana do Prémio de Risco da Amostra.....	27
Tabela 6: Liquidez - Estatísticas Descritivas da Amostra (Liq i).....	28
Tabela 7: Teste U de Mann-Whitney para a mediana da Liquidez da Amostra.....	28
Tabela 8: Estimação do modelo com efeitos fixos - CAPM.....	29
Tabela 9: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Ano.....	31
Tabela 10: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Fama - French.....	34
Tabela 11: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Fama - French – Ano.....	36
Tabela 12: Análise Comparativa de Resultados – Rendibilidade Anormal.....	38
Tabela 13: Estimação do modelo com efeitos fixos – Modelo de Tkac.....	39
Tabela 14: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Ano.....	40
Tabela 15: Estimação do modelo com efeitos fixos – Modelo de Tkac com volume	41
Tabela 16: Análise Comparativa de Resultados – Liquidez anormal.....	42

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Índice

Agradecimentos	II
Resumo	IV
Abstract	VI
Lista de tabelas	VIII
Introdução	1
1. Revisão de Literatura	3
1.1. Marca Corporativa	3
1.1.1. Conceito	3
1.1.2. Valor	4
1.1.3. Medidas	5
1.2. Liquidez	11
1.2.1. Conceito	11
1.2.2. Medidas	11
1.3. Relação entre Marca Corporativa, Rendibilidade e Risco	14
1.3.1. Relação entre Marca Corporativa e Rendibilidade	14
1.3.2. Relação entre Marca Corporativa e Risco Sistemático	16
2. Objetivos e Hipóteses de Investigação	18
3. Metodologia e Análise de Dados	20
3.1. Metodologia	20
3.1.1. Marca, Rendibilidade e Risco	20
3.1.2. Marca e Liquidez	21
3.2. Amostra e Dados	24

4. Apresentação e Discussão de Resultados	29
4.1. Resultados Obtidos	29
4.1.1. Marca - Rendibilidade - Risco	29
4.1.1.1. Modelo CAPM	29
4.1.1.2. Testes de Robustez	30
▪ Dummy Ano	30
▪ Fama-French	32
▪ Fama-French > Ano	36
4.1.2. Marca - Liquidez	39
4.1.2.1. Modelo de Tkac com medida de Amihud	39
4.1.2.2. Testes de Robustez	40
▪ Dummy Ano	40
▪ Modelo de Tkac com volume	41
Conclusão	43
Bibliografia	45
Anexos	51

Introdução

Com a globalização e o aumento da complexidade e competitividade nos mercados, os ativos intangíveis tornaram-se numa das melhores e mais valiosas ferramentas detidas e utilizadas pelas empresas (Kay, 2006; Perez & Famá, 2006).

A marca, enquanto ativo intangível, destaca-se pela sua capacidade de diferenciar empresas concorrentes, contribuindo para a definição da estratégia e o bom posicionamento das entidades (Gromark & Melin, 2011; Shocker, Srivastava & Ruekert, 1994). A marca corporativa permite ainda o aumento da notoriedade, reputação e visibilidade das empresas no mercado, e contribui, naturalmente, para o acréscimo da credibilidade no bom desempenho organizacional (Feldman, Bahamonde & Bellido, 2014; Smith, Smith & Wang, 2011), o qual se reflete nos mercados financeiros.

Também a liquidez e o risco dos ativos assumem uma grande importância atendendo à forma como influenciam as decisões de investimento. Na escolha entre dois ativos com características semelhantes, os investidores optam pelos ativos com maior liquidez, dada a sua facilidade de transação e conversão em divisas (Sarr & Lybek, 2002), exigindo uma maior compensação (taxa de remuneração) pela detenção de ativos menos líquidos (Ametefe, Devaney & Marcato, 2015). Da mesma forma, apesar dos diferentes perfis de risco dos investidores, para um mesmo nível de rendibilidade, os ativos com menor risco serão também os mais procurados.

Assim, a análise do impacto da marca corporativa na rendibilidade, risco e liquidez das ações reveste-se de elevada importância, tanto para as empresas como para os investidores. A perceção da forma como as marcas corporativas criam valor permite que as empresas efetuem uma melhor gestão e alocação de recursos, naturalmente limitados, na concretização dos seus objetivos. Atendendo à diversidade de entidades a operar no mercado, a valorização das marcas permite também a sinalização e uma melhor avaliação dessas empresas, auxiliando os investidores na definição das suas estratégias de investimento.

Apesar da extensa literatura existente sobre o impacto da marca corporativa na rendibilidade das ações das empresas (Aaker & Jacobson, 1994; Barth, Clement, Foster & Kasznik, 1998; Chehab, Liu & Xiao, 2016; Hsu, Wang & Chen, 2013; Yeung & Ramasamy, 2008), verificamos que poucos são os estudos que se debruçam quer sobre a relação entre a marca corporativa e o risco das ações, quer sobre a relação entre a marca corporativa e a liquidez das ações.

Nesse sentido, a presente investigação pretende colmatar uma lacuna existente na literatura, tendo como objetivo analisar a influência da marca corporativa no risco e liquidez das ações, e conseqüentemente na sua rentabilidade. Para o efeito, foi considerada uma amostra de 367 empresas, relativas a 14 países e 9 indústrias, no período de 2007 a 2017, num total de 48.077 observações. No que respeita à metodologia, o modelo utilizado é caracterizado pela determinação da rentabilidade ajustada ao risco, cujo período de estimação coincide com o período de teste. Acreditamos que a utilização desta metodologia aliada à utilização de dados de mercado é uma contribuição para a literatura.

Este trabalho encontra-se dividido em cinco capítulos: revisão de literatura, objetivos e hipóteses de investigação, amostra e metodologia, apresentação e discussão dos resultados obtidos, e conclusões.

Inicialmente será efetuada uma breve introdução ao tema, sendo posteriormente identificados, no primeiro capítulo, tendo por base a literatura existente, os principais conceitos abordados neste estudo (marca corporativa, rentabilidade, risco e liquidez), e a relação existente entre os mesmos. No segundo capítulo serão identificados os principais objetivos e as hipóteses de investigação analisadas, sendo referidas, no capítulo seguinte, a amostra e a metodologia utilizadas para o efeito. No quarto capítulo serão apresentados e interpretados os resultados obtidos, sendo mencionadas, no último capítulo, as conclusões e limitações do presente estudo.

1. Revisão de Literatura

Este capítulo pretende efetuar uma breve revisão de literatura sobre a relação existente entre marca corporativa, rendibilidade, risco e liquidez, na qual se baseará este estudo. Nesse sentido, serão seguidamente apresentados os conceitos e características de marca corporativa e liquidez, sendo também expostas as diferentes medidas existentes na literatura para estes conceitos, de acordo com os estudos científicos realizados até à presente data.

1.1. Marca Corporativa

1.1.1. Conceito

De acordo com Van Riel & Van Bruggen (2002), a marca corporativa pode ser definida como um processo, sistematicamente, planeado e implementado para criar e manter uma imagem favorável e, conseqüentemente, uma reputação favorável da empresa como um todo. Através do envio de sinais para todos os *stakeholders* e da gestão do comportamento, da comunicação e dos símbolos, a marca corporativa, segundo Bick, Jacobson & Abratt (2003), é uma manifestação das características que distinguem as empresas das suas concorrentes.

Para Jones (2010), o processo de criação e desenvolvimento da marca corporativa implica a agregação e otimização de todos os recursos existentes, bem como a conciliação da comunicação interna e externa da organização, as quais, devidamente alinhadas, permitem o reforço da identidade da empresa de uma forma distintiva e duradoura no mercado.

Contrariamente à marca de produto, orientada exclusivamente para os clientes/consumidores, a marca corporativa deve criar, estimular e sustentar uma relação mutuamente recompensadora entre a organização e os seus *stakeholders* - internos e externos (Alizadeh, Moshabaki, Hoseini & Naiej, 2014; Fan, 2005), nos quais se incluem, entre outros, clientes, fornecedores, colaboradores, acionistas, Estado e comunidade.

Segundo Aaker (2004), Balmer (2001, 2012), Hulberg (2006) e Ruan, Gu, Liu & He (2016), a marca corporativa deverá ser abrangente, tendo em conta as diversas entidades a quem se destina, mas sobretudo representativa da empresa, espelhando os valores culturais, organizacionais, éticos e de responsabilidade social que pautam a sua conduta.

A marca corporativa pode ser assim entendida como sendo multidisciplinar, cultural e estrategicamente focada no público interno e externo da empresa (Chang, Chiang & Han, 2015; Fetscherin & Usunier, 2012), tornando-se, por isso, num processo cíclico, harmonioso e complexo, o qual deve ser absolutamente consistente e coerente ao longo do tempo (Chernatony, 1999; Einwiller & Will, 2002; Kaufmann, Vrontis, Czinkota & Hadiono, 2012).

1.1.2. Valor

Para que possamos compreender o impacto da marca corporativa na rendibilidade, risco e liquidez das ações, importa entender a forma como o seu valor é gerado. O *corporate brand equity* (valor ou capital de marca) pode ser definido, de acordo com Keller (2008), como a resposta diferencial dos consumidores, clientes, funcionários ou empresas concorrentes, às palavras, ações, comunicações, produtos ou serviços fornecidos por uma entidade com marca corporativa identificada, correspondendo à soma das reações (e conseqüentemente dos resultados obtidos em função dessas reações) dos diferentes *stakeholders* existentes face à conduta da empresa nos mercados em que esta opera.

O valor da marca corporativa tem sido analisado, ao longo do tempo, sob diferentes perspetivas, em função dos principais agentes que geram e usufruem desse valor: os clientes (perspetiva do consumidor) e a própria organização (perspetiva financeira ou empresarial).

Sob a **perspetiva do consumidor**, e conforme referido por Bick *et al.* (2003), o valor gerado pela marca corporativa para o cliente resulta da satisfação das suas necessidades, através da confiança gerada pela entrega de produtos ou serviços de qualidade acrescida, a preços razoáveis, e da redução do risco no processo de compra.

De acordo com os estudos de Buil, Chernatony & Martínez (2013), Davcik & Sharma (2015), Keller (2002), Khan, Rasheed, Islam, Ahmed & Rizwan (2013), Liao & Cheng (2014), Pappu, Quester & Cooksey (2005), e Yoo & Donthu (2001), o valor da marca deriva

sobretudo das percepções, reações e experiências dos consumidores, as quais dependerão da lealdade, notoriedade e associações efetuadas à marca, da percepção da qualidade inerente e dos restantes ativos que a compõem.

Numa **perspetiva financeira**, Biel (1992), Doyle (2001), Kapferer (2008), Keller (1993) e Simon & Sullivan (1993) consideram que o valor da marca decorre dos *cash flows* futuros gerados pela empresa (decorrentes da existência da marca) e da redução do risco comercial e financeiro que lhe está associado.

A diferenciação gerada pelas diversas entidades presentes no mercado conduz à detenção de vantagens competitivas (Gromark & Melin, 2011; Shocker *et al.*, 1994), que permitem a prática de *preços premium*, o aumento do valor dos *cash flows* gerados e a estabilidade dos resultados operacionais obtidos (Belo, Lin & Vitorino, 2014; Kapferer, 2008).

1.1.3. Medidas

Considerando as diferentes perspetivas de valorização da marca corporativa (mencionadas anteriormente), destacam-se as duas principais metodologias utilizadas para determinar esse valor: a ***Financial-based brand equity***, pela perspetiva financeira ou quantitativa, e o ***Customer-based brand equity***, pela perspetiva do consumidor ou qualitativa.

Financial-based Brand Equity

De acordo com Ruenrom & Pattaratanakun (2012), o valor da marca (numa perspetiva financeira) pode ser determinado considerando três abordagens distintas:

- 1) **Abordagens baseadas no custo**, que consideram que a valorização da marca corresponde ao investimento necessário para a sua criação e desenvolvimento (Keller, 2008), ou para a sua substituição por uma marca com as mesmas características e utilidade equivalente para a empresa (Aaker, 1991). Segundo Aaker (1991), o custo de substituição da marca pode ser calculado dividindo o custo de lançamento de uma nova marca pela sua probabilidade de sucesso.
- 2) **Abordagens baseadas no valor de mercado**, em que o valor da marca resulta da comparação entre marcas semelhantes, em mercados similares, e cuja

valorização é efetuada com recurso a múltiplos, calculados a partir do valor de mercado ou dos resultados operacionais das empresas em análise (Kapferer, 2008).

- 3) Abordagens baseadas no rendimento, baseadas no pressuposto de que as marcas geram lucro para as empresas, através (1) da diferença nas vendas (preço x quantidade) entre um produto com marca reconhecida no mercado e o seu produto equivalente sem marca ou genérico (Ailawadi, Lehmann & Neslin, 2003), ou (2) dos royalties pagos pela utilização da marca (Rubio, Manuel & Pérez-Hernández, 2016).

Para Ailawadi *et al.* (2003) e Ruenrom & Pattaratanakun (2012), as principais vantagens da utilização das abordagens financeiras na valorização da marca prendem-se com a sua simplicidade e acessibilidade de utilização, com a facilidade na obtenção de dados e com a sua vasta aceitação na área financeira e contabilística. Porém, segundo estes autores e Davcik (2013), estas medidas são incompletas, uma vez que apenas consideram o valor financeiro da marca (ou por ela originado) e não a sua intangibilidade (como a reputação ou a credibilidade, por exemplo), sendo sobretudo orientadas para o curto prazo.

Customer-based Brand Equity

Considerando uma abordagem qualitativa da marca, centrada nas reações e experiências dos consumidores, diversas metodologias foram desenvolvidas para captar o valor da marca, das quais se destacam o modelo de avaliação de Keller (1993) e o *Brand Equity Ten* proposto por Aaker (1996).

Para Keller (1993), o valor da marca deriva do conhecimento que o consumidor tem sobre a marca, sendo definido por duas componentes: a imagem e o reconhecimento da marca. A imagem da marca compreende as perceções do consumidor, isto é, a personalidade da marca e o seu significado para o consumidor. O reconhecimento da marca refere-se à força da presença desta na mente dos consumidores, e corresponde às lembranças e associações sobre a marca nas decisões de compra tomadas (Keller, 1993).

Para Aaker (1996), a marca é um conjunto de ativos, cuja valorização dependerá da forma como esses ativos são concebidos e realçados. Segundo este autor, os ativos da marca poderão ser analisados considerando cinco dimensões distintas: (1) a notoriedade;

(2) a lealdade à marca; (3) a qualidade percebida pelo cliente e liderança no mercado; (4) as associações e diferenciação concedida pela marca e (5) o comportamento de mercado. Estas dimensões são medidas em função de 10 indicadores específicos, como por exemplo, o preço *premium* (preço superior ao praticado pelo mercado, associado a um produto/serviço de qualidade superior), a lealdade dos consumidores, a notoriedade da marca e empresa, a quota de mercado detida, entre outros (Aaker, 1996).

Para Ailawadi *et al.* (2003), as medidas da marca baseadas no consumidor são extremamente úteis, apresentando um grande poder e riqueza de diagnóstico. Contudo, tendo em conta a forma como são realizados estes estudos (através de questionários e inquéritos), estão limitadas à disponibilidade e subjetividade dos inquiridos (normalmente os consumidores dos bens e serviços disponibilizados pela empresa), não tendo em consideração as perceções e experiências dos restantes *stakeholders* da empresa (Ailawadi *et al.*, 2003; Davcik, 2013; Davcik, Vinhas da Silva & Hair, 2015). Segundo estes autores, estas medidas também não têm em atenção a performance financeira da empresa.

Tendo em conta as limitações das abordagens anteriormente apresentadas, diversas entidades independentes e creditadas, especializaram-se na divulgação de informação relativa ao valor das diferentes marcas existentes, considerando uma abordagem híbrida (que combina a componente quantitativa e qualitativa da marca) na determinação do seu valor, sendo estes dados comumente utilizados nos estudos científicos realizados. Destacam-se, a título de exemplo, os estudos efetuados por Rao, Agarwal & Dahlhoff (2004), no qual utilizaram a listagem das 500 melhores empresas divulgadas pela *Standard & Poor's*, obtendo uma amostra de 113 empresas, e por Yeung & Ramasamy (2008), que recorreram à *Business Week Top 100 Global Brand Value*, para construção de uma amostra de 300 observações no período de 2000 a 2005. Estudos mais recentes, como por exemplo, os de Chehab *et al.* (2016), Dutordoir, Verbeeten & De Beijer (2015) e Hsu, Fournier & Srinivasan (2016) utilizaram o *ranking* da *Interbrand* como medida da marca.

De entre as diversas empresas de valorização híbrida da marca existentes, salienta-se a BRANDFINANCE, uma das empresas líderes mundiais na avaliação e valorização de marcas, cuja qualidade e metodologia é reconhecida por auditores e autoridades fiscais em todo o mundo (League Table Brand valuation methodology, 2017; Salinas & Tim, 2009).

Na valorização da marca, a BRANDFINANCE adota uma abordagem baseada nos royalties, considerando uma estimativa dos rendimentos futuros gerados pela marca e o cálculo de uma taxa de royalty que seria cobrada pela utilização da mesma (assumindo que o usuário da marca não seria o seu detentor) (League Table Brand valuation methodology, 2017). De acordo com a BRANDFINANCE, o processo de valorização da marca envolve assim 7 passos essenciais: (1) o cálculo da força da marca (numa escala de 0 a 100, com base em atributos emocionais, financeiros e de sustentabilidade, entre outros) e (2) a determinação do intervalo de taxa de royalties, atendendo aos diferentes setores de atividade, os quais permitem (3) calcular a taxa de royalty. Numa segunda fase, são (4) determinadas as receitas específicas geradas pela marca no período em análise, e (5) efetuadas estimativas do seu futuro valor. Posteriormente, ao valor de receitas estimado é (6) aplicada a taxa de royalties, o qual, (7) deduzido de impostos, corresponde ao valor da marca (League Table Brand valuation methodology, 2017).

As principais vantagens da utilização da metodologia proposta pela BRANDFINANCE prendem-se, de acordo com esta entidade e Salinas & Tim (2009), com a acessibilidade da informação necessária à aplicação do modelo, que permite minimizar o julgamento associado à valorização da marca. Este modelo permite também reconhecer o valor gerado pela marca, ainda que a empresa a que esta esteja associada possa não ser rentável (League Table Brand valuation methodology, 2017).

Porém, para Salinas & Tim (2009), a aplicação deste modelo depende da disponibilidade de informação, o que pode condicionar a comparabilidade de resultados. Esta metodologia deve ser também aplicada criteriosamente, particularmente no que respeita ao intervalo de taxas de royalties, uma vez que podem conduzir a uma valorização conservadora ou agressiva do valor da marca (League Table Brand valuation methodology, 2017).

Atendendo à multiplicidade de medidas e metodologias existentes na literatura para cálculo do valor da marca corporativa, apresentam-se, na tabela 1, as principais características, vantagens e desvantagens das principais medidas utilizadas em estudos científicos.

Tabela 1: Medidas de valorização da marca corporativa - Características, Vantagens e Desvantagens

CARACTERÍSTICAS		MEDIDAS	VANTAGENS	DESVANTAGENS	
PERSPETIVA CONSUMIDOR (Componente qualitativa)	O valor da marca deriva sobretudo das perceções, reações e experiências dos consumidores.	» Modelo de avaliação de Keller (1993)	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Tem grande poder e riqueza de diagnóstico; ✓ É de fácil entendimento e aplicação; ✓ Adapta-se a diferentes marcas e produtos. 	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Está limitada à disponibilidade e subjetividade dos inquiridos e questionários realizados; ✓ Não considera as perceções e experiências dos restantes <i>stakeholders</i>; ✓ Não tem em atenção a performance financeira da empresa. 	
		» Brand Equity Ten (Aaker, 1996)			
PERSPETIVA FINANCEIRA (Componente quantitativa)	O valor da marca decorre dos <i>cash flows</i> futuros gerados pela empresa e da redução do risco comercial e financeiro associado.	Abordagens baseadas no custo	» Criação da marca (Keller, 2008)	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Não considera o potencial de ganhos da marca ou a sua posição competitiva; ✓ Dificuldade na obtenção de todos os custos históricos incorridos na criação da marca. 	
			» Substituição da marca (Aaker, 1991)	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Apenas considera o valor financeiro da marca e não a sua intangibilidade; ✓ Orientada sobretudo para o curto prazo. 	
		Abordagens baseadas no valor de mercado (Kapferer, 2008)		<ul style="list-style-type: none"> ✓ Torna-se numa medida útil quando existem dados comparativos suficientes. 	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Nem sempre permite a comparabilidade de marcas.
		Abordagens baseadas no rendimento	» Price Premium	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Facilidade de entendimento; ✓ A utilização de medidas estatísticas para cálculo do diferencial de preços permite eliminar a subjetividade inerente ao processo de avaliação. 	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Dificuldade de utilização dependendo do tipo de produto/mercado associado; ✓ Não tem em contas as vantagens de custo e volume; ✓ Metodologia complementar aos modelos tradicionais.
		» Royalties	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Baseia-se em práticas tradicionais de licenciamento da marca; ✓ Elimina a dificuldade intrínseca de estimar a rentabilidade e os diferenciais de risco atribuíveis à marca. 	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Nem sempre permite a comparabilidade de marcas; ✓ Dificulta a determinação das taxas de royalties. 	

Tabela 1 (Continuação): Medidas de valorização da marca corporativa - Características, Vantagens e Desvantagens

		<p style="text-align: center;"><i>INTERBRAND</i></p> <p>Inclui informação sobre a performance financeira, importância nas decisões de compra e força competitiva da marca na sua valorização.</p>	<ul style="list-style-type: none"> ✓ É de fácil entendimento e aplicação; ✓ Generalização e utilização do modelo na valorização de qualquer tipo de marca e/ou produto. 	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Apenas tem em consideração elementos financeiros e de mercado, ignorando o impacto dos consumidores na valorização da marca; ✓ Não é aplicável a todos os mercados.
<p>PERSPETIVA HÍBRIDA</p>	<p>Combina a componente quantitativa e qualitativa da marca na determinação do seu valor.</p>	<p style="text-align: center;"><i>BRANDFINANCE</i></p> <p>Considera uma estimativa dos rendimentos futuros gerados pela marca e o cálculo de uma taxa de royalty na valorização da marca.</p>	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Acessibilidade da informação necessária à aplicação do modelo; ✓ Minimiza o julgamento associado à valorização da marca; ✓ Reconhece o valor gerado pela marca (ainda que a empresa a que esta esteja associada possa não ser rentável). 	<ul style="list-style-type: none"> ✓ Depende da disponibilização da informação; ✓ Pode condicionar a comparabilidade de resultados; ✓ Pode conduzir a uma valorização conservadora ou agressiva do valor da marca, atendendo à aplicação do intervalo de taxas de royalties.

1.2. Liquidez

1.2.1. Conceito

A liquidez pode ser definida como a capacidade de negociar quantidades significativas de ativos, de forma rápida e a baixo custo, sem grandes oscilações nos preços de transação desses ativos (Ametefe *et al.*, 2015; Amihud & Mendelson, 1986; Hallin, Mathias, Pirotte & Veredas, 2009; Liu, 2006; Pastor & Stambaugh, 2003; Vassalou, Chen & Zhou, 2006).

De acordo com Amihud, Mendelson & Pedersen (2005), existem alguns fatores que podem afetar a liquidez dos ativos, nomeadamente, os custos de transação, a fricção da procura e a assimetria de informação. Segundo estes autores, a existência de custos de transação, nos quais se incluem os custos de processamento durante a compra, período de detenção e venda do ativo, torna o processo mais oneroso, comprometendo a liquidez dos ativos. Por outro lado, a fricção da procura, que deriva da ausência de todos agentes no mercado em todos os momentos, pode influenciar a rapidez com que os ativos são transacionados, tornando-os menos líquidos. A existência de assimetria de informação nos mercados pode também conduzir à alteração de preços, o que provoca uma maior iliquidez dos ativos (Amihud *et al.*, 2005).

A iliquidez dos ativos é importante uma vez que determina o prémio de risco exigível pelos investidores, a partir do qual estarão dispostos a aceitar deter ações mais ilíquidas e, conseqüentemente, mais difíceis de transacionar (Amihud, 2002).

1.2.2. Medidas

Conforme referido por Amihud (2002), Kyle (1985) e Pastor & Stambaugh (2003), não existe uma medida exata de liquidez, mas apenas um conjunto de medidas aproximadas, tendo em conta as suas múltiplas dimensões, as quais não são fáceis e diretamente observáveis. Na literatura, encontram-se diversas medidas de liquidez, subdivididas em diferentes grupos consoante a base de cálculo ou características associadas: custos de negociação, volume de transações, impacto no preço e fator tempo (frequência da

transação ou tempo necessário para que o ativo seja transacionado) (Ametefe *et al.*, 2015; Holden, 2014; Sarr & Lybek, 2002).

De acordo com Amihud & Mendelson (1986), a medida natural da liquidez é o ***bid-ask spread*** dos preços das ações, isto é, a diferença entre o preço de compra e de venda de uma ação. Neste caso, uma ação será tanto mais líquida quanto menor for o seu *bid-ask spread*. Esta medida, baseada nos **custos de transação**, tem sido adotada por diversos autores, dos quais se destacam Chordia, Roll & Subrahmanyam (2005), na análise do impacto da liquidez no grau de eficiência intradiária do mercado americano, Leirvik, Fiskerstrand & Fjellvikas (2017) na análise da sensibilidade da rentabilidade das ações à liquidez dos mercados noruegueses e Marshall & Young (2003) na investigação da relação entre a liquidez e a rentabilidade das ações no mercado australiano.

Para Datar, Naik & Radcliffe (1998), a liquidez dos ativos depende do **volume de transações** (ou ***Turnover***) face à totalidade dos ativos em circulação, num dado período de tempo. Quanto maior o número de transações, num menor espaço de tempo, maior a liquidez do ativo subjacente. Esta *proxy* tem sido utilizada em numerosos estudos, dos quais se destacam os de Dinh (2017), Keene (2007), Liu (2006), Marshall & Young (2003), Nguyen, Mishra, Prakash & Ghosh (2007) e Yang (2015) na análise da liquidez como fator de risco na rentabilidade das ações.

Na abordagem de Lesmond, Ogden & Trzcinka (1999) (***Proporção/Percentagem de Rendibilidades Zero***) a liquidez é medida considerando a proporção de dias em que um ativo apresenta rentabilidade nula face ao **número total de dias de transações**, durante um determinado período de tempo. De acordo com estes autores, as rendibilidades nulas resultam da ausência de transações ou da existência de custos de negociação elevados, cuja existência é mais provável nas ações ilíquidas. Logo, quanto menor este indicador, maior a liquidez do ativo.

A proporção de rendibilidades zero foi utilizada nos estudos de Bekaert, Harvey & Lundblad (2007) e Lesmond (2005), sobre a liquidez em mercados emergentes.

Na perspetiva de Amihud (2002), a liquidez dos ativos depende da **reação (variação) diária dos preços** face aos volumes diários transacionados, em unidades monetárias. Quanto menor for este indicador, maior será a liquidez do ativo, isto é, um ativo será tanto mais líquido quanto menor for o impacto causado no preço relativamente ao volume transacionado. O ***Rácio de Iliquidez de Amihud*** é frequentemente utilizado pelos

investigadores, dos quais se destaca a título de exemplo, Acharya & Pedersen (2005), e o seu estudo sobre o risco de liquidez e a rendibilidade das ações das empresas, Galariotis & Giouvriss (2015) e Naes, Skjeltorn & Arne (2011) nos seus estudos sobre a correlação entre a liquidez e o crescimento económico.

Segundo Ametefe *et al.* (2015), as medidas de liquidez baseadas no “**tempo**” procuram determinar a liquidez dos ativos com base no tempo decorrido entre transações ou no tempo necessário para negociação (compra/venda) do ativo. Quanto menor o tempo decorrido entre transações (ou o tempo necessário para execução das ordens de negociação), maior a liquidez do ativo.

A título de exemplo destaca-se o estudo de Dufour & Engle (2000), no qual foi examinada a liquidez do mercado americano, considerando a duração temporal de transações consecutivas de ações.

As principais vantagens na utilização das várias medidas de liquidez anteriormente enunciadas prendem-se com a facilidade na obtenção de dados e simplicidade de cálculo, assim como a sua aplicabilidade a diversos mercados (salvo a medida de *bid-ask* spread e as medidas baseadas no fator tempo) (Amihud, 2002; Amihud & Mendelson, 1986; Datar *et al.*, 1998; Lesmond, 2005). Contudo, a maioria destas metodologias foca-se apenas num dos aspetos de liquidez (custo de negociação, volume de transação, impacto no preço ou fator tempo), à exceção da medida de iliquidez de Amihud (2002), que contempla e relaciona a maior parte destas características, nomeadamente, o impacto no preço, o fator tempo e o volume de transação.

1.3. Relação entre Marca Corporativa, Rendibilidade e Risco

Tendo em conta a inexistência de estudos que relacionem a marca corporativa e a liquidez das ações, neste subponto apresentamos apenas uma revisão de literatura sucinta sobre a relação existente entre a marca corporativa e a rendibilidade e risco das ações.

1.3.1. Relação entre Marca Corporativa e Rendibilidade

Um dos primeiros estudos realizados nesta área de investigação foi efetuado por Aaker & Jacobson (1994), na análise do impacto do valor da marca nas oscilações das cotações das ações. Para o efeito, utilizaram a medida de *EquiTrend* (baseada na realização de questionários aos consumidores), considerando uma amostra de 34 empresas americanas, no período de 1990 a 1992, tendo concluído que as alterações favoráveis no valor da marca estão positivamente associadas à rendibilidade das ações.

Diversas investigações foram efetuadas desde então (Barth *et al.*, 1998; Chehab *et al.*, 2016; Hsu, Wang & Chen, 2013; Yeung & Ramasamy, 2008), demonstrando a existência de uma relação positiva, e significativa, entre o valor da marca e a rendibilidade das ações.

Em 2016, Chehab *et al.*, procuraram analisar a relação existente entre o valor da marca e a rendibilidade de curto, médio e longo prazo das ações das empresas. Para o efeito, foi considerada uma amostra composta por empresas americanas do setor não financeiro, listadas no *ranking* da *Interbrand* das “100 marcas mais valiosas”, no período de 2001 a 2012. Os autores evidenciaram uma relação positiva e significativa entre o valor da marca e a rendibilidade das ações das empresas.

Hsu *et al.* (2013), considerando uma amostra composta pelas empresas listadas no *ranking* das “100 melhores marcas globais”, publicada pela *Business Week* e das “100 melhores empresas para trabalhar” da revista *Fortune*, no período de 2001 a 2010, procuraram estabelecer uma relação entre o valor da marca e a performance das ações. Tendo em conta os resultados obtidos, os autores verificaram que o valor da marca está positivamente correlacionado com a rendibilidade das ações.

Recentemente, alguns autores analisaram esta relação considerando o efeito da divulgação de informação relativa a novos produtos e/ou novas marcas na rendibilidade das ações (Basgoze, Yildiz & Camgoz, 2016; Dutordoir *et al.*, 2015; Mann & Babbar, 2017).

No estudo de Basgoze *et al.* (2016), foi analisado o efeito do anúncio da marca na rentabilidade das ações de empresas turcas listadas na *BRANDFINANCE*, durante o período de 2010 a 2014. Os resultados obtidos permitiram concluir que os mercados reagem positivamente ao anúncio da marca, ainda que demorem algum tempo a reagir, tendendo a recompensar as melhores empresas a longo prazo. Contudo, estes resultados diferem para as novas empresas, que experienciam rentabilidades negativas nos meses subsequentes ao anúncio da marca. Mann & Babbar (2017) analisaram o impacto do anúncio de novos produtos na cotação das ações de empresas indianas pertencentes ao índice *BSE 500*, num total de 383 anúncios, por um período de 11 anos (2003 a 2013). Através de um estudo de evento, os autores observaram um impacto significativo destes anúncios sobre a cotação das ações, tendo sido registadas rentabilidades anormais superiores nos dias antecedentes ao anúncio de novos produtos, devido à fuga de informação para o mercado. Em 2016, Hsu *et al.* procuraram determinar a valorização dos mercados financeiros às diferentes estratégias de gestão de marca ou portfólios de marcas existentes, considerando para o efeito uma amostra de 302 empresas listadas na NYSE, no período de 1996 a 2006. Os autores concluíram que as múltiplas estratégias de gestão de marca(s) adotadas pelas empresas conduzem a diferentes perfis de risco e rentabilidade, as quais terão impactos distintos na sua valorização.

Apesar da existência de diversos artigos que indiciam uma ligação positiva entre o valor da marca e a rentabilidade das ações, os autores Johansson, Dimofte & Mazvancheryl (2012) não corroboram estes resultados. No seu estudo, analisaram a performance das ações das empresas americanas mais notórias, considerando uma amostra de 100 empresas, durante o pico da crise financeira de 2008. A análise foi efetuada considerando duas medidas distintas de valorização da marca (a financeira e a baseada no consumidor), as quais conduziram à obtenção de diferentes resultados. Após aplicação do modelo de Fama-French (1993) às medidas mencionadas, as ações das empresas listadas na *Equitrend* (representativas das medidas baseado no consumidor) registaram um desempenho positivo e significativo, o que não se verificou nas ações das empresas listadas na *Interbrand* (representativas das medidas financeiras). Segundo Johansson *et al.* (2012), esta divergência de resultados ocorre das diferentes metodologias de valorização de marca utilizadas, sendo as medidas exogéneas ao mercado (baseadas no consumidor) as que melhor explicam o desempenho das empresas nos mercados financeiros.

1.3.2. Relação entre Marca Corporativa e Risco Sistemático

Conforme referido por Aaker (1996), Aaker & Jacobson (1994) e Sivakumar & Raj (1997), a detenção de marcas fortes permite também, para além do aumento da rendibilidade das ações, a gestão da exposição ao risco, uma vez que reduz a elasticidade preço-procura, minimizando a variação das vendas e dos resultados operacionais, protegendo, dessa forma, a empresa das adversidades de mercado.

Nesse sentido, alguns estudos, por exemplo, Aaker & Jacobson, 2001; Bharadwaj, Tuli & Bonfrer, 2011; Madden *et al.*, 2006; Mcalister, Srinivasan & Kim, 2007 e Rego, Billett & Morgan, 2009, têm sido realizados com o intuito de determinar qual o impacto da marca no risco sistemático das ações.

Na investigação de Madden *et al.* (2006), para análise da relação marca-rendibilidade, os autores consideraram que a criação de valor para os acionistas ocorre sempre que a rendibilidade das ações da empresa é superior à rendibilidade obtida pelos investidores noutros ativos com risco semelhante. Neste estudo, consideraram uma amostra de 111 empresas (listadas pelo menos uma vez no *ranking* da *Interbrand*), no período de 1994 a 2001, tendo construído diversas carteiras de empresas, em função dos seus investimentos na marca e em atividades de marketing. Através dos modelos de Fama-French (1993) e Carhart (1997), os autores compararam a performance destas carteiras com um indicador de mercado, tendo concluído que aos *portfolios* das marcas fortes estão associadas maiores rendibilidades e também menor risco, o que resulta na criação de valor para o acionista.

Similarmente, Bharadwaj *et al.* (2011), através da utilização do modelo de Fama-French (1993), analisaram o impacto da qualidade da marca na rendibilidade e risco das ações, considerando uma amostra de 132 empresas, entre 2000 e 2005, num total de 519 observações. Os resultados obtidos permitiram concluir que variações positivas na qualidade da marca conduzem ao aumento da rendibilidade anormal e à redução do impacto do risco sistemático nas ações das empresas.

Já Rego *et al.* (2009), utilizando medidas de valorização da marca baseadas no consumidor, examinaram o impacto da marca no risco de 252 empresas, no período compreendido entre 2000 e 2006. Neste estudo, os autores verificaram que a

força/notoriedade da marca está associada ao risco da empresa, sendo sobretudo preditiva do risco idiossincrático e redutora do risco sistemático.

Também Mcalister *et al.* (2007) analisaram o impacto da marca no risco sistemático das ações, considerando as despesas de I&D (investigação e desenvolvimento) incorridas pelas empresas em estudo como representativas da força da marca. Considerando uma amostra de 644 entidades, para um período temporal de 22 anos (1979 a 2001), os autores concluíram que o aumento destas despesas (representativas da valorização da marca) contribui para a redução do risco sistemático das ações das empresas.

2. Objetivos e Hipóteses de Investigação

Tendo em conta a revisão de literatura efetuada no capítulo anterior, poderemos agora definir as hipóteses de investigação atendendo à questão de investigação já apresentada. O presente estudo tem como objetivo determinar o impacto da marca corporativa na rentabilidade, risco e liquidez das ações das empresas.

De acordo com os estudos de Feldman, Bahamonde & Bellido (2014) e Smith, Smith & Wang (2011), a marca corporativa relaciona-se positivamente com o aumento da notoriedade, reputação e visibilidade das empresas e contribui, conseqüentemente para o bom desempenho organizacional, o qual se reflete nos mercados financeiros. Também Aaker & Jacobson (1994), Barth *et al.* (1998), Chehab *et al.* (2016), Hsu *et al.* (2013), Yeung & Ramasamy (2008) verificaram existir uma relação positiva e significativa entre a marca corporativa e a rentabilidade das ações das empresas. Assim sendo, a primeira hipótese deste estudo é a seguinte:

» **Hipótese 1:** A marca corporativa influencia positivamente a rentabilidade anormal das ações das empresas.

Nesse sentido, procuraremos analisar se as ações das empresas com marcas corporativas mais fortes apresentam maior rentabilidade.

Atendendo à revisão de literatura efetuada, verificamos que existe uma relação positiva entre a marca corporativa e os *cash flows gerados*, protegendo as empresas das adversidades do mercado, o que permite reduzir o risco sistemático das suas ações (Aaker & Jacobson, 2001; Bharadwaj *et al.*, 2011). Assim, a segunda hipótese de investigação deste estudo é descrita da seguinte forma:

» **Hipótese 2:** A marca corporativa influencia negativamente o risco sistemático das ações das empresas.

Ainda que a literatura seja escassa quanto à relação entre a marca corporativa e a liquidez das ações, diversos estudos, tal como referido anteriormente, confirmam o impacto

positivo da marca corporativa na notoriedade, reputação, credibilidade e visibilidade das empresas nos mercados (Feldman *et al.*, 2014; Smith *et al.*, 2011). Assim, atendendo ao *efeito disponibilidade*, analisado por Barber & Odean (2008), os investidores tendem a investir em empresas com maior notoriedade, o que nos sugere que exista uma relação positiva entre a marca corporativa e a liquidez das ações das empresas. Nesse sentido, a terceira hipótese de investigação deste trabalho é a seguinte:

» **Hipótese 3:** A marca corporativa influencia positivamente a liquidez das ações das empresas.

Ou seja, procuraremos analisar se as marcas corporativas mais notórias/valiosas se apresentam mais líquidas.

3. Metodologia e Análise de Dados

Neste capítulo será apresentada a metodologia de investigação adotada, o qual contemplará as fontes de informação e amostra utilizadas, o processo de recolha e tratamento de dados escolhido, e a metodologia e análise estatística aplicada neste estudo.

3.1. Metodologia

A análise da relação existente entre marca corporativa, rendibilidade, risco e liquidez das ações será efetuada com recurso a testes não paramétricos, os quais permitirão analisar as diferenças entre as rendibilidades e os rácios de liquidez. Também serão utilizados modelos econométricos com dados em painel, nomeadamente, um modelo adaptado do CAPM e um modelo adaptado de Tkac (1999), os quais se apresentam de seguida.

3.1.1. Marca, Rendibilidade e Risco

Previamente à análise das variáveis em estudo, será efetuada a análise das estatísticas descritivas destas variáveis, em particular, do prémio de risco e da liquidez das ações, considerando a divisão da amostra em dois grupos de empresas: com baixo e elevado *ranking* na BRANDFINANCE. Serão também apresentados os resultados do teste não paramétrico de Mann-Whitney, com o objetivo de testar a diferença da mediana entre os dois grupos de empresas.

A análise do impacto da marca corporativa na rendibilidade e risco das ações das empresas será efetuada através da adaptação do modelo de CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), atendendo aos dois grupos criados, e que se traduzirá no modelo seguinte:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha^{BR} + \beta^{BR} * (R_{m,t} - R_{f,t}) + \alpha^{ER} * D_{iy} + \beta^{ER} * D_{iy} * (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Onde:

$R_{i,t}$	Rendibilidade da ação i , no mês t ;
$R_{f,t}$	Rendibilidade do ativo sem risco, no mês t ;

$R_{i,t} - R_{f,t}$	Prémio de risco da ação i , no mês t ;
α^{BR}	Parâmetro estimado para a constante, que representa a rendibilidade anormal das empresas com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE;
β^{BR}	Coeficiente estimado que mede a sensibilidade da rendibilidade das ações com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE face à rendibilidade de mercado;
$R_{m,t}$	Rendibilidade do mercado, no mês t ;
$R_{m,t} - R_{f,t}$	Prémio de risco de mercado, no mês t ;
α^{ER}	Parâmetro estimado para a constante, que representa a alteração da rendibilidade anormal das empresas com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE comparado com as empresas com baixo <i>ranking</i> ;
β^{ER}	Coeficiente estimado que mede a alteração da sensibilidade da rendibilidade das ações com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE comparado com as empresas com baixo <i>ranking</i> ;
D_{iy}	Variável <i>dummy</i> que toma o valor 1 se a empresa i , no ano y , tem elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE e zero em caso contrário.

3.1.2. Marca e Liquidez

Atendendo às vantagens e desvantagens das diferentes medidas de liquidez enunciadas anteriormente, a determinação da liquidez dos ativos, no presente estudo, será efetuada com recurso à medida de iliquidez de Amihud (2002), considerando a facilidade na obtenção de dados para o seu cálculo e a agregação de algumas das características da liquidez, tais como o volume de transação e o impacto no preço.

Tal como referido anteriormente, o rácio de iliquidez de Amihud (2002) mede a média da variação diária dos preços face aos volumes diários transacionados, em unidades monetárias, e é determinado da seguinte forma:

$$ILLIQ_{i,y} = \frac{1}{D_{i,y}} * \frac{\sum_{t=1}^{D_{i,y}} |R_{i,d,y}|}{VOLD_{i,d,y}} \quad (2)$$

Onde:

$D_{i,y}$	Número de dias de transação da ação da empresa i no ano y ;
$R_{i,d,y}$	Rendibilidade, em termos absolutos, da ação da empresa i no dia d , no ano y ;
$VOLD_{i,d,y}$	Volume diário transacionado, em USD, da ação da empresa i no dia d , no ano y .

Quanto menor for o valor obtido para este indicador, maior será a liquidez do ativo.

Para facilitar a leitura desta medida (porque o mais comum é analisar a liquidez e não a iliquidez das ações), e reduzir a escala dos dados analisados, procedeu-se à transformação da medida de iliquidez de Amihud (2002) na seguinte medida:

$$LIQ_{i,y} = \text{Log} \left(\frac{1}{ILLIQ_{i,y}} \right) \quad (3)$$

O estudo do impacto da marca corporativa na liquidez das ações será efetuado com base no modelo utilizado por Tkac (1999), adaptado à realidade em estudo. Assim, a análise da relação entre estas variáveis será efetuada através da seguinte equação:

$$Liq_{i,t} = \alpha^{BR} + \beta^{BR} * Liq_{m,t} + \alpha^{ER} * D_{iy} + \beta^{ER} * Liq_{m,t} * D_{iy} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Onde:

$Liq_{i,t}$	Liquidez da ação i , no mês t ;
α^{BR}	Parâmetro estimado para a constante, que representa a liquidez anormal das empresas com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE;
β^{BR}	Coefficiente estimado que mede a sensibilidade da liquidez das empresas com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE face à liquidez do mercado;
$Liq_{m,t}$	Liquidez do mercado, no mês t ;

α^{ER}	Parâmetro estimado para a constante, que representa a alteração da liquidez anormal das empresas com elevado <i>ranking</i> da BRANDFINANCE comparativamente às empresas com baixo <i>ranking</i> ;
β^{ER}	Coeficiente estimado que mede a alteração da sensibilidade da liquidez das empresas com elevado <i>ranking</i> da BRANDFINANCE face às empresas com baixo <i>ranking</i> ;
D_{iy}	Variável <i>dummy</i> que toma valor igual a 1 se a empresa <i>i</i> , no ano <i>y</i> , tem elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE e zero em caso contrário.

Os modelos das equações 1 e 4 são estimados no software Gretl, considerando dados em painel, por OLS, com efeitos fixos e com efeitos aleatórios, aos quais serão aplicados o teste F, o teste de *Breusch-Pagan* e o de *Hausman* para seleção do método de estimação mais adequado.

3.2. Amostra e Dados

A amostra considerada neste estudo contempla as empresas incluídas no *ranking* “GLOBAL 500” divulgado e publicado pela BRANDFINANCE, no período de 2007 a 2017, num total de 367 empresas, relativas a 14 países e 9 indústrias.

Considerando o objetivo da presente investigação (a análise de impacto da marca corporativa na rentabilidade, risco e liquidez das ações das empresas), e as diferentes vantagens e desvantagens associadas às diferentes metodologias de valorização da marca existentes, optou-se pela utilização do *ranking* de marcas disponibilizado pela BRANDFINANCE. A escolha desta base de dados prende-se, tal como referido por Salinas & Tim (2009), com a sua notoriedade e qualidade, reconhecida por diversas entidades legais e fiscais em todo o mundo, bem como pela quantidade e diversidade de informação disponibilizada. A informação relativa ao valor/posição da marca corporativa é obtida, anualmente, através da listagem BRANDFINANCE anteriormente referida. Considera-se que as empresas têm um elevado *ranking* quando a sua posição no *ranking* da BRANDFINANCE é superior à posição média do *ranking* anual. De forma inversa, classificam-se como empresas de baixo *ranking* todas aquelas cuja posição no *ranking* é inferior à média anual.

A restante informação financeira necessária à análise da rentabilidade, do risco sistemático e liquidez, nomeadamente dados de mercado, é obtida através da base de dados da *DATASTREAM*. Estes dados são recolhidos para os anos anteriormente indicados (2007 a 2017), com periodicidade diária e mensal.

A *proxy* representativa da taxa de juro sem risco considerada são os bilhetes de tesouro dos Estados Unidos da América (EUA), obtidos através da *FEDERAL TREASURY*, com uma periodicidade mensal.

Foram ainda considerados, para a seleção da amostra, os seguintes critérios:

- Exclusão de marcas pertencentes a empresas não cotadas em bolsa e, para empresas com múltiplas marcas, apenas a marca "principal" foi considerada, excluindo-se as restantes;

- Exclusão das marcas/empresas pertencentes ao setor financeiro (atendendo à disparidade contabilística e legislativa deste setor) e conglomerados, de modo a permitir a homogeneização de dados e da amostra;
- Exclusão das marcas/empresas pertencentes a 25 países selecionados (África do Sul, Arábia Saudita, Áustria, Bélgica, Brasil, Chile, China, Colômbia, Coreia, Dinamarca, Emirados Árabes Unidos, Finlândia, Grécia, Índia, Indonésia, Irlanda, Kuwait, Luxemburgo, Malásia, México, Portugal, Qatar, Rússia, Tailândia e Turquia), pelo reduzido número de observações.

As empresas da amostra encontram-se distribuídas por 14 países, conforme se apresenta na tabela 2, das quais se destacam os EUA, Japão e França, com maior representação na amostra (48,0%, 13,6% e 9,3%, respetivamente) e a Noruega, Singapura e Austrália como sendo os países menos representados (0,3%, 0,5% e 0,8%, respetivamente). A Suíça é o país que apresenta o maior prémio de risco médio, sendo a Singapura aquele que apresenta uma maior liquidez média. A Noruega regista simultaneamente o menor prémio de risco e liquidez médios.

Tabela 2: Composição da Amostra por País

País	Nº empresas	% Amostra	Média do Prémio de Risco	Média da Liquidez
Alemanha	27	7,4%	0,001813084	6,920385154
Austrália	3	0,8%	0,001764141	6,811542519
Canadá	9	2,5%	0,001627534	6,942982957
Espanha	10	2,7%	0,002015353	6,92410847
EUA	176	48,0%	0,001938682	6,936259511
França	34	9,3%	0,001745201	6,9347315
Holanda	6	1,6%	0,001601737	6,89708725
Itália	7	1,9%	0,001591041	6,944412367
Japão	50	13,6%	0,001787216	6,939082055
Noruega	1	0,3%	-0,000647886	6,563965417
Reino Unido	25	6,8%	-0,002426183	6,622113583
Singapura	2	0,5%	0,001536096	6,981201801
Suécia	6	1,6%	0,001750822	6,934965984
Suíça	11	3,0%	0,002045194	6,928077362
Total	367	100%		

Considerando a classificação por indústria (definida no *Industry Classification Benchmark (ICB)* do FTSE Internacional), conforme identificado na tabela (3), verifica-se que os serviços de consumo e tecnologia são os mais representados, com 26,7% e 18,5%, respetivamente. Por outro lado, as matérias básicas (1,9%) e o petróleo e gás (5,4%) são os menos representativos da amostra.

Tabela 3: Composição da Amostra por Indústria

Indústria	Nº empresas	% Amostra	Média do Prémio de Risco	Média da Liquidez
Bens de Consumo	34	9,3%	0,001598408	6,93247576
Cuidados de Saúde	38	10,4%	0,001681939	6,925366737
Matérias Básicas	7	1,9%	0,001165547	6,909226667
Petróleo e Gás	20	5,4%	0,001572682	6,955007099
Produtos Industriais	52	14,2%	0,001520557	6,915943791
Serviços de Consumo	98	26,7%	0,00134155	6,90366158
Serviços Públicos	25	6,8%	0,00133992	6,919292984
Tecnologia	68	18,5%	0,001938682	6,936259511
Telecomunicações	25	6,8%	0,000981162	6,898231199
Total	367	100%		

Nas tabelas 4 e 6 são apresentadas as estatísticas descritivas (média, mediana, mínimo, máximo e desvio padrão) para o prémio de risco e liquidez das ações, considerando todas as empresas da amostra no período em análise.

Rendibilidade: Prémio de Risco das ações

Tabela 4: Rendibilidade - Estatísticas Descritivas da Amostra ($R_i - R_f$)

Estatística	Empresas c/ Baixo ranking na BRANDFINANCE	Empresas c/ Elevado ranking na BRANDFINANCE
N	13.709	14.322
Média	0,0015863	0,0011835
Mediana	0,0030049	0,0044143
Mínimo	-1,0389	-1,5851
Máximo	0,85811	0,73064
Desvio Padrão	0,094591	0,086684

Atendendo aos valores obtidos, verificamos que a mediana do prémio de risco das empresas da amostra com elevado *ranking* na BRANDFINANCE é superior face às empresas com baixo *ranking*.

A dispersão da rendibilidade (desvio padrão), face à média, apresenta um valor superior nas empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE, o que indicia uma maior disparidade nos valores obtidos relativos ao prémio de risco das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE.

Para testar se efetivamente a diferença da mediana do prémio de risco das empresas de elevado *ranking* face à das empresas de baixo *ranking* é significativa, foi efetuado o teste não paramétrico de Mann-Whitney (cujos resultados se encontram na tabela infra), que compara a mediana do prémio de risco das subamostras consideradas (empresas com elevado e baixo *ranking* na BRANDFINANCE). Os resultados da tabela 5 indicam, contrariamente ao esperado, e para um nível de significância de 5%, que não podemos rejeitar a hipótese de que as medianas dos prémios de riscos dos dois grupos de empresas são iguais.

Tabela 5: Teste U de Mann-Whitney para a mediana do Prémio de Risco da Amostra

	N	Mediana do <i>Ranking</i>	Valor <i>p</i>
Empresas com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE	14.322	13.989,67	
Empresas com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE	13.709	14.043,51	
Total	28.031		
		Teste U de Mann-Whitney	0,578

Liquidez das ações

Tabela 6: Liquidez - Estatísticas Descritivas da Amostra (*Liq i*)

Estadística	Empresas c/ Baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE	Empresas c/ Elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE
N	13.709	14.322
Média	6,6892	7,1041
Mediana	6,8731	7,3117
Mínimo	0,18099	1,9243
Máximo	8,7364	9,3296
Desvio Padrão	0,97126	0,98508

Analisando os valores obtidos presentes na tabela 6, verificamos que as ações das empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE apresentam, em média, uma maior liquidez face às ações das empresas com baixo *ranking*. Os valores máximos e mínimos registados para cada um destes grupos corroboram que as ações das empresas mais notórias são as que apresentam maior liquidez, quando comparadas com as empresas de menor notoriedade.

A dispersão da rentabilidade (desvio padrão), face à média, e a mediana da liquidez das ações, apresentam também valores superiores nas empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE.

Recorrendo ao teste não paramétrico de Mann-Whitney (cujos resultados se encontram na tabela infra), para testar se a mediana da liquidez das empresas de elevado *ranking* é superior à das empresas de baixo *ranking*, verificamos que, para um nível de significância de 1%, rejeitamos a hipótese de que as medianas da liquidez dos dois grupos de empresas são iguais. Assim, conclui-se que as empresas de elevado *ranking* são as que apresentam maior liquidez.

Tabela 7: Teste U de Mann-Whitney para a mediana da Liquidez da Amostra

	N	Mediana do <i>Ranking</i>	Valor <i>p</i>
Empresas com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE	13.980	15.003,23	
Empresas com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE	12.113	10.798,26	
Total	26.093		
		Teste U de Mann-Whitney	0,000

4. Apresentação e Discussão de Resultados

Atendendo à amostra e metodologias definidas e apresentadas no capítulo anterior, são agora apresentados e discutidos os resultados obtidos neste estudo.

4.1. Resultados Obtidos

4.1.1. Marca - Rendibilidade - Risco

4.1.1.1. Modelo CAPM

Para seleção do modelo de estimação mais adequado, foi estimado o modelo com dados em painel, por OLS, com efeitos fixos e com efeitos aleatórios. Primeiramente, explorou-se o teste F, para entender qual dos dois modelos (por OLS ou com efeitos fixos) deveria ser utilizado. Atendendo a que a hipótese nula foi rejeitada, para um nível de significância de 1%, selecionou-se o modelo de efeitos fixos. Através do teste de *Breusch-Pagan*, efetuou-se uma segunda análise, entre o modelo com efeitos fixos e aleatórios, cujos resultados revelam que o modelo de efeitos fixos é o mais consistente para este estudo (conforme apresentado nos anexos 1 e 2).

Tabela 8: Estimação do modelo com efeitos fixos - CAPM

Variável dependente: Prémio de Risco da Ação (Ri-Rf)

	Coefficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	0,00166585	0,000828420	0,0451	**
β^{BR}	0,979930	0,0304453	<0,0001	***
α^{ER}	-0,00433354	0,00154154	0,0052	***
β^{ER}	-0,0312247	0,0413391	0,4505	

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

Os resultados obtidos permitem afirmar que a rendibilidade anormal das ações das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE é estatisticamente significativa e positiva, para um nível de significância de 5%.

O coeficiente que mede a alteração da rendibilidade anormal das empresas de elevado *ranking* face às de baixo é negativo e estatisticamente significativo, para um nível de 1%. Este resultado indicia que a rendibilidade anormal destas ações diminui face à rendibilidade anormal registada pelas empresas com baixo *ranking*, contrariando a nossa hipótese de investigação (hipótese 1). Esta evidência pode ser resultado do ajustamento dos preços das ações das empresas com elevado *ranking* ser instantâneo, o que suporta a hipótese de eficiência dos mercados. Atendendo à maior notoriedade e, conseqüentemente, maior liquidez experienciada por estas empresas, tal como evidenciado nos testes não paramétricos realizados, o ajustamento de preços poderá ser, potencialmente, feito mais rapidamente. A diferença nos resultados obtidos face à literatura existente pode ser causada pela utilização de uma metodologia diferente, e pela medida de valorização de marca considerada (BRANDFINANCE). Contudo, estes resultados corroboram os resultados obtidos por Johansson *et al.* (2012), com a utilização da base de dados da *Interbrand*.

O coeficiente que mede a sensibilidade da rendibilidade das empresas de baixo *ranking* na BRANDFINANCE face às alterações da rendibilidade de mercado é, também, estatisticamente significativo e positivo, para um nível de significância de 1%. Ainda, relativamente ao risco sistemático, os resultados evidenciam que não existe uma diferença, estatisticamente significativa, neste tipo de risco entre as empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE e as empresas com baixo *ranking*, o que não corrobora a nossa hipótese de investigação (hipótese 2). Esta evidência pode resultar da composição da amostra (marcas/empresas mais valiosas), sendo a diferença entre *ranking's* insuficiente para avaliar o impacto da marca corporativa no risco sistemático.

4.1.1.2. Testes de Robustez

Para analisar a consistência dos resultados obtidos, foram feitas análise à robustez dos resultados, através da análise da amostra subdividida por ano e através da aplicação de uma adaptação do modelo de Fama-French (1993).

- Dummy Ano

Nesta abordagem pretende-se verificar a influência dos ciclos económicos na performance das ações das empresas, e conseqüentemente nos resultados obtidos. Para

esse efeito, foram construídas 10 variáveis *dummy*, considerando os anos contemplados na amostra em análise (2007 a 2017).

A seleção do modelo de estimação mais adequado foi efetuada atendendo ao teste F e ao teste de *Breusch-Pagan*, conforme anexos 3 e 4, concluindo-se que o modelo de efeitos fixos é o mais consistente para este estudo.

Tabela 9: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Ano
Variável dependente: Prémio de Risco da Ação (Ri-Rf)

	Coefficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	<-0,0001	0,00152681	0,9676	
β^{BR}	0,972827	0,0302552	<0,0001	***
α^{ER}	-0,00503422	0,00160709	0,0019	***
β^{ER}	-0,0314365	0,0413140	0,4472	
A2007	0,00313647	0,00226879	0,1677	
A2008	0,000680611	0,00245862	0,7821	
A2009	0,00798533	0,00222020	0,0004	***
A2010	0,00626625	0,00180804	0,0006	***
A2011	0,00153635	0,00196769	0,4354	
A2012	-0,00326362	0,00207463	0,1166	
A2013	0,00541309	0,00188071	0,0042	***
A2014	0,00259682	0,00172809	0,1338	
A2015	-0,00149232	0,00189430	0,4313	
A2016	<-0,0001	0,00180951	0,9937	

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

Quando considerada esta abordagem, verificamos que os resultados obtidos para a rendibilidade anormal das ações das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE não apresentam significância estatística. Já a alteração da rendibilidade anormal das empresas de elevado *ranking* face às de baixo *ranking* apresenta resultados estatisticamente significativos e negativos, para um nível de significância de 1%.

Relativamente ao risco sistemático, para as empresas de baixo *ranking*, obtemos resultados estatisticamente significativos e positivos, com um nível de significância de 1%, o que não se verifica nas empresas de elevado *ranking*, as quais não apresentam diferenças estatisticamente significativas face às de baixo *ranking*.

Estes resultados de robustez indiciam que os diferentes anos analisados têm um impacto diferente sobre o prêmio de risco das ações das empresas, sendo significativos os anos de 2009, 2010 e 2013, correspondentes aos anos de recessão económica, causada pela crise do *subprime* nos EUA e pela crise da dívida pública na Zona Euro.

Comparativamente, verificamos que quando são incluídas *dummies* temporais, os resultados relativos à rendibilidade anormal das empresas de elevado *ranking*, e ao risco sistemático de ambos os grupos de empresas se mantêm. Porém, os resultados relativos à rendibilidade das empresas de baixo *ranking* perdem significância estatística.

Foi ainda efetuada a análise da amostra e resultados após a crise (desconsiderando os anos de 2007, 2008 e 2009), tendo sido obtidos resultados semelhantes aos apresentados inicialmente.

▪ Fama-French

Atendendo à limitação inerente ao modelo de CAPM (que considera apenas um fator de risco), foi aplicado um modelo adaptado do modelo de 3 fatores de Fama-French (1993), que inclui também os fatores de risco de dimensão e *book-to-market* como fatores explicativos da rendibilidade das ações das empresas.

Assim, nesta análise, o modelo utilizado é o seguinte:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha^{BR} + \beta^{BR} * (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta^{BR}_{SMB} * SMB_t + \beta^{BR}_{HML} * HML_t + \alpha^{ER} * D_{iy} + \beta^{ER} * D_{iy} * (R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta^{ER}_{HML} * D_{iy} * SMB_t + \beta^{ER}_{HML} * D_{iy} * HML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Onde:

$R_{i,t}$	Rendibilidade da ação <i>i</i> , no mês <i>t</i> ;
$R_{f,t}$	Rendibilidade do ativo sem risco, no mês <i>t</i> ;
$R_{i,t} - R_{f,t}$	Prémio de risco da ação <i>i</i> , no mês <i>t</i> ;
α^{BR}	Parâmetro estimado para a constante, que representa a rendibilidade anormal das empresas com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE;

β^{BR}	Coeficiente estimado que mede a sensibilidade da rentabilidade das ações com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE face às alterações da rentabilidade de mercado;
β^{BR}_{SMB}	Coeficiente estimado que mede a sensibilidade do prémio de risco das ações com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE face às alterações do fator dimensão;
β^{BR}_{HML}	Coeficiente estimado que mede a sensibilidade do prémio de risco das ações com baixo <i>ranking</i> na BRANDFINANCE face às alterações do fator <i>book-to-market</i> ;
$R_{m,t}$	Rentabilidade do mercado, no mês t ;
$R_{m,t} - R_{f,t}$	Prémio de risco de mercado, no mês t ;
α^{ER}	Parâmetro estimado para a constante, que representa a alteração da rentabilidade anormal das empresas com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE comparado com as empresas com baixo <i>ranking</i> ;
β^{ER}	Coeficiente estimado que mede a alteração da sensibilidade da rentabilidade das ações com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE face a rentabilidade de mercado, comparado com as empresas com baixo <i>ranking</i> ;
β^{ER}_{SMB}	Coeficiente estimado que mede a alteração da sensibilidade do prémio de risco das ações com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE, relativamente ao fator dimensão, comparado com as empresas com baixo <i>ranking</i> ;
β^{ER}_{HML}	Coeficiente estimado que mede a alteração do prémio de risco das ações com elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE, relativamente ao fator <i>book-to-market</i> , comparado com as empresas com baixo <i>ranking</i> ;
D_{iy}	Variável <i>dummy</i> que toma o valor 1 se a empresa i , no ano y , tem elevado <i>ranking</i> na BRANDFINANCE e zero, em caso contrário.

Os fatores de risco de dimensão e *book-to-market* utilizados neste estudo encontram-se disponíveis em <http://mba.tuck.dartmouth.edu>.

Para seleção do modelo de estimação mais adequado foram efetuados os testes F e o de *Breusch-Pagan*, conforme anexos 5 e 6, concluindo-se que o modelo com efeitos fixos é o mais consistente para este estudo.

Tabela 10: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Fama-French

Variável dependente: Prêmio de Risco da Ação (Ri-Rf)

	Coefficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	-0,00410627	0,000804692	<0,0001	***
β^{BR}	0,0105417	0,000142592	0,0000	***
β^{BR}_{SMB}	0,000323824	0,000307070	0,2916	
β^{BR}_{HML}	0,00103391	0,000270548	0,0001	***
α^{ER}	-0,000201694	0,00109616	0,8540	
β^{ER}	-0,000474371	0,000194065	0,0145	**
β^{ER}_{SMB}	-0,00318542	0,000418365	<0,0001	***
β^{ER}_{HML}	<-0,0001	0,000371085	0,9380	

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

Os resultados obtidos permitem afirmar que a rendibilidade anormal das ações das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE é negativa e estatisticamente significativa, para um nível de significância de 1%. Relativamente à rendibilidade anormal das ações das empresas de elevado *ranking*, verificamos não existir uma diferença estatisticamente significativa entre estas empresas e as de baixo *ranking*. Estes resultados diferem da revisão de literatura efetuada, particularmente, das conclusões apontadas por Hsu *et al.* (2013) e Johansson *et al.* (2012), os quais utilizam a mesma metodologia. Esta evidência pode resultar, potencialmente, da amostra e horizontes temporais considerados em cada um destes estudos. No estudo de Hsu *et al.* (2013) foi utilizado o *ranking* das 100 melhores marcas e empresas publicadas pela Business Week e pela revista Fortune, no período de 2001 a 2010, e no de Johansson *et al.* (2012) foram utilizadas as 100 empresas americanas mais notórias, no pico da crise financeira de 2008.

O coeficiente que mede a sensibilidade da rendibilidade das empresas de baixo *ranking* na BRANDFINANCE face às alterações da rendibilidade de mercado é positivo e estatisticamente significativo, para um nível de significância de 1%. Este resultado indica que a rendibilidade das ações varia no mesmo sentido da rendibilidade de mercado, mas em menor proporção.

Atendendo aos resultados obtidos (significância estatística, para um nível de significância de 5%), verificamos que as empresas de elevado *ranking* experienciam um menor risco sistemático quando comparadas com as empresas de baixo *ranking*. Comparativamente, considerando a revisão de literatura efetuada, verificamos que estes resultados são semelhantes aos obtidos por Madden *et al.* (2006) e Bharadwaj *et al.* (2011), utilizando a mesma metodologia.

Considerando a sensibilidade do prémio de risco das ações das empresas de baixo *ranking* na BRANDFINANCE face a alterações do fator *book-to-market*, os resultados apresentam um coeficiente positivo e estatisticamente significativo, para um nível de significância de 5%.

O coeficiente que mede a alteração da sensibilidade do prémio de risco das empresas de elevado *ranking* na BRANDFINANCE, relativamente ao fator dimensão, face às de baixo *ranking* é negativo e estatisticamente significativo, para um nível de significância de 1%. Este resultado indicia que a alteração da sensibilidade ao fator dimensão destas ações diminui, comparando com as empresas com baixo *ranking*, o que sugere que as empresas que compõem o portfólio de baixo *ranking* são mais sensíveis ao fator dimensão.

Ao efetuar uma análise comparativa entre os dois modelos de estimação utilizados, verificamos que os resultados obtidos são, na sua maioria, diferentes, indiciando que os fatores de risco introduzidos (dimensão e *book-to-market*) influenciam significativamente os resultados.

Considerando a rendibilidade anormal das empresas de baixo *ranking*, verificamos que pela aplicação de ambos os modelos se obtêm resultados estatisticamente significativos, contudo, com variações diferentes (positiva no CAPM e negativa no de Fama-French (1993)), o que indicia que os fatores de risco introduzidos estão a influenciar os resultados. Os resultados relativos à rendibilidade anormal das empresas de elevado *ranking* perdem significância estatística, diferindo do CAPM, cujos resultados sugerem uma diminuição da rendibilidade anormal registada por estas empresas face às de baixo *ranking*.

Analisando a sensibilidade da rendibilidade das ações à rendibilidade de mercado, verificamos que para as empresas de baixo *ranking* os resultados se mantêm (significativos e positivos, para um nível de significância de 1%). Porém, o mesmo não sucede com as empresas de elevado *ranking*, cuja alteração da sensibilidade da rendibilidade das ações destas empresas face às de baixo *ranking* apresenta agora resultados estatisticamente significativos e negativos (com um nível de significância de 5%). Estes resultados indiciam que estas empresas experienciam menor risco, quando comparadas com as empresas de baixo *ranking*, corroborando a hipótese 2 e os estudos de Bharadwaj *et al.* (2011), Madden *et al.* (2006) e Rego *et al.* (2009), de que a notoriedade da marca contribui para a redução do risco das ações das empresas.

▪ Fama-French > Ano

Complementarmente à análise anterior, nesta abordagem procuramos determinar qual a influência dos diferentes ciclos económicos na rendibilidade e diferentes tipos de risco experienciados pelas empresas da amostra.

A seleção do modelo de estimação mais adequado foi efetuada atendendo ao teste F e ao teste de *Breusch-Pagan*, conforme anexos 7 e 8, concluindo-se que o modelo com efeitos fixos é o mais consistente para este estudo.

Tabela 11: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Fama-French – Ano
Variável dependente: Prémio de Risco da Ação (Ri-Rf)

	Coefficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	-0,00324390	0,00151695	0,0331	**
β^{BR}	0,0102818	0,000331407	<0,0001	***
β^{BR}_{SMB}	0,000171715	0,000501909	0,7325	
β^{BR}_{HML}	0,00132730	0,000461095	0,0042	***
α^{ER}	-0,00460131	0,00163190	0,0051	***
β^{ER}	-0,000473125	0,000445998	0,2895	
β^{ER}_{SMB}	-0,00323361	0,000664739	<0,0001	***
β^{ER}_{HML}	<0,0001	0,000630843	0,9382	
A2007	0,004353	0,002277	0,0567	*
A2008	-0,00451116	0,002429	0,0641	*
A2009	0,013235	0,002226	<0,0001	***
A2010	0,007059	0,001783	<0,0001	***
A2011	-0,000638634	0,001988	0,7482	
A2012	-0,00449830	0,00206	0,0296	**
A2013	0,003199	0,001879	0,0896	*
A2014	0,002883	0,001749	0,1002	
A2015	0,000776	0,0019	0,6832	
A2016	-0,00146294	0,001707	0,3919	

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

Os resultados obtidos indiciam que a rendibilidade anormal das ações das empresas de baixo *ranking* é negativa e estatisticamente significativa, para um nível de significância de 5%. A alteração da rendibilidade anormal das empresas de elevado *ranking* face às de baixo *ranking* é também negativa e estatisticamente significativa, para um nível de significância de 1%.

Relativamente à sensibilidade da rendibilidade das ações face à rendibilidade de mercado, verificamos que as empresas de baixo *ranking* apresentam resultados estatisticamente significativos e positivos, para um nível de significância de 1%. Já as empresas de elevado *ranking* não apresentam uma alteração de resultados estatisticamente significativa quando comparadas com as empresas de baixo *ranking*.

Verificamos ainda que os resultados relativos à sensibilidade do prémio de risco das ações das empresas de baixo *ranking* na BRANDFINANCE, face a alterações do fator *book-to-market*, são estatisticamente significativos e positivos, para um nível de significância de 1%.

A alteração da sensibilidade do prémio de risco das empresas de elevado *ranking* face às de baixo *ranking*, apresenta, também, resultados estatisticamente significativos e negativos, com um nível de significância de 1%, quando considerado o fator dimensão.

Nesta análise, constatamos que os anos de 2007, 2008, 2009, 2010, 2012 e 2013 (anos de crise financeira) são os que têm um impacto mais significativo sobre o prémio de risco das ações das empresas.

Considerando as *dummies* temporais, verificamos que os resultados relativos à rendibilidade anormal experienciada pelas empresas de baixo e elevado *ranking* se mantêm, respetivamente, idênticos aos obtidos com a aplicação do modelo adaptado de Fama-French e CAPM anteriormente apresentados.

Atendendo aos resultados obtidos, verificamos que a sensibilidade da rendibilidade das ações à rendibilidade de mercado experienciada pelas empresas de elevado *ranking* não apresenta uma diferença estatisticamente significativa face às de baixo *ranking*, tal como apurado com a utilização do CAPM, mas contrário ao determinado pela aplicação do modelo de Fama-French (1993). Os resultados relativos à sensibilidade da rendibilidade das ações face à rendibilidade de mercado das empresas de baixo *ranking* são consistentes e semelhantes aos obtidos anteriormente.

Para além da análise de robustez mencionada, foi também efetuada a análise considerando o desfasamento anual do *ranking* de marca obtido face à rendibilidade das ações (isto é, considerando a classificação de *ranking* no ano n e a rendibilidade das ações em $n+1$), e cujos resultados se revelaram semelhantes aos obtidos com a utilização do modelo de CAPM.

Atendendo às diversas análises de resultados efetuadas, apresentam-se, na tabela 12, o resumo/comparação dos resultados obtidos.

ANÁLISE COMPARATIVA

Tabela 12: Análise Comparativa de Resultados – Rendibilidade Anormal

	Rendibilidade Anormal das Empresas de Baixo <i>Ranking</i>	Alteração da rendibilidade anormal das Empresas de Elevado <i>Ranking</i>
CAPM	Significativa e positiva (<i>p value</i> 5%)	Significativo e negativo (<i>p value</i> 1%)
CAPM – ANO	Ausência de significância estatística	Significativo e negativo (<i>p value</i> 1%)
FAMA FRENCH	Significativo e negativo (<i>p value</i> 1%)	Ausência de significância estatística
FAMA FRENCH - ANO	Significativo e negativo (<i>p value</i> 1%)	Significativo e negativo (<i>p value</i> 1%)

Analisando os resultados obtidos relativos à rendibilidade anormal das empresas, verificamos que estes diferem sobretudo em função do modelo de estimação utilizado. Relativamente às empresas de baixo *ranking*, verificamos que pela aplicação de ambos os modelos se obtêm resultados estatisticamente significativos, mas contrários (positivo no CAPM e negativo no de Fama-French (1993)), sugerindo variações contrárias da rendibilidade anormal destas empresas face à rendibilidade anormal registada pelo mercado. Verificamos assim, que os fatores de risco dimensão e *book-to-market* influenciam a rendibilidade das ações destas empresas.

Quando considerada a influência dos ciclos económicos na rendibilidade das ações das empresas de baixo *ranking*, verificamos que os resultados perdem significância estatística, através do modelo adaptado do CAPM, mas que se mantêm estatisticamente significativos e negativos com o modelo de Fama-French (1993).

No que respeita às empresas de elevado *ranking*, verificamos que a utilização dos diferentes modelos conduziu a diferentes resultados (estatisticamente significativos e negativos, através do CAPM e sem significância estatística quando aplicado o de Fama e French (1993)), os quais se mantêm idênticos quando considerada a influência dos ciclos económicos na rendibilidade das ações das empresas da amostra, no modelo de Fama e French (1993).

4.1.2. Marca - Liquidez

4.1.2.1. Modelo de Tkac com medida de Amihud

Tal como na análise do impacto da marca corporativa na rendibilidade e risco das ações, também no estudo da influência da marca corporativa na liquidez das ações, o modelo de efeitos fixos se revelou o mais consistente (considerando o teste F e o teste de *Breusch-Pagan*), conforme evidenciado nos anexos 9 e 10.

Tabela 13: Estimação do modelo com efeitos fixos – Modelo de Tkac

Variável dependente: Liquidez da Ação (Liq_i)

	Coeficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	5,47486	0,285331	<0,0001	***
β^{BR}	0,0937207	0,0187388	<0,0001	***
α^{ER}	-0,295539	0,199975	0,1403	
β^{ER}	0,0207207	0,0130121	0,1122	

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

Os resultados obtidos permitem afirmar que a liquidez anormal das ações das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE e a sensibilidade da liquidez das ações destas empresas face à liquidez de mercado são estatisticamente significativas e positivas, para um nível de significância de 1%. Ambos os coeficientes são positivos o que evidencia que a liquidez das ações das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE varia em consonância com a liquidez do mercado.

Relativamente às empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE, verificamos que a liquidez anormal e a sensibilidade da liquidez das ações destas empresas não apresentam diferenças estatisticamente significativas face às empresas de baixo *ranking*, o que não corrobora a nossa hipótese de investigação (hipótese 3). Estes resultados são também contrários aos evidenciados com a aplicação dos testes não paramétricos, os quais indicavam que as empresas de elevado *ranking* são as que apresentam maior liquidez.

4.1.2.2. Testes de Robustez

Para testar a consistência dos resultados obtidos, foram realizados testes de robustez, através da análise de amostra considerando a divisão por ano e pela aplicação de uma medida diferente de liquidez.

▪ Dummy Ano

Nesta abordagem procuramos observar a influência dos ciclos económicos, ocorridos entre 2007 e 2017, na liquidez das ações da amostra em estudo. Considerando os testes F e de *Breusch-Pagan* para seleção do modelo de estimação mais adequado (conforme anexos 11 e 12), conclui-se que modelo de efeitos fixos é o mais consistente para este estudo.

Tabela 14: Estimação do modelo com efeitos fixos – Testes de robustez: Ano

Variável dependente: Liquidez da Ação (Liq_i)

	Coefficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	6,76019	0,101188	<0,001	***
β^{BR}	0,022368	0,006281	0,0004	***
α^{ER}	-0,132116	0,142867	0,3558	
β^{ER}	0,011995	0,008968	0,1819	
A2007	-0,0509844	0,04022	0,2058	
A2008	-0,313488	0,031493	<0,001	***
A2009	-0,420630	0,031324	<0,001	***
A2010	-0,213803	0,026045	<0,001	***
A2011	-0,243591	0,025157	<0,001	***
A2012	-0,251534	0,026104	<0,001	***
A2013	-0,139249	0,021441	<0,001	***
A2014	-0,0806076	0,020587	0,0001	***
A2015	-0,114197	0,017741	<0,001	***
A2016	-0,137701	0,01586	<0,001	***

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

Estes resultados de robustez indicam que a maioria dos anos analisados tem um impacto significativo sobre a liquidez das ações das empresas (à exceção do ano de 2007), contudo os mesmos não alteram os resultados obtidos no que respeita à liquidez anormal, que se mantém idênticos aos resultados iniciais.

- Modelo de Tkac com volume

Nesta análise, considerando o modelo adaptado de Tkac (1999), utiliza-se o volume de transações como medida de liquidez dos ativos. A seleção do modelo de estimação mais adequado foi efetuada atendendo ao teste F e ao teste de *Breusch-Pagan*, concluindo-se que o modelo de efeitos fixos é o mais consistente para este estudo, conforme anexos 13 e 14.

Tabela 15: Estimação do modelo com efeitos fixos – Modelo de Tkac com volume

Variável dependente: Liquidez da Ação (Liq_i)

	Coefficiente	Erro Padrão	Valor p	
α^{BR}	1,84879	0,235858	<0,0001	***
β^{BR}	0,892347	0,0397954	<0,0001	***
α^{ER}	0,292303	0,105849	0,0060	***
β^{ER}	0,0408399	0,0181225	0,0248	**

*** nível de significância de 1%; ** nível de significância de 5%; * nível de significância de 10%

De acordo com os resultados obtidos, verificamos que a liquidez anormal e a sensibilidade da liquidez das ações das empresas com baixo *ranking* na BRANDFINANCE, face à liquidez de mercado, são estatisticamente significativas e positivas, para um nível de significância de 1%. No que respeita às empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE, verificamos que a alteração da liquidez anormal e da sensibilidade da liquidez das ações destas empresas face à das empresas de baixo *ranking* são também estatisticamente significativas, para um nível de significância de 1% e 5%, respetivamente.

Comparativamente, verificamos que pela aplicação de ambos os modelos os resultados relativos à liquidez anormal e a sensibilidade da liquidez das ações das empresas se mantêm, para as empresas de baixo *ranking*. Já as empresas de elevado *ranking*, apresentam evidência estatística significativa e positiva (que não se verificava com a aplicação da medida de Amihud (2002)), o que corrobora a nossa hipótese de investigação (hipótese 3). Atendendo ao *efeito disponibilidade* (anteriormente referido), e à medida de liquidez utilizada (volume de transações), verificamos que as ações das empresas com maior notoriedade são, potencialmente, as mais transacionadas, e conseqüentemente, as mais líquidas. Estes resultados confirmam as conclusões obtidas com a aplicação dos testes não paramétricos de que as empresas de elevado *ranking* são as que apresentam maior liquidez.

Na tabela 16 resumem-se os resultados obtidos relativos ao impacto da marca corporativa na liquidez anormal das ações das empresas.

ANÁLISE COMPARATIVA

Tabela 16: Análise Comparativa de Resultados – Liquidez anormal

	Empresas de Baixo <i>Ranking</i>	Empresas de Elevado <i>Ranking</i>
Modelo Tkac - Amihud	Significativa e positiva (<i>p value</i> 1%)	Ausência de significância estatística
Modelo Tkac - Ano	Significativa e positiva (<i>p value</i> 1%)	Ausência de significância estatística
Modelo Tkac - Volume	Significativa e positiva (<i>p value</i> 1%)	Significativa e positiva (<i>p value</i> 1%)

Independentemente da medida de liquidez aplicada e das *dummies* consideradas, verificamos que os resultados relativos à liquidez anormal e à sensibilidade da liquidez das ações das empresas de baixo *ranking* face à liquidez de mercado são idênticos em todas as análises.

Porém, os resultados relativos à liquidez anormal e à sensibilidade da liquidez das ações das empresas de elevado *ranking* diferem consoante a medida de liquidez considerada. Quando aplicada a medida de Amihud (2002) (incluindo *dummies* temporais), os resultados obtidos não apresentam evidência estatística. Através da utilização do volume de transações, obtemos resultados estatisticamente positivos e significativos, verificando-se assim que as ações das empresas com maior notoriedade (e mais transacionadas) são as que apresentam maior liquidez. Atendendo a que os testes não paramétricos efetuados também atestam esta relação (de que as empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE são as que apresentam maior liquidez), corrobora-se assim a hipótese de investigação analisada.

Conclusão

A relação entre marca corporativa e a rendibilidade das ações das empresas tem sido alvo de estudo ao longo dos anos. Porém, a literatura existente sobre a relação entre a marca corporativa e a liquidez das ações das empresas é ainda escassa, pelo que se pretende, com o presente trabalho, colmatar a lacuna existente.

Atendendo à revisão de literatura efetuada, seria expectável que as empresas mais valiosas experienciassem uma rendibilidade anormal superior, um menor risco sistemático e uma liquidez anormal superior à registada pelas empresas menos valiosas. Para testar estas hipóteses, construiu-se uma amostra de 367 empresas, relativas a 14 países e 9 indústrias, para o período de 2007 a 2017, num total de 48.077 observações.

Esta análise foi efetuada em duas fases, sendo primeiramente analisada a relação entre a marca corporativa, a rendibilidade e o risco das ações das empresas. Para o efeito utilizou-se um modelo caracterizado pela determinação da rendibilidade ajustada ao risco, cujo período de estimação coincide com o período de teste, o qual, aliado à utilização de dados de mercado, cremos ser uma contribuição importante para a literatura. Posteriormente, procedeu-se então à análise do impacto da marca corporativa na liquidez das ações das empresas, aspeto que consideramos ser de maior contributo deste trabalho. Para esta análise foi utilizado um modelo adaptado de Tkac (1999).

Os resultados obtidos não suportam a primeira hipótese de investigação definida, de que as empresas com elevado *ranking* na BRANDFINANCE experienciam rendibilidades anormais superiores quando comparadas com as empresas de baixo *ranking*, sendo contrários ao esperado. Esta evidência pode resultar do ajustamento dos preços das ações das empresas com elevado *ranking* ser instantâneo, de acordo com a hipótese de eficiência dos mercados. Atendendo à maior notoriedade e, conseqüentemente, maior liquidez experienciada por estas empresas, tal como evidenciado nos testes não paramétricos realizados, o ajustamento de preços poderá ser feito, potencialmente, mais rapidamente. Por outro lado, a utilização de uma metodologia diferente da considerada na literatura (em particular, pela aplicação de um mesmo período de estimação e teste) e a medida de valorização de marca considerada (BRANDFINANCE), podem também ter contribuído para esta diferença de resultados.

Relativamente ao risco sistemático (hipótese 2), os resultados obtidos através da aplicação do modelo de CAPM evidenciam que não existe uma diferença estatisticamente significativa entre as empresas mais valiosas e as empresas menos valiosas, o que

contraria a hipótese de investigação deste estudo. Todavia, quando aplicado o modelo de Fama-French (1993), os resultados indiciam que as empresas de elevado *ranking* experienciam menor risco quando comparadas com as empresas de baixo *ranking*, corroborando os estudos de Bharadwaj *et al.* (2011), Madden *et al.* (2006) e Rego *et al.* (2009) de que a notoriedade da marca contribui para a redução do risco das ações das empresas.

Quando analisado o impacto da marca corporativa na liquidez das ações das empresas (hipótese 3) verificamos, através dos testes não paramétricos realizados, que as ações das empresas mais valiosas experienciam uma maior liquidez quando comparadas com as ações das empresas menos valiosas. Considerando o volume de transações como medida de liquidez no modelo adaptado de Tkac (1999), obtêm-se resultados estatisticamente significativos, e positivos, corroborando as conclusões obtidas. Atendendo a que a marca corporativa contribui para o aumento da reputação e visibilidade das empresas nos mercados, e que os investidores tendem a investir nas empresas com maior notoriedade, estes resultados podem também ser evidência do enviesamento de disponibilidade referenciado pelas finanças comportamentais.

As principais limitações desta investigação prendem-se sobretudo com a composição da amostra, a qual engloba apenas as marcas/empresas mais valiosas, e cujo posicionamento nos *ranking's* pode ser insuficiente para avaliar o impacto da marca corporativa nas variáveis em estudo. O período temporal considerado é também uma limitação, uma vez que se caracteriza sobretudo por períodos de crise económica, nos quais se verifica uma maior volatilidade e instabilidade nos mercados financeiros, os quais podem influenciar negativamente os resultados obtidos. Outra das limitações deste estudo prende-se com as medidas utilizadas para valorização da marca e determinação da liquidez das ações, atendendo à diversidade de medidas existentes e à complexidade destas variáveis.

Assim, este estudo poderá ser analisado sob diversas outras perspetivas, nomeadamente, pela ampliação da amostra, considerando, por exemplo, diferentes grupos/tipos de empresas (com maior e menor notoriedade nos mercados) e diferentes mercados (emergentes e não emergentes), pela utilização e comparação de resultados entre as diversas medidas de valorização de marca existentes (baseadas no consumidor, financeiras ou mistas) e pela utilização de diferentes períodos temporais, considerando, por exemplo, a influência da crise económica na rendibilidade das ações.

Bibliografia

- Aaker, D. (1991). *Managing Brand Value: Capitalizing on the Value of a Brand Name*. New York: The Free Press.
- Aaker, D. (1996). *Building Strong Brands*. Free Press (Vol. 53). New York.
- Aaker, D. (2004). Leveraging the Corporate Brand. *California Management Review*, 46(3), 6–18.
- Aaker, D., & Jacobson, R. (1994). The financial information Content of Perceived Quality. *Journal of Marketing Research*, 31(2), 191–201.
- Aaker, D., & Jacobson, R. (2001). The Value Relevance of Brand Attitude in High-Technology Markets. *Journal of Marketing Research (JMR)*, 38(4), 485–493.
- Acharya, V. V., & Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375–410.
- Ailawadi, K., Lehmann, D., & Neslin, S. (2003). Revenue Premium as an Outcome Measure of Brand Equity. *Journal of Marketing*, 67(4), 1–17.
- Alizadeh, A., Moshabaki, A., Hoseini, S., & Naiej, A. (2014). The comparison of product and corporate branding strategy: a conceptual framework. *IOSR Journal of Business and Management*, 16(1), 14–24.
- Ametefe, F., Devaney, S., & Marcato, G. (2015). Liquidity: A Review of Dimensions, Causes, Measures, and Empirical Applications in Real Estate Markets. *Journal of Real Estate Research*, 24(1), 1–29.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (1986). Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics*, 17, 223–249.
- Amihud, Y., Mendelson, H., & Pedersen, L. (2005). Liquidity and asset prices. *Foundations and Trends in Finance*, 1(1), 269–364.
- Balmer, J. (2001). Corporate identity, corporate branding and corporate marketing - Seeing through the fog. *European Journal of Marketing*, 35(3/4), 248–291.
- Balmer, J. (2012). Strategic corporate brand alignment: Perspectives from identity based views of corporate brands. *European Journal of Marketing*, 46(7/8), 1064–1092.
- Barber, B. M., & Odean, T. (2008). All that Glitters: The effect of Attention and news on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors. *The Handbook of News Analytics in Finance*, 21(2), 173–210.
- Barth, M., Clement, M., Foster, G., & Kasznik, R. (1998). Brand values and capital market valuation. *Review of Accounting Studies*, 3(1–2), 41–68.
- Basgoze, P., Yildiz, Y., & Camgoz, S. (2016). Effect of brand value announcements on stock returns: empirical evidence from Turkey. *Journal of Business Economics and Management*, 17(6), 1252–1269.
- Bekaert, G., Harvey, C., & Lundblad, C. (2007). Liquidity and expected returns: Lessons from

- emerging markets. *Review of Financial Studies*, 20(6), 1783–1831.
- Belo, F., Lin, X., & Vitorino, M. (2014). Brand capital and firm value. *Review of Economic Dynamics*, 17(1), 150–169.
- Bharadwaj, S. G., Tuli, K. R., & Bonfrer, A. (2011). The Impact of Brand Quality on Shareholder Wealth. *Journal of Marketing*, 75(5), 88–104.
- Bick, G., Jacobson, M., & Abratt, R. (2003). The Corporate Identity Management Process Revisited. *Journal of Marketing Management*, 19, 835–855.
- Biel, A. (1992). How brand image drives brand equity. *Journal of Advertising Research*, 32, 6–12.
- Buil, I., Chernatony, L., & Martínez, E. (2013). Examining the role of advertising and sales promotions in brand equity creation. *Journal of Business Research*, 66(1), 115–122.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52, 57–82.
- Chang, A., Chiang, H., & Han, T. (2015). Investigating the dual-route effects of corporate branding on brand equity. *Asia Pacific Management Review*, 20(3), 120–129.
- Chehab, A., Liu, J., & Xiao, Y. (2016). More on intangibles: Do stockholders benefit from brand values? *Global Finance Journal*, 30, 1–9.
- Chernatony, L. (1999). Brand Management Through Narrowing the Gap Between Brand Identity and Brand Reputation. *Journal of Marketing Management*, 15(1–3), 157–179.
- Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. (2005). Liquidity and Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, 87(2), 249–268.
- Datar, V., Naik, N., & Radcliffe, R. (1998). Liquidity and stock returns : An alternative test. *Journal of Financial Markets*, 1, 203–219.
- Davcik, N. (2013). An empirical investigation of brand equity: drivers and their consequences. *British Food Journal*, 115(9), 1342–1360.
- Davcik, N. S., & Sharma, P. (2015). Impact of product differentiation, marketing investments and brand equity on pricing strategies: A brand level investigation. *European Journal of Marketing*, 49(5/6), 760–781.
- Davcik, N., Vinhas da Silva, R., & Hair, J. (2015). Towards a unified theory of brand equity: conceptualizations, taxonomy and avenues for future research. *Journal of Product & Brand Management*, 24(1), 3–17.
- Dinh, M. (2017). The returns, risk and liquidity relationship in high frequency trading: Evidence from the Oslo stock market. *Research in International Business and Finance*, 39, 30–40.
- Doyle, P. (2001). Shareholder-value-based brand strategies. *Journal of Brand Management*, 9(1), 20–30.
- Dufour, A., & Engle, R. (2000). Time and the Price Impact of a Trade. *The Journal of Finance*, 55(6), 2467–2489.
- Dutordoir, M., Verbeeten, F., & Beijer, D. (2015). Stock price reactions to brand value announcements: Magnitude and moderators. *International Journal of Research in Marketing*, 32(1), 34–47.
- Einwiller, S., & Will, M. (2002). Towards an integrated approach to corporate branding – an empirical

- study. *Corporate Communications: An International Journal*, 7(2), 100–109.
- Fama, E. e French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fan, Y. (2005). Ethical branding and corporate reputation. *Corporate Communications: An International Journal*, 10(4), 342–350.
- Feldman, P., Bahamonde, R., & Bellido, I. (2014). A new approach for measuring corporate reputation. *RAE Revista de Administracao de Empresas*, 54(1), 53–66.
- Fetscherin, M., & Usunier, J.-C. (2012). Corporate branding: an interdisciplinary literature review. *European Journal of Marketing*, 46(5), 733–753.
- Galariotis, E., & Giouvriss, E. (2015). On the stock market liquidity and the business cycle: A multicountry approach. *International Review of Financial Analysis*, N°38, 44-69.
- Gromark, J., & Melin, F. (2011). The underlying dimensions of brand orientation and its impact on financial performance. *Journal of Brand Management*, 18(6), 394–410.
- Hallin, M., Mathias, C., Pirotte, H., & Veredas, D. (2009). Market liquidity as dynamic factors. *Journal of Econometrics*, 163(1), 42–50.
- Holden, C. (2014). The Empirical Analysis of Liquidity. *Foundations and Trends in Finance*, 8(4), 263–365.
- Hsu, F., Wang, T., & Chen, M. (2013). The impact of brand value on financial performance. *Advances in Management & Applied Economics*, 3(6), 129–141.
- Hsu, L., Fournier, S., & Srinivasan, S. (2016). Brand architecture strategy and firm value: how leveraging, separating, and distancing the corporate brand affects risk and returns. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 44(2), 261–280.
- Hulberg, J. (2006). Integrating corporate branding and sociological paradigms: A literature study. *Journal of Brand Management*, 14(1/2), 60–73.
- Johansson, J., Dimofte, C., & Mazvancheryl, S. (2012). The performance of global brands in the 2008 financial crisis: A test of two brand value measures. *International Journal of Research in Marketing*, 29(3), 235–245.
- Jones, R. (2010). Corporate branding: the role of vision on implementing the corporate brand. *Innovative Marketing (Hybrid)*, 6(1), 44–57.
- Kapferer, J. (2008). *The New Strategic Brand Management - creating and sustaining brand equity long term*. Kogan Page Limited. London and Philadelphia.
- Kaufmann, H., Vrontis, D., Czinkota, M., & Hadiono, A. (2012). Corporate branding and transformational leadership in turbulent times. *Journal of Product & Brand Management*, 21(3), 192–204.
- Kay, M. (2006). Strong brands and corporate brands. *European Journal of Marketing*, 40(7/8), 742–760.
- Keene, M. (2007). The Importance of Liquidity as a Factor in Asset Pricing. *Journal of Financial Research*, XXX(1), 91–109.
- Keller, K. (1993). Conceptualizing, Measuring, Managing Customer-Based Brand Equity. *Journal of*

- Marketing*, 57(1), 1–22.
- Keller, K. (2002). Branding and Brand Equity. *Handbook of Marketing*. London.
- Keller, K. (2008). *Strategic Brand Management: building, measuring, and managing brand (4th edition)*. Pearson/Prentice Hall (Vol. 58).
- Khan, M., Rasheed, S., Islam, F., Ahmed, H., & Rizwan, M. (2013). Corporate branding, emotional attachment and brand loyalty: the case of luxury fashion branding. *Journal of Fashion Marketing and Management: An International Journal*, 17(4), 403–423.
- Kyle, A. S. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53(6), 1315–1336.
- League Table Brand valuation methodology. (2017). League Table Brand valuation methodology. *BrandFinance*.
- Leirvik, T., Fiskerstrand, S., & Fjellvikas, A. (2017). Market liquidity and stock returns in the Norwegian stock market. *Finance Research Letters*, 21, 272–276.
- Lesmond, D. (2005). Liquidity of emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 77(2), 411–452.
- Lesmond, D., Ogden, J., & Trzcinka, C. (1999). A New Estimate of Transaction Costs. *The Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141
- Liao, S., & Cheng, C. (2014). Brand equity and the exacerbating factors of product innovation failure evaluations: A communication effect perspective. *Journal of Business Research*, 67(1), 2919–2925.
- Liu, W. (2006). A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 82(3), 631–671.
- Madden, T., Fehle, F., & Fournier, S. (2006). Brands Matter: An Empirical Demonstration of the Creation of Shareholder Value Through Branding. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 34(2), 224–235.
- Mann, B., & Babbar, S. (2017). Stock Price Reaction Around New Product Announcements : An Event Study. *Journal of Management Research*, XVI(3), 46–58.
- Marshall, B., & Young, M. (2003). Liquidity and stock returns in pure order-driven markets: Evidence from the Australian stock market. *International Review of Financial Analysis*, 12(3), 173–188.
- Mcalister, L., Srinivasan, R., & Kim, M. (2007). Development , and Systematic Risk. *Journal of Marketing*, 71(January), 35–48.
- Naes, R., Skjeltorp, J. A., & Arne, B. (2011). Stock Market Liquidity and the Business Cycle. *The Journal of Finance*, Vol.66, N°1, 139-176.
- Nguyen, D., Mishra, S., Prakash, A., & Ghosh, D. (2007). Liquidity and asset pricing under the three-moment capm paradigm. *Journal of Financial Research*, 30(3), 379–398.
- Pappu, R., Quester, P., & Cooksey, R. (2005). Consumer-based brand equity: improving the measurement – empirical evidence. *Journal of Product & Brand Management*, 14(3), 143–154.
- Pastor, L., & Stambaugh, R. (2003). Liquidity Risk and Expected Stock Returns. *The Journal of Political Economy*, 111(3), 642–685.
- Perez, M., & Famá, R. (2006). Ativos Intangíveis e o desempenho empresarial. *Revista de Contabilidade E Finanças - USP*, (17), 7–24.

- Rao, V., Agarwal, M., & Dahlhoff, D. (2004). How Is Manifest Branding Strategy Related to the Intangible Value of a Corporation? *Journal of Marketing*, 68(4), 126–141.
- Rego, L., Billett, M., & Morgan, N. (2009). Consumer-Based Brand Equity and Firm Risk. *Journal of Marketing*, 73(6), 47–60.
- Ruan, Y., Gu, L., Liu, X., & He, Z. (2016). The study on the brand earnings' features of growth corporate brand: Based on an empirical analysis in apparel industry. *2016 13th International Conference on Service Systems and Service Management, ICSSSM 2016*.
- Rubio, G., Manuel, C., & Pérez-Hernández, F. (2016). Valuing brands under royalty relief methodology according to international accounting and valuation standards. *European Journal of Management and Business Economics*, 25(2), 76–87.
- Ruenrom, G., & Pattaratanakun, S. (2012). CORPORATE BRAND SUCCESS VALUATION: AN INTEGRATIVE APPROACH TO MEASURING CORPORATE BRANDS. *International Journal of Business Strategy*, 12(3), 100–109.
- Salinas, G., & Tim, A. (2009). A Taxonomy of Brand Valuation Practice: Methodologies and Purposes. *Journal of Brand Management*, 17(1), 39–61.
- Sarr, A., & Lybek, T. (2002). Measuring Liquidity in Financial Markets. *IMF Working Paper*.
- Shocker, A., Srivastava, R., & Ruekert, R. (1994). Challenges and Opportunities Facing Brand Management : An Introduction to the Special Issue. *Journal of Marketing Research*, 31(2), 149–158.
- Simon, C., & Sullivan, M. (1993). The Measurement and Determinants of Brand Equity: a Financial Approach. *Marketing Science*, 12(1), 28–52.
- Sivakumar, K., & Raj, S. (1997). Quality Tier Competition: How Price Change Influences Brand Choice and Category Choice. *The Journal of Marketing*, 61(3), 71–84.
- Smith, K., Smith, L., & Wang, K. (2011). Does Brand Management of Corporate Reputation Translate into Higher Market Value?, 25(2), 1–49.
- Tkac, P. (1999). A Trading Volume Benchmark: Theory and Evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(1), 89-114.
- Van Riel, C., & Van Bruggen, G. (2002). Incorporating Business Unit Managers' Perspectives in Corporate-branding Strategy Decision Making. *Corporate Reputation Review*, 5(2/3), 241–251.
- Vassalou, M., Chen, J., & Zhou, L. (2006). The Relation between Liquidity Risk and Default Risk in Equity Returns [Working Paper]. *EFA 2006 Zurich Meetings*, 1–72.
- Yang, C. (2015). An Empirical Study of Liquidity and Return Autocorrelations in the Chinese Stock Market. *Asia-Pacific Financial Markets*, 22(3), 261–282.
- Yeung, M., & Ramasamy, B. (2008). Brand value and firm performance nexus: Further empirical evidence. *Journal of Brand Management*, 15(5), 322–335.
- Yoo, B., & Donthu, N. (2001). Developing and Validating a Multi-dimensional CBBE scale. *Journal of Business Research*, 10(1), 61–67.

Esta página foi intencionalmente deixada em branco

Anexos

» MARCA – RENDIBILIDADE – RISCO «

» CAPM «

» Anexo 1: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 1: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 26728 observações
Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
Variável dependente: RiRf
Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,000406747	0,000626475	-0,6493	0,5166
RmRf	0,980767	0,0303022	32,37	1,97e-109 ***
Dummy	-0,000471962	0,000823285	-0,5733	0,5668
DummyRmRf	-0,0298911	0,0411680	-0,7261	0,4683

Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente	0,089845
Soma resid. quadrados	133,0691	E.P. da regressão	0,070565
R-quadrado	0,383209	R-quadrado ajustado	0,383139
F(3, 366)	631,0073	valor P(F)	3,1e-144
Log. da verossimilhança	32938,54	Critério de Akaike	-65869,07
Critério de Schwarz	-65836,30	Critério Hannan-Quinn	-65858,50
rho	0,006072	Durbin-Watson	1,957078

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 5 (Dummy)

Diagnósticos: usando n = 367 unidades de secção-cruzada

Estimador de efeitos fixos
permite diferenciar intercepções por unidade de secção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	0,00166585	0,000984068	1,693	0,0905 *
RmRf	0,979930	0,0111379	87,98	0,0000 ***
Dummy	-0,00433354	0,00165043	-2,626	0,0087 ***
DummyRmRf	-0,0312247	0,0151226	-2,065	0,0390 **

Variância dos resíduos: $130,883 / (26728 - 370) = 0,0049656$

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:

$F(366, 26358) = 1,20275$ com valor p $0,00493628$
(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:

between = $4,78975e-005$
within = $0,0049656$

Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios

permite uma componente de unidade-específica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,000206915	0,000778574	-0,2658	0,7904
RmRf	0,981219	0,0110212	89,03	0,0000 ***
Dummy	-0,00114186	0,00105847	-1,079	0,2807
DummyRmRf	-0,0314089	0,0150132	-2,092	0,0364 **

Estatística de teste Breusch-Pagan:

$LM = 0,216742$ com valor p = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 0,216742) = 0,641534$
(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:

$H = 9,92602$ com valor p = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(3) > 9,92602) = 0,0192055$
(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 2: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	0,00166585	0,000828420	2,011	0,0451	**
RmRf	0,979930	0,0304453	32,19	8,89e-109	***
Dummy	-0,00433354	0,00154154	-2,811	0,0052	***
DummyRmRf	-0,0312247	0,0413391	-0,7553	0,4505	
Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente		0,089845	
Soma resid. quadrados	130,8832	E.P. da regressão		0,070467	
LSDV R-quadrado	0,393340	Dentro R-quadrado		0,383461	
Log. da verosimilhança	33159,89	Critério de Akaike		-65579,77	
Critério de Schwarz	-62548,19	Critério Hannan-Quinn		-64601,68	
rho	-0,010750	Durbin-Watson		1,989752	

Teste conjunto em regressores designados -
 Estatística de teste: F(3, 366) = 630,673
 com valor p = P(F(3, 366) > 630,673) = 3,39812e-144

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo x=0 -
 Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo x=0
 Estatística de teste: Welch F(366, 4379,7) = 0,922163
 com valor p = P(F(366, 4379,7) > 0,922163) = 0,84595

» CAPM - DUMMY ANO «

» Anexo 3: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 1: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,000949770	0,00145531	-0,6526	0,5144	
RmRf	0,972101	0,0301169	32,28	4,14e-109	***
Dummy	-0,000513636	0,000828423	-0,6200	0,5356	
DummyRmRf	-0,0297728	0,0411515	-0,7235	0,4698	
A07	0,00222834	0,00209420	1,064	0,2880	
A08	-0,00173669	0,00229506	-0,7567	0,4497	
A09	0,00597309	0,00211746	2,821	0,0051	***
A10	0,00397826	0,00171965	2,313	0,0213	**
A11	-0,000481644	0,00195188	-0,2468	0,8052	
A12	-0,00502487	0,00208298	-2,412	0,0163	**
A13	0,00376001	0,00180266	2,086	0,0377	**
A14	0,00108798	0,00170825	0,6369	0,5246	
A15	-0,00208275	0,00189312	-1,100	0,2720	
A16	-0,00121636	0,00181931	-0,6686	0,5042	
Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente		0,089845	
Soma resid. quadrados	132,8125	E.P. da regressão		0,070510	
R-quadrado	0,384398	R-quadrado ajustado		0,384099	
F(13, 366)	176,4735	valor P(F)		1,1e-148	
Log. da verosimilhança	32964,33	Critério de Akaike		-65900,67	
Critério de Schwarz	-65785,96	Critério Hannan-Quinn		-65863,66	
rho	0,004632	Durbin-Watson		1,959972	

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 18 (All)

Diagnósticos: usando n = 367 unidades de seção-cruzada

Estimador de efeitos fixos
permite diferenciar intercepções por unidade de seção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-6,21479e-05	0,00176084	-0,03529	0,9718
RmRf	0,972827	0,0114120	85,25	0,0000 ***
Dummy	-0,00503422	0,00167387	-3,008	0,0026 ***
DummyRmRf	-0,0314365	0,0151150	-2,080	0,0376 **
A07	0,00313647	0,00253750	1,236	0,2165
A08	0,000680611	0,00223729	0,3042	0,7610
A09	0,00798533	0,00215318	3,709	0,0002 ***
A10	0,00626625	0,00212392	2,950	0,0032 ***
A11	0,00153635	0,00213610	0,7192	0,4720
A12	-0,00326362	0,00208625	-1,564	0,1177
A13	0,00541309	0,00208225	2,600	0,0093 ***
A14	0,00259682	0,00208637	1,245	0,2133
A15	-0,00149232	0,00211086	-0,7070	0,4796
A16	-1,43654e-05	0,00210609	-0,006821	0,9946

Variância dos resíduos: 130,616/(26728 - 380) = 0,00495733

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:

F(366, 26348) = 1,21071 com valor p 0,00374186

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:

between = 4,07811e-005

within = 0,00495733

Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios

permite uma componente de unidade-específica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,00122522	0,00159676	-0,7673	0,4429
RmRf	0,972749	0,0113526	85,69	0,0000 ***
Dummy	-0,00113672	0,00103827	-1,095	0,2736
DummyRmRf	-0,0312428	0,0150020	-2,083	0,0373 **
A07	0,00270096	0,00241794	1,117	0,2640
A08	-0,00116253	0,00212792	-0,5463	0,5849
A09	0,00653807	0,00202922	3,222	0,0013 ***
A10	0,00458279	0,00200647	2,284	0,0224 **
A11	8,77563e-05	0,00204311	0,04295	0,9657
A12	-0,00449752	0,00201390	-2,233	0,0255 **
A13	0,00424310	0,00201075	2,110	0,0348 **
A14	0,00154317	0,00202332	0,7627	0,4457
A15	-0,00190819	0,00205341	-0,9293	0,3528
A16	-0,00104141	0,00206405	-0,5045	0,6139

Estatística de teste Breusch-Pagan:

LM = 0,350904 com valor p = prob(qui-quadrado(1) > 0,350904) = 0,553602

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:

H = 25,5712 com valor p = prob(qui-quadrado(13) > 25,5712) = 0,0193993

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 4: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-6,21479e-05	0,00152681	-0,04070	0,9676
RmRf	0,972827	0,0302552	32,15	1,17e-108 ***
Dummy	-0,00503422	0,00160709	-3,133	0,0019 ***
DummyRmRf	-0,0314365	0,0413140	-0,7609	0,4472
A07	0,00313647	0,00226879	1,382	0,1677
A08	0,000680611	0,00245862	0,2768	0,7821
A09	0,00798533	0,00222020	3,597	0,0004 ***
A10	0,00626625	0,00180804	3,466	0,0006 ***
A11	0,00153635	0,00196769	0,7808	0,4354
A12	-0,00326362	0,00207463	-1,573	0,1166
A13	0,00541309	0,00188071	2,878	0,0042 ***
A14	0,00259682	0,00172809	1,503	0,1338
A15	-0,00149232	0,00189430	-0,7878	0,4313
A16	-1,43654e-05	0,00180951	-0,007939	0,9937
Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente	0,089845	
Soma resid. quadrados	130,6158	E.P. da regressão	0,070408	
LSDV R-quadrado	0,394580	Dentro R-quadrado	0,384721	
Log. da verosimilhança	33187,22	Critério de Akaike	-65614,44	
Critério de Schwarz	-62500,92	Critério Hannan-Quinn	-64609,91	
rho	-0,012478	Durbin-Watson	1,993234	

Teste conjunto em regressores designados -
 Estatística de teste: F(13, 366) = 179,079
 com valor p = P(F(13, 366) > 179,079) = 1,07936e-149

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo x=0 -
 Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo x=0
 Estatística de teste: Welch F(366, 4379,7) = 0,936832
 com valor p = P(F(366, 4379,7) > 0,936832) = 0,793423

» FAMA-FRENCH «

» Anexo 5: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 1: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,00431838	0,000662794	-6,515	2,40e-010 ***
RmRf	0,0105420	0,000332649	31,69	5,82e-107 ***
Dummy	0,000482037	0,000844966	0,5705	0,5687
DummyRmRf	-0,000461610	0,000444414	-1,039	0,2996
SMB	0,000325949	0,000494035	0,6598	0,5098
HML	0,00102475	0,000453115	2,262	0,0243 **
DummySMB	-0,00318758	0,000663780	-4,802	2,29e-06 ***
DummyHML	-2,64571e-05	0,000625273	-0,04231	0,9663
Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente	0,089845	
Soma resid. quadrados	143,9273	E.P. da regressão	0,073393	
R-quadrado	0,332879	R-quadrado ajustado	0,332705	
F(7, 366)	281,5641	valor P(F)	4,1e-143	
Log. da verosimilhança	31890,27	Critério de Akaike	-63764,53	
Critério de Schwarz	-63698,98	Critério Hannan-Quinn	-63743,38	
rho	-0,018597	Durbin-Watson	2,004793	

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 16 (DummyHML)

Diagnósticos: usando n = 367 unidades de secção-cruzada

Estimador de efeitos fixos

permite diferenciar intercepções por unidade de secção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-0,00197244	0,00102781	-1,919	0,0550 *
RmRf	0,0105052	0,000144386	72,76	0,0000 ***
Dummy	-0,00385754	0,00172149	-2,241	0,0250 **
DummyRmRf	-0,000452523	0,000195767	-2,312	0,0208 **
SMB	0,000328647	0,000308955	1,064	0,2875
HML	0,00108682	0,000272406	3,990	6,63e-05 ***
DummySMB	-0,00319120	0,000420339	-7,592	3,26e-014 ***
DummyHML	-7,82246e-05	0,000373065	-0,2097	0,8339

Variancia dos residuos: 141,639/(26728 - 374) = 0,00537447

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:
 $F(366, 26354) = 1,16345$ com valor $p = 0,0174803$
 (Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:
 between = 4,7374e-005
 within = 0,00537447
 Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios
 permite uma componente de unidade-específica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,00410627	0,000804692	-5,103	3,37e-07	***
RmRf	0,0105417	0,000142592	73,93	0,0000	***
Dummy	-0,000201694	0,00109616	-0,1840	0,8540	
DummyRmRf	-0,000474371	0,000194065	-2,444	0,0145	**
SMB	0,000323824	0,000307070	1,055	0,2916	
HML	0,00103391	0,000270548	3,822	0,0001	***
DummySMB	-0,00318542	0,000418365	-7,614	2,75e-014	***
DummyHML	-2,88487e-05	0,000371085	-0,07774	0,9380	

Estatística de teste Breusch-Pagan:
 $LM = 0,00443402$ com valor $p = \text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 0,00443402) = 0,946909$
 (Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:
 $H = 15,9097$ com valor $p = \text{prob}(\text{qui-quadrado}(7) > 15,9097) = 0,0259542$
 (Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 6: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,00197244	0,000837208	-2,356	0,0190	**
RmRf	0,0105052	0,000334924	31,37	9,20e-106	***
Dummy	-0,00385754	0,00154764	-2,493	0,0131	**
DummyRmRf	-0,000452523	0,000447041	-1,012	0,3121	
SMB	0,000328647	0,000497574	0,6605	0,5093	
HML	0,00108682	0,000456147	2,383	0,0177	**
DummySMB	-0,00319120	0,000668088	-4,777	2,58e-06	***
DummyHML	-7,82246e-05	0,000628776	-0,1244	0,9011	
Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente	0,089845		
Soma resid. quadrados	141,6387	E.P. da regressão	0,073311		
LSDV R-quadrado	0,343487	Dentro R-quadrado	0,332796		
Log. da verosimilhança	32104,47	Critério de Akaike	-63460,95		
Critério de Schwarz	-60396,59	Critério Hannan-Quinn	-62472,28		
rho	-0,035392	Durbin-Watson	2,037677		

Teste conjunto em regressores designados -
 Estatística de teste: $F(7, 366) = 278,926$
 com valor $p = P(F(7, 366) > 278,926) = 1,75516e-142$

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo $x=0$ -
 Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo $x=0$
 Estatística de teste: Welch $F(366, 4379,9) = 0,875052$
 com valor $p = P(F(366, 4379,9) > 0,875052) = 0,953549$

» FAMA-FRENCH - DUMMY ANO «

» Anexo 7: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 1: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,00426015	0,00144602	-2,946	0,0034	***
RmRf	0,0102835	0,000329095	31,25	2,52e-105	***
Dummy	0,000387703	0,000850712	0,4557	0,6488	
DummyRmRf	-0,000464321	0,000443084	-1,048	0,2954	
SMB	0,000155140	0,000499629	0,3105	0,7563	
HML	0,00131254	0,000457757	2,867	0,0044	***
DummySMB	-0,00320037	0,000661788	-4,836	1,96e-06	***
DummyHML	-2,29173e-05	0,000626292	-0,03659	0,9708	
A07	0,00359570	0,00210681	1,707	0,0887	*
A08	-0,00697456	0,00226441	-3,080	0,0022	***
A09	0,0109579	0,00212021	5,168	3,89e-07	***
A10	0,00433939	0,00170063	2,552	0,0111	**
A11	-0,00272226	0,00198152	-1,374	0,1703	
A12	-0,00641777	0,00206616	-3,106	0,0020	***
A13	0,00147711	0,00180171	0,8198	0,4128	
A14	0,00126772	0,00172567	0,7346	0,4630	
A15	1,44395e-05	0,00189609	0,007615	0,9939	
A16	-0,00272019	0,00172921	-1,573	0,1166	
Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente	0,089845		
Soma resid. quadrados	143,3193	E.P. da regressão	0,073251		
R-quadrado	0,335698	R-quadrado ajustado	0,335275		
F(17, 366)	132,0565	valor P(F)	1,8e-144		
Log. da verosimilhança	31946,84	Critério de Akaike	-63857,68		
Critério de Schwarz	-63710,19	Critério Hannan-Quinn	-63810,09		
rho	-0,018492	Durbin-Watson	2,005073		

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 25 (A15)

Diagnósticos: usando n = 367 unidades de secção-cruzada

Estimador de efeitos fixos
 permite diferenciar intercepções por unidade de secção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,00324390	0,00184037	-1,763	0,0780	*
RmRf	0,0102818	0,000148823	69,09	0,0000	***
Dummy	-0,00460131	0,00174381	-2,639	0,0083	***
DummyRmRf	-0,000473125	0,000195474	-2,420	0,0155	**
SMB	0,000171715	0,000310603	0,5528	0,5804	
HML	0,00132730	0,000275751	4,813	1,49e-06	***
DummySMB	-0,00323361	0,000419654	-7,705	1,35e-014	***
DummyHML	-4,89650e-05	0,000372409	-0,1315	0,8954	
A07	0,00435315	0,00264239	1,647	0,0995	*
A08	-0,00451116	0,00236136	-1,910	0,0561	*
A09	0,0132353	0,00223985	5,909	3,48e-09	***
A10	0,00705915	0,00221482	3,187	0,0014	***
A11	-0,000638634	0,00222029	-0,2876	0,7736	
A12	-0,00449830	0,00217270	-2,070	0,0384	**
A13	0,00319859	0,00217261	1,472	0,1410	
A14	0,00288253	0,00217285	1,327	0,1846	
A15	0,000775959	0,00219728	0,3531	0,7240	
A16	-0,00146294	0,00221178	-0,6614	0,5083	

Variância dos resíduos: 141,058/(26728 - 384) = 0,00535447

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:

F(366, 26344) = 1,15388 com valor p 0,0231667

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:

between = 3,70797e-005

within = 0,00535447

Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios
 permite uma componente de unidade-específica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,00451860	0,00166210	-2,719	0,0066	***
RmRf	0,0102870	0,000147992	69,51	0,0000	***
Dummy	-0,000182982	0,00106479	-0,1718	0,8636	
DummyRmRf	-0,000478408	0,000193688	-2,470	0,0135	**
SMB	0,000156658	0,000309108	0,5068	0,6123	
HML	0,00131551	0,000274453	4,793	1,65e-06	***
DummySMB	-0,00320198	0,000417642	-7,667	1,82e-014	***
DummyHML	-2,00855e-05	0,000370427	-0,05422	0,9568	
A07	0,00396515	0,00251404	1,577	0,1148	
A08	-0,00648198	0,00224653	-2,885	0,0039	***
A09	0,0114955	0,00210783	5,454	4,98e-08	***
A10	0,00492952	0,00208971	2,359	0,0183	**
A11	-0,00221088	0,00212084	-1,042	0,2972	
A12	-0,00592516	0,00209546	-2,828	0,0047	***
A13	0,00191570	0,00209658	0,9137	0,3609	
A14	0,00169503	0,00210551	0,8050	0,4208	
A15	0,000190925	0,00213595	0,08939	0,9288	
A16	-0,00257322	0,00216767	-1,187	0,2352	

Estatística de teste Breusch-Pagan:

LM = 0,000111642 com valor p = prob(qui-quadrado(1) > 0,000111642) = 0,99157
 (Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:

H = 27,5258 com valor p = prob(qui-quadrado(17) > 27,5258) = 0,0507939
 (Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 8: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 26728 observações
 Incluídas 367 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 11, máximo 131
 Variável dependente: RiRf
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	-0,00324390	0,00151695	-2,138	0,0331	**
Dummy	-0,00460131	0,00163190	-2,820	0,0051	***
RmRf	0,0102818	0,000331407	31,02	1,70e-104	***
SMB	0,000171715	0,000501909	0,3421	0,7325	
HML	0,00132730	0,000461095	2,879	0,0042	***
DummyRmRf	-0,000473125	0,000445998	-1,061	0,2895	
DummySMB	-0,00323361	0,000664739	-4,864	1,71e-06	***
DummyHML	-4,89650e-05	0,000630843	-0,07762	0,9382	
A07	0,00435315	0,00227680	1,912	0,0567	*
A08	-0,00451116	0,00242904	-1,857	0,0641	*
A09	0,0132353	0,00222580	5,946	6,41e-09	***
A10	0,00705915	0,00178268	3,960	9,01e-05	***
A11	-0,000638634	0,00198807	-0,3212	0,7482	
A12	-0,00449830	0,00205991	-2,184	0,0296	**
A13	0,00319859	0,00187945	1,702	0,0896	*
A14	0,00288253	0,00174890	1,648	0,1002	
A15	0,000775959	0,00189969	0,4085	0,6832	
A16	-0,00146294	0,00170681	-0,8571	0,3919	

Média var. dependente	0,001468	D.P. var. dependente	0,089845
Soma resid. quadrados	141,0580	E.P. da regressão	0,073174
LSDV R-quadrado	0,346179	Dentro R-quadrado	0,335531
Log. da verosimilhança	32159,38	Critério de Akaike	-63550,75
Critério de Schwarz	-60404,46	Critério Hannan-Quinn	-62535,65
rho	-0,035518	Durbin-Watson	2,038230

Teste conjunto em regressores designados -

Estatística de teste: F(17, 366) = 130,779
 com valor p = P(F(17, 366) > 130,779) = 8,10852e-144

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo x=0 -

Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo x=0
 Estatística de teste: Welch F(366, 4379,9) = 0,899504

» MARCA – LIQUIDEZ «

» MODELO DE TKAC «

» Anexo 9: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 1: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 26093 observações
 Incluídas 363 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 6, máximo 131
 Variável dependente: Liq_i
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	2,21364	0,437972	5,054	6,87e-07	***
Liq _m	0,294571	0,0280054	10,52	9,35e-023	***
Dummy	-0,0760525	0,617736	-0,1231	0,9021	
DummyLiq _m	0,0314837	0,0391698	0,8038	0,4221	
Média var. dependente	6,911514	D.P. var. dependente		1,000301	
Soma resid. quadrados	13921,34	E.P. da regressão		0,730486	
R-quadrado	0,466773	R-quadrado ajustado		0,466712	
F(3, 362)	89,34739	valor P(F)		2,75e-43	
Log. da verosimilhança	-28827,98	Critério de Akaike		57663,96	
Critério de Schwarz	57696,64	Critério Hannan-Quinn		57674,51	
rho	0,887748	Durbin-Watson		0,218259	

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 5 (Dummy)

Diagnósticos: usando n = 363 unidades de secção-cruzada

Estimador de efeitos fixos
 permite diferenciar intercepções por unidade de secção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	5,47486	0,0676604	80,92	0,0000	***
Liq _m	0,0937207	0,00444968	21,06	1,18e-097	***
Dummy	-0,295539	0,0516362	-5,723	1,06e-08	***
DummyLiq _m	0,0207207	0,00342948	6,042	1,54e-09	***

Variância dos resíduos: 2300,03/(26093 - 366) = 0,0894014

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:

F(362, 25727) = 359,089 com valor p 0
 (Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:

between = 0,60953

within = 0,0894014

Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios

permite uma componente de unidade-específica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	5,23276	0,0785542	66,61	0,0000	***
Liq _m	0,101058	0,00438121	23,07	1,48e-116	***
Dummy	-0,279807	0,0515903	-5,424	5,89e-08	***
DummyLiq _m	0,0198725	0,00342590	5,801	6,68e-09	***

Estatística de teste Breusch-Pagan:

LM = 552180 com valor p = prob(qui-quadrado(1) > 552180) = 0

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:

H = 111,715 com valor p = prob(qui-quadrado(3) > 111,715) = 4,69023e-024

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 10: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 26093 observações
 Incluídas 363 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 6, máximo 131
 Variável dependente: Liqi
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	5,47486	0,285331	19,19	4,13e-057 ***
Liqm	0,0937207	0,0187388	5,001	8,89e-07 ***
Dummy	-0,295539	0,199975	-1,478	0,1403
DummyLiqm	0,0207207	0,0130121	1,592	0,1122
Média var. dependente	6,911514	D.P. var. dependente		1,000301
Soma resid. quadrados	2300,029	E.P. da regressão		0,299001
LSDV R-quadrado	0,911902	Dentro R-quadrado		0,027520
Log. da verosimilhança	-5337,738	Critério de Akaike		11407,48
Critério de Schwarz	14397,48	Critério Hannan-Quinn		12373,27
rho	0,524563	Durbin-Watson		0,932906

Teste conjunto em regressores designados -
 Estatística de teste: $F(3, 362) = 10,5573$
 com valor $p = P(F(3, 362) > 10,5573) = 1,13487e-006$

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo $x=0$ -
 Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo $x=0$
 Estatística de teste: Welch $F(362, 4235,3) = 340,444$
 com valor $p = P(F(362, 4235,3) > 340,444) = 0$

» DUMMY ANO «

» Anexo 11: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 4: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 26093 observações
 Incluídas 363 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 6, máximo 131
 Variável dependente: Liqi
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	2,37860	0,440988	5,394	1,25e-07 ***
Liqm	0,292370	0,0281379	10,39	2,63e-022 ***
Dummy	-0,0452597	0,623999	-0,07253	0,9422
DummyLiqm	0,0295524	0,0395574	0,7471	0,4555
A07	0,0758717	0,0709664	1,069	0,2857
A08	-0,297551	0,0601691	-4,945	1,17e-06 ***
A09	-0,346857	0,0556692	-6,231	1,29e-09 ***
A10	-0,192198	0,0574457	-3,346	0,0009 ***
A11	-0,173192	0,0504927	-3,430	0,0007 ***
A12	-0,172131	0,0434764	-3,959	9,05e-05 ***
A13	-0,101484	0,0408530	-2,484	0,0134 **
A14	-0,00665663	0,0481380	-0,1383	0,8901
A15	-0,0451583	0,0480435	-0,9399	0,3479
A16	-0,0792029	0,0309760	-2,557	0,0110 **

Média var. dependente	6,911514	D.P. var. dependente	1,000301
Soma resid. quadrados	13559,24	E.P. da regressão	0,721061
R-quadrado	0,480643	R-quadrado ajustado	0,480384
$F(13, 362)$	37,33009	valor $P(F)$	6,78e-59
Log. da verosimilhança	-28484,14	Critério de Akaike	56996,28
Critério de Schwarz	57110,65	Critério Hannan-Quinn	57033,22
rho	0,885158	Durbin-Watson	0,223658

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 5 (Dummy)

Diagnósticos: usando n = 363 unidades de secção-cruzada

Estimador de efeitos fixos
permite diferenciar intercepções por unidade de secção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	5,95083	0,0657312	90,53	0,0000	***
Liqm	0,0715246	0,00427564	16,73	1,74e-062	***
Dummy	-0,124779	0,0489839	-2,547	0,0109	**
DummyLiqm	0,0123463	0,00324833	3,801	0,0001	***
A07	-0,0173866	0,0104158	-1,669	0,0951	*
A08	-0,282439	0,00881075	-32,06	4,04e-221	***
A09	-0,371340	0,00881409	-42,13	0,0000	***
A10	-0,193056	0,00864394	-22,33	1,89e-109	***
A11	-0,216610	0,00867568	-24,97	5,75e-136	***
A12	-0,219193	0,00854849	-25,64	3,35e-143	***
A13	-0,118622	0,00847227	-14,00	2,23e-044	***
A14	-0,0563147	0,00847256	-6,647	3,06e-011	***
A15	-0,0942459	0,00854723	-11,03	3,29e-028	***
A16	-0,121202	0,00849108	-14,27	4,76e-046	***

Variância dos resíduos: 2053,21/(26093 - 376) = 0,0798387

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:

$F(362, 25717) = 398,11$ com valor p 0

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:

between = 0,5937

within = 0,0798387

Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios

permite uma componente de unidade-especifica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	5,71817	0,0767276	74,53	0,0000	***
Liqm	0,0793340	0,00421482	18,82	1,63e-078	***
Dummy	-0,109466	0,0489713	-2,235	0,0254	**
DummyLiqm	0,0114847	0,00324703	3,537	0,0004	***
A07	-0,0174032	0,0104373	-1,667	0,0954	*
A08	-0,282813	0,00882808	-32,04	6,65e-221	***
A09	-0,369983	0,00882902	-41,91	0,0000	***
A10	-0,192837	0,00866014	-22,27	7,95e-109	***
A11	-0,215574	0,00869278	-24,80	3,28e-134	***
A12	-0,217273	0,00856471	-25,37	2,83e-140	***
A13	-0,117852	0,00849011	-13,88	1,18e-043	***
A14	-0,0554812	0,00849066	-6,534	6,50e-011	***
A15	-0,0930205	0,00856530	-10,86	2,04e-027	***
A16	-0,120060	0,00850944	-14,11	4,89e-045	***

Estatística de teste Breusch-Pagan:

$LM = 577455$ com valor p = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 577455) = 0$

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:

$H = 140,524$ com valor p = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(13) > 140,524) = 1,65284e-023$

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 12: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 5: Efeitos-fixos, usando 26093 observações
 Incluídas 363 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 6, máximo 131
 Variável dependente: Liqi
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	5,95083	0,235363	25,28	5,57e-082 ***
Liqm	0,0715246	0,0150308	4,759	2,82e-06 ***
Dummy	-0,124779	0,188051	-0,6635	0,5074
DummyLiqm	0,0123463	0,0120363	1,026	0,3057
A07	-0,0173866	0,0409194	-0,4249	0,6712
A08	-0,282439	0,0323713	-8,725	9,86e-017 ***
A09	-0,371340	0,0318756	-11,65	7,48e-027 ***
A10	-0,193056	0,0256668	-7,522	4,31e-013 ***
A11	-0,216610	0,0249373	-8,686	1,31e-016 ***
A12	-0,219193	0,0254787	-8,603	2,39e-016 ***
A13	-0,118622	0,0212891	-5,572	4,92e-08 ***
A14	-0,0563147	0,0204034	-2,760	0,0061 ***
A15	-0,0942459	0,0180175	-5,231	2,86e-07 ***
A16	-0,121202	0,0162034	-7,480	5,68e-013 ***
Média var. dependente	6,911514	D.P. var. dependente	1,000301	
Soma resid. quadrados	2053,213	E.P. da regressão	0,282557	
LSDV R-quadrado	0,921356	Dentro R-quadrado	0,131877	
Log. da verosimilhança	-3856,750	Critério de Akaike	8465,499	
Critério de Schwarz	11537,20	Critério Hannan-Quinn	9457,677	
rho	0,481059	Durbin-Watson	1,018509	

Teste conjunto em regressores designados -
 Estatística de teste: $F(13, 362) = 45,9105$
 com valor $p = P(F(13, 362) > 45,9105) = 2,02551e-068$

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo $x=0$ -
 Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo $x=0$
 Estatística de teste: Welch $F(362, 4235,0) = 368,407$
 com valor $p = P(F(362, 4235,0) > 368,407) = 0$

» MODELO DE TKAC COM VOLUME «

» Anexo 13: Estimação OLS e diagnósticos para dados em painel

Modelo 1: Mínimos Quadrados de amostragem ("Pooled OLS"), usando 22863 observações
 Incluídas 363 unidades de secção-cruzada
 Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 118
 Variável dependente: Voli
 Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	0,937630	0,396079	2,367	0,0184 **
Volm	0,698670	0,0637321	10,96	2,43e-024 ***
Dummy	-0,315218	0,546999	-0,5763	0,5648
DummyLiqm	0,0126077	0,0885009	0,1425	0,8868
Média var. dependente	-3,418447	D.P. var. dependente	0,970245	
Soma resid. quadrados	10897,29	E.P. da regressão	0,690447	
R-quadrado	0,493661	R-quadrado ajustado	0,493594	
F(3, 362)	75,81871	valor P(F)	4,49e-38	
Log. da verosimilhança	-23970,38	Critério de Akaike	47948,76	
Critério de Schwarz	47980,91	Critério Hannan-Quinn	47959,21	
rho	0,935509	Durbin-Watson	0,108904	

Excluindo a constante, o valor p foi o maior para a variável 10 (DummyLiqm)

Diagnósticos: usando n = 363 unidades de secção-cruzada

Estimador de efeitos fixos

permite diferenciar intercepções por unidade de secção-cruzada

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	1,84879	0,0679139	27,22	1,40e-160 ***
Volm	0,892347	0,0114632	77,84	0,0000 ***
Dummy	0,292303	0,0353312	8,273	1,38e-016 ***
DummyLiqm	0,0408399	0,00601003	6,795	1,11e-011 ***

Variância dos resíduos: $1041,5 / (22863 - 366) = 0,0462948$

Significância conjunta da diferenciação das médias de grupo:

$F(362, 22497) = 588,099$ com valor p 0

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos fixos.)

Variance estimators:

between = 0,53759

within = 0,0462948

Panel is unbalanced: theta varies across units

Estimador de efeitos aleatórios

permite uma componente de unidade-específica no termo do erro

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	1,90863	0,0765819	24,92	2,70e-135 ***
Volm	0,877949	0,0111313	78,87	0,0000 ***
Dummy	0,292596	0,0353118	8,286	1,23e-016 ***
DummyLiqm	0,0413081	0,00600593	6,878	6,23e-012 ***

Estatística de teste Breusch-Pagan:

$LM = 618598$ com valor p = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(1) > 618598) = 0$

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo Mínimos Quadrados (OLS) agrupado (pooled) é adequado, validando a hipótese alternativa da existência de efeitos aleatórios.)

Estatística de teste de Hausman:

$H = 76,3633$ com valor p = $\text{prob}(\text{qui-quadrado}(3) > 76,3633) = 1,84873e-016$

(Um valor p baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.)

» Anexo 14: Estimação de dados em painel, com efeitos fixos

Modelo 2: Efeitos-fixos, usando 22863 observações

Incluídas 363 unidades de secção-cruzada

Comprimento da série temporal: mínimo 1, máximo 118

Variável dependente: Voli

Erros padrão robustos (HAC)

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	1,84879	0,235858	7,839	5,14e-014 ***
Volm	0,892347	0,0397954	22,42	1,92e-070 ***
Dummy	0,292303	0,105849	2,762	0,0060 ***
DummyLiqm	0,0408399	0,0181225	2,254	0,0248 **

Média var. dependente	-3,418447	D.P. var. dependente	0,970245
Soma resid. quadrados	1041,495	E.P. da regressão	0,215162
LSDV R-quadrado	0,951607	Dentro R-quadrado	0,241071
Log. da verosimilhança	2869,140	Critério de Akaike	-5006,279
Critério de Schwarz	-2064,637	Critério Hannan-Quinn	-4050,064
rho	0,267318	Durbin-Watson	1,356709

Teste conjunto em regressores designados -

Estatística de teste: $F(3, 362) = 205,972$

com valor p = $P(F(3, 362) > 205,972) = 6,36643e-078$

Teste robusto para diferenciar grupos de intercepções no eixo x=0 -

Hipótese nula: Os grupos têm a mesma intercepção no eixo x=0

Estatística de teste: Welch $F(362, 3476, 1) = 887,588$

com valor p = $P(F(362, 3476, 1) > 887,588) = 0$