



UNIVERSIDADE CATÓLICA PORTUGUESA

A anomalia da cotação da ação no dia ex-dividendo

O caso da península ibérica

Trabalho Final na modalidade de Dissertação apresentado à Universidade
Católica Portuguesa para obtenção do grau de mestre em Finanças

por

Paulo Santana Mota

sob orientação de

(PhD) Paulo Alexandre Pimenta Alves

Universidade Católica Portuguesa, Católica Porto Business School

Março 2018

Agradecimentos

Neste espaço gostaria de agradecer às pessoas que, de alguma forma me ajudaram na realização desta tese de mestrado.

Ao meu pai e à minha tia, Paulo Mota e Cármen Mota, que sempre me ajudaram e apoiaram nos momentos mais difíceis.

Aos meus irmãos, Tiago e Rodrigo Mota, por toda a inspiração que me dão todos os dias.

Ao meu orientador, Professor Doutor Paulo Alves, pela colaboração prestada na realização desta dissertação.

Aos meus amigos, Luís Miranda e Diogo da Silva, por todo o apoio que me deram ao longo dos anos.

Às minhas amigas, Francisca Martins, Isabel Vasconcelos e Vera Lopes, pela ajuda imprescindível que me deram ao longo deste mestrado.

Resumo

Este estudo teve como objetivo principal analisar a queda da cotação no dia ex-dividendo na península ibérica e, perceber o comportamento que a ação toma quando os dividendos são taxados da mesma forma que os ganhos de capital.

De forma a testar esta hipótese recolheram-se dados de Portugal e Espanha para os anos de 2008 a 2017. No caso de Portugal, estimou-se o impacto da mudança de taxa de imposto teve na queda da cotação. De forma a explicar a anomalia, testaram-se as hipóteses: *tax-effect*, *short-term trading* e *bid-ask spread* defendidas por Elton e Gruber (1970), Kalay (1982) e Frank e Jagannathan (1998).

Formulou-se também uma estratégia de curto prazo que tem como objetivo aproveitar a anomalia do dia ex-dividendo. Esta estratégia consiste na compra de ações no dia *cum-dividend* e venda de ações no dia ex-dividendo. Introduziu-se no cálculo do retorno os impostos sobre dividendos e ganhos de capital e os custos de transação.

Após a estimação do modelo de Elton e Gruber (1970) constatou-se que, a queda da cotação no dia ex-dividendo era inferior ao valor do dividendo para Portugal, mas, no caso de Espanha a queda do preço é igual ao valor do dividendo. Testou-se ainda o impacto que a mudança da taxa de imposto teve na queda da cotação em Portugal e os resultados apontam para uma queda inferior ao valor do dividendo no período pré e pós mudança da taxa de imposto (2008-2011) e (2012-2017), apesar disto constata-se que a queda no período pós mudança é inferior.

Testou-se a hipótese curto prazo para Portugal e, para a média da amostra, verificou-se que existem retornos anormais positivamente relacionados com a *yield* do dividendo e custos de transação. Confirmou-se também a existência de volumes anormais positivamente relacionados com a *yield* e negativamente

relacionados com os custos de transação. Para as subamostras compreendidas entre os períodos 2008-2011 e 2012-2017, comprova-se que existem retornos e volumes anormais, mas não é possível afirmar qualquer tipo de relação entre a *yield* e os custos de transação.

Os resultados da média da amostra comprovam a existência de uma tendência dos investidores de seguirem estratégias de captura de dividendo, ou seja, verifica-se a hipótese de curto prazo. Verificou-se que é possível obter retornos líquidos positivos no dia ex-dividendo.

Palavras-chave: anomalia, dia ex-dividendo, estratégia de captura da anomalia do dia ex-dividendo, *tax-effect*, estratégia de curto prazo.

Abstract

This thesis focusses on the study of the ex-dividend price drop on the Iberian Peninsula market. Additionally, this study measured the impact that the change of tax on dividends has on the price drop.

To test this hypothesis, data from Portugal and Spain was gathered for the period 2008-2017. In Portugal, the impact of the change in the dividend taxation was also measured. The following hypothesis were tested: tax-effect, short-term trading and bid-ask spread defended by the authors Elton and Gruben (1970), Kalay (1982) and Frank and Jagannathan (1998).

This thesis also tests the hypothesis for an investor to earn extraordinary net returns, following a short-term dividend capture strategy.

The results from the tax-effect hypothesis show that in Portugal the price drop on the ex-dividend day is less than the value of the dividend. In Spain the price drop is equal to the dividend. Additionally, for Portugal, it's possible to say that the change of the tax on dividend has a small effect on the price drop, the price is smaller for the period 2012-2017 when compared to the period 2008-2011.

The results from the short-term trading hypothesis confirm that the abnormal returns have a positive relation between dividend yield and transaction costs and, the abnormal volume has a positive relation with dividend yield and a negative relation with transaction costs. The subsample for the period's 2008-2011 and 2012-2017 don't show this relation but show that there's positive abnormal return on the ex-dividend day and a positive abnormal volume for the period $[-3,3]$ around the ex-dividend date. Positive net returns for the dividend capture strategy were verified through the short-term strategy.

Keywords: anomaly, ex-dividend day, dividend capture strategy on ex-dividend day, tax-effect, short-term trading hypothesis.

Índice

1 Introdução	1
2 Revisão de literatura	4
3 Enquadramento.....	10
4 Dados.....	11
5 Metodologias e resultados.....	13
5.1 Tax-effect.....	13
5.1.1 Regressão	13
5.1.2 Resultados da estimação OLS.....	16
5.2 Efeito Clientela	19
5.2.1 Análise do efeito clientela	19
5.3 Hipótese de microestrutura de mercado.....	24
5.3.1 Resultados da regressão.....	25
5.4 Hipótese de curto prazo	26
5.4.1 Retorno anormal e volume anormal	29
5.4.2 Retorno e volume anormal acumulado	30
5.4.2.1 Retorno e volume anormal acumulado no período 2008-2011 e 2012-2017	34
5.5 Estratégia de curto prazo	40
6 Conclusão	42
Bibliografia	44

Índice de tabelas

Tabela 1 - Estatística descritiva.....	12
Tabela 2 - Resultados da estimação OLS simples	16
Tabela 3 - Resultados da estimação OLS com variável Dummy	17
Tabela 4 - Resultados do efeito clientela no mercado português	20
Tabela 5 - Resultados do efeito clientela para o mercado português nos modelos com variável dummy	21
Tabela 6 - Resultados do efeito cliente para Espanha	23
Tabela 7 - Resultados da estimação do modelo Bid-Ask spread	25
Tabela 8 - Retorno e volume anormal no período [-5, +5]	30
Tabela 9 - Média dos retornos anormais acumulados	31
Tabela 10 - Volume anormal acumulado no período [-3, +3].....	32
Tabela 11 - Retorno acumulado anormal no período 2008-2011	34
Tabela 12 - Retorno acumulado anormal no período 2012-2017	35
Tabela 13 - Volume anormal acumulado para o período 2008-2011.....	36
Tabela 14 - Volume anormal acumulado para o período 2012-2017.....	38
Tabela 15 - Estratégia de captura da anomalia do dia ex-dividendo, em %.....	41

Introdução

Miller e Modigliani (1961) argumentaram que num mercado de capitais perfeito de Walrasian na ausência de impostos, custos de transação e incerteza, no dia ex-dividendo, o preço de uma ação deve descer exatamente pelo valor do dividendo distribuído. A proposta dos autores implica que os investidores sejam indiferentes entre receber o dividendo distribuído ou possíveis ganhos de capital de uma venda da ação.

Após estudos de autores como Elton e Gruber (1970), Kalay (1982), Frank e Jagannathan (1998) e Bali e Hite (1998) foi possível constatar que queda da cotação de uma ação no dia ex-dividendo não verifica a relação proposta por Miller e Modigliani (1961). Existe uma anomalia no dia ex-dividendo que faz com que os investidores não sejam indiferentes entre receberem o dividendo ou possíveis ganhos de capital da alienação da ação. Estes autores propuseram as hipóteses: *Tax-effect*, *short-term trading*, *bid-ask spread* e *tick-size*. Estas hipóteses são aceites como as que melhor explicam a anomalia no dia ex-dividendo.

Este trabalho tem como objetivo investigar a anomalia do dia ex-dividendo em Portugal e Espanha. Adicionalmente, estuda-se o impacto que a mudança fiscal que aconteceu em Portugal em 2012 teve na queda da cotação no dia ex-dividendo.

De forma a estudar a possível existência da anomalia no dia ex-dividendo, utiliza-se as metodologias propostas na literatura. Antes de qualquer tipo de teste rejeita-se a hipótese *tick-size* já que em ambos os mercados o *tick* das ações é decimalizado.

Para testar a hipótese *tax-effect* estima-se uma regressão que mede a variação do preço no dia ex-dividendo em função da *yield* do dividendo. Na literatura não

existe consenso em relação ao preço a utilizar na estimação da queda da cotação no dia ex-dividendo. Com o objetivo de perceber qual a cotação que melhor explica a queda do preço no dia ex-dividendo estimou-se a regressão com os preços de abertura, fecho e fecho ajustado no dia ex-dividendo. Adicionalmente, testou-se a hipótese de microestrutura de mercado através da estimação da mesma regressão mas com as cotações médias *bid-ask*.

A hipótese efeito clientela proposta Miller e Modigliani (1961) permite perceber quais as preferências dos investidores em relação às ações que vão deter. Como tal, criaram-se 5 subamostras dos quintis da *yield* do dividendo de forma a testar esta hipótese. De acordo com a literatura, para o efeito clientela existir é necessário que se verifique uma relação positiva entre a *yield* e a queda da cotação.

Investigou-se a presença da hipótese de curto prazo no mercado português através do cálculo dos retornos e volumes anormais. Adicionalmente, dividiu-se os retornos e volumes anormais pelas subamostras da *yield* e dos custos de transação, para o período [-3,3].

Para o mercado português analisou-se a possibilidade de obter resultados extraordinários. Como tal, criou-se uma estratégia de compra e venda de ações no dia *cum-dividend* e ex-dividendo, respetivamente, onde se tira proveito da anomalia para realizar retornos extraordinários.

Os resultados obtidos através da estimação da queda da cotação no dia ex-dividendo permitiram perceber que, em Portugal, a variação da cotação de uma ação é inferior ao do dividendo distribuído. No caso de Espanha a a variação da cotação é aproximadamente igual ao valor do dividendo, verificando-se a hipótese proposta por Elton e Gruber (1970).

Analisou-se a hipótese curto prazo em Portugal para a média total e para as subamostras compreendidas pelos períodos de 2008-2011 e 2012-2017. Para a

média total verificou-se uma relação positiva entre a *yield*, os custos de transação e o retorno anormal no dia ex-dividendo. Para as subamostras o mesmo não se verifica. Constata-se um aumento do retorno no período 2012-2017 (comparativamente a 2008-2011), após a mudança fiscal. O volume anormal mostrou uma relação positiva com a *yield* e negativa com os custos de transação para a amostra total. Para as subamostras dos períodos 2008-2011 e 2012-2017 não se verificou uma relação constante entre o volume, *yield* e custos de transação. Apesar disto, verificou-se uma diminuição do volume de trocas com a mudança fiscal. Em ambas as subamostras confirma-se a hipótese de curto prazo.

Os resultados da estratégia de investimento, calculada para os preços de abertura, fecho e fecho ajustado, mostram que um investidor de curto prazo consegue obter retornos anormais líquidos positivos no mercado de capitais português.

O trabalho encontra-se estruturado da seguinte forma: no Capítulo 2 descreve-se a revisão de literatura e as diversas explicações existentes para a anomalia do dia ex-dividendo; o Capítulo 3 descreve as características do mercado português e do mercado espanhol; o Capítulo 4 apresenta os dados utilizados, no Capítulo 5 descreve-se a metodologia utilizada e os resultados obtidos, estabelecendo algumas conclusões para as diferentes hipóteses documentadas na literatura e, finalmente, no Capítulo 6 discutem-se as principais conclusões retiradas deste trabalho final de mestrado.

Capítulo 2

Revisão de literatura

Miller e Modigliani (1961) argumentaram que num mercado de capitais perfeito de Walrasian na ausência de impostos, custos de transação e incerteza, no dia ex-dividendo o preço de uma ação deve descer exatamente pelo valor do dividendo distribuído. A proposta dos autores implica que os investidores sejam indiferentes entre receber o dividendo distribuído ou possíveis ganhos de capital provenientes da venda da ação. Na realidade, o pressuposto de mercado de capitais perfeito não se verifica em todos os mercados e, por isso, a cotação da ação no dia ex-dividendo não cai pelo valor do dividendo.

Campbell e Beranek (1955) foram os primeiros autores a constatar que a cotação da ação, em média, cai por um valor inferior ao valor do dividendo pago. Para demonstrar esta anomalia recolheram uma pequena amostra do *New York Stock Exchange* e constaram uma queda de 90% do valor do dividendo. Os autores argumentaram que, um indivíduo que pague impostos tem preferência por vender a ação antes do dia ex-dividendo.

Elton e Gruber (1970) foram pioneiros na explicação da anomalia no dia ex-dividendo: *the tax-effect*. De acordo com esta teoria a queda da cotação não reflete o valor do dividendo porque os ganhos de capital e os dividendos são taxados de forma diferente. Assumindo que tudo o resto se mantém constante se o investidor tiver uma taxa de imposto de dividendo superior à taxa de imposto de ganhos de capital, este não vai ser indiferente entre vender antes ou depois do dia ex-dividendo.

Segundo Elton e Gruber (1970), o preço da ação no dia ex-dividendo vai-se formar de tal maneira que o investidor marginal considere indiferente a altura

em que efetue a compra e venda de ações. Assumindo investidores *risk-neutral* e que não existem custos de transação, o equilíbrio no mercado de capitais verifica-se segundo a seguinte expressão:

$$P_c - T_{gc}(P_c - P_0) = P_e - T_{gc}(P_e - P_0) + D(1 - T_d), \quad (1)$$

Onde P_c é o preço da ação no dia *cum-dividend*, T_{gc} é a taxa de imposto de ganhos de capitais, P_0 é o preço pelo qual a ação foi comprada inicialmente, P_e é o preço da ação no dia *ex-dividendo*, D é o dividendo recebido pelo investidor e T_d o imposto sobre dividendos.

A equação (1) pode ser transformada em:

$$\frac{P_c - P_e}{D} = \frac{(1 - T_d)}{(1 - T_{gc})} \quad (2)$$

A estatística $\frac{P_c - P_e}{D}$ representa o comportamento *ex-dividendo* que faz um investidor, com taxas de imposto T_{gc} e T_d , ser indiferente no momento de compra ou venda da ação. Para o mercado se encontrar em equilíbrio o movimento do preço no dia *ex-dividendo* deve ser tal que deixe compradores e vendedores indiferentes entre comprar ou vender a ação antes ou depois de esta se encontrar *ex-dividendo*. Esta estatística ficou conhecida como *price-drop-to-dividend ratio* ou, rácio DOR. O rácio $\frac{(1 - T_d)}{(1 - T_{gc})}$, conhecido como *tax discrimination variable* (TD), representa a taxa de tributação marginal do investidor. Se ambas as taxas forem iguais então, espera-se que a queda do preço seja exatamente igual ao valor do dividendo. A queda do preço esta, portanto, relacionada com uma taxa diferenciada entre dividendo e ganhos de capital o que faz com que os investidores não sejam indiferentes no momento em que efetuam as suas trocas.

Elton e Gruber (1970) argumentam que a estatística DOR deve refletir a taxa marginal de imposto do investidor marginal e deve ser possível inferir esta taxa através da observação de $\frac{P_c - P_e}{D}$. Os resultados do estudo apresentaram duas

conclusões: foi possível inferir a taxa de imposto do investidor marginal através do rácio DOR e existe uma relação positiva entre a *yield* do dividendo e a queda do preço da ação. Esta relação positiva entre a *yield* do dividendo e a queda do preço vai de encontro com a hipótese *cliente effect*. Este efeito traduz-se numa preferência de investidores em escalões de impostos elevados (baixos) por ações com *yield* do dividendo baixo (elevado).

Kalay (1982) argumentou que não é possível inferir a taxa marginal de imposto dos acionistas através da queda relativa do preço da ação já que, o diferencial do imposto não é a única razão pela qual a cotação da ação desce por um montante inferior ao do dividendo. Investidores cujas taxas de imposto sejam iguais têm razões que não se encontram relacionadas com os impostos para entrar no mercado. Assumir que apenas os impostos têm impacto na queda preço no dia ex-dividendo faz com que existam oportunidade de retorno positivo no mercado que vão ser capturadas pelos arbitragistas.

Neste sentido, Kalay (1982) estudou a hipótese de *short-term trading*. De acordo com a hipótese *short-term trading*, a cotação da ação vai descer pelo valor dos custos de transação de uma estratégia de captura de dividendo. Os investidores arbitragistas vão capturar todo o retorno possível até que a queda da cotação iguale os custos de transação desta estratégia. A presença de retornos e volumes anormais em redor do dia ex-dividendo prestam evidência consistente com a teoria de *short-term trading*.

Uma explicação alternativa para a queda de preço no dia ex-dividendo foi apresentada por Bali e Hite (1998), argumentado que a queda da cotação por um valor inferior ao do dividendo está relacionada com o facto do dividendo não ser um múltiplo do *tick*. Neste sentido, o ajuste de preço terá de ser feito pelo *tick* inferior mais próximo do dividendo visto que nenhum investidor está disposto a pagar um valor superior ao do dividendo distribuído. Bali e Hite (1998) sugerem

que é necessário analisar o efeito *tick-size* para perceber melhor o fenómeno da queda da cotação no dia ex-dividendo.

Frank e Jagnathan (1998) investigaram o comportamento do valor da ação no dia ex-dividendo no mercado de Hong Kong. Neste mercado de capitais não existe taxa de imposto sobre dividendos ou ganhos de capital e, devido a características do específicas do mercado, a hipótese de *short-term trading* não é possível. Devido às regras deste mercado de capitais, os investidores detentores de ações com direito a receber o dividendo têm de receber presencialmente o mesmo. Isto faz com que receber o dividendo se torne num contratempo para os investidores e estes optam pela venda do mesmo. Tendo em conta este fenómeno, é possível constatar que a maior parte do volume de trocas vai ser efetuado ao *ask price* no dia *cum-dividend* enquanto que, no dia ex-dividendo a maior parte das trocas vão ser efetuadas ao *bid price*. Este fenómeno deu origem à hipótese *bid-ask spread*.

Farinha e Soro (2005) analisaram a anomalia no mercado Português num período de mudança da taxa de rendimentos singulares (IRS). Para este estudo, analisaram a relação entre o preço ex-dividendo, a taxa de imposto do investidor e eficiência de mercado. Constataram que, no mercado português, a mudança de preço era consistente com a hipótese de TD de Elton e Gruber (1987). Identificaram também o perfil do investidor típico deste mercado, que é o investidor de longo prazo. A metodologia utilizada por Farinha e Soro (2005) também permitiu testar o argumento de microestrutura proposta por Bali e Hite (1998), concluindo que não se verificava esta hipótese no estudo. Testaram a possibilidade de algum tipo de investidor obter retornos anormais líquidos utilizando estratégias de *short-term trading* em redor do dia ex-dividendo. Farinha e Soro (2005) concluíram que, apesar da cotação do dia ex-dividendo cair por um valor inferior ao dividendo, não existia a possibilidade de retornos anormais líquidos o que vai de encontro com a teoria de eficiência de mercado.

Borges (2007) também concluiu que no mercado português era possível observar uma queda do preço inferior ao valor do dividendo. Apesar disto, os resultados empíricos deste estudo mostraram que o fenómeno não era consistente com a hipótese de *tax discrimination*. A queda do preço relativa não é consistente com o regime de impostos de Portugal o que vai contra a ideia de Elton e Gruber (1970) de que seria possível inferir a taxa de imposto marginal através da queda da cotação. Também não encontra indícios do *cliente effect* já que não existe relação significativa entre a yield do dividendo e o rácio DOR. As descobertas deste estudo contradizem o estudo realizado por Farinha e Soro (2005).

Dasillas (2007) utilizou o mercado de ações Grego onde os ganhos de capital e os dividendos não são taxados para analisar o comportamento da cotação no dia ex-dividendo. Para além disto, o *tick* do preço é reduzido e existe uma fraca presença de *market makers*. Durante a sua análise Dasillas (2007) constatou que a anomalia estava presente no mercado grego apesar de rejeitar *a priori* as hipóteses *tax-effect* e *tick-size*. Para justificar a anomalia, o autor baseou-se na proposta de Kalay (1982) de *short-term trading*. Após a análise dos retornos e volumes anormais, constatou-se que existia um volume anormal de trocas concentrado no dia *cum-dividend* e *ex-dividend* e documentou também a existência de retornos anormais significativos no dia *ex-dividend*. Esta descoberta é consistente com a hipótese formulada por Kalay (1982).

Ao contrário dos autores mencionados anteriormente, Blandón, Blasco e Bosch (2011) concluem que no mercado de capitais Espanhol a queda do preço no dia ex-dividendo é exatamente o mesmo que o montante do dividendo. Neste mercado as taxas de imposto de dividendos e ganhos de capital são iguais e o *tick* é decimalizado.

Em suma, a literatura indica que a anomalia no dia ex-dividendo pode ter inúmeras explicações. Elton e Gruber (1970) argumentam que o facto de a taxa

de dividendo ser superior à taxa de ganhos de capital influencia a queda da cotação no dia ex-dividendo. Em sentido contrário, Kalay (1982) formula a hipótese de curto prazo. De acordo com o autor, apenas analisar a influência do impacto fiscal das taxas de dividendo e ganhos de capital no dia ex-dividendo faz com que existam oportunidades de arbitragem da parte de investidores que não enfrentam essas mesmas taxas. Como tal, o autor argumentou que não seria possível observar através da queda do preço qual o escalão de imposto de um investidor e que seriam os custos de transação que levavam a anomalia a acontecer. Na opinião do autor para explicar a anomalia é importante analisar os volumes e retornos anormais no período ex-dividendo.

Autores como Bali e Hite (1998) e Frank e Jagnathan (1998) defenderam a hipótese de a anomalia estar relacionada com características do mercado analisado. Assim surgiram as hipóteses *tick-size* e *bid-ask spread*.

Farinha e Soro (2005) e Borges (2007) estudaram a anomalia do dia ex-dividendo em Portugal. Os resultados destes estudos são contraditórios, enquanto que Farinha e Soro (2005) observaram uma queda da cotação no dia ex-dividendo inferior ao valor do dividendo, Borges (2007) argumenta que a anomalia não existe. Esta diferença dos resultados aparenta estar ligado ao período utilizado para a estimação da anomalia.

Capítulo 3

Enquadramento

Portugal é um excelente caso para estudar algumas das hipóteses descritas na revisão de literatura tendo em conta a mudança que aconteceu de 2011 para 2012 no que diz respeito à fiscalidade aplicável aos dividendos. Num mercado perfeito onde não existem custos de transação, as taxas de imposto de dividendos e ganhos de capitais são iguais e não existe assimetria de informação, a queda da cotação no dia ex-dividendo é igual ao valor do dividendo distribuído. Um investidor que se encontre num mercado deste tipo é indiferente entre vender a ação antes ou depois do dia ex-dividendo tendo em conta que, a sua riqueza se mantém inalterada. Testa-se, portanto, se realmente os impostos são a única variável na anomalia do preço no dia ex-dividendo, qual o impacto da mudança fiscal e quais as outras variáveis que podem ou não ter impacto na anomalia.

Estabeleceu-se uma comparação entre Portugal e Espanha de forma a mostrar que, diferentes mercados com características semelhantes, apresentam diferentes resultados para o mesmo problema. Em Espanha os ganhos de capital e dividendos são taxados da mesma forma e o *tick-size* também é decimalizado, por isso não se coloca problemas de descontinuidade do *tick* na movimentação do preço da ação. O mesmo se aplica a Portugal. Estuda-se as hipóteses *tax-effect*, *bid-ask spread* e efeito clientela para Espanha. A hipótese de curto prazo não se verifica já que a queda da cotação é na mesma proporção do valor do dividendo. Neste caso, a interpretação dos resultados da hipótese de curto prazo não tem qualquer tipo de interesse tendo em conta que este modelo apenas pretende explicar o porquê de a queda ser inferior ao valor do dividendo.

Em ambos os países os dividendos são, normalmente, distribuídos anualmente.

Capítulo 4

Dados

Este estudo pretende comprovar que, apesar da mudança fiscal, a anomalia no dia ex-dividendo continua a existir no mercado de capitais português. Para tal recolheu-se amostras de Portugal e Espanha da base de dados *Datastream*.

O período em análise encontra-se compreendido entre 1 de janeiro de 2008 e 31 de dezembro de 2017. A amostra apenas inclui empresas que distribuíram, pelo menos, um dividendo em dinheiro no período referido. De acordo com estes critérios foram recolhidas as cotações diárias de abertura e fecho, as cotações diárias *bid* e *ask*, o valor do dividendo distribuído, a data relativa ao dia ex-dividendo e o volume de negócio diário. Recolheu-se também as cotações de fecho dos índices PSI20 e Ibex35.

Para evitar problemas relacionados com *thin-trading*, excluíram-se ações não transacionadas no período compreendido pelo intervalo $[-100, +100]$, sendo o dia zero o dia ex-dividendo.

Foram ainda excluídos valores da *yield* do dividendo inferiores a 0,1% e superiores a 20%. Procedeu-se a esta eliminação de observações baseada na *yield* devido ao impacto que poderia ter na estimação da regressão. Valores muito grandes ou pequenos da *yield* tornam os resultados enviesados originando problemas na estimação da regressão.

A amostra final conta com 129 observações para o mercado português e 377 observações para Espanha. Na tabela 1 encontram-se os resultados para a estatística descritiva da amostra portuguesa e espanhola.

Variável	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	P25	Mediana	P75
Painel A: Portugal – 129 observações							
Dividendo	0,18	0,16	0,17	1	0,077	0,155	0,239
Yield (%)	4,50%	2,70%	0,05%	16,08%	2,52%	4,11%	5,76%
Pcum-day	4,85	4,20	0,403	17,97	2,15	3,18	6,36
Painel B: Espanha – 377 observações							
Dividendo	0,24	0,29	0,01	3,10	0,07	0,13	0,35
Yield (%)	1,76%	0,02%	0,01%	14,35%	0,8%	1,36%	2,11%
Pcum-day	14,78	14,53	0,87	162,00	5,60	11,21	18,99

Tabela 1 - Estatística descritiva

Capítulo 5

Metodologias e resultados

5.1 *Tax-effect*

5.1.1 Regressão

Para estudar o comportamento do preço no dia ex-dividendo utilizou-se a metodologia proposta por Elton e Gruber (1970).

O modelo apresentado por Elton e Gruber (1970), estima a queda da cotação através do rácio DOR. Este rácio é medido como a média aritmética de todas as observações referentes à queda do preço no dia ex-dividendo:

$$\overline{DOR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{P_c - P_e}{D} \right)_i \quad (3)$$

onde N é o número de observações no dia ex-dividendo, P_c o preço da ação i no dia *cum-dividend*, P_e o preço da ação i no dia ex-dividendo e D o valor do dividendo.

Alternativamente o rácio DOR pode ser estimado através da seguinte regressão:

$$DOR_i = \overline{DOR} + \epsilon_i \quad (4)$$

em que $E(\epsilon_i) = 0$ e $VAR(\epsilon_i) = \delta^2$. Lakonishok e Vermaelen (1983), Eades et al (1984) e Bell e Jeckinson (2002) referiram que esta regressão apresenta alguns problemas. Não é esperado que o rácio DOR siga uma distribuição normal; o termo ϵ_i sofre de heterocedasticidade visto que o rácio DOR é dado pela variação de preços dividido pelo montante do dividendo, o que dá maior relevância aos dividendos distribuídos por valores reduzidos.

Partindo do pressuposto que não existem problemas de estimação, o retorno da ação i no dia ex-dividendo é calculado da seguinte forma:

$$R_{e,i} = \left(\frac{P_e - P_c + D}{P_c} \right) = (1 - \overline{DOR}) \left(\frac{D}{P_c} \right)_i + \epsilon_i, \quad (5)$$

Assume-se que $E(\epsilon_i) = 0$ e $VAR(\epsilon_i) = \delta^2$.

Estimar o rácio DOR pelo método *ordinary least squares* (OLS) leva a que a variância do termo do erro aumente com o *dividend yield* (DY). Por outras palavras:

$$DOR = \overline{DOR} - \epsilon_i \left(\frac{P_c}{D} \right)_i' \quad (6)$$

Para lidar com o problema de heterocedasticidade utilizou-se a solução proposta por Boyd e Jagannathan (1994), Bell e Jeckinson (2002) e Farinha e Soro (2005). Através deste método atribui-se uma ponderação reduzida as observações em que o DY é baixo e a variação no dia ex-dividendo é elevada. A partir da equação (5) obtêm-se:

$$\left(\frac{P_c - P_e}{P_c} \right)_i = \beta_1 \left(\frac{D}{P_c} \right)_i + \epsilon_i, \quad (7)$$

Para testar o impacto da mudança fiscal adiciona-se à regressão (7) uma variável *dummy* que toma o valor 1 no caso de a observação se encontrar no período de 2012 a 2017 e 0 se pertencer ao período de 2008-2011. Realizou-se também um *t-test* ao coeficiente β para verificar se este seria igual a 1.

Relativamente aos preços a utilizar na estimação do rácio DOR, não existe consenso entre a utilização de preços de abertura ou preços de fecho, observados ou ajustados pelo mercado. O problema principal da utilização de preços fecho é a possibilidade de enviesamento dos resultados tendo em conta que depois de um dia inteiro de transações, é esperado que parte da movimentação do preço possa estar relacionada com outros fatores que não o efeito fiscal. No sentido oposto, alguns autores (por exemplo, Farinha e Soro (2005)) argumentam que utilizar preços de abertura pode não ser o procedimento mais correto. As ordens

iniciais de transação dadas pelos investidores são feitas de maneira a que causem um impacto nos preços de acordo com um ajuste perfeito, ou seja, pelo valor exato do dividendo distribuído. Neste sentido apenas os preços de fecho eliminariam este efeito de estimação por parte dos investidores.

Tendo em conta a controvérsia existente à volta deste tema, procede-se à estimação da regressão do rácio DOR utilizando todas as hipóteses de preços: os preços de abertura, preços de fecho observados e preços de fecho ajustados pelo mercado.

O ajustamento do preço de fecho através do mercado é feito da seguinte forma:

$$P_e^* = P_e - P_c \beta R_e^m, \quad (8)$$

onde R_e^m é o retorno no PSI-20 no dia ex-dividendo. Para obter o β de cada ação é utilizado o modelo de mercado dos retornos diários da ação no período (-221; -21) relativamente ao dia ex-dividendo. O modelo de mercado é definido da seguinte maneira:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_i R_{m,t} + \epsilon_i, \quad (9)$$

Esta estimação é baseada na metodologia de estudo de eventos de Brown e Warner (1985) onde os dados diários também são utilizados.

A yield do dividendo é calculada da seguinte forma:

$$DY = \left(\frac{D}{P_c} \right) \quad (10)$$

De seguida apresentam-se os resultados da estimação *OLS* para Portugal e Espanha e as conclusões principais a retirar das mesmas.

5.1.2 Resultados da estimação OLS

De forma a estimar a anomalia da queda do preço no dia ex-dividendo no mercado português e espanhol, procedeu-se a estimação da regressão (7). Adicionalmente, para o caso de Portugal estimou-se também o modelo (7) com uma variável *dummy*. Os resultados da estimação, para ambos os países, encontram-se descritos na tabela 2. Os resultados do impacto da mudança fiscal em Portugal encontram-se na tabela 3.

Regressão	β	<i>t-test</i> $\beta=1$	R ² ajustado
Painel A: Portugal			
Preço de abertura	0,7352*** (0,0411)	0,0000	0,7117
Preço de fecho	0,7493*** (0,0899)	0,0061	0,3468
Preço ajustado pelo mercado	0,7898*** (0,0846)	0,0143	0,4003
Painel B: Espanha			
Preço de abertura	0,9951*** (0,0454)	0,9142	0,5597
Preço de fecho	1,0978*** (0,0554)	0,0786	0,5094

Tabela 2 - Resultados da estimação OLS simples

*** estatisticamente significante a 1%

Os resultados da estimação do modelo (7) mostram que as cinco regressões estimadas apresentam um coeficiente β estatisticamente significativo a 1%. No caso de Portugal a queda do preço é diferente de um com 1% e 5% de significância para os três modelos estimados. O *t-test* realizado para Espanha mostra que a queda do preço é estatisticamente diferente de um com 10% de significância no caso da estimação através dos preços de fecho. Para o modelo de preços de abertura não é possível afirmar que o coeficiente seja diferente de um.

O coeficiente β representa a queda da cotação no dia ex-dividendo. Constatase que a anomalia da cotação no dia ex-dividendo existe em Portugal, sendo que

no máximo, de acordo com o modelo ajustado pelo índice de mercado, o preço cai por 78,98% do valor do dividendo.

No caso de Espanha apenas se calculou a anomalia recorrendo aos preços de abertura e fecho visto que a diferença nos resultados obtidos seria mínima. No modelo que utiliza a cotação de abertura a queda do preço é de 99,51% o que, é bastante próximo de uma queda perfeita, enquanto que no modelo que utiliza o preço de fecho a queda foi superior ao valor do dividendo. O coeficiente apresenta um valor 109,78% estatisticamente significativa a 1%.

Em ambos os países, o modelo que utiliza as cotações de abertura apresenta um R^2 ajustado superior aos outros modelos. Tendo em conta este facto é possível afirmar que a regressão estimada através do preço de abertura é a que melhor explica a relação entre a variação da cotação do dia *cum-dividend* para o dia ex-dividendo e a *yield* do dividendo para ambos os países.

Na tabela 3 apresentam-se os resultados da estimação da regressão (7) com uma variável *dummy*. A introdução desta variável tem como objetivo medir o impacto que a mudança fiscal tem na queda da cotação no dia ex-dividendo, no caso de Portugal.

Regressão	β	Dummy Ano	t-test $\beta=1$	R^2 ajustado
Portugal				
Preço de abertura	0,7902*** (0,0592)	-0,0051 (0,0039)	0,0006	0,7132
Preço de fecho	0,9347*** (0,1282)	-0,0172** (0,0086)	0,6117	0,3618
Preço ajustado pelo mercado	0,9754*** (0,1204)	-0,0172** (0,0080)	0,8385	0,4166

Tabela 3 - Resultados da estimação OLS com variável *Dummy*

** , *** estatisticamente significativa a 5% e 1%

Os resultados mostram que a variação do preço diminui, aproximando-se de um nos modelos de fecho e preço ajustado pelo mercado. A queda de preço estimada para o modelo que utiliza os preços de abertura é de 79,02%. O coeficiente β é significativo estatisticamente a 1% para todos os modelos.

Apenas no modelo de preços de abertura se pode rejeitar a hipótese de o coeficiente ser igual a um, nos restantes modelos não é possível rejeitar a 1%, 5% ou 10% de significância que o coeficiente é igual a um. No caso do modelo que utiliza as cotações de abertura para medir a anomalia, o coeficiente β é ligeiramente superior ao modelo sem a variável *dummy*, ou seja, neste modelo a queda de preço é inferior comparativamente ao modelo tradicional.

A variável *dummy* é negativa para todos os modelos, tendo significância a 5% para os modelos de preço de fecho e preço de fecho ajustado. No modelo que utiliza a cotação de abertura para estimar a variação do preço, a variável *dummy* não tem significância estatística o que leva à impossibilidade de concluir que esta variável tenha algum impacto na anomalia do dia ex-dividendo. O resultado dos modelos de fecho e fecho ajustado vai de encontro ao esperado, ou seja, quando ambas as taxas de imposto sobre dividendos e ganhos de capital são iguais a queda do preço diminui e aproxima-se do valor do dividendo.

Destes três modelos aquele que melhor explica a relação estudada é o que utiliza o preço de abertura no cálculo da variação da cotação, evidenciado pelo R^2 ajustado. Algo interessante na análise dos seis modelos estimados para Portugal é que, em ambas as estimações, o modelo que melhor explica a anomalia é o que utiliza a cotação de abertura para medir a variação do preço.

De acordo com os R^2 ajustados das regressões estimadas, de todos os modelos estimados para Portugal, aquele que melhor explica a relação entre a variação do preço entre o dia *cum-dividend* e ex-dividendo e a *yield* do dividendo é o modelo que possui uma variável *dummy* estimado com os preços de abertura.

Os resultados das estimações levam a que se rejeite a hipótese proposta por Elton e Gruber (1970) visto não se verificar que a queda do preço seja igual ao valor do dividendo, mesmo quando os dividendos e ganhos de capital são

taxados da mesma forma. No caso de Espanha, ao contrario dos resultados obtidos para Portugal, a hipótese de Elton e Gruber (1970) verifica-se.

5.2 Efeito Clientela

Para testar a hipótese de *clientele effect* estima-se o rácio DOR, através da regressão (7), para as diferentes subamostras da *yield* do dividendo. Cada subamostra da *yield* do dividendo representa os diferentes investidores existentes no mercado que têm diferentes preferências em relação às ações que vão deter, de acordo com o nível de dividendo pago.

Quanto menor a *yield* do dividendo de uma empresa, menor a percentagem do retorno total um acionista espera receber na forma de dividendos e, conseqüentemente, maior a percentagem a receber na forma de ganhos de capital. Investidores que se encontrem em escalões de imposto superior, vão preferir ações que paguem dividendos baixos (ou seja, com *yield* baixa), enquanto que investidores que se encontrem em escalões de imposto inferiores preferem ações que paguem dividendos elevados (ou seja, com *yield* elevada). Com o objetivo de estudar esta hipótese, dividiu-se a amostra da queda da cotação de cada país em subamostras dos quintis da *yield*. Cada subamostra representa as diferentes preferências que os investidores têm em relação às ações que vão deter.

5.2.1 Análise do efeito clientela

Nesta seção analisa-se o efeito clientela para as diversas regressões estimadas anteriormente. Adicionalmente, reporta-se a média da *yield* para cada subamostra.

Na tabela 4 encontram-se os resultados obtidos da estimação da regressão (7) com os diversos preços, divididos pelas subamostra dos quintis da *yield*.

DY	Yield	$\beta_{DYx} P_o$	<i>t-test</i> $\beta=1$	$\beta_{DYx} P_c$	<i>t-test</i> $\beta=1$	$\beta_{DYx} P_{ca}$	<i>t-test</i> $\beta=1$
1	1,52%	-0,0017	0,0135	0,4096*	0,0147	0,4494**	0,0151
2	2,77%	0,4931***	0,0000	-0,0881	0,1697	-0,0457	0,1769
3	4,17%	0,6631***	0,0000	0,8883***	0,2946	0,8814***	0,1798
4	5,54%	0,6458***	0,0082	0,6770***	0,0213	0,8359***	0,0497
5	8,61%	0,8366***	0,0001	0,8366***	0,0088	0,8421***	0,0097

Tabela 4 - Resultados do efeito clientela no mercado português

*, **, *** estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%

β_{DYx} representa a queda do preço no dia ex-dividendo na subamostra x ($x=1,2,3,4,5$), P_o representa a regressão estimada com preços de abertura, P_c representa a regressão estimada com preços de fecho e P_{ca} representa a regressão estimada com preços de fecho ajustados.

Através da análise dos diferentes coeficientes estimados verifica-se que, em todos os modelos, grande parte dos coeficientes são estatisticamente significantes a 1%, 5% e 10%. Na regressão que utiliza preços de abertura os coeficientes das subamostras DY2 (0,4931), DY3 (0,6331), DY4 (0,6458) e DY5 (0,8366) são estatisticamente significativos a 1%.

Testou-se também a hipótese de o coeficiente ser igual a 1, ou seja, de a queda do preço no dia ex-dividendo para essa subamostra ser igual 1. Os resultados mostram que, para a subamostra DY2, DY3 e DY5 rejeita-se a hipótese nula com 1% de significância. No caso da subamostra DY3 rejeita-se a hipótese nula com 10% de significância.

Este modelo não demonstra uma tendência de crescimento constante do rácio DOR com o aumento da *yield* do dividendo. A tendência de crescimento apenas se verifica entre subamostras com yield mais baixa e yield mais alta, ou seja, entre a subamostra DY2 e DY3 e entre a subamostra DY4 e DY5.

No caso em que se estima o rácio DOR através dos preços de fecho verifica-se que o coeficiente das subamostra DY1 é significativo a 10% e, os coeficientes das subamostras DY3, DY4 e DY5 são significativos a 1%. Os resultados do *t-test*

permitem rejeitar a hipótese nula (coeficiente igual a 1) nas subamostras DY1 com 5% de significância, DY4 com 5% e DY5 com 1% de significância.

Para a estimação com preços de fecho ajustados, o coeficiente da subamostra DY1 é significativo a 5% e os coeficientes das subamostras DY3, DY4 e DY5 são estatisticamente significativos a 1%. A hipótese nula de o coeficiente ser igual a 1 pode ser rejeitada para as subamostras DY1, DY4 e DY5 com 5% de significância para DY1 e DY4 e, com 1% de significância para a subamostra DY5.

Em ambos os modelos de preço de fecho e preço de fecho ajustado, o crescimento do rácio DOR ao longo da subamostra da *yield* comporta-se da mesma maneira. O rácio aumenta da subamostra DY1 para a subamostra DY3, e da subamostra DY4 para a DY5.

Na tabela 5 apresentam-se os resultados do efeito clientela com base nos modelos de regressão com uma variável *dummy*. Os coeficientes das subamostras DY2, DY3, DY4 e DY5 são estatisticamente significativos a 1%. Relativamente à hipótese nula (coeficiente igual a 1) é possível rejeita-la com 5% de significância para as subamostras DY1 e DY2 e, 1% de significância para DY3 e DY4.

DY	Yield	$\beta_{DYx} P_{od}$	t-test $\beta=1$	$\beta_{DYx} P_{cd}$	t-test $\beta=1$	$\beta_{DYx} P_{acd}$	t-test $\beta=1$
1	1,52%	-0,4078	0.0278	0,9225***	0.8210	0,8339**	0,6157
2	2,77%	0,6383***	0.0171	0,6351	0.7589	0,6624	0,7715
3	4,17%	0,6760***	0.0013	1,0659***	0.6443	0,9476***	0.6710
4	5,54%	0,4353**	0.0084	-1,9198	0.3761	0,8280***	0.2038
5	8,61%	1,0072***	0.9062	0,9357***	0.6187	1,0179***	0.8694

Tabela 5 - Resultados do efeito clientela para o mercado português nos modelos com variável *dummy*

** , *** estatisticamente significativa a 5% e 1%

O rácio DOR cresce da subamostra DY2 para a subamostra DY3, e da subamostra DY4 para a DY5. Os resultados obtidos para este modelo vão de encontro com o modelo sem variável *dummy*, na medida em que, o crescimento da queda do preço ao longo das subamostras da *yield* comporta-se da mesma forma para as diversas subamostras da *yield* do dividendo.

No modelo estimado com preços de fecho, os coeficientes DY1, DY3 e DY5 são estatisticamente significantes a 1%. Relativamente à hipótese nula é possível afirmar que, para nenhum dos coeficientes estimados se rejeita a hipótese do coeficiente ser igual a 1 para níveis de significância aceitáveis.

Relativamente ao comportamento da queda do preço nas subamostras da *yield* verifica-se um crescimento do rácio DOR da subamostra DY2 para a subamostra DY3. Ao contrario do modelo analisado anteriormente, este não tem o mesmo comportamento do modelo *OLS* simples estimado com os preços de fecho.

Para o modelo estimado com preços de fecho ajustados e uma variável *dummy*, observa-se uma tendência de crescimento da variação do preço na subamostra DY2 para a subamostra DY3, e da subamostra DY4 para a subamostra da *yield* DY5. O coeficiente DY1 é estatisticamente significativo a 5%, e os coeficientes DY3, DY4 e DY5 são estatisticamente significativos a 1%. Nenhum dos coeficientes das subamostras deste modelo é estatisticamente diferente de 1. Os resultados deste modelo mostram que, apesar da mudança fiscal, as preferências dos investidores não se alteraram quando comparadas com as preferências do modelo *OLS* simples estimado com preços de fecho ajustados.

Na tabela 6 descreve-se os resultados obtidos na estimação dos modelos no mercado espanhol para as diferentes subamostras da *yield* do dividendo. Para o modelo estimado com preços de abertura todos os coeficientes são estatisticamente significantes a 1% e os resultados do *t-test* mostram que apenas se pode rejeitar a hipótese de o coeficiente ser igual a 1 para as subamostras DY2 com 5% de significância, DY3 com 5% de significância e DY4 com 1% de significância.

DY	Yield	$\beta_{DYx P_o}$	<i>t-test</i> $\beta=1$	$\beta_{DYx P_c}$	<i>t-test</i> $\beta=1$
1	0,49%	1,1064***	0,7727	1,2523**	0,6838
2	0,898%	0,6932***	0,0494	1,1441***	0,5273
3	1,36%	0,6461***	0,0120	1,1351***	0,5740
4	1,91%	0,8011***	0,0061	0,8842***	0,1926
5	4,17%	1,0657***	0,4758	1,1265***	0,1533

Tabela 6 - Resultados do efeito cliente para Espanha

** , *** estatisticamente significativa a 5% e 1%

Os resultados deste modelo não demonstram uma tendência de crescimento constante do rácio DOR ao longo das subamostras da *yield* do dividendo evidenciando, como no caso de Portugal, um crescimento alternado. O crescimento verifica-se na subamostra DY3 para a subamostra DY4 e da subamostra DY4 para a subamostra da *yield* DY5.

Para o modelo estimado com preços de fecho, o coeficiente da subamostra DY1 é significativo a 5% e os restantes coeficientes são estatisticamente significantes a 1%. Os resultados do *t-test* permitem concluir que não se rejeita a hipótese de o coeficiente ser igual a 1, para qualquer nível estatístico significativo. A queda do preço cresceu da subamostra DY3 para a subamostra DY4 e, da subamostra DY4 para a subamostra DY5.

Para ambos os modelos estimados para Espanha, as preferências dos investidores para as diferentes subamostras da *yield* parecem manter-se existindo um ligeiro aumento dos coeficientes ao longo das subamostras da *yield* do dividendo.

Tendo em conta os resultados obtidos, não é possível concluir que o efeito clientela se verifique nos mercados estudados. Para a hipótese clientela se verificar, a queda da cotação teria de crescer ao longo das subamostras da *yield* do dividendo, algo que não acontece. No caso de Portugal, existe uma diferença nas preferências dos investidores dependendo se a ação for trocada ao preço de abertura e fecho. Conclui-se também que com a introdução da variável *dummy* os

coeficientes estimados aumentaram ligeiramente, aproximando-se em certos casos de um, mas as preferências mantiveram-se as mesmas para os preços de abertura, preços de fecho e preços de fecho ajustado.

5.3 Hipótese de microestrutura de mercado

Com o objetivo de analisar o efeito de microestrutura de mercado no dia ex-dividendo utilizou-se o método desenvolvido por Boyd e Jagannathan (1998) que utiliza as cotações médias *bid-ask* para medir a queda da cotação no dia ex-dividendo. Como tal, estima-se a regressão (7) onde a variação do preço é media através das cotações médias *bid-ask* e, adicionalmente, acrescenta-se uma variável constante (α_1) à expressão.

As cotações médias *bid-ask* foram calculadas da seguinte forma:

$$Pba_c = \frac{(Bid_c + Ask_c)}{2}, \quad (11)$$

$$Pba_e = \frac{(Bid_e + Ask_e)}{2}, \quad (12)$$

onde Pba_c representa a cotação média *bid-ask* no dia *cum-dividend*, Bid_c e Ask_c a cotação *Bid* e *Ask* no dia *cum-dividend* e Bid_e e Ask_e representam as cotações *Bid* e *Ask* no dia do ex-dividendo.

Para este modelo explicar a anomalia do dia ex-dividendo é necessário que a variável constante seja negativa e o coeficiente β seja igual ou próximo de um. Seguidamente apresentam-se os resultados desta teoria.

5.3.1 Resultados da regressão

Os resultados da hipótese de microestrutura de mercado encontram-se descritos na tabela 7.

Regressão	α	β	<i>t-test</i> $\beta=1$	R ² ajustado
		Portugal		
Cotação <i>Bid-ask</i>	-0,0069 (0,0043)	0,9001*** (0,0819)	0,2247	0,4834
		Espanha		
Cotação <i>Bid-ask</i>	-0,0015 (0,0016)	1,0619*** (0,0683)	0,3653	0,3903

Tabela 7 - Resultados da estimação do modelo *Bid-Ask spread*

*** estatisticamente significativa a 1%

A estimação com as cotações *bid-ask spread* não confirmou a hipótese de microestrutura de mercado no dia ex-dividendo no caso de Portugal. Apesar da variável constante ser negativa, o coeficiente β é 90% estatisticamente significativo a 1%. Os resultados do *t-test* mostram que não é possível rejeitar a hipótese de o coeficiente ser igual a 1.

No caso espanhol o coeficiente β é ligeiramente superior a um, estatisticamente significativo a 1% e a variável constante é negativa. Tal como no caso de Portugal, não se pode rejeitar a hipótese de o coeficiente ser igual a 1.

Conclui-se que o *bid-ask spread* tem impacto no comportamento da queda da cotação no dia ex-dividendo no mercado espanhol. No caso de Portugal os resultados não estão de acordo com o esperado e conclui-se que para a amostra utilizada neste estudo, a hipótese de microestrutura de mercado não explica a anomalia do dia ex-dividendo.

5.4 Hipótese de curto prazo

Lakonishok e Vermaelen (1986), inspirados em Kalay (1982), afirmaram que investigar a reação do preço não permite distinguir qual a hipótese que explica o comportamento anormal da cotação da ação no dia ex-dividendo, se a hipótese de curto prazo ou a de longo prazo. Os autores acreditam que investigar o volume de trocas acrescenta mais informação sobre o grupo de investidores que influencia o comportamento da cotação no dia ex-dividendo. Se os investidores de curto prazo tiverem um impacto significativo na movimentação do preço no dia ex-dividendo então, deve ser possível observar um aumento no volume de trocas no período próximo ao dia ex-dividendo.

Como tal, para estudar o comportamento de curto prazo presente no dia ex-dividendo, procede-se à estimação do volume e retorno anormal no período [-20, +20] em relação ao dia ex-dividendo.

No caso do mercado espanhol a hipótese de curto prazo não foi testada. Tendo em conta os resultados obtidos anteriormente a queda do preço no dia ex-dividendo é perfeita ou perto disso, portanto, a hipótese de curto prazo não se verifica. Qualquer retorno ou volume anormal que possa existir é explicado por outras variáveis que não a anomalia do dia ex-dividendo.

Para testar a hipótese de curto prazo, estimou-se o volume de transação anormal (Abv) através do modelo *mean-adjusted* de estudo de eventos, de Brown e Warner (1985) para o mercado português. O volume médio tem como base observações no período -120 a -21 e +21 a +120 e o período estudado encontra-se compreendido no intervalo [-20, +20]. O volume anormal é estimado da seguinte forma:

$$Abv_{it} = V_{it} - \bar{V}_t, \quad (13)$$

onde Abv_{it} é o volume anormal da ação i no dia t , V_{it} é o volume da ação i no dia t e \bar{V}_t é a média do volume de transação da ação i no intervalo [-120, -21] para o

período anterior ao dia ex-dividendo e no intervalo [+21, +120] para o período pós ex-dividendo.

Depois de estimado o volume anormal para cada ação determinou-se a média do volume anormal da amostra:

$$\overline{AV}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n Abv_{it}, \quad (14)$$

onde \overline{AV}_t é a média do volume anormal, para a amostra, no dia t. O volume médio foi calculado para todos os dias do período [-20, +20].

Após o cálculo da média do volume anormal, calculou-se o volume anormal acumulado para o período [-3, -1] e [+1, +3] em relação ao dia ex-dividendo, da seguinte forma:

$$\overline{CAV} = \sum_{t=1}^3 \overline{AV}_t, \quad (15)$$

onde \overline{CAV} é o volume anormal acumulado médio.

Para complementar a hipótese de curto prazo estudou-se também o retorno anormal das ações no intervalo [-20, +20]. Para este efeito utilizou-se a metodologia OLS *market model* de estudo de eventos de Brown e Warner (1985). O retorno anormal é definido da seguinte forma:

$$Abr_{it} = R_{it} + (-\alpha - \beta Rm_t), \quad (16)$$

onde Abr_{it} é o retorno anormal da ação i no dia t, R_{it} é o retorno da ação i no dia t e Rm_t é o retorno do índice de mercado no dia t. O índice de mercado utilizado para Portugal foi o *PSI all share* obtido na *datastream*. Através da estimação da regressão (9) obteve-se as variáveis α e β .

Para calcular os retornos das ações e do mercado calculou-se a equação:

$$R_t = \frac{(P_t - P_{t-1} + D)}{P_{t-1}}, \quad (17)$$

onde R_t é o retorno da ação ou do índice no dia t , P_t é o preço de fecho da ação no dia t , P_{t-1} é o preço de fecho no dia $t-1$ e D é o valor do dividendo que apenas é usado no dia ex-dividendo.

Após a estimação do retorno anormal diário de cada ação no período $[-20, +20]$, calculou-se a média do retorno anormal:

$$\overline{Abr}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Abr_{it}, \quad (18)$$

onde \overline{Abr}_t é a média da amostra do retorno anormal no dia t para o período $[-20, +20]$.

Depois de calculadas as \overline{Abr}_t , procedeu-se ao cálculo dos retornos anormais acumulados:

$$CAR_i = (1 + Abr_t) * (1 + Abr_{t+1}) * (1 + Abr_{t+2}) - 1 \quad (19)$$

onde CAR é o retorno acumulado para a ação i no período $[-3, -1]$ e $[+1, +3]$.

Realizou-se um *t-test*, para a amostra total e para as subamostras, onde se coloca a hipótese de os \overline{CAV} e \overline{CAR} serem iguais a 0. As subamostras dos quintis da *yield* do dividendo foram divididas em mais duas subamostras através da mediana dos custos de transação. Nas subamostras analisa-se a relação entre os custos de transação e o volume e retorno anormal acumulado. Para verificar o impacto que a mudança da taxa de dividendo teve sobre os retornos e volumes anormais, repartiu-se a amostra pelo período antes e depois da mudança fiscal.

De forma a calcular-se um *proxy* dos custos de transação utilizou-se a ferramenta apresentada por Karpoff e Walkling (1990), conhecida como *bid-ask spread*:

$$BAS_e = \frac{Ask_e - Bid_e}{(Ask_e + Bid_e)/2}, \quad (20)$$

onde BAS_e é o *bid-ask spread* no dia ex-dividendo.

No caso em que os custos de transação obtidos através do cálculo do modelo anterior foram negativos, aproximaram-se estes custos utilizando a fórmula proposta por Karpoff e Walkling (1988) e Dasilas (2009):

$$TC = \frac{1}{P_c}, \quad (21)$$

5.4.1 Retorno anormal e volume anormal

Para estudar a hipótese de curto prazo analisou-se o comportamento do retorno e volume anormal no período [-5, +5]. De acordo com este modelo espera-se uma relação positiva entre o retorno e a *yield* do dividendo e uma relação positiva entre o retorno e os custos de transação. Por outro lado, ações com custos de transação elevados atraem menos investidores comparativamente a ações com a mesma *yield* do dividendo espera-se, por isso, uma relação positiva entre a *yield* do dividendo e o volume de transações e uma relação negativa entre os custos de transação e o volume de transações. Analisou-se os retornos e volumes anormais para a média e os retornos e volumes anormais acumulados no período anterior e posterior à mudança fiscal. É esperado que com esta mudança os retornos e volumes diminuam, comparativamente ao período 2008-2011.

Apenas se estuda esta hipótese para Portugal visto que, no caso de Espanha a queda da cotação é igual ao valor do dividendo. Qualquer retorno ou volume anormal que se verifique neste período, no caso de Espanha, está relacionado com outro fator que não uma estratégia de curto prazo utilizada pelos investidores para tirarem proveito da anomalia da cotação no dia ex-dividendo.

Na tabela 8 encontra-se a média da amostra do retorno e do volume de transações no período [-5, +5]. Observa-se que os retornos no período anterior e posterior ao dia ex-dividendo são negativos e em nenhum dos casos se nega a hipótese de o retorno ser igual a zero. No dia ex-dividendo o retorno é positivo (1,4%) e estatisticamente diferente de um com 10% de significância. Estes

resultados sugerem que os investidores comprem ações no período anterior ao dia ex-dividendo e que depois de a ação perder o direito ao dividendo vendem a ação.

Período	Retorno anormal	Volume anormal
-5	-0,01%	1571,19
-4	-0,29%	1287,38
-3	-0,10%	651,91
-2	-0,05%	1001,24*
-1	-0,14%	1439,24**
0	1,40%*	1118,61
1	-0,07%	718,61
2	-0,23%	65,54
3	-0,17%	1320,38
4	-0,10%	1003,78
5	-0,13%	1073,96

Tabela 8 - Retorno e volume anormal no período [-5, +5]

*, ** estatisticamente significativa a 10% e 5%. Volume em milhares de euros

O volume anormal é positivo no período [-5, +5]. No dia -2 e -1 nega-se a hipótese de o volume anormal ser igual a 0 com 10% e 5% de significância, respetivamente. O volume de transações anormal médio aumenta no período mais próximo do dia ex-dividendo e diminui no período pós ex-dividendo. Este comportamento indica que os investidores adotam estratégias de captura de dividendo, indícios que a hipótese de curto prazo pode explicar a anomalia existente no dia ex-dividendo. Para analisar a hipótese de curto prazo com maior detalhe, analisam-se os retornos e volumes acumulados para o período [-3, +3].

5.4.2 Retorno e volume anormal acumulado

Na tabela 9 descrevem-se os resultados obtidos para a média aritmética dos retornos anormais acumulados em Portugal nos períodos [-3, -1] e [+1, +3] em relação ao dia ex-dividendo e, a média aritmética do retorno no dia ex-dividendo. Os resultados apresentam-se divididos da seguinte forma, primeiro apresenta-se os resultados da média total e depois os resultados para as diferentes subamostras dos quintis da *yield* do dividendo e das diferentes subamostras dos custos de transação. Tendo em conta o número de observações reduzido, decidiu-

se dividir os custos de transação pela mediana dos custos de transação. É necessário realçar que devido à reduzida dimensão da amostra os resultados são pouco conclusivos.

No período [-3, -1] o *CAR* médio é negativo (-0,29%). Testou-se também a hipótese de o *CAR* ser igual a 0, hipótese essa que não pode ser rejeitada para qualquer nível de significância estatística aceitável. No dia ex-dividendo, o retorno anormal é positivo (1,37%) e rejeita-se a hipótese de o mesmo ser igual a 0 com 5% de significância. Por outro lado, o *CAR* no período [+1, +3] é negativo (-0,47%) e estatisticamente igual a 0. Genericamente os retornos anormais acumulados, para as subamostras, não são estatisticamente diferentes de 0.

DY	TC	CAR [-3, -1]	Abr [0]	CAR [+1, +3]
Média da amostra total		-0,29%	1,37%**	-0,47%
1	1	-1,28%	0,03%	-0,08%
1	2	0,09%	1,62%***	0,32%
2	1	-0,78%	4,76%	-2,44%
2	2	0,94%	0,07%	-0,19%
3	1	-0,29%	1,09%**	-0,21%
3	2	-0,42%	0,09%	-1,18%
4	1	-0,18%	1,53%	0,26%
4	2	0,78%	0,94%**	-0,21%
5	1	0,32%	0,43%	-0,88%
5	2	-1,84%*	2,44%**	-0,37%

Tabela 9 - Média dos retornos anormais acumulados

*, **, *** estatisticamente significativa a 10%, 5% e 1%

No período [-3, -1] observa-se que, em média, o *CAR* é negativo. O retorno para este período é positivo nas subamostras DY12 (0,09%), DY22 (0,94%) e DY42 (0,78%) onde os custos de transação são superiores comparativamente a ações da mesma *yield*. Apenas na subamostra DY52 (-1,86%) é que se rejeita a hipótese nula com 10% de significância estatística, respetivamente.

No dia ex-dividendo a subamostra DY52, com o nível de *yield* do dividendo e custos de transação mais elevado, observa-se um retorno anormal positivo (2,44%) e diferente de 0 com 5% significância estatística. Apesar disto, o retorno

mais elevado no dia ex-dividendo foi obtido na subamostra DY21 (4,76%), valor que não é estatisticamente diferente de 0.

Para o período [+1, +3] verifica-se que dos dez *CAR's* calculados, apenas dois são positivos. Os resultados para os retornos acumulados são consistentes com uma estratégia de curto prazo em que se compra a ação no período anterior ao dia ex-dividendo para, posteriormente, ser vendida no período pós ex-dividendo.

A tabela 10 apresenta os resultados dos volumes anormais acumulados (*Cabv*) para o período [-3, +3]. O *Cabv* médio no período [-3, -1] é positivo e estatisticamente diferente de 0 com 10% de significância estatística. No dia ex-dividendo, *Abv* [0] médio é positivo e, não é possível rejeitar a hipótese de o volume ser igual a 0. No período [+1, +3] o volume de transações foi positivo e, estatisticamente igual a 0.

DY	TC	Cabv [-3, -1]	Abv [0]	Cabv [+1, +3]
Média da amostra total		3.119,84*	1.142,81	2.096,43
1	1	217,94	-571,32	2.307,55
1	2	-91,05	-532,81	-10.216,67*
2	1	-6.940,77	-3.160,12	1.662,70
2	2	2.209,82	1.218,40	5.916,37
3	1	6.921,27	2.160,58*	3.601,41*
3	2	-1.378,60	18,54	1.0294,14
4	1	7.391,05	1.441,33	5.447,24
4	2	10.635,77	5.757,90	4.862,97
5	1	11.791,40**	6.838,78**	-5.438,49
5	2	792,01	-875,34	1.859,53

Tabela 10 - Volume anormal acumulado no período [-3, +3]

*, ** estatisticamente significante a 10% e 5%. Volume em milhares de euros

Através da análise da tabela 10 é possível verificar que grande parte do volume de transações não é estatisticamente diferentes de 0. O *Cabv* no período [-3, -1] aumenta ao longo das subamostras da *yield* do dividendo. O valor máximo do volume de transações anormal é obtido na subamostra DY51 (11.791,4), estatisticamente diferente de 0 com 5% de significância. Nas subamostras DY1, DY3 e DY5 verifica-se o comportamento de curto prazo esperado, ou seja, para

níveis de custos de transação mais altos o volume de transações é inferior comparativamente a ações na mesma subamostra da *yield*.

No dia ex-dividendo, verifica-se que para as subamostras DY22, DY31, DY32, DY41, DY42 e DY51 o volume de transações é positivo. Apenas para as subamostras DY31 e DY51 se rejeita a hipótese nula de o volume de transações ser igual a 0, com 10% e 5% de significância estatística respetivamente. O volume neste dia, apresenta um comportamento estranho já que apenas nas subamostras DY3 e DY5 é que o volume é superior nas subamostras de custos de transações inferiores.

Para o período [+1, +3], o *Cabv* é estatisticamente diferente de 0 nas subamostras DY12 e DY31. Em média, o volume de transações anormal é positivo, isto deve-se ao facto de os investidores neste período venderem a sua posição para concluir a sua estratégia de curto prazo. Nas subamostras DY1, DY3 e DY4 o volume transacionado é superior para níveis de custos de transações inferiores. Por outro lado, o *Cabv* aumenta da subamostra DY11 para a subamostra DY21 e da subamostra DY31 para a DY41. As únicas subamostras diferentes de 0, para este período, são as subamostras DY12 e Dy31 com 10% de significância.

De uma forma geral, é possível afirmar que existe uma relação positiva entre o volume de transações e a *yield* do dividendo, e uma relação negativa entre o volume de transações e os custos de transação. Em média, os volumes anormais nos períodos [-3,-1], [0] e [+1, +3] são positivos, mas, grande parte não é estatisticamente diferente de 0.

5.4.2.1 Retorno e volume anormal acumulado no período 2008-2011 e 2012-2017

Para medir o impacto que a mudança fiscal teve nas estratégias de curto prazo, dividiu-se a amostra pelos anos entre 2008-2011 e 2012-2017. Para calcular e demonstrar o retorno e volume anormal utilizou-se a metodologia descrita no capítulo 5.4. É necessário alertar para o facto de o número de observações para cada subamostra dos períodos 2008-2011 e 2012-2017 serem reduzidas o que leva a que os resultados sejam pouco conclusivos e, com significância estatística reduzida.

Na tabela 11 apresentam-se os resultados do retorno anormal e retorno anormal acumulado para o período anterior à mudança fiscal (2008-2011). Os resultados para a média da amostra deste período seguem a mesma tendência que os resultados da média da amostra total, ou seja, o *CAR* nos períodos [-3, -1] e [+1, +3] são negativos. O *CAR* é estatisticamente diferente de 0 no período [+1, +3], com 10% de significância. O *Abr* no dia ex-dividendo é positivo e diferente de 0, com 10% de significância estatística.

DY2008-2011	TC	CAR [-3, -1]	Abr [0]	CAR [+1, +3]
Média da amostra total		-0,64%	0,67%*	-0,66%*
1	1	-0,44%	0,02%	-0,28%
1	2	-2,18%	1,92%	-1,31%
2	1	-2,42%	-0,11%	-0,29%
2	2	1,16%	0,6%	-1,44%
3	1	-1,26%	1,13%	-0,04%
3	2	0,69%	0,38%	-0,80%
4	1	-1,49%	3,08%	-0,94%
4	2	-0,39%	-0,15%	-1,87%
5	1	-0,45%	-0,39%	0,06%
5	2	-1,69%	2,75%	0,81%

Tabela 11 - Retorno acumulado anormal no período 2008-2011

* estatisticamente significante a 10%

Os resultados das subamostras DY22 e DY32 mostram o comportamento esperado da hipótese de curto prazo, *CAR* positivo no período [-3,-1], retorno anormal no dia ex-dividendo positivo e *CAR* negativo no período [+1, +3]. Para o nível mais alto de *yield* do dividendo e de custos de transação, a subamostra

DY52, observa-se um retorno positivo de 2,75% o maior no dia ex-dividendo, estatisticamente igual a zero.

No período [-3, -1] o retorno é superior para as subamostras onde os custos de transação são superiores em DY2, DY3 e DY4. O *CAR* mais elevado encontra-se na subamostra DY21, o esperado seria que o retorno acumulado fosse superior para níveis da *yield* e dos custos de transação superiores (DY51, DY52).

Para o período [+1, +3], o maior *CAR* é obtido na subamostra DY52 (0,84%). Das dez subamostras sete são negativas, e estatisticamente iguais a zero.

A tabela 12 descreve os resultados dos retornos anormais para a amostra do período 2012-2017. Para a média da amostra o *CAR* no período [-3, -1] e [+1, +3] é negativo e estatisticamente igual a zero. O retorno anormal do dia ex-dividendo é positivo (1,81%) e estatisticamente diferente de 0 a 5%. Os retornos médios da amostra total, para este período, são superiores aos retornos do período 2008-2011. Este aumento do retorno, pode estar relacionado com o aumento da taxa de imposto do dividendo. Com este aumento é esperado que os investidores exijam um retorno maior para investir numa ação do período 2012-2017 para compensar o facto de, no dia ex-dividendo, pagarem uma percentagem de imposto de dividendo superior ao período anterior.

DY2012-2017	TC	CAR [-3, -1]	Abr [0]	CAR [+1, +3]
Média da amostra total		-0,07%	1,81%**	-0,35%
1	1	-0,41%	0,78%	0,40%
1	2	0,76%	1,59%***	0,48%
2	1	-1,15%	5,54%	-2,25%
2	2	0,45%	0,88%	0,80%
3	1	-0,24%	0,59%*	0,95%
3	2	0,55%	1,21%	-0,58%
4	1	0,43%	1,77%	0,19%
4	2	-1,60%	-0,20%	0,48%
5	1	0,79%	0,72%	-2,56%***
5	2	-0,10%	3,32%***	-1,28%

Tabela 12 - Retorno acumulado anormal no período 2012-2017

*, **, *** estatisticamente significante a 10%, 5% e 1%

A hipótese de curto prazo verifica-se na subamostra DY32 e DY51. Nesta subamostra, o *CAR* é negativo no período [-3, -1] e [+1, +3] e o *Abr* positivo no

dia ex-dividendo. No período [-3, -1] o retorno mais elevado é obtido na subamostra DY5 onde o nível da *yield* é maior, comparativamente ao resto das subamostras. Neste período nenhum retorno é estatisticamente diferente de 0.

No dia ex-dividendo o retorno anormal na subamostra DY52 é positivo e, estatisticamente diferente de 0 com 1% de significância. Apesar disto, o retorno mais elevado é obtido para a subamostra DY21, estatisticamente igual a 0.

No período [+1, +3] três dos dez retornos calculados são negativos, e apenas na subamostra DY51 se encontra um *CAR* estatisticamente diferente de 0, com 1% de significância estatística.

Como foi dito anteriormente para a média da amostra, em média o retorno para as subamostras aumenta comparativamente aos resultados obtidos para os retornos no período 2008-2011.

Na tabela 13 descrevem-se os resultados obtidos através do cálculo do volume anormal, distribuído pelas diferentes subamostras da *yield* e dos custos de transação. A média da amostra deste período tem o mesmo comportamento que a média total, ou seja, o volume anormal é positivo para os períodos [-3,-1], [0] e [+1, +3]. Nenhum dos valores do volume da amostra total é estatisticamente diferente de 0.

DY2008-2011	TC	Cabv [-3,-1]	Abv [0]	Cabv [1,3]
Média da amostra total		4.341,199	1.207,03	4.280,00
1	1	1.239,75	-873,38	-2.137,03
1	2	-1.494,59	1.458,08	-10.990,38
2	1	-29.770,70	-12.898,05	17.592,33
2	2	2.844,08	2.249,02	11.938,67
3	1	8.711,33	3.457,41	6.157,49
3	2	1.614,86	7,47	-374,59
4	1	17.352,48	1.074,94	3.187,35
4	2	796,96	409,0296	885,83*
5	1	12.685,44*	5.021,70*	-1.288,46
5	2	35.865,62	12.323,66	24.361,39

Tabela 13 - Volume anormal acumulado para o período 2008-2011

* estatisticamente significativa a 10%. Volume em milhares de euros

A hipótese de curto prazo verifica-se nas subamostras DY22, DY31, DY41, DY42 e DY52. Relativamente á hipótese nula, apenas se rejeita que o volume é diferente de 0 na subamostra DY51 com 10% de significância.

No *Cabv* para o período [-3, -1], na subamostra DY51 pode se rejeitar a hipótese nula, com 10% de significância estatística. Em média, o volume transacionado aumenta ao longo das subamostras da *yield* e, o volume de transações é superior para níveis de custos de transação inferiores. Apesar disto, nas subamostras DY2 e DY5 os volumes transacionados foram superiores para subamostras com níveis de custos de transações superiores.

O *Abv* para as subamostras DY3 e DY4, é superior para níveis de custos de transação inferiores. Na subamostra DY51 é possível rejeitar a hipótese o volume ser diferente de 0, com 10% de significância. Para três subamostras da *yield* (DY1, DY2 e DY5) verifica-se uma relação positiva entre os custos de transação e o volume de transações. Verificou-se um aumento do volume de transações quando comparando as subamostras intercaladas, ou seja, da subamostra DY2 para a subamostra DY3 e da subamostra DY4 para a DY5. O maior número de ações transacionadas verifica-se para a subamostra DY52 onde o nível de *yield* e custos de transações são superiores comparativamente às restantes subamostras.

Na análise do *Cabv* para o período [+1, +3] é possível verificar que, não existe qualquer valor do volume para o qual se rejeite a hipótese nula de o volume de transações ser igual a 0. O volume transacionado aumenta da subamostra DY1 para a subamostra DY2 e, da subamostra DY4 para a DY5. Não se verifica um crescimento constante do volume transacionado por isso, neste período, não se pode afirmar que exista uma relação positiva entre os volumes de transação e a *yield* do dividendo.

Os volumes anormais para o período 2012-2017 encontram-se descritos na tabela 14. A média da amostra total para este período permite concluir que a

hipótese de curto prazo se encontra presente. No período [-3,-1], [0] e [+1, +3] o volume anormal é positivo, o *Cabv* no período [-3, -1] é estatisticamente diferente de 0, com 10% de significância; o *Abv* no dia ex-dividendo é estatisticamente diferente de 0, com 5% de significância e no período [+1, +3] o volume anormal não é estatisticamente diferente de 0. Através da análise da média da amostra total da tabela 13 e da média da amostra total da tabela 14 é possível afirmar que o volume de transações anormal médio diminuiu. Esta variação pode estar relacionada com a mudança fiscal que diminui o interesse dos investidores de executarem uma estratégia de curto prazo no dia ex-dividendo.

DY2012-2017	TC	Cabv [-3,-1]	Abv [0]	Cabv [1,3]
Média da amostra total		2.341,29*	1.102,98**	742,06
1	1	-1.412,67	-2.159,84	-4.575,83
1	2	157,36	-444,43	-5.077,57
2	1	3.952,19	1.778,24	-3.715,72
2	2	74,73	-49,26	2.450,69
3	1	2.496,14	1.370,32	3.268,68
3	2	-976,61	1.633,72	16.095,58
4	1	3.736,09	747,68	-105,21
4	2	1.520,41	516,33	-412,21
5	1	1.3577,66	8.101,69*	627,40
5	2	1.430,37	437,16	1.084,37

Tabela 14 - Volume anormal acumulado para o período 2012-2017

*, ** estatisticamente significativa a 10% e 5%. Volume em milhares de euros

Para as subamostras apenas se pode rejeitar a hipótese nula na subamostra DY51 no dia ex-dividendo, com 10% de significância. No período [-3, -1] o *Cabv* cresce das subamostras DY1 para a subamostra DY2 e da subamostra DY3 para a subamostra DY4. Tal e qual como nos anos 2008-2011, conclui-se que para o volume anormal acumulado no período [-3, -1] não existe uma relação positiva constante entre o volume de transações e a *yield*. O maior volume de transações anormal para o período [-3, -1] é obtido na subamostra DY2.

No dia ex-dividendo, verifica-se um crescimento do *Abv* da subamostra DY1 para a subamostra DY2 e da subamostra DY4 para a subamostra DY5. O volume de transação é superior para o nível de *yield* do dividendo mais alto (subamostra DY51), estatisticamente significativa a 10%. Como no período anterior, o volume

não apresenta uma relação positiva entre a yield e o volume de transação ao longo das subamostras.

No período [+1, +3] o volume transacionado, nas diferentes subamostras, não é estatisticamente diferente de 0. O *Cabv* cresce da subamostra DY2 para a subamostra DY3 e da subamostra DY4 para a subamostra DY5. Mais uma vez não existe uma relação positiva entre a yield e o volume, sendo que apenas se verifica um crescimento entre algumas subamostras. Na subamostra DY32 encontra-se o maior volume de transações de todas as subamostras do *Cabv*, estatisticamente igual a 0.

Os resultados verificados na análise dos volume e retornos anormais para a média e para os períodos 2008-2011 e 2012-2017 permite concluir que a hipótese de curto prazo influencia a queda do preço da ação no dia ex-dividendo em Portugal.

Na análise dos períodos 2008-2011 e 2012-2017 é possível constatar um aumento do retorno com o aumento da taxa de imposto, e uma diminuição do volume de ações transacionado com o aumento da taxa de imposto.

5.5 Estratégia de curto prazo

Para analisar a possibilidade de um investidor obter retornos anormais líquidos positivos no dia ex-dividendo, procedeu-se à construção de uma estratégia de curto prazo de compra e vendas de ações no mercado Português.

Esta estratégia consiste na compra da ação no dia *cum-dividend* para assim ter direito a receber o montante do dividendo e vender a ação no dia ex-dividendo.

Para calcular o retorno foi utilizada a seguinte expressão:

$$R_{it} = \frac{(P_e - P_c - 2 * TC)(1 - T_{gc})}{P_c} + \frac{D(1 - T_d)}{P_c} \quad (21)$$

Tendo em conta que numa situação real os custos de transação e as taxas de imposto são um fator que tem impacto na decisão de executar esta estratégia ou não, decidiu-se contabiliza-los na formulação do retorno de curto prazo. Multiplica-se os custos de transação por dois porque assume-se que o investidor não detém a ação e, como tal, terá de comprar e vender a ação o que leva ao pagamento de custos de transação por cada uma das operações efetuadas.

Estimou-se os retornos extraordinários para os preços de abertura, fecho e fecho ajustado.

De forma a aproveitar retornos extraordinários no dia ex-dividendo, estudou-se a hipótese de obter um retorno líquido nesse mesmo período. Assumiu-se que o investidor compra a ação no dia *cum-dividend* e vende ação no dia ex-dividendo. Deduziu-se os impostos e uma *round-trip* de custos de transação para melhor representar o que acontece numa situação real. Apenas se estudou esta hipótese para Portugal já que, em Espanha a queda da cotação é igual ao valor do dividendo e não é possível estabelecer uma estratégia de investimento de curto prazo onde se obtenha retornos extraordinários baseado na anomalia do dia ex-dividendo. Estimou-se o retorno com base nos diversos preços utilizados para estimar a regressão (7).

Na tabela 19 mostram-se os resultados obtidos para a estratégia de curto prazo.

Preço	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Abrt	-0,21	0,23	-15,1	0,75	0,32	0,69	0,75	1,13	0,70	0,44
Fecho	-0,86	0,03	-15,8	-1,3	0,37	0,52	1	0,004	4,1	0,53
Fajus	-0,63	-0,05	-16,8	-1	-0,1	0,64	0,81	-0,14	3,89	0,44

Tabela 15 - Estratégia de captura da anomalia do dia ex-dividendo, em %.

Através da análise da tabela 19, verifica-se que existe uma tendência de crescimento no período 2012-2014 para todos os preços. Em 2010 encontra-se um *outlier* para todos os preços estimados, possivelmente devido à forma como se estimou os custos de transação. Se o investidor comprar as ações e decidir vendê-las com a abertura de mercado, verifica-se que apenas nos anos 2008 e 2010 é que o investidor perde com esta estratégia. Se o investidor decidir vender aos preços de fecho, obtêm perdas nos anos 2008, 2010 e 2011. O máximo retorno obtido de todas as estratégias foi exatamente no ano 2016 quando o investidor vende a ação ao preço de fecho.

Os resultados obtidos permitem concluir que é possível obter retornos extraordinários líquidos, independentemente do preço ao qual o investidor fecha a sua posição, ao longo do período 2008-2017.

Conclusão

Os resultados obtidos ao longo deste trabalho permitem tirar algumas conclusões sobre o comportamento do preço da ação no dia ex-dividendo quando os dividendos e os ganhos de capital são taxados da mesma forma, em Portugal e em Espanha.

A partir de 2012, Portugal começou a taxar os dividendos e ganhos de capital da mesma forma. Como tal, seria de esperar que o modelo de Elton e Gruber (1970) se verificasse. Apesar disto, a queda da cotação continua a ser inferior ao valor do dividendo tanto no modelo original como no modelo que incluía uma variável *dummy* referente ao período em que a taxa mudou. Concluiu-se também que no caso de Espanha, a hipótese de Elton e Gruber (1970) verifica-se já que o a cotação cai pelo valor do dividendo.

Testou-se ainda a hipótese de o *bid ask spread* ter impacto na queda da cotação. No caso de Portugal esta hipótese não se verifica. Em Espanha os resultados obtidos na regressão coincidem com o esperado na literatura o que, leva a crer que a maior parte das transações no dia ex-dividendo se efetuam ao preço *ask* e, no dia ex-dividendo, a maior parte das ações é transacionada ao preço *bid*. Isto revela que, em Espanha, os investidores dão pouca importância ao dividendo e preferem vender a sua posição em vez de receber o montante do dividendo.

Estudou-se a hipótese efeito clientela para ambos os países, mas, os resultados obtidos não permitiram fazer qualquer tipo de afirmação quanto à sua existência.

Verificou-se também a hipótese de curto prazo para Portugal. Como tal, estimou-se os retornos anormais e volume anormais. Foi possível concluir que existem retornos extraordinários devido à queda do preço ser inferior ao valor do dividendo. Conclui-se também que, existe volume anormal no período [-3, -

1], no dia ex-dividendo e no período [+1, +3]. O retorno anormal positivo apenas foi observado no dia ex-dividendo. Analisou-se também o comportamento do volume e dos retornos do período antes e pós mudança fiscal. A hipótese de curto prazo continua a existir nesse período com uma diminuição do volume de trocas.

Tendo em conta que a hipótese de curto prazo se verificou em Portugal, criou-se uma estratégia de curto prazo que aproveita a anomalia do mercado para obter retornos extraordinários. Como tal confirmou-se que é possível obter retornos positivos através de uma estratégia de captura da anomalia do dia ex-dividendo, tanto para os preços de abertura como para os preços de fecho. Estes retornos encontram-se líquidos de impostos e custos de transação para refletir os custos incorridos na execução desta estratégia.

Bibliografía

Bali, R. & Hite, G. L. 1998. Ex-dividend day stock price behavior: discreteness or tax-induced clientele?. *Journal of Financial Economics*, 47: 127-159.

Barclay, M. J. 1987. Dividends, taxes and common stock prices: The ex-dividend day behavior of common stock prices before the income tax. *Journal of Financial Economics*, 19: 31-43.

Bell, L. & Jenkinson, T. 2002. New evidence on the impact of dividend taxation and on the identity of the marginal investor. *Journal of Finance*, 57: 1321-1346.

Blandón, J. & Blasco, M. 2012. The ex-dividend day anomaly in the spanish stock market. *Journal of CENTRUM Cathedra*, 5: 102-114.

Blandón, J., Blasco, M. & Bosch, J. 2011. Ex-dividend day returns when dividend and capital gains are taxed at the same rate. *Czech Journal of Economics and Finance*, 61: 140-152.

Boyd, J. H. & Jagannathan, R. 1994. Ex-dividend price behavior of common stocks. *Review of Financial Studies*, 7: 711-741.

Brown, S. J. & Warner, J. B. 1980. Measuring security price performance. *Journal of Financial Economics*, 8: 205-258.

Brown, S. J. & Warner, J. B. 1985. Using daily stock return: the case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14: 3-31.

Borges, M. R. (2008). The ex-dividend day stock price behavior: The case of Portugal. *Atlantic Economic Journal*, 36(1), 15-30.

Campbell, J. & Beranek, W. 1955. Stock price behavior on ex-dividendo dates. *Journal of Finance*, 10: 425-429.

Dasilas, A. 2009. The ex-dividend day stock price anomaly: evidence from the Greek stock market. *Financial Markets and Portfolio Management*, 23: 59-91. 44

Dubofsky, D. 1992. A market microstructure explanation of ex-day abnormal returns. *Financial Management*, 21: 32-43.

Eades, K. M., Hess, P. J. & Kim, E. H. 1984. On interpreting security returns during the ex-dividendo period. *Journal of Financial Economics*, 13: 3-34.

Eades, K. M., Hess, P. J. & Kim, E. H. 1994. Time series variation in dividend pricing. *Journal of Finance*, 49: 1617-1638.

Elton, E. & Gruber, M. 1970. Marginal stockholder tax rates and the clientele effect. *Review of Economic and Statistics*, 52: 68-74.

Elton, E., Gruber, M. & Blake, C. R. 2002. *Marginal stockholder tax effects and ex-dividend day behavior thirty-two years later*. Working paper, New York University.

Farinha, J. & Soro, M. 2005. **Ex-dividend pricing, taxes and arbitrage opportunities: The case of the Portuguese Stock Exchange**. Working paper, Research Center on Industrial, Labour and Managerial Economics, Faculdade de Economia, Universidade do Porto.

Frank, M. & Jagannathan, M. 1998. Why do stock prices drop by less than the value of the dividend. *Journal of Financial Economics*, 47: 161-188.

Graham, J., Michaely, R. & Roberts, M. 2003. Do price discreteness and transactions costs affect stock returns? Comparing ex-dividend pricing before and after decimalization. *Journal of Finance*, 58: 2611-2635.

Heath, D. C. & Jarrow, R. A. 1988. Ex-dividend stock price behavior and arbitrage opportunities. *Journal of business*, 61: 95-108.

Jakob, K. & Ma, T. 2004. Tick size, NYSE Rule 118 and ex-dividend stock price behavior. *Journal of Financial Economics*, 72: 605-625.

Kalay, A. 1982. The ex-dividend day behavior of stock prices: A re-examination of the clientele effect. *Journal of Finance*, 37: 1059-1070. 45

Karpoff, J. & Walkling, R. 1988. Short-term trading around ex-dividend days: Additional evidence. *Journal of Financial Economics*, 21: 291-298.

Karpoff, J. & Walkling, R. 1990. Dividend capture in NASDAQ stocks. *Journal of Financial Economics*, 28: 39-65.

Lakonishok, J. & Vermaelen, T. 1983. Tax reforms e ex-dividendo day behavior. *Journal of Finance*, 38: 1157-1179.

Lakonishok, J. & Vermaelen, T. 1986. Tax induced trading around ex-dividend days. *Journal of Financial Economics*, 16: 287-319.

Lasfer, M. A. 1995. Ex-day price behavior: Tax or short-term trading effects. *Journal of Finance*, 50: 875-897.

Lasfer, M. A. & Zenonos, M. 2003. *The tax impact on the ex-dividend dates: Evidence from European firm*. Working Paper, Cass Business Schol, City University.

Michaely, R. 1991. Ex-dividend day stock price behavior: The case of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Finance*, 46: 845-859.

Miller, M. H. & Modigliani, F. 1961. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *Journal of Business*, 34: 411-433.

Miller, M. H. & Scholes, M. S. 1982. Dividends and taxes: Some empirical evidence. *Journal of Political Economy*, 90: 1118-1141.

Naranjo, A., Nimalendran, M. & Ryngaert, M. 2000. Time variation of ex-day stock returns and corporate dividend capture: a reexamination. *Journal of Finance*, 55: 2357-2372.

Poterba, J. M. & Summers, L. H. 1984. New evidence that taxes affect the valuation of dividends. *Journal of Finance*, 39: 1397-1415.

Stoll, H. R. & Whaley, R. E. 1983. Transaction costs and the small firm effect. *Journal of Finance Economics*, 12: 57-80.

The 2008 Global Executive, *Ernst & Young (EY)*

The 2009 Global Executive, *Ernst & Young (EY)*

The 2010 Global Executive, *Ernst & Young (EY)*

The 2011 Global Executive, *Ernst & Young (EY)*

Pereira, Xavier. 2016. O comportamento da cotação da ação no dia ex-dividendo. Trabalho Final na modalidade de Dissertação para obtenção do grau de mestre em Finanças: 58. Universidade Católica Portuguesa, Católica Porto Business School.

Yahyae, K., Pham, T. & Walter, T. 2008. Ex-dividend behavior in the absence of taxes and price discreteness. *International Review of Finance*, 8: 103-123.

Worldwide Personal Tax Guide 2012-2013, *Ernst & Young (EY)*

Worldwide Personal Tax Guide 2013-2014, *Ernst & Young (EY)*

Worldwide Personal Tax Guide 2014-2015, *Ernst & Young (EY)*

Worldwide Personal Tax Guide 2015-2016, *Ernst & Young (EY)*

Worldwide Personal Tax and Immigration Guide 2016-17, *Ernst & Young (EY)*