

Research Paper

O efeito fiscal nos dividendos: evidência nas empresas do PSI20

Submitted in February 29th

Accepted in September 27th

Evaluated by a double blind review system

PEDRO MIGUEL PEREIRA¹
ELISABETE VIEIRA²

Resumo Estruturado

Objetivo: Este estudo pretende analisar o efeito fiscal associado à política de dividendos, através da análise do grau de ajustamento no preço das ações nas datas ex-dividendo.

Desenho/metodologia/abordagem: A amostra, para o período de 1 de janeiro de 2005 a 30 de junho de 2015, é composta por 23 empresas, correspondendo a um total de 148 observações. Para a sua estimação recorreremos ao modelo de dados em painel a fim de verificar se existe uma relação positiva entre a variação média do preço das ações na data ex-dividendo e a *dividend yield*. Adicionalmente testamos, para um cenário de indiferença fiscal, se a variação média do preço das ações na data ex-dividendo é igual à *dividend yield*. Por último, analisamos se a variação média do preço das ações corresponde ao valor médio da discriminação fiscal do investidor.

Resultados: Os resultados obtidos permitiram concluir que a política de dividendos é influenciada pelo efeito fiscal associado aos dividendos.

Limitações/implicações: A análise do comportamento das ações na data ex-dividendo recorre apenas a uma variável, os impostos.

Originalidade: Dos inúmeros estudos realizados sobre a política de dividendos no mercado português, apenas se registam três que se debruçaram sobre o efeito fiscal nos dividendos. Estes focam, principalmente, a década de 90. Desde então, inúmeras foram as alterações que decorreram em Portugal, desde as reformas fiscais aos constituintes do índice PSI-20, pelo que importa analisar o impacto destas alterações na política de dividendos das empresas portuguesas.

Palavras-chave: Política de dividendos, efeito fiscal, efeito clientela, PSI 20

1. Introdução

A política de dividendos constitui um dos temas mais estudados e controversos na área das finanças empresariais (Fernandes & Ribeiro, 2013). Apesar da intensa investigação que tem sido produzida após o trabalho de Miller e Modigliani (1961),

¹ APA – Administração do Porto de Aveiro, S.A. E-mail: pedrompereira@ua.pt.

² GOVCOOP, Instituto Superior de Contabilidade e Administração da Universidade de Aveiro. E-mail: elisabete.vieira@ua.pt.

não se chegaram a conclusões consensuais. De acordo com Black, “...*the harder we look at the dividend picture, the more it seems like a puzzle, with pieces that don't fit together...*” (Black, 1976, p. 5). Ang, Blackwell e Meginson (1991) afirmam ainda que “... *we have moved from a position of not enough good reasons to explain why dividends are paid to one of too many*” (p. 55). São afirmações como estas que deixam claro que não existe uma resposta consensual para determinar a política de dividendos que permita maximizar o valor de uma empresa.

O trabalho publicado por Elton e Gruber (1970) no início da década de 70 serviu como ponto de partida para explorar a importância da relação entre os impostos e o comportamento do preço das ações em torno da data ex-dividendo. Já Campbell e Beranek (1955) tinham demonstrado que, no último dia com direito a dividendos (data ex-dividendo), 90% das quedas no preço das ações se encontravam relacionadas com o valor do dividendo. Kalay (1982), Litzenberger e Ramaswamy (1979), Barclay (1987), Lasfer (1995) e Bell e Jeckinson (2002), entre outros, demonstraram, empiricamente, que a redução do preço das ações é, em média, menor do que o dividendo bruto pago. Para estes autores, este resultado poderá ser explicado pelo facto de existir uma assimetria fiscal no tratamento dos dividendos, penalizando-os, face aos ganhos de capital. É ainda reconhecido que os impostos podem influenciar o comportamento do mercado, uma vez que os investidores descontam no preço atual os impostos futuros que incidem sobre os dividendos.

Neste contexto, este artigo pretende explorar a hipótese de efeito fiscal associado à política de dividendos, através da análise do grau de ajustamento no preço das ações nas datas de distribuição de dividendos. Para tal, recorre-se a uma amostra composta pelas empresas que constituem o índice bolsista Portuguese Stock Index 20 (PSI 20), no período compreendido entre janeiro de 2005 e junho de 2015.

Este artigo encontra-se organizado do seguinte modo: na sessão 2 apresenta-se uma breve revisão da literatura e formula as hipóteses a testar. A secção seguinte caracteriza a amostra, bem como a metodologia a aplicar no estudo. Na secção 4 apresentam-se os resultados empíricos, e finalmente, apresentam-se as conclusões.

2. Revisão da literatura e hipóteses

Apesar da intensa investigação que tem sido produzida até aos dias de hoje, a política de dividendos é um dos temas que continua a gerar grande controvérsia, não sendo consensual qual o seu impacto no valor da empresa e, conseqüentemente, na riqueza dos acionistas. Conforme referem Ribeiro e Villar (2012), após a publicação do artigo de Miller e Modigliani (1961), toda a investigação sobre a relevância da política de dividendos se baseou no abandono dos pressupostos base do modelo desenvolvido por estes autores. No contexto do mercado de capitais perfeito, Miller e Modigliani (1961) demonstraram que o valor da empresa é independente da sua política de dividendos.

Para os autores, o seu valor está relacionado com a capacidade da empresa gerar resultados através da sua atividade, e não através da retenção ou distribuição de resultados. As críticas que entretanto surgiram em relação às conclusões destes autores, baseiam-se, fundamentalmente, no irrealismo dos seus pressupostos, o que invalida a proposição de irrelevância da política de dividendos no valor da empresa. A literatura subsequente foi abandonando os pressupostos simplificadores do modelo original. Por exemplo, Ribeiro e Villar (2012) defendem que, numa perspetiva de mercados de concorrência imperfeita, existem várias imperfeições de mercado e

efeitos que podem condicionar a política de dividendos definida pelas empresas, nomeadamente os impostos, a existência de assimetrias de informação, a existência de conflitos de interesses e ainda a existência de custos de transação.

De facto, os impostos são um dos principais condicionalismos à política de dividendos devido à aparente impossibilidade de qualquer sistema fiscal proporcionar uma perfeita neutralidade fiscal (Vieira, Pinho, & Leite, 2013). Farrar e Selwyn (1967) demonstraram que, se a tributação sobre os dividendos for superior à dos ganhos de capital, as empresas não deverão distribuir resultados, dado que isso implicaria uma diminuição do valor da empresa. Brennan (1970) demonstrou que, no período de indiferença fiscal entre as mais-valias e os dividendos, os investidores consideram os dividendos e as mais-valias como substitutos perfeitos, não existindo correlação entre a *dividend yield* e o quociente de variação do preço (QVP).

Contudo, num período caracterizado pela assimetria fiscal dos dividendos, penalizando-os face aos ganhos de capital, o autor obtém resultados consistentes com a hipótese de que a discriminação fiscal influencia os preços das ações em torno da data ex-dividendo. O autor observou ainda que, para um determinado nível de risco, a taxa de rentabilidade exigida pelo investidor é linear e positivamente relacionada com a *dividend yield*. Assim, quanto maior for o dividendo distribuído, maior a carga fiscal suportada e, conseqüentemente, maior o prémio exigido pelos investidores para deter as ações, o que levou o autor a concluir que, com o objetivo de maximizar o valor da empresa e devido à assimetria fiscal que existe entre os impostos sobre dividendos e sobre mais-valias, estas não devem distribuir dividendos. Esta preferência sugere a existência do denominado efeito clientela introduzido por Miller e Modigliani (1961). O efeito de clientela observa-se sempre que a frequência na distribuição dos resultados corresponda exatamente às expectativas dos investidores (clientes), de tal modo que as empresas conseguem cativar para si determinados investidores que preferem um determinado nível de dividendos, transmitidos pelas empresas ao mercado, no passado. Elton e Gruber (1970), Black e Scholes (1974), Pettit (1977), Litzenberger e Ramaswamy (1979), Seida (2001), Perez-Gonzalez (2002), Haesner e Schanz (2013), Armstrong e Hoffmeister (2012) e Kadioglu, Teleçeken e Ocal (2015) corroboram empiricamente os resultados obtidos por Brennan (1970). Já os resultados de Jakob e Ma (2007) e de Karunaratne e Peter (2015) contrariam, empiricamente, a explicação de que o efeito fiscal influencia o comportamento das ações na data ex-dividendo. Os estudos que versam sobre o mercado nacional não são consensuais quanto ao impacto dos impostos no preço das ações na data ex-dividendo. Se, por um lado, Farinha e Soro (2005) demonstraram que o efeito fiscal foi determinante na formulação dos preços das ações na data ex-dividendo, já Borges (2002, 2008) rejeitou a hipótese de que os impostos influenciam a diminuição do preço das ações na data ex-dividendo. Não obstante ambos os estudos são consistentes no facto de encontrarem fraca evidência para o mercado nacional de existência de efeito clientela.

O impacto da fiscalidade, abordado nas diferentes perspetivas dos autores, torna-se um fator ambíguo na explicação do comportamento dos dividendos. Assim, tal como conclui Benzinho (2007), os resultados do impacto da fiscalidade não podem deixar de ser associados a outros fatores para explicar o comportamento dos dividendos, como sejam os problemas relacionados com os custos de agência ou assimetria de informação. Num contexto caracterizado pelo conflito de interesses entre gestores e acionistas, o pagamento de dividendos surge como um meio de controlo das atividades dos gestores, diminuindo os custos de agência (Rozeff, 1982; Easterbrook, 1984; Jensen, 1986). Citando Benzinho (1999, pp. 157-158) “*a política de dividendos surge como um meio para diminuir os custos de agência, que ao reduzir o*

autofinanciamento e a aumentar o endividamento, obriga a empresa a recorrer frequentemente aos mercados financeiros para obter novos capitais, sujeitando-se à análise de diferentes entidades“. Associado aos custos de agência surge, também, o problema da assimetria de informação entre gestores e investidores. Bhattacharya (1979) demonstrou que o pagamento dos dividendos funciona, num cenário de informação imperfeita, como um sinal das expectativas quanto aos fluxos de caixa esperados das empresas.

Considerando que não existem custos de transação, em equilíbrio, a diminuição da cotação das ações na data ex-dividendo está diretamente relacionada com os impostos sobre os dividendos e as mais-valias. Brennan (1970) demonstrou que a generalidade dos sistemas fiscais tende a discriminar mais os dividendos do que os ganhos de capital, pelo que a diminuição esperada do preço das ações deverá ser menor do que o valor do dividendo. Neste contexto, formulamos a primeira hipótese:

H₁: Existe uma relação positiva entre a variação média do preço das ações na data ex-dividendo e a dividend yield.

Não obstante a revisão da literatura ter evidenciado que a generalidade dos sistemas fiscais tende a discriminar mais os dividendos do que as mais-valias, o sistema fiscal português, desde 2012 que não aplica a mesma taxa de imposto sobre as duas componentes de rendibilidade. Contudo, apesar da taxa de imposto ser igual, a sua aplicabilidade é diferenciada, ou seja, aos rendimentos obtidos sob a forma de dividendos é aplicada uma taxa liberatória que incide sobre o valor do dividendo bruto, privando o investidor desse montante no momento do seu recebimento. Já no que respeita aos ganhos de capital, o montante de imposto é apurado anualmente, através do somatório entre as mais e menos valias. Este desfasamento temporal, tal como refere a literatura, pode levar a uma redução efetiva da taxa de tributação sobre as mais-valias. Tal como evidenciado por Brennan (1970), em períodos de indiferença fiscal, os investidores consideram os dividendos e os ganhos de capital como perfeitos substitutos. É neste contexto que surge a nossa segunda hipótese:

H₂: Num cenário de inexistência de discriminação fiscal, a variação do preço da ação na data ex-dividendo é igual aos valores médios de discriminação fiscal.

Importa ainda realçar que, tal como apontado por Farinha e Soro (2005), o comportamento dos preços em torno da data ex-dividendo reflete o efeito fiscal, sendo que o investidor inserido no escalão de tributação mais elevado é o investidor marginal. Neste contexto, formulamos a terceira e última hipótese:

H₃: A variação média do preço das ações na data ex-dividendo corresponde ao valor médio da discriminação fiscal do investidor.

3. Metodologia e Amostra

3.1 Metodologia

Baseados no estudo de Farinha e Soro (2005) para medir a existência do efeito de clientela, vamos começar por relacionar as taxas marginais de imposto sobre os dividendos e ganhos de capital com a *dividend yield*, em torno do dia ex-dividendo. Admitindo a neutralidade em relação ao risco e a inexistência de custos de transação, a relação de equilíbrio pode ser formulada da seguinte forma:

$$P_c - t_{gc} (P_c - P_o) = P_e - t_{gc} (P_e - P_o) + D (1 + t_d) \quad (1)$$

Onde:

P_c = Preço da ação no dia cum-dividendo;
 P_e = Preço da ação no dia ex-dividendo;
 P_o = Preço de aquisição da ação;
 t_d = Taxa de imposto sobre os dividendos;
 t_{gc} = Taxa de imposto sobre ganhos de capital;
 D = Valor do dividendo bruto por ação.

O lado esquerdo da equação (1) representa a rendibilidade que o investidor recebe se decidir vender a ação na data de cum-dividendo, e o lado direito espelha a estratégia alternativa. Esta igualdade pode também ser expressa da seguinte forma:

$$\left(\frac{P_c - P_e}{D}\right) = \frac{1 - t_d}{1 - t_{gc}} \quad (2)$$

O quociente de variação do preço (QVP) ponderado pelo dividendo, ilustrado na equação (2), representa o comportamento no dia cum-dividendo, de tal forma que um investidor, com base nas taxas de imposto associadas ao seu escalão de tributação, fica indiferente ao momento em que vende as ações (Elton & Gruber, 1970).

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

Assumindo que a tributação sobre os ganhos de capital é uma proporção da taxa de imposto sobre os dividendos, este quociente permite estimar as taxas marginais de imposto do investidor marginal.

Os autores observaram que, quando se calcula a equação (3) através do método dos mínimos quadrados ordinários (OLS), a variância dos residuais aumentará a *dividend yield*. Assim:

$$QVP_i = \overline{QVP} - \varepsilon_i \left(\frac{P_c}{D}\right)_i \quad (4)$$

Para lidar com o problema da heteroscedasticidade, baseamo-nos na metodologia adotada por Boyd e Jagannathan (1994) e Bell e Jeckinson (2002), e também seguida por Farinha e Soro (2005), onde é dado um peso reduzido às observações em que a *dividend yield* é baixa e a variação na data ex-dividendo é maior. Assim, a equação (4) demonstra a relação entre a variação do preço na data ex-dividendo, dimensionada pelo preço da ação no dia de cum-dividendo e pela *dividend yield*, de modo a ultrapassar o problema da heteroscedasticidade. O QVP é dado pelo declive da equação (4). Tal como sugerido por Boyd e Jagannathan (1994), Frank e Jagannathan (1998) e Farinha e Soro (2005), é possível avaliar a existência de efeitos de microestrutura de mercados através da inclusão do termo independente ^[1]. Assim, obtém-se a nova equação:

$$\left(\frac{P_c - P_e}{P_c}\right)_i = \alpha_1 + \alpha_2 \left(\frac{D}{P_c}\right)_i + \mu_i \quad (5)$$

Refira-se ainda que, relativamente às variáveis a utilizar no estudo, estas consubstanciam-se, essencialmente, no preço das ações na data de cum-dividendo e ex-dividendo e no valor bruto do dividendo por ação. Contudo, a decisão acerca do preço da ação a usar na data ex-dividendo para estimar o QVP não é consensual. Enquanto Elton e Gruber (1970) argumentam que a utilização dos preços de fecho pode enviesar os resultados, na medida em que estes refletem outros fatores

relacionados com o mercado, outros autores, tais como Kalay (1982) e Eades, Hess e Kim (1984) sugerem o contrário, argumentando que a utilização de preços de abertura no dia ex-dividendo não será o procedimento mais adequado, uma vez que as ordens iniciais dadas pelos investidores ao mercado refletem o exato valor dos dividendos. Para eliminar o efeito de arbitragem no dia ex-dividendo, Farinha e Soro (2005) argumentam que apenas a utilização dos preços de fecho poderão eliminar tal efeito. Outra alternativa seria a utilização de preços ajustados, por exemplo, à distribuição de dividendos ou aumentos de capital. No presente estudo utilizaremos os preços de abertura e fecho na data ex-dividendo tal como sugerido por Farinha e Soro (2005). Além de nos permitir a comparação dos resultados, possibilita ainda observar de que forma os preços de abertura e fecho influenciam os resultados. Vários autores, como Borges (2002), sugerem que o preço das ações na data ex-dividendo seja ponderado pela rendibilidade do mercado à data da distribuição de dividendos, mitigando desta forma as normais variações do mercado.

Dado que vamos trabalhar com dados de série temporal e *cross-section*, recorreremos aos modelos de dados em painel, dado que estes têm a capacidade de combinar simultaneamente as alterações que ocorrem ao longo do tempo nas diferentes empresas. De acordo com Verbeek (2004) e Gujarati (2004), esta metodologia confere modelos mais realistas do que a seção transversal ou uma série única, colmatando resultados enviesados, pois permite controlar a heterogeneidade individual. Gujarati (2004) refere ainda que esta técnica é a mais adequada para o estudo de dinâmicas de mudança, podendo a utilização desta técnica econométrica valorizar a análise empírica.

Para aplicação da metodologia dos dados em painel, recorreremos à aplicação de três técnicas, que consistem no método *pooled* dos mínimos quadrados (PMQ), o modelo dos efeitos fixos (MEF) e o modelo dos efeitos aleatórios (MEA). Posteriormente, para selecionar o tipo de modelo mais adequado de entre os três, recorreremos à estatística F e ao teste de Hausman (1978).

3.2 Amostra

Para construir a nossa amostra começámos por analisar todas as empresas com títulos cotados na *Euronext Lisbon*. Depois, para assegurar que a informação de todas as empresas da amostra é completa e suficientemente significativa, tal como sugerido por Farinha e Soro (2005), escolhemos utilizar apenas as empresas que, na data ex-dividendo, constituíam o índice PSI 20. Entre 01 de janeiro de 2005 e 30 de junho de 2015, contabilizamos 23 empresas que cumpriam esse critério, excluindo, portanto, as restantes empresas, ou seja, aquelas que não distribuíram dividendos ou que, distribuindo, não pertenciam ao índice PSI 20.

Depois dos procedimentos de seleção, a amostra final, para o período de 01 de janeiro de 2005 a 30 de junho de 2015, é constituída por 23 empresas, correspondendo a um total de 148 observações (conforme consta do anexo 1). Os dados foram recolhidos em duas bases de dados. A informação relativa aos dividendos, nomeadamente datas de anúncio, data ex-dividendo e valor bruto do dividendo, foi obtida no portal da Comissão de Mercado de Valores Mobiliários (CMVM)^[2] e reconfirmado através de consulta dos comunicados ao mercado referentes ao anúncio de pagamento de dividendos, disponíveis nos respetivos portais das empresas. As cotações de abertura, fecho, mínimo e máximo para as ações que compõem a amostra, foram obtidas recorrendo ao portal da *Yahoo Finance*^[3]. Por último, a informação relativa à entrada e saída dos constituintes do índice PSI 20 foi obtida no portal da CMVM^[4], através da consulta dos indicadores mensais do mercado de capitais portugueses.

A tabela 1 apresenta a estatística descritiva das principais variáveis utilizadas neste estudo.

Tabela 1. Estatísticas descritivas da amostra

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2005-2015
N.º de Observações		10	12	15	16	15	15	11	12	15	14	13	148
N.º de Empresas		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	23
Div (€)	Máximo	0,36	0,48	0,48	0,58	0,58	0,58	1,30	0,44	0,33	0,40	0,47	1,30
	Mínimo	0,03	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01
	Média	0,14	0,20	0,19	0,21	0,17	0,17	0,24	0,18	0,14	0,16	0,17	0,18
	Des. Pad.	0,13	0,17	0,14	0,18	0,14	0,14	0,36	0,12	0,10	0,12	0,13	0,16
Pcum (€)	Máximo	12,25	14,68	12,30	17,21	10,74	11,50	15,27	15,09	17,97	12,85	13,36	17,97
	Mínimo	0,75	0,95	1,29	1,11	0,23	0,30	0,81	0,40	0,50	1,09	0,50	0,23
	Média	4,43	6,10	6,64	5,91	3,85	4,25	4,09	3,89	4,43	5,47	6,16	5,05
	Des. Pad.	3,79	4,23	3,73	4,01	2,70	3,16	4,30	4,35	4,75	4,05	4,47	3,97
Dy (%)	Máximo	4,38	4,81	5,09	7,31	9,04	7,47	15,00	10,98	8,21	7,44	5,90	15,00
	Mínimo	1,48	1,30	0,86	0,98	1,59	1,22	0,92	1,82	0,95	0,81	0,64	0,64
	Média	3,17	2,94	2,71	3,43	4,99	4,61	5,64	6,52	4,15	3,28	3,22	4,03
	Des. Pad.	1,00	1,05	1,11	2,01	2,18	1,67	3,84	3,21	2,47	2,01	1,64	2,37

Legenda: Div (€) – corresponde ao dividendo bruto por ação, apresentado em euros; Pcum (€) – corresponde ao preço de fecho da ação no dia cum-dividend, apresentado em euros; Dy (%) – corresponde ao rácio entre o Div e o Pcum, multiplicado por 100, apresentado em percentagem. Fonte: Elaboração própria.

No que respeita ao montante de dividendos distribuídos, destaca-se que o valor médio do dividendo por ação durante o período em análise se cifrou nos € 0,18. O montante mínimo pago foi de € 0,01, nos anos de 2013 e 2015, tendo o valor máximo ascendido a € 1,30, em 2011. Comparando estes valores com os resultados de Farinha e Soro (2005), verifica-se uma diminuição substancial do valor dos dividendos distribuídos, já que estes autores encontraram um valor médio do montante de dividendos distribuídos de € 0,51, no período compreendido entre 1993 e 2001. Contudo, apesar de se registar uma diminuição significativa no montante médio de dividendos distribuídos por ação, o mesmo efeito não se verificou no que diz respeito à *dividend yield*. Para o período em análise, a *dividend yield* média ascendeu a 4,03%, enquanto Farinha e Soro (2005) observaram um valor médio de 3,01%. Este aumento da *dividend yield* é justificado pela diminuição do preço das ações do dia cum-dividendo que, em termos médios, no período em análise, foi de € 5,05, enquanto no estudo de Farinha e Soro (2005) ascendeu a € 20,92.

A tabela 2 apresenta o cálculo da média e do desvio padrão para o QVP no dia ex-dividendo. Segundo Elton e Gruber (1970), o QVP permite estimar as taxas marginais de imposto do investidor marginal, ao assumir que a tributação sobre os ganhos de capital é uma proporção da taxa de imposto sobre os dividendos.

Tabela 2. QVP

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2005-2015
--	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	-----------

$$\text{Preço de abertura (P}_e\text{)} \text{ utilizado para calcular QVP} = \left(\frac{P_c - P_e}{D} \right)$$

Média	0,66	0,73	0,76	0,60	0,63	0,32	0,50	0,75	0,65	0,69	0,38	0,60
Des. Pad.	0,54	0,79	0,42	0,86	0,43	0,89	0,80	0,27	0,27	0,38	1,39	0,70

$$\text{Preço de fecho (P}_e\text{)} \text{ utilizado para calcular QVP} = \left(\frac{P_c - P_e}{D} \right)$$

Média	0,50	0,79	0,62	1,24	0,63	0,51	0,98	0,70	0,79	0,50	0,48	0,71
Des. Pad.	0,42	0,45	0,63	0,93	0,71	1,43	0,48	0,39	0,40	0,61	1,39	0,83

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se que a taxa marginal de imposto média, para o período em análise, ascende a 60% quando utilizados os preços de abertura na data ex-dividendo. Quando utilizados os preços de fecho na data ex-dividendo, a taxa marginal de imposto sobe 11%, ascendendo a 71%.

A tabela 3 apresenta o quociente de discriminação fiscal para os investidores privados, calculado com base no sistema fiscal português, já explicado anteriormente.

Tabela 3. Quociente de discriminação fiscal

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2005-2015
Calculado através da fórmula = $\frac{(1-t_d)}{(1-t_{gc})}$												
Média	0,85	0,80	0,80	0,80	0,80	0,981	0,981	1,0	1,0	1,0	1,0	0,91

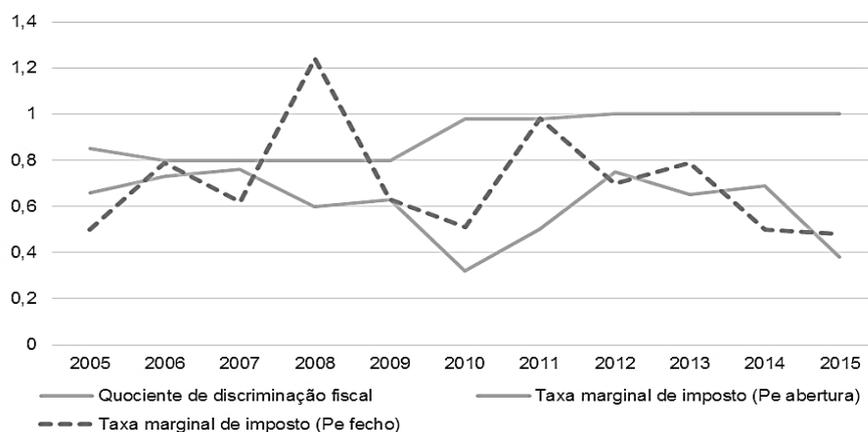
Fonte: Elaboração própria.

A análise da tabela 3 permite afirmar que, para o período em análise, o quociente de discriminação fiscal é de 0,91, o que significa que, por cada 100 unidades monetárias (u.m.) de rendimentos, antes de imposto, os investidores irão receber, em termos líquidos, menos 9 u.m., se a forma de remuneração for através da distribuição de dividendos, em detrimento de ganhos de capital.

O gráfico 1 apresenta a comparação entre as médias das taxas de imposto marginais, calculadas com as cotações de abertura e fecho da data ex-dividendo, e o quociente de discriminação fiscal.

Neste gráfico é possível observar que o quociente de discriminação fiscal é, com exceção do ano de 2008, sempre superior ao valor médio das taxas marginais de imposto. O ano de 2008 apresenta uma taxa marginal de imposto de 1,24, calculada com a cotação de fecho na data ex-dividendo, enquanto que, para o mesmo ano e para a mesma taxa, mas calculada com a cotação de abertura, ascende a 0,60. No que respeita à taxa marginal de imposto calculada para o ano 2008, utilizando os preços de fecho da cotação na data ex-dividendo, importa referir que o índice PSI20 diminuiu, em 2008, 51%, pelo que a taxa de discriminação fiscal calculada poderá estar a ser significativamente influenciada pelos movimentos ocorridos no mercado, nomeadamente quando considerados os preços de fecho da cotação.

Gráfico 1. Evolução das taxas marginais de imposto comparadas com o quociente de discriminação fiscal no período de 2005 a 2015



Fonte: Elaboração própria.

É possível ainda observar que, desde 2012, data a partir da qual existe indiferença fiscal entre o tratamento dado aos dividendos e aos ganhos de capital, a taxa marginal de imposto tem vindo a apresentar uma tendência decrescente. Tal como observado por Farinha e Soro (2005), a taxa marginal de imposto, calculada com preços de abertura e fecho, é inferior ao quociente de discriminação fiscal.

4. Resultados empíricos

De seguida apresentamos os resultados empíricos, com o intuito de testar as hipóteses formuladas. As regressões foram efetuadas com recurso ao *software* EViews, através da aplicação dos modelos PMQ, MEF e MEA, bem como as conclusões resultantes da aplicação do teste F e da estatística de Hausman. Atendendo a que a estatística F, medida que procura verificar se existe diferenciação entre os termos independentes para cada empresa, é significativa, rejeitamos a hipótese nula dos termos constantes serem idênticos, o que impede a utilização do modelo PMQ. Assim, é necessário perceber em que medida a variável explicativa está ou não correlacionada com a heterogeneidade individual, através do teste de Hausman (1978). Caso se verifique evidência de que existe correlação, o modelo mais robusto para a estimação dos coeficientes é o MEF, pois estes absorvem a heterogeneidade específica a cada empresa, permitindo uma estimação mais eficiente, por repor as hipóteses clássicas. Caso contrário, existe rejeição das hipóteses clássicas por omissão de variáveis explicativas relevantes que deveriam estar presentes na estimação. Na base da hipótese nula, o MEA é o modelo indicado para a estimação face ao modelo MEF. Caso o valor observado para a estatística de Hausman seja significativo, existe rejeição da hipótese nula e adoção do modelo MEF para estimação.

A fim de testarmos as diferentes hipóteses considerámos a regressão (5), calculando-a de 4 maneiras distintas, conforme Farinha e Soro (2005):

- Na primeira variante, doravante designada regressão (5.1.), utilizámos os preços de abertura das ações na data ex-dividendo e considerámos que o termo independente (α_1) é igual a zero;
- Na segunda variante, doravante designada regressão (5.2.), utilizámos os preços de abertura das ações na data ex-dividendo e considerámos que o termo independente (α_1) é diferente de zero;
- Na terceira variante, doravante designada regressão (5.3.), utilizámos os preços de fecho das ações na data ex-dividendo e considerámos que o termo independente (α_1) é igual a zero; e
- Na terceira variante, doravante designada regressão (5.4.), utilizámos os preços de fecho das ações na data ex-dividendo e considerámos que o termo independente (α_1) é diferente de zero.

4.1 Resultados no período global de análise: 2005 a 2015

Através do teste F chegamos à conclusão que, para a regressão 5.1. e 5.2., esta estatística é significativa, pelo que a hipótese nula dos termos serem todos constantes não é rejeitada sendo o modelo dos PMQ o mais eficiente. No que respeita às regressões 5.3. e 5.4., através do teste F chegamos à conclusão que esta estatística não

é significativa, pelo que se rejeita a hipótese nula dos termos serem todos constantes, não sendo o modelo dos PMQ o mais eficiente. Consequentemente, recorreremos ao teste de Hausman para comparar os resultados do MEF e do MEA, a fim de verificar qual destes é o modelo mais adequado. O valor do respetivo teste permite-nos concluir que se rejeita a hipótese nula de que os termos são constantes. Assim, concluímos que o modelo MEF é o mais apropriado para a análise dos resultados das regressões 5.3. e 5.4. Analisando os resultados das regressões 5.3. e 5.4., constata-se que estes, no método MEF, são iguais. Este efeito decorre do facto das mencionadas metodologias introduzirem os termos aleatórios para efetuar as suas estimações. Logo, para efeitos da análise da hipótese número um (H_1), considera-se que as regressões 5.3. e 5.4. são iguais, evitando-se uma redundância na apresentação dos dados. Os resultados estimados para as regressões estão apresentados na tabela 4.

Tabela 4. Resultados dos modelos de regressão 5.1., 5.2., 5.3. e 5.4.

Regressão 5.1	PMQ		MEF		MEA	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Termo independente	---	---	-0,001874	0,7409	-0,002369	0,5875
Dividend yield	0,646431	0,00000	0,677860	0,0000	0,685328	0,0000
Teste F	0,0316					
Teste Hausman			0,9257			
Regressão 5.2	PMQ		MEF		MEA	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Termo independente	-0,002369	0,5875	-0,001874	0,7409	-0,002369	0,5875
Dividend yield	0,690135	0,0000	0,677860	0,0000	0,685328	0,0000
Teste F	0,0316					
Teste Hausman			0,9257			
Regressão 5.3	PMQ		MEF		MEA	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Termo independente	---	---	0,001880	0,754800	-0,002562	0,590500
Dividend yield	0,738206	0,000000	0,670955	0,000000	0,775574	0,000000
Teste F	0,2175					
Teste Hausman			0,2737			
Regressão 5.4.	PMQ		MEF		MEA	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Termo independente	-0,003251	0,468700	0,001880	0,754800	-0,002562	0,590500
Dividend yield	0,798177	0,000000	0,670955	0,000000	0,775574	0,000000
Teste F	0,2175					
Teste Hausman			0,2737			

Fonte: Elaboração própria.

Para analisar a relação entre a variação média do preço das ações na data ex-dividendo e a *dividend yield* recorreremos às regressões 5.1., 5.2., 5.3. e 5.4., cujos resultados estão apresentados na tabela 5. Os resultados para as regressões 5.1. e 5.2. são apresentados recorrendo ao modelo do PMQ e para a 5.3. e 5.4. apresentados recorrendo ao método MEF, por terem sido considerados os modelos mais eficientes.

Tabela 5. Resultados do modelo das regressões

Regressão	5.1.		5.2		5.3. e 5.4.	
	PMQ		PMQ		MEF	
	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p	Coefficiente	Valor p
Termo independente	---	---	-0,002369	0,587500	0,001880	0,754800
Dividend yield	0,738206	0,000000***	0,690135	0,000000***	0,670955	0,000000***
R ²	0,271542		0,273013		0,445892	
R ² Ajustado	0,271542		0,268034		0,343114	

*** Estatisticamente significativo a 1%. Fonte: Elaboração própria.

Como teste à validação da seleção entre os modelos estimados, podemos realçar o valor do coeficiente de determinação (R^2 ajustado), que, quando considerados os

preços de abertura, é de cerca de 27% e, quando considerados os preços de fecho, se situa aproximadamente nos 34%, significando que as variáveis independentes explicam aproximadamente 27% e 34% do comportamento da variável dependente. Na amostra de Farinha e Soro (2005) a variável independente explicava 45% do comportamento da variável dependente, quando considerados os preços de abertura, e 28%, quando considerados os preços de fecho. Assim, podemos concluir que a capacidade explicativa do nosso modelo é similar à observada por Farinha e Soro (2005).

No que concerne à interpretação dos resultados obtidos, verificamos que a *dividend yield* apresenta um valor estatisticamente significativo, podendo ser considerado como determinante para a variação do preço das ações na data ex-dividendo. Esta variável apresenta, em todas as regressões, um sinal positivo, pelo que, por cada variação unitária na variável independente, a variável dependente sofre um acréscimo médio de aproximadamente 74%, 69% e 67%, nas regressões 5.1., 5.2., 5.3. e 5.4., respetivamente. Adicionalmente, como se pode depreender da Tabela 2, o QVP assume valores médios próximos dos valores de discriminação fiscal teóricos obtidos para o mesmo período, nomeadamente quando se opta pela utilização de preços de fecho no dia ex-dividendo. Estes resultados são consistentes com os verificados por Farinha e Soro (2005), mas não estão de acordo com os evidenciados por Borges (2002, 2008).

Segundo Boyd e Jagannathan (1994) e Frank e Jagannathan (1998), caso o termo independente seja negativo, permite evidenciar efeitos de microestrutura do mercado. Apesar dos valores encontrados não serem estatisticamente significativos, destaca-se que, quando considerados os preços de abertura na data ex-dividendo (regressões 5.1. e 5.2.), é possível verificar que, a existirem particularidades nos mercados de capitais portugueses, estas serão de natureza residual. Estes resultados são consistentes com os de Bell e Jeckinson (2002) e Farinha e Soro (2005), mas não estão em consonância com a evidência reportada por Boyd e Jagannathan (1994) e Frank e Jagannathan (1998).

Concluindo, os resultados permitem suportar a hipótese de que existe uma relação positiva entre a variação média do preço das ações na data ex-dividendo e a *dividend yield* (H_1) e que o quociente de variação do preço médio das ações na data ex-dividendo corresponde ao valor médio da discriminação fiscal do investidor (H_3).

4.2 Resultados no período compreendido de 2012 a 2015

A fim de testarmos a segunda hipótese, reduzimos o período da amostra, passando a considerar o período compreendido entre 2012 e 2015, já que este é caracterizado pela inexistência de discriminação fiscal, dado que os impostos que recaem sobre os dividendos são iguais aos dos ganhos de capital. Considerando as empresas que distribuíram dividendos entre 2012 e 2015, obtivemos uma amostra composta por 54 observações, correspondendo a 17 empresas diferentes.

A tabela 6 apresenta as estatísticas descritivas para o período agora em análise. O valor médio dos dividendos brutos por ação distribuídos ascendeu a € 0,16 que configura uma diminuição de € 0,02, face aos dados apresentados na tabela 1. A *dividend yield* média aumentou 0,20% quando comparada com os dados obtidos para a globalidade do período (tabela 1). Este aumento é justificado pela diminuição do valor médio de dividendos distribuídos.

Tabela 6. Estatísticas descritivas da amostra 2012-2015

		2012	2013	2014	2015	2012-2015
N.º de Observações		12	15	14	13	54
N.º de Empresas		-	-	-	-	17
Div (€)	Máximo	0,44	0,33	0,40	0,47	0,47
	Mínimo	0,02	0,01	0,02	0,01	0,01
	Média	0,18	0,14	0,16	0,17	0,16
	Des. Pad.	0,12	0,10	0,12	0,13	0,11
Pcum (€)	Máximo	15,09	17,97	12,85	13,36	17,97
	Mínimo	0,40	0,50	1,09	0,50	0,40
	Média	3,89	4,43	5,47	6,16	5,00
	Des. Pad.	4,35	4,75	4,05	4,47	4,38
Dy (%)	Máximo	10,98	8,21	7,44	5,90	10,98
	Mínimo	1,82	0,95	0,81	0,64	0,95
	Média	6,52	4,15	3,28	3,22	4,23
	Des. Pad.	3,21	2,47	2,01	1,64	2,65

Legenda: Div (€) – corresponde ao dividendo bruto por ação, apresentado em euros; Pcum (€) – corresponde ao preço de fecho da ação no dia cum-dividend, apresentado em euros; Dy (%) – corresponde ao rácio entre o Div e o Pcum, multiplicado por 100, apresentado em percentagem. Fonte: Elaboração própria

A tabela 7 apresenta o QVP para o período compreendido entre 2012 e 2015. De realçar que, no período em análise, o QVP médio é igual, quer se utilizem preços de abertura ou de fecho na data ex-dividendo para o seu cálculo.

Tabela 7. QVP da amostra 2012-2015

	2012	2013	2014	2015	2012-2015
--	------	------	------	------	-----------

$$\text{Preço de abertura (P}_e\text{)} \text{ utilizado para calcular QVP} = \left(\frac{P_c - P_e}{D} \right)$$

Média	0,75	0,65	0,69	0,38	0,62
Desvio Padrão	0,27	0,27	0,38	1,39	0,73

$$\text{Preço de fecho (P}_e\text{)} \text{ utilizado para calcular QVP} = \left(\frac{P_c - P_e}{D} \right)$$

Média	0,70	0,79	0,50	0,48	0,62
Desvio Padrão	0,39	0,40	0,61	1,39	0,79

Fonte: Elaboração própria.

Através do teste F chegamos à conclusão que, para as regressões 5.1., 5.2., 5.3. e 5.4. esta estatística não é significativa, pelo que se rejeita a hipótese nula dos termos serem todos constantes, não sendo o modelo dos PMQ o mais eficiente. Consequentemente, recorreremos ao teste de Hausman para comparar os resultados do MEF e do MEA, a fim de verificar qual destes é o modelo mais adequado. O valor do respetivo teste permite-nos concluir que se rejeita a hipótese nula de que os termos são constantes.

Assim, concluímos que o modelo MEF é o mais apropriado para a análise dos resultados das regressões analisadas. Analisando os resultados obtidos com as regressões 5.1. e 5.2. e para as regressões 5.3. e 5.4. constata-se que estes, no método MEF, são iguais. Este efeito decorre do facto das mencionadas metodologias introduzirem os termos aleatórios para efetuar as suas estimações. Logo, para efeitos da análise da segunda hipótese (H₂), serão apresentadas, como se de uma só se tratassem, as regressões 5.1. e 5.2. e as regressões 5.3. e 5.4., evitando-se uma redundância na apresentação dos dados.

Os resultados estimados para as regressões estão apresentados na tabela 8.

Tabela 8. Resultados dos modelos de regressão 5.1., 5.2., 5.3. e 5.4. para o período 2012-2015

Regressão 5.1.	PMQ		MEF		MEA	
	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p
Termo independente	---	---	0,004433	0,589000	-0,005963	0,324700
Dividend yield	0,733810	0,000000	0,582617	0,002800	0,815174	0,000000
Teste F	0,1089					
Teste Hausman			0,0929			
Regressão 5.2.	PMQ		MEF		MEA	
	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p
Termo independente	-0,007013	0,211500	0,004433	0,589000	-0,005963	0,324700
Dividend yield	0,853500	0,000000	0,582617	0,002800	0,815174	0,000000
Teste F	0,1089					
Teste Hausman			0,0929			
Regressão 5.3.	PMQ		MEF		MEA	
	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p
Termo independente	---	---	0,003687	0,692000	-0,009464	0,130000
Dividend yield	0,774390	0,000000	0,621055	0,004800	0,929641	0,000000
Teste F	0,2354					
Teste Hausman			0,0629			
Regressão 5.4.	PMQ		MEF		MEA	
	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p
Termo independente	-0,010013	0,103300	0,003687	0,692000	-0,009464	0,130000
Dividend yield	0,945291	0,000000	0,621055	0,004800	0,929641	0,000000
Teste F	0,2354					
Teste Hausman			0,0629			

Fonte: Elaboração própria.

Para analisar a relação entre a variação média do preço das ações na data ex-dividendo e a dividend yield recorreremos, mais uma vez, regressões 5.1., 5.2., 5.3. e 5.4., cujos resultados estão apresentados na tabela 9. Os resultados apresentados dizem respeito ao MEF, por terem sido considerados os mais eficientes.

Tabela 9. Resultados dos modelos de regressões para o período 2012-2015

Regressão	5.1. e 5.2.		5.3. e 5.4.	
	MEF		MEF	
	Coeficiente	Valor p	Coeficiente	Valor p
Termo independente	0,004433	0,589000	0,003687	0,692000
Dividend yield	0,582617	0,002800***	0,621055	0,004800***
R ²	0,727916		0,709555	
R ² Ajustado	0,599432		0,572401	

*** Estatisticamente significativo a 1%. Fonte: Elaboração própria.

Como teste à validação da seleção do modelo podemos realçar o valor do coeficiente de determinação (R² ajustado), que apresenta um valor aproximadamente de 0,60, quando considerados os preços de abertura, e de 0,57 quando considerados os preços de fecho, significando que as variáveis independentes explicam aproximadamente 60% e 57% do comportamento da variável dependente. Estes resultados representam uma melhoria significativa, face aos evidenciados para o período de 2005 a 2015, conferindo uma maior capacidade explicativa a estas regressões. De realçar que os valores do R² ajustado observados por Farinha e Soro (2005) foram substancialmente inferiores aos obtidos no nosso estudo, para este período.

No que concerne à interpretação dos resultados obtidos, verificamos que a *dividend yield* apresenta um valor estatisticamente significativo, podendo ser considerado como determinante para a variação do preço das ações na data ex-dividendo. Esta variável apresenta, em todas as regressões, um sinal positivo, pelo que, por cada variação unitária na independente, a variável dependente sofre um a acréscimo médio de

aproximadamente 58% e 62%, respetivamente para as regressões 5.1. e 5.2. e 5.3. e 5.4. Adicionalmente, como se pode depreender da tabela 7, o QVP assume, quando analisados os preços de fecho no dia ex-dividendo (regressões 5.3. e 5.4.), valores iguais à taxa marginal média de imposto para o mesmo período. Estes resultados vão ao encontro dos resultados obtidos por Brennan (1970), evidenciado que, num cenário de indiferença fiscal, os investidores consideram os dividendos e os ganhos de capitais substituídos perfeitos, não variação entre a *dividend yield* e o QVP. Estes resultados sugerem que os investidores são indiferentes quanto à origem da sua riqueza, seja ela proveniente de dividendos ou de ganhos de capital, conforme um dos pressupostos assumidos por Miller e Modigliani (1961).

No que respeita ao termo independente, apesar do coeficiente não ser estatisticamente significativo, destaca-se que, num período de indiferença fiscal, não existem particularidades no mercado de capitais português. Estes resultados são consistentes com os de Boyd e Jagannathan (1994) e Frank e Jagannathan (1998).

Concluindo, os resultados permitem suportar, num cenário de indiferença fiscal, a hipótese de que variação entre a variação média do preço das ações na data ex-dividendo e a *dividend yield* (H_2) e que o quociente de variação média do preço das ações na data ex-dividendo corresponde ao valor médio da discriminação fiscal do investidor (H_3).

5. Conclusões

Com a elaboração deste artigo pretendeu-se estudar o impacto dos impostos na política de dividendos, analisando o comportamento das ações em torno da data ex-dividendo. A nossa amostra foi obtida com recurso à informação disponibilizada no portal da CMVM, para o período compreendido entre 2005 e 2015, recaindo sobre as empresas que, na data de pagamento de dividendos, constituíam o índice PSI20. A amostra é composta por 148 observações.

Começamos por uma abordagem teórica, analisando os vários condicionalismos associados à política de dividendos, nomeadamente a existência de impostos, custos de agência e assimétrica de informação. De entre os vários fatores abordados o foco da análise recaiu sobre os impostos e o efeito clientela. À luz desta abordagem, num cenário de discriminação fiscal em que os dividendos são mais penalizados do que os ganhos de capital, a diminuição da cotação das ações terá de ser inferior ao valor do dividendo distribuído sendo possível inferir a taxa marginal de tributação a que se encontram sujeitos os investidores marginais. Num cenário de inexistência de discriminação fiscal, a revisão da literatura aponta para que os investidores considerem indiferente a origem dos seus rendimentos.

Para investigar qual o impacto fiscal na política de dividendos tivemos por base a metodologia de dados em painel, nomeadamente dados em painel não balanceados, devido à existência de *missing data*, ou seja, para período em análise, nem sempre as empresas que constituíam o índice PSI20 distribuíram dividendos. Tendo por base a metodologia apresentada por Farinha e Soro (2005) estimamos uma regressão, com quatro variáveis, bem como o facto do enquadramento fiscal vigente em Portugal permitir analisar o efeito fiscal sob duas perspetivas distintas caracterizadas pela existência de discriminação fiscal entre dividendos e ganhos de capital (período de 2005 a 2015) e inexistência de discriminação fiscal (período de 2012 a 2015). Este

enquadramento permite enriquecer o trabalho, uma vez que são analisadas as reações dos investidores em períodos temporais com características fiscais distintas.

Os resultados do estudo permitem-nos concluir que, no período de 2005 a 2015, (i) existe uma relação positiva entre a *dividend yield* e o quociente de variação do preço das ações na data ex-dividendo e (ii) o quociente de variação do preço estimado é próximo dos valores médios de discriminação fiscal o que permite evidenciar a existência de efeito fiscal. Estes resultados são consistentes, no contexto português, com os obtidos por Farinha e Soro (2005), e no contexto internacional, com os estudos elaborados por Elton e Gruber (1970), Black e Scholes (1974), Pettit (1977), Armstong e Hoffmeister (2012) e Kadioglu, Teleçeken e Ocal (2015), entre outros. Por seu turno, estes resultados não corroboram as conclusões demonstradas por Borges (2002, 2008).

No que respeita aos resultados estimados para o período de 2012 a 2015, verificamos que (i) não existe variação entre a *dividend yield* e o quociente de variação do preço das ações na data ex-dividendo e (ii) o quociente de variação do preço estimado é igual aos valores médios de discriminação fiscal o que permite evidenciar que, neste cenário, os investidores são indiferentes à forma como obtêm os seus rendimentos sejam eles obtidos através de ganhos de capital ou dividendos. Estes resultados são consistentes com os resultados obtidos por Brennan (1970) e Miller e Modgniliani (1961), na medida em que os investidores são indiferentes quanto à sua fonte de rendimento, quer seja através de ganhos de capital quer através de dividendos.

Vários autores apontam os efeitos de microestrutura como um dos fatores determinantes para a formação do preço das ações na data ex-dividendo. Tal como Farinha e Soro (2005), testamos a existência de efeitos de microestrutura no mercado português tendo sido evidenciado que a existirem, em torno da data ex-dividendo, são de reduzida expressão. Estes resultados são corroborados por Farinha e Soro (2005) mas não por Jakob e Ma (2007) e Yahyae, Pham e Walter (2008).

Considerando que os resultados dos vários estudos empíricos levados a cabo sobre o impacto dos sistemas fiscais na definição da política de dividendos não são consensuais, julgamos que a investigação nesta área permanece longe de estar esgotada.

6. Limitações

Uma das limitações sentidas na elaboração do presente trabalho deveu-se à dimensão da amostra que, devido ao facto do mercado de capitais português ser de reduzida expressão no que concerne às empresas distribuidoras de dividendos, não permitiu corroborar, com uma amostra mais alargada, os resultados obtidos.

7. Recomendações para estudos futuros

Como investigação futura sobre esta temática, seria enriquecedor testar a existência de oportunidades de arbitragem em torno da data ex-dividendo, com o objetivo de aferir a eficiência do mercado nacional, bem como efetuar os mesmos cálculos recorrendo à metodologia apresentada por Borges (2002, 2008) na qual os preços das ações da data ex-dividendos são ponderadas em função da rendibilidade do mercado, mitigando as normais variações do mercado de capitais. Adicionalmente, recomenda-se o

alargamento da amostra, através da inclusão de todas as empresas listadas, na data ex-dividendo, na *Euronext Lisbon*.

Referências

Armstrong, V., & Hoffmeister, J. (2012). Multiple clientele influence on ex-dividend day price performance. *Journal of Business Research*, 65(9), 1235-1242.

Ang, J., Blackwell, D., & Meginson, W. (1991). The Effect of Taxes on the Relative Valuation of Dividends and Capital Gains: Evidence from Dual-Class British Investment Trusts. *The Journal of Finance*, 46(1), 383-399.

Barclay, M. (1987). Dividends, Taxes and Common Stock Prices: the Ex-Dividend Day Behavior of Common Stock Before the Income Tax. *The Journal of Financial Economics*, 19(1), 31-44.

Bell, L., & Jeckinson, T. (2002). New Evidence of the Impact of Dividend Taxation and on the Identity of the Marginal Investor. *Journal of Finance*, 57(3), 1321-1346.

Benzinho, J. (1999). A política de dividendos das empresas: um debate inacabado. *Revista de Contabilidade e Comércio*, 56(221), 145-188.

Benzinho, J. (2007). *The dividend policy of the Portuguese corporations: evidence from Euronext Lisbon* (MPRA Paper n.º 11379). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=609461> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.609461>.

Bhattacharya, S. (1979). Imperfect Information, Dividend Policy, and “the Bird in the Hand” Fallacy. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 259-270.

Black, F. (1976). The Dividend Puzzle. *The Journal of Portfolio Management*, 2(2), 5-8.

Black, F., & Scholes, M. (1974). The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns. *Journal of Financial Economics*, 1(1), 1-22.

Borges, M. (2002). Fiscal Effect in Dividend Distributions. *Estudos de Gestão – Portuguese Journal of Management Studies*, 8(1), 73-85.

Borges, M. (2008). The Ex-Dividend Day Stock Price Behavior: The Case of Portugal. *Internacional Atlantic Economic Society*, 36(1), 15-30.

Boyd, J., & Jagannathan, R. (1994). Ex-Dividend Price Behaviour of Common Stocks. *Review of Financial Studies*, 7(4), 711-741.

Brennan, M. (1970). Taxes, Market Valuation and Financial Policy. *National Tax Journal*, 23(4), 417-429.

Campbell, J., & Beranek, W. (1955). Stock Price Behavior on Ex-Dividend Dates. *The Journal of Finance*, 10(4), 425-429.

Eades, K., Hess, P., & Kim, E. (1984). On Interpreting Security Returns During Ex-Dividend Period. *Journal of Financial Economics*, 13(1), 3-34.

Elton, E., & Gruber, M. (1970). Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect. *Review of Economics and Statistics*, 52(1), 68-74.

Easterbrook, F. (1984). Two Agency-Cost Explanations of Dividends. *American Economic Review*, 74(4), 650-659.

Farinha, J., & Soro, M. (2005). *Ex-dividend pricing, Taxes and Arbitrage Opportunities: The Case of the Portuguese Stock Exchange* (Working Paper). Porto: CETE – Centro de Estudos de Economia Industrial, do Trabalho e da Empresa, Faculdade de Economia, Universidade do Porto.

Farrar, D., & Selwyn, L. (1967). Taxes, Corporate Financial Policy and Return to Investors. *National Tax Journal*, 20(4), 443 - 454.

Fernandes, D., & Ribeiro, A. (2013). Fatores determinantes da política de distribuição de dividendos: evidência empírica para as empresas não financeiras da Euronext Lisbon (Issue Brief No. 7, Série IV). Retrieved from <http://revistas.ua.pt/index.php/estudosdoisca/article/view/2550/2420>

Frank, M., & Jagannathan, R. (1998). Why do Stock Prices Drop by Less Than the Value of Dividends? Evidence from a Country Without Taxes. *Journal of Financial Economics*, 47(2), 161-188.

Gujarati, D. (2004). *Basic Econometric*. New York: The McGraw-Hill Companies.

Haesner, C., & Schanz, D. (2013), Payout Policy Tax Clienteles, ex-dividend Day Stock Prices and Trading Behavior in Germany: The Case of the 2001 Tax Reform. *Journal of Business Finance and Accounting*, 40(3-4), 527-563.

Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

Jakob, K., & Ma, T. (2007), Are Ex-day Dividend Clientele Effects Dead? Dividend Yield verses Dividend Size. *Journal of Empirical Finance*, 15(5), 718-735.

Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow. *American Economic Review*, 76(2), 323-329.

Kadioglu, E., Telçeken, N., & Ocal, N. (2015). Market Reaction to Dividend Announcement: Evidence from Turkish Stock Market. *International Business research*, 8(9), 83-94.

Kalay, A. (1982). The Ex-Dividend Day Behavior of Stock Prices: A Re-Examination of the Clientele Effect. *The Journal of Finance*, 37(4), 1059-1070.

Karunaratne, P., & Peter, S. (2015). Ex-Dividend Day Stock Price Behaviour – Evidence from Colombo Stock Exchange. *Proceedings of the Internacional Postgraduate Research Conference 2015*.

Yahyaee, K., Pham, T., & Walter, T. (2007). *Ex-dividend Day Behavior in the Absence of Taxes and Prices Discreteness*. Paper presented at the 2007 EFMA conference, Vienna, Austria.

Lasfer, M. (1995). Ex-Dividend Behavior: Tax or Short Term Effects. *Journal of Finance*, 50(3), 875-897.

Litzenberger, R., & Ramaswamy, K. (1979). The Effects of Personal Taxes and Dividends on Capital Assets Prices: Theory and Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 7(2), 163-195.

Miller, M., & Modigliani, F., (1961). Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411-433.

Pettit, R. (1977). Taxes, transaction costs and the clientele effect of dividends. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 419-436.

Perez-Gonzalez, F. (2002). *Large shareholders and dividends: Evidence from U.S. tax reforms* (Working Paper). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=337640>

Ribeiro, A., & Villar, M. (2012, 20 e 21 Setembro). *Evidência Empírica dos Fatores Explicativos dos Dividendos Distribuídos pelas Empresas do PSI 20*. Working Paper apresentado no XV Encontro AECA - Novos Caminhos para a Europa: O papel das Empresas e dos Governos, Ofir, Esposende.

Rozeff, M. (1982). Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Payout Ratios. *Journal of Financial Research*, 5(3), 249-259.

Seida, J. (2001). Evidence of Tax Clientele Related Trading following Dividend Increases. *The Journal of the American Taxation Association*, 23(1), 1-21.

Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics* (2nd Edition). Rotterdam: John Wiley & Sons, Ltd. ISBN 0-470-85773-0.

Vieira, E., Pinho, C., & Leite, S. (2013). *Reação do mercado ao anúncio de dividendos: Evidência em Países Europeus* (Issue Brief, No. 5). Retrieved from <http://revistas.ua.pt/index.php/estudosdoisca/article/view/2201/2072>.

Anexos

Anexo 1. Listagem das empresas que compõem a amostra

Empresa	Ano	Dividendo bruto por ação
Banco BPI, S.A.	2005	0,10000 €
Banco Comercial Português, S.A.	2005	0,03300 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2005	0,27000 €
Cofina - SGPS, S.A.	2005	0,05000 €
Corticeira Amorim - SGPS, S.A.	2005	0,03500 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2005	0,09243 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2005	0,36000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2005	0,35000 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2005	0,11000 €
Sonae - SGPS, S.A.	2005	0,02500 €
Altri, SGPS, S.A.	2006	0,05000 €
Banco BPI, S.A.	2006	0,12000 €
Banco Comercial Português, S.A.	2006	0,03700 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2006	0,27000 €
Cofina - SGPS, S.A.	2006	0,05000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2006	0,10000 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2006	0,42000 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2006	0,10000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-PT Multimédia, SGPS, S.A.)	2006	0,27500 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2006	0,47500 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2006	0,42000 €
Sonae - SGPS, S.A.	2006	0,02500 €
Altri, SGPS, S.A.	2007	0,05000 €
Banco BPI, S.A.	2007	0,16000 €
Banco Comercial Português, S.A.	2007	0,04800 €
Banco Espírito Santo, S.A.	2007	0,40000 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2007	0,28000 €
Cimpor - Cimentos de Portugal, SGPS, S.A.	2007	0,21500 €
Cofina - SGPS, S.A.	2007	0,03500 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2007	0,11000 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2007	0,30400 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2007	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-PT Multimédia, SGPS, S.A.)	2007	0,30000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2007	0,47500 €
Portucel, S.A.	2007	0,07000 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2007	0,23000 €
Sonae - SGPS, S.A.	2007	0,03000 €
Altri, SGPS, S.A.	2008	0,05000 €
Banco BPI, S.A.	2008	0,18700 €
Banco Espírito Santo, S.A.	2008	0,48000 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2008	0,31000 €
Cimpor - Cimentos de Portugal, SGPS, S.A.	2008	0,23000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2008	0,12500 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2008	0,16800 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2008	0,09600 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2008	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-Zon, SGPS, S.A.)	2008	0,50000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2008	0,57500 €
Portucel, S.A.	2008	0,03500 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2008	0,16300 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2008	0,25500 €
Sonae - SGPS, S.A.	2008	0,03000 €
Teixeira Duarte, S.A.	2008	0,01800 €
Banco BPI, S.A.	2009	0,06680 €
Banco Comercial Português, S.A.	2009	0,01700 €
Banco Espírito Santo, S.A.	2009	0,16000 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2009	0,31000 €
Cimpor - Cimentos de Portugal, SGPS, S.A.	2009	0,18500 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2009	0,14000 €

Empresa	Ano	Dividendo bruto por ação
Galp Energia, SGPS, S.A.	2009	0,17035 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2009	0,11000 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2009	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-Zon, SGPS, S.A.)	2009	0,16000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2009	0,57500 €
Portucel, S.A.	2009	0,10500 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2009	0,16500 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2009	0,25500 €
Sonae - SGPS, S.A.	2009	0,03000 €
Banco BPI, S.A.	2010	0,07800 €
Banco Comercial Português, S.A.	2010	0,01900 €
Banco Espírito Santo, S.A.	2010	0,14000 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2010	0,31000 €
Cimpor - Cimentos de Portugal, SGPS, S.A.	2010	0,20000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2010	0,15500 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2010	0,14000 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2010	0,14300 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2010	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-Zon, SGPS, S.A.)	2010	0,16000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2010	0,57500 €
Portucel, S.A.	2010	0,08250 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2010	0,16700 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2010	0,25500 €
Sonae - SGPS, S.A.	2010	0,03150 €
Altri, SGPS, S.A.	2011	0,02000 €
Banco Espírito Santo, S.A.	2011	0,12600 €
Brisa - Auto Estradas de Portugal, S.A.	2011	0,31000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2011	0,17000 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2011	0,14000 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2011	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-Zon, SGPS, S.A.)	2011	0,16000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2011	1,30000 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2011	0,16800 €
Sonae - SGPS, S.A.	2011	0,03310 €
Sonaecom - SGPS, S.A.	2011	0,05000 €
Altri, SGPS, S.A.	2012	0,02000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2012	0,18500 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2012	0,20000 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2012	0,27500 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2012	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A. (ex-Zon, SGPS, S.A.)	2012	0,16000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2012	0,43500 €
Portucel, S.A.	2012	0,22100 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2012	0,16900 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2012	0,25500 €
Sonae - SGPS, S.A.	2012	0,03310 €
Sonaecom - SGPS, S.A.	2012	0,07000 €
Altri, SGPS, S.A.	2013	0,02500 €
Cofina - SGPS, S.A.	2013	0,01000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2013	0,18500 €
EDP Renováveis, S.A.	2013	0,04000 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2013	0,12000 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2013	0,29500 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2013	0,11000 €
Nós, SGPS, S.A.	2013	0,12000 €
Novabase, SGPS, S.A.	2013	0,10000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2013	0,32500 €
Portucel, S.A.	2013	0,16000 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2013	0,17000 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2013	0,25500 €
Sonae - SGPS, S.A.	2013	0,03310 €
Sonaecom - SGPS, S.A.	2013	0,12000 €
Altri, SGPS, S.A.	2014	0,04200 €

Empresa	Ano	Dividendo bruto por ação
CTT - Correios de Portugal, S.A.	2014	0,40000 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2014	0,18500 €
EDP Renováveis, S.A.	2014	0,04000 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2014	0,14400 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2014	0,30500 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2014	0,12350 €
Nós, SGPS, S.A.	2014	0,12000 €
Pharol, SGPS, S.A. (ex- Portugal Telecom, SGPS, S.A.)	2014	0,10000 €
Portucel, S.A.	2014	0,28000 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2014	0,17100 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2014	0,33200 €
Sonae - SGPS, S.A.	2014	0,03480 €
Teixeira Duarte, S.A.	2014	0,01500 €
Altri, SGPS, S.A.	2015	0,08000 €
CTT - Correios de Portugal, S.A.	2015	0,46500 €
EDP - Energias de Portugal, S.A.	2015	0,18500 €
EDP Renováveis, S.A.	2015	0,04000 €
Galp Energia, SGPS, S.A.	2015	0,17280 €
Jerónimo Martins - SGPS, S.A.	2015	0,24500 €
Mota-Engil, SGPS, S.A.	2015	0,12000 €
Nós, SGPS, S.A.	2015	0,14000 €
Portucel, S.A.	2015	0,21000 €
REN - Redes Energéticas Nacionais, SGPS, S.A.	2015	0,17100 €
Semapa - Soc. de Investimento e Gestão, SGPS, S.A.	2015	0,37500 €
Sonae - SGPS, S.A.	2015	0,03650 €
Teixeira Duarte, S.A.	2015	0,01350 €

Fonte: Elaboração própria.

^[1] A microestrutura de mercados baseia-se essencialmente no facto do preço das ações ser uma função discreta e não continua. O sinal esperado para o termo independente é negativo, já que estes efeitos de microestrutura fazem com que o ajustamento em ex-dividendo venha diminuído (Farinha & Soro, 2005).

^[2] Retirado de: <http://web3.cmvm.pt/sdi/emitentes/dividendos.cfm>, em julho de 2015.

^[3] Retirado de: <http://finance.yahoo.com/>, em julho de 2015.

^[4] Retirado de:

<http://www.cmvm.pt/pt/Estatisticas/EstatisticasPeriodicas/IndicadoresMensaisDoMercadoDeCapitaisPortugues>, em julho de 2015.