

**Sazonalidade Mensal e o Efeito Passagem de Ano:
Nova Evidência da *Euronext Lisbon*.**

Monthly Seasonality and the Turn-of-the-year Effect:
New Evidence from the Euronext Lisbon.

Júlio Lobão¹

Carlos Lobo²

RESUMO

Neste artigo testamos os efeitos de sazonalidade mensal e o efeito passagem de ano nas ações cotadas na *Euronext Lisbon* recorrendo a modelos de regressões com variáveis binárias. No período 1989-2012, o mercado parece ter produzido um prémio de risco insuficiente durante o mês de junho e um prémio de risco excessivo durante o mês de dezembro. Para além disso, reportamos pela primeira vez a existência de prémios de risco anormalmente elevados nas últimas 5 sessões de cada ano. Estes resultados não encontram justificação em fatores como a capitalização das ações ou em potenciais efeitos fiscais. A instabilidade seccional dos padrões de sazonalidade observados coloca em dúvida a capacidade dos investidores para os explorar e impede que se retirem implicações conclusivas quanto à eficiência do mercado.

Palavras-chave: eficiência de mercado, anomalias financeiras, efeitos fiscais, sazonalidade mensal, efeito passagem de ano.

¹ University of Porto – School of Economics and Management, jlobao@fep.up.pt

² University of Porto – School of Economics and Management, cmplobo@hotmail.com

ABSTRACT

In this paper we test for the existence of monthly seasonality patterns and the turn-of-the-year effect on the stock market at the Euronext Lisbon using regression models with binary variables. In the period 1989-2012, the market appears to have produced an insufficient risk premium during the month of June and an excessive risk premium during the month of December. In addition, we report for the first time the existence of abnormally high-risk premiums in the last 5 trading sessions of each year. These results cannot be explained by factors such as market capitalization or potential tax effects. The sectional instability observed in the seasonality patterns casts doubt on the investors' ability to exploit them and prevents the drawing of conclusive implications in terms of market efficiency.

Key-words: market efficiency, financial anomalies, fiscal effects, monthly seasonality, turn-of-the-year effect.

Received on: 2018.06.22

Approved on: 2018.07.25

Evaluated by a double blind review system

1. Introdução

A hipótese da eficiência dos mercados continua a ser um tópico central na literatura em finanças. De acordo com essa hipótese, os preços das ações deverão refletir de forma quase imediata toda a informação disponível para que os mercados possam ser considerados eficientes (Fama, 1970).

A possibilidade dos mercados serem ineficientes é importante para os investidores na medida em que a previsibilidade dos preços pode ser explorada para obter retornos supranormais. O teste à hipótese de eficiência dos mercados é também relevante para os reguladores e decisores políticos na medida em que a falta de eficiência dos mercados não permite que os preços funcionem corretamente podendo implicar uma afetação subótima dos recursos sociais.

O teste às regularidades nas rendibilidades dos preços dos ativos financeiros tem merecido atenção na literatura durante as últimas décadas. A existência de tais regularidades representa um desafio à noção de que os mercados financeiros são eficientes. As anomalias sazonais podem ser definidas como a tendência das rendibilidades para evidenciar padrões sistemáticos em determinadas alturas do dia, da semana, do mês, ou do ano. Por exemplo, os investidores poderiam comprar ações nos meses com rendibilidades anormalmente baixas e vender esses títulos nos meses onde ocorrem rendibilidades anormalmente elevadas. Tal seria inconsistente com a verificação da hipótese dos mercados eficientes. Entre os efeitos de sazonalidade contam-se, por exemplo, o chamado efeito janeiro e o efeito passagem de ano. O efeito janeiro postula que as rendibilidades nesse mês devem ser superiores (e.g., Rozeff e Kinney, 1976; Keim, 1983; Gultekin e Gultekin, 1983) e o efeito passagem de ano descreve o aumento no preço das ações nos últimos dias de dezembro e nos primeiros dias de janeiro (Lakonishok e Smidt, 1988).

O objetivo deste artigo é o de testar os efeitos de sazonalidade (sazonalidade mensal e o efeito passagem de ano) nas ações cotadas na *Euronext Lisbon* no período 1989-2012. Não há consenso sobre a verificação de efeitos sazonais com frequência mensal neste mercado. Por exemplo, há autores que encontram rendibilidades significativamente mais elevadas no mês de janeiro (Borges, 2009), outros autores encontram efeitos similares em março (Fountas e Segredakis, 2002) e outros ainda em

fevereiro e dezembro (Silva, 2010). Estes resultados contraditórios sugerem a necessidade de se continuar a investigar este assunto. Além disso, tanto quanto é do nosso conhecimento, não foi realizado até ao momento qualquer estudo acerca do efeito passagem de ano no mercado de ações da *Euronext Lisbon*. Ao estudar os efeitos de sazonalidade no mercado de ações de Portugal, o nosso artigo oferece três contribuições principais para a literatura. Em primeiro lugar, trata-se do primeiro estudo sobre o efeito passagem de ano nesse mercado e da análise acerca da sazonalidade mensal com uma amostra mais extensa do conjunto das pesquisas já realizadas até ao momento. Em segundo lugar, analisa-se a sazonalidade não apenas nos índices acionistas mas também nas ações individuais, o que permite estudar os efeitos da interação da sazonalidade quer com os efeitos fiscais quer com a capitalização bolsista. Tal contribuição é tanto mais relevante quanto é sabido que alguns autores defendem que os efeitos de sazonalidade podem variar ao longo dessas duas dimensões (e.g., Siegel, 2014; Easterday e Sen, 2016). Por último, o presente estudo testa os efeitos da sazonalidade não nas rendibilidades, conforme é comum em pesquisas acerca desta temática, mas no prémio de risco de mercado. A possibilidade de se considerarem prémios de risco variáveis ao longo do tempo afigura-se como uma contribuição relevante na medida em que tem sido sugerido na literatura que os testes de eficiência que não têm em consideração esta característica dos mercados podem ser inapropriados (Timmermann e Granger, 1995; Cochrane, 2017).

O presente artigo está organizado em 5 secções. Na secção seguinte apresentamos uma revisão da literatura mais relevante acerca dos efeitos de sazonalidade mensal e do efeito de passagem de ano, bem como acerca da relação entre estas anomalias e a capitalização bolsista e os efeitos fiscais. Na secção 3 apresentamos a amostra e os métodos adotados na nossa pesquisa. A secção contém os resultados do estudo empírico. A secção 5 reúne as principais conclusões do artigo.

2. Revisão da literatura

Rozeff e Kinney (1976) foram dos primeiros a documentar a existência de padrões de sazonalidade mensal. O fenómeno foi estudado num índice de ações da *New York Stock Exchange* (NYSE), no período 1904-1974. Concluiu-se que o mês de janeiro apresentou

taxas de rendibilidade significativamente mais elevadas (média de 3,48% face a média de 0,42% nos restantes meses do ano).

Alguns autores mostram-se céticos em relação à relevância do efeito janeiro nos mercados dos nossos dias. Por exemplo, Fountas e Segredakis (2002) examinaram 18 mercados emergentes no período 1987-1996. Apesar de terem encontrado efeitos sazonais significativos, os autores assinalam a ausência de evidências para o efeito janeiro. No mesmo sentido, Marquering *et al.* (2006) fazem notar que os sinais de tais efeitos se desvaneceram na sequência da publicação do artigo de Rozeff e Kinney (1976). Apesar destes resultados, a evidência apresentada por outros autores parece apontar no sentido da permanência do efeito janeiro na atualidade. Por exemplo, Haugen e Jorion (1996) concluem que as rendibilidades no primeiro mês do ano se mantiveram elevadas no período 1977-1993, tendo o excesso de rendibilidade em janeiro atingido os 2,9 por cento em média. Num estudo posterior, Haug e Hirschey (2006) analisam o período 1802-2004 para mostrar que o efeito persiste até aos últimos anos da amostra. E Easterday *et al.* (2009, p. 1192) concluem que «... o efeito janeiro persiste ao longo do período analisado (1946-2007) não se tendo encontrado evidências de que os prémios em janeiro estão a diminuir tal como seria de prever que ocorresse num mercado eficiente».

A sazonalidade mensal, com destaque para o efeito janeiro, parece ser um fenómeno internacional. Por exemplo, Gultekin e Gultekin (1983) recorreram a dados relativos a 17 países diferentes tendo encontrado evidências de que as rendibilidades em janeiro foram muito superiores às obtidas nos restantes meses em todos os mercados estudados. Mais recentemente, Siegel (2014) corrobora estas conclusões para 19 mercados desenvolvidos no período 1970-2012.

Dado que as ações de reduzida capitalização são mais fortemente afetadas pelo sentimento (Baker e Wurgler, 2007) e que este tende a estar associado a uma intensificação das anomalias (Stambaugh *et al.*, 2012), é de esperar que os padrões de sazonalidade sejam mais significativos no universo das ações de reduzida dimensão. Esta proposição parece ser confirmado por diversos estudos empíricos. Por exemplo, vários autores indicam que o efeito janeiro afeta as ações com essas características. É o caso de Keim (1983) que analisou as ações cotadas na NYSE e na AMEX no período 1963-1979 para concluir que cerca de metade do prémio das ações de reduzida dimensão ficou a dever-se às rendibilidades observadas em janeiro. Ritter (1988) observa que a diferença

entre as rendibilidades das ações de reduzida capitalização e de elevada capitalização se situou nos 8,17 por cento nos primeiros nove dias de janeiro no período 1971-1985. Fama (1991) reporta que no período 1941-1981, as ações de menor capitalização do S&P500 tiveram uma rendibilidade de 8,06% em janeiro contra uma rendibilidade média de 1,34% das ações de maior dimensão. E Siegel (2014) refere que entre 1925 e 2006 houve apenas 16 anos em que a rendibilidade das ações de elevada capitalização em janeiro ultrapassou a rendibilidade das ações de capitalização reduzida.

Apesar disso, há indícios de que o efeito janeiro não se circunscreve às ações de reduzida dimensão. Por exemplo, Kohers e Kohli (1991) mostram que o efeito janeiro se verificou num índice de empresas de elevada dimensão (S&P 500) no período 1930-1988. Estas conclusões são corroboradas por Easterday e Sen (2016) para um período de análise mais recente (1991-2011).

Os efeitos de sazonalidade mensal não se limitam, é claro, ao chamado efeito janeiro. Por exemplo, Siegel (2014) menciona o efeito setembro. Este mês, segundo o autor, é o único com uma rendibilidade média negativa nos EUA no período 1926-2006 sendo igualmente o pior mês em 17 dos 20 países que compõem o *Morgan Stanley Capital Market Index*. Já Singal (2006) investiga o chamado efeito dezembro segundo o qual as rendibilidades deveriam ser superiores nesse mês. Depois de confirmar que o efeito dezembro não se verificou de forma generalizada nas ações dos EUA durante o período 1963-2001, o autor confirma a existência do efeito referido apenas nas ações de elevada capitalização bolsista.

Os estudos acerca do efeito de passagem de ano são bastante mais raros. A maioria dos estudos considera o chamado efeito de passagem de mês sem atentar especificamente a um sub-conjunto deste fenómeno, o efeito passagem de ano. No entanto, há exceções. Por exemplo, Lakonishok e Smidt (1988) consideraram uma amostra com 90 anos de dados (1897-1986) dos EUA para mostrar a existência de rendibilidades significativamente mais elevadas na última sessão do ano e nas primeiras quatro sessões do ano seguinte. Este resultado foi corroborado por Kunkel *et al.* (2003) para um conjunto de 19 mercados acionistas internacionais. Cadsby e Ratner (1992) consideraram dez mercados para mostrar que o efeito passagem de ano é superior ao efeito passagem de mês para os mercados de ações dos EUA, Canadá, Japão e Suíça. E, mais recentemente, McConnell e Xu (2008) debruçaram-se sobre o mercado dos EUA no período 1926-2005.

Os autores documentam que a rentabilidade média na última sessão do ano e nas três primeiras sessões do ano seguinte se situaram nos 0,81 por cento, bastante acima da rentabilidade média de 0,18 por cento observada na última sessão do mês e nas três primeiras sessões do mês seguinte com exclusão dos meses dezembro-Janeiro. A rentabilidade superior do efeito passagem de ano tende a estar mais concentrada nas ações de reduzida capitalização.

Tanto quanto é do nosso conhecimento, não existem estudos acerca do efeito passagem de ano para as ações da *Euronext Lisbon*. Além disso, os estudos acerca da sazonalidade mensal para este mercado são escassos. Fountas e Segredakis (2002) assinalam que as rentabilidades nos meses de março (positiva) e de junho (negativa) foram estatisticamente significativas no período 1987-1995. Borges (2009) mostra que o efeito janeiro se verificou em Portugal, no período 1994-2007, em resultado sobretudo das rentabilidades observadas nos primeiros oito anos da amostra. O mês de setembro foi o que registou a rentabilidade mais reduzida. Por último, Silva (2010) debruçou-se sobre os principais índices acionistas de Portugal no período 1989-2008. Confirmou-se setembro como o pior mês do ano e mostrou-se que o efeito janeiro não se verificou. Em vez disso, foram os meses de fevereiro e dezembro que registaram rentabilidades positivas estatisticamente significativas. Apesar disso, os resultados mostraram-se muito sensíveis a alterações nos diferentes sub-períodos que compõem a amostra.

A anomalia da passagem de ano tem sido atribuída a choques de liquidez (Ogden, 1990) ou a alterações nas carteiras dos investidores institucionais (Lakonishok e Smidt, 1988; Lakonishok *et al.*, 1991). Já entre as explicações apresentadas para justificar a deteção dos efeitos sazonais mensais contam-se, entre outros, fatores atinentes à microestrutura dos mercados (Keim, 1989), choques de liquidez (Ritter, 1988), ou o excesso de otimismo dos investidores (Ciccone, 2011). Mas porventura a mais importante justificação para efeitos sazonais mensais como o efeito janeiro reside em fatores de natureza fiscal. No final do ano fiscal, os investidores têm incentivos para realizar perdas de forma a minimizar os seus encargos. Tal pode conduzir a uma depressão dos preços no final do ano para níveis abaixo do valor fundamental dos ativos. A compra desses títulos no início do novo ano fiscal estará então na origem das rentabilidades anormais positivas observadas (Sias e Starks, 1997). A constatação de que as rentabilidades no início do ano fiscal são superiores para as ações que sofreram perdas no ano anterior

(Poterba e Weisbenner, 2001; Chen e Singal, 2004; Singal, 2006; Easterday e Sen, 2016) parece confirmar a importância dos efeitos fiscais.

3. Dados e Metodologia

3.1. Dados

A amostra considerada abrange o período compreendido entre 1 de janeiro de 1989 e 31 de dezembro de 2012. O prémio de risco de mercado diário foi calculado a partir da diferença entre o índice de mercado *PSI All-Share Index Gross Return* e a taxa de juro sem risco. O índice *PSI All-Share Index Gross Return* inclui todas as ações cotadas na *Euronext Lisbon*, com exceção das ações preferenciais sem direito de voto. A informação relativa ao índice acionista bem como à sua composição foi recolhida na base de dados *Datastream Thomson Reuters*. Na globalidade do período analisado foram utilizados 207 títulos.

Como *proxy* da taxa de juro sem risco, e tendo em conta as objeções apresentadas por Costa *et al.* (2012) à utilização das *yields* das obrigações do tesouro no caso Português, consideraram-se as taxas de juro do mercado monetário interbancário *overnight*. Assim, para o período entre janeiro de 1989 e dezembro de 1999 foram usadas as taxas de juro *overnight* do mercado monetário interbancário do Sistema de Transferências Eletrónicas de Mercado (SITEME) e no período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2012 foram utilizadas as taxas de juro interbancárias de referência do mercado monetário do euro para o prazo *overnight* (EONIA). As duas séries estatísticas que serviram de *proxy* da taxa de juro isenta de risco foram obtidas na base de dados *online* do Banco de Portugal.

3.2. Método de teste a padrões de sazonalidade

No nosso estudo foi adotada a metodologia convencional para o teste às anomalias sazonais (e.g., Barone, 1990; Brooks e Persaud, 2001) e que consiste no cálculo de regressões em que as rendibilidades diárias no período da amostra são regredidas em função de uma variável binária que representa o período temporal sob estudo. Assim, cada variável binária captura o prémio de risco diário em excesso face ao prémio de risco médio durante o período temporal que ela representa.

Para o teste à sazonalidade mensal foi então adotado o modelo seguinte:

$$(R_{mt} - R_{ft}) = \alpha + \gamma M_{it} + \mu_t, \quad (1)$$

em que:

$(R_{mt} - R_{ft})$ representa o prémio de risco do mercado no dia t calculado a partir da diferença entre a *proxy* da rendibilidade de mercado e a *proxy* da taxa de juro sem risco que descrevemos anteriormente, e;

M_i representa uma variável binária com valor igual a 1 se o dia t ocorre no período i ou igual a 0 se ocorre em qualquer outro período, $i = 1, 2, 3, \dots, 12$ consoante o mês do ano que representa, em que 1 representa o mês de janeiro, 2 o mês de fevereiro e assim sucessivamente.

A existência de padrões de sazonalidade mensal será então testada a partir do resultado dos testes de significância individual de cada um dos coeficientes das variáveis binárias representativas dos meses do ano.

Tendo em consideração os resultados de Keim (1983) segundo o qual as rendibilidades nos últimos dias do ano e nos primeiros dias do ano podem contribuir de forma diferente para o efeito passagem de ano, testaram-se os seguintes dois modelos:

$$(R_{mt} - R_{ft}) = \alpha + \gamma LTURN_{it} + \mu_t, \quad (2)$$

em que:

$(R_{mt} - R_{ft})$ tem o significado já referido, e;

$LTURN_{it}$ representa uma variável binária com valor igual a 1 se o dia t ocorre nos últimos 5 dias de transação de dezembro ou igual a 0 se ocorre em qualquer outro período.

O modelo seguinte pretende capturar o diferencial no prémio de risco diário nas primeiras sessões de cada ano:

$$(R_{mt} - R_{ft}) = \alpha + \gamma TURN_{it} + \mu_t, \quad (3)$$

em que:

$(R_{mt} - R_{ft})$ tem o significado já referido, e;

$TURN_{it}$ representa uma variável binária com valor igual a 1 se o dia t ocorre nos primeiros 5 dias de transação de janeiro ou igual a 0 se ocorre em qualquer outro período.

Para todas as regressões calculadas no nosso estudo foi adotado o procedimento de Newey-West de modo a validar a inferência estatística em situações de autocorrelação e heterocedasticidade.

3.3. Método de teste à interação entre efeitos sazonais e capitalização bolsista

De forma a analisar possíveis diferenças de intensidade dos efeitos de sazonalidade mensal e do efeito passagem de ano em carteiras com diferentes capitalizações bolsistas, recalcularam-se os modelos (1) – (3) para três carteiras construídas tendo em consideração a capitalização bolsista das ações que as compõem. Na seleção dos títulos a integrar em cada uma das carteiras adotou-se um critério mínimo de liquidez que conduziu à exclusão de todas as ações com mais de 20 dias sem transações ou com transações em menos de 25% das sessões num dado ano. As carteiras foram seguidamente contruídas seguindo os procedimentos convencionais (e.g., Chui e Wei, 1998) daí resultando três carteiras com títulos igualmente ponderados. De modo a evitar enviesamentos de sobrevivência, as carteiras foram rebalanceadas todos os anos com base no valor de capitalização bolsista dos títulos a 31 de dezembro.

Para as regressões respeitantes a cada uma das carteiras foi usado um modelo de regressão linear múltiplo, tendo por base a *Security Market Line*, por forma a expurgar o efeito da variação do mercado sobre o portfólio, ao qual foi acrescentada uma variável binária representativa do período de sazonalidade a analisar. Acerca do efeito de sazonalidade mensal foi então estimado o modelo seguinte:

$$(R_{Pat} - R_{ft}) = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + \gamma M_{it} + \mu_t, \quad (4)$$

em que:

$(R_{pat} - R_{ft})$ representa o prémio de risco da carteira ano dia t , sendo $a = 1, 2$ e 3 e sendo 1 a carteira com os títulos com maior capitalização bolsista e 3 a carteira com os títulos com menor capitalização bolsista, e;

$(R_{mt} - R_{ft})$ e M_i têm o significado já referido.

Relativamente ao efeito passagem de ano foram estimados os modelos (5) e (6):

$$(R_{pat} - R_{ft}) = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + \gamma LTURN_{it} + \mu_t, \quad (5)$$

$$(R_{pat} - R_{ft}) = \alpha + \beta(R_{mt} - R_{ft}) + \gamma TURN_{it} + \mu_t, \quad (6)$$

em que as variáveis têm o significado já referido.

3.4. Método de teste à interação entre efeitos sazonais e efeitos fiscais

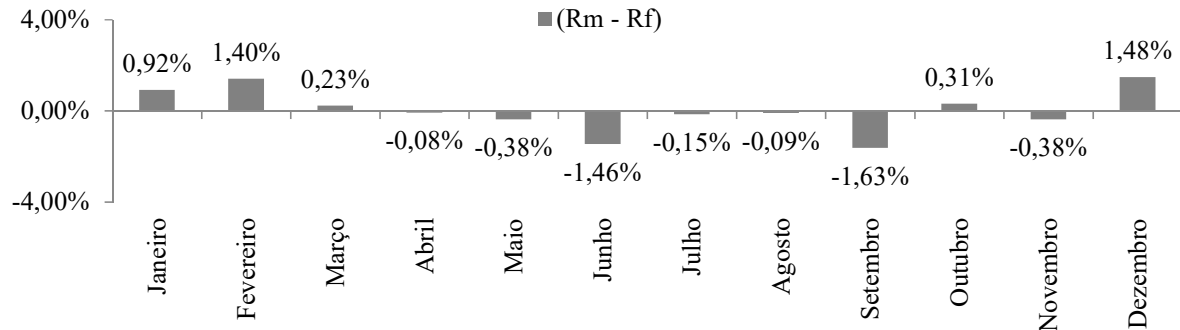
De forma a analisar o impacto dos efeitos fiscais nos padrões de sazonalidade sob consideração, recalcularam-se os modelos (1) – (3) para três carteiras construídas com base no grau de *Potencial Tax-Loss Selling* (PTS). Os critérios para a seleção dos títulos são semelhantes aos mencionados no ponto anterior. O PTS foi calculado pela diferença entre o preço máximo de um título no ano anterior e o seu preço doze dias antes do final desse ano (Reinganum, 1983). Os modelos (4) – (6) foram recalculados para as carteiras assim construídas. Uma vez que é plausível admitir que os efeitos fiscais se possam fazer sentir em torno da passagem de ano, neste caso foram apenas calculados os coeficientes das variáveis mensais relativas aos meses de dezembro e de janeiro.

4. Resultados do Estudo Empírico

4.1. Padrões de sazonalidade

A figura 1 mostra o prémio de risco médio mensal em cada um dos meses do ano, para todo o período da amostra.

Gráfico 1 – Prémio de risco médio mensal para o conjunto da amostra



Fonte: Elaboração própria (2018).

Conforme se pode observar, os meses com o prémio de risco histórico médios mais elevado foram dezembro (1,48%), fevereiro (1,40%) e janeiro (0,92%). Estes valores corroboram os resultados de Silva (2010) indicando que uma parte muito significativa do prémio de risco anual se concentra nesses três meses do ano. Os prémios de risco mais baixos ocorreram nos meses de setembro (-1,63%) e de junho (-1,46%).

A variabilidade dos prémios de risco mensal em cada um dos anos da amostra requer que se considerem os resultados dos coeficientes das regressões (1) – (3). A tabela 1 contém os resultados relativos aos efeitos de sazonalidade mensal e ao efeito passagem de ano.

Tabela 1 – Sazonalidade mensal e efeito passagem de ano – resultados das regressões

Variável	Coeficiente	Estat. t	R ²	p-value (teste F)
Janeiro	0,00047	0,81579	0,0027	0,41529
Fevereiro	0,00072	1,26132	0,0064	0,20822
Março	0,00011	0,26122	0,0002	0,79411
Abril	-0,00005	-0,11153	0,0000	0,91127
Maio	-0,00021	-0,43078	0,0005	0,66695
Junho	-0,00077*	-1,75394	0,0072	0,08051
Julho	-0,00009	-0,25502	0,0001	0,79889
Agosto	-0,00005	-0,0941	0,0000	0,92509
Setembro	-0,00085	-1,28441	0,0090	0,20003
Outubro	0,00015	0,19831	0,0003	0,84294
Novembro	-0,00020	-0,49365	0,0005	0,62002
Dezembro	0,00076***	2,59873	0,0072	0,00984
LTURN	0,00092**	2,25342	0,0705	0,02904
TURN	0,00149	1,27388	0,0331	0,20910

**Sazonalidade Mensal e o Efeito Passagem de Ano:
Nova Evidência da *Euronext Lisbon*.**

Notas: LTURN e TURN são as variáveis binárias que capturam o prêmio de risco observado nas últimas 5 sessões de cada ano e nas primeiras 5 sessões de cada ano, respetivamente. Em cada uma das regressões relativas à sazonalidade mensal foram consideradas 288 observações e nas regressões relativas ao efeito passagem de ano foram consideradas 90 observações. *, **, *** significam que os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Fonte: Elaboração própria (2018).

Quando se considera a significância estatística dos coeficientes respetivos, verifica-se que o efeito janeiro e o efeito setembro não são observáveis no mercado acionista português. Apesar do efeito negativo no prêmio de risco ser mais pronunciado no mês de setembro, o coeficiente não se revela significativo a um nível de 10%, o que sugere uma variabilidade histórica elevada nesses resultados.

Os resultados referentes aos meses de junho e de dezembro merecem ser destacados. O coeficiente relativo ao mês de junho regista um valor negativo e estatisticamente significativo a um nível de 10%. Já o coeficiente representando o mês de dezembro apresenta-se positivo e estatisticamente significativo a um nível de 1%. Os resultados acerca dos meses de junho e dezembro corroboram as conclusões de Silva (2010) e de Fountas e Segredakis (2002), respetivamente, e indicam que um investidor obterá uma remuneração significativamente mais elevada pelo risco incorrido se mantiver uma posição longa na carteira representativa do mercado apenas durante o mês de dezembro de cada ano e se mantiver uma posição curta nessa carteira nos meses de junho de cada ano.

Os coeficientes relativos aos meses de janeiro, fevereiro, março e outubro são positivos e não-significativos a um nível de 10% enquanto que os coeficientes que se referem aos meses de abril, maio, julho, agosto, setembro e novembro são negativos e não significativos a um nível de 10%.

A tabela contém igualmente os resultados das regressões para o efeito passagem de ano. A variável binária LTURN cobre os últimos cinco dias de transação do mês de dezembro enquanto que a variável binária TURN cobre os primeiros cinco dias de transação de janeiro. Os resultados indicam que a remuneração obtida pelos investidores nas últimas sessões do ano foi significativamente mais elevada do que nos restantes dias do ano. O coeficiente apresenta-se estatisticamente significativo a um nível de 5%. Este resultado sugere pois que o investidor deveria concentrar os seus investimentos nos

últimos dias de cada ano uma vez que o mercado parece produzir um prémio de risco excessivo nesse período.

4.2. Padrões de sazonalidade e capitalização bolsista

Os valores inscritos na tabela 2 permitem perceber os efeitos potenciais de interação entre os efeitos de sazonalidade mensal e o efeito passagem de ano, e a capitalização bolsista das ações que compõem as carteiras.

**Sazonalidade Mensal e o Efeito Passagem de Ano:
Nova Evidência da *Euronext Lisbon*.**

Tabela 2 – Sazonalidade mensal, efeito passagem de ano e capitalização bolsista – resultados das regressões

Variável	Ações de capitalização elevada				Ações de capitalização intermédia				Ações de capitalização reduzida			
	Coef.	Estat. t	R ²	p-value (teste F)	Coef.	Estat. t	R ²	p-value (teste F)	Coef.	Estat. t	R ²	p-value (teste F)
Janeiro	-0,00030	-1,63127	0,8364	0,0000	-0,00055*	-1,67194	0,5706	0,0000	0,0040	1,03422	0,4311	0,0000
Fevereiro	-0,00005	-0,20025	0,8352	0,0000	-0,00012	-0,4056	0,5666	0,0000	0,00116***	3,46858	0,4460	0,0000
Março	0,00013	0,5839	0,8354	0,0000	0,00011	0,34472	0,5666	0,0000	0,00030	0,65522	0,4303	0,0000
Abril	-0,00021	-0,92519	0,8357	0,0000	-0,00005	-0,20798	0,5665	0,0000	-0,00060*	-1,66289	0,4336	0,0000
Maio	-0,00033	-1,49175	0,8366	0,0000	0,00023	0,65124	0,5672	0,0000	-0,00036	-1,07478	0,4307	0,0000
Junho	0,00014	0,8765	0,8354	0,0000	-0,00009	-0,40205	0,5665	0,0000	-0,00018	-0,47608	0,4295	0,0000
Julho	0,00028*	1,84323	0,8362	0,0000	-0,00025	-0,75349	0,5673	0,0000	0,00023	0,66114	0,4298	0,0000
Agosto	0,00035*	1,90725	0,8368	0,0000	0,00107***	3,00728	0,5823	0,0000	0,00082*	1,84198	0,4376	0,0000
Setembro	0,00008	0,00008	0,8352	0,0000	0,00034	0,88221	0,5681	0,0000	-0,00034	-0,93473	0,4305	0,0000
Outubro	0,00002	0,00002	0,8352	0,0000	-0,00010	-0,32878	0,5666	0,0000	-0,00045	-0,86022	0,4317	0,0000
Novembro	-0,00017	-0,00017	0,8355	0,0000	-0,00055	-1,62972	0,5707	0,0000	-0,00079**	-2,23098	0,4370	0,0000
Dezembro	0,00007	0,00007	0,8352	0,0000	-0,00004	-0,14529	0,5664	0,0000	-0,00021	-0,6766	0,4296	0,0000
LTURN	0,00024	0,00024	0,8046	0,0000	-0,00033	-0,89276	0,4687	0,0000	0,00029	0,36131	0,0812	0,0518
TURN	-0,00046	-0,00046	0,4382	0,0003	-0,00186***	-3,23734	0,4382	0,0003	-0,00025	-0,320055	0,5810	0,0000

Notas: LTURN e TURN são as variáveis binárias que capturam o prémio de risco observado nas últimas 5 sessões de cada ano e nas primeiras 5 sessões de cada ano, respetivamente. Em cada uma das regressões relativas à sazonalidade mensal foram consideradas 288 observações e nas regressões relativas ao efeito passagem de ano foram consideradas 90 observações. *, **, *** significam que os coeficientes são estatisticamente significativos a um nível de 10%, 5% e 1%, respetivamente.

Fonte: Elaboração própria (2018).

Os efeitos de sazonalidade mensal parecem ser mais ténues na carteira de ações de elevada capitalização bolsista. De fato, a remuneração destas ações apenas parece ser significativamente mais elevada (e apenas a um nível de 10%) durante os meses de julho e agosto. Na carteira com ações de capitalização mediana, a sazonalidade mensal manifesta-se novamente no mês de agosto (agora com uma remuneração positiva e significativa a um nível de 1%). Para além disso, o mês de janeiro regista remunerações negativas e estatisticamente significativas a um nível de 10%. Na carteira de ações com capitalização reduzida, os meses de fevereiro e agosto apresentam um prémio positivo e estatisticamente significativo aos níveis de 1% e de 10%, respetivamente. Já os meses de abril e de novembro apresentam um prémio negativo e significativo a 10% e 5%, respetivamente. Os resultados evidenciam que os efeitos sazonais parecem ser diferentes para as ações de diferente dimensão. Em qualquer caso, o efeito janeiro, enquanto padrão de remuneração mais elevada nesse mês, continua a não ser observado, nem sequer no segmento das ações de reduzida capitalização bolsista. Este resultado contraria o que é observado noutros mercados como, por exemplo, no dos EUA (Siegel, 2014).

A maior remuneração nas últimas sessões do ano que foi observada na totalidade da amostra desvanece-se quando se consideram carteiras com diferentes níveis de capitalização. É de assinalar, no entanto, que as ações com capitalização média parecem registar um desempenho significativamente negativo (a um nível de 1%) nas primeiras sessões do ano. O fenómeno mais importante a destacar é, no entanto, a reduzida estabilidade seccional dos efeitos detetados no conjunto da amostra. Esta instabilidade coloca em dúvida a capacidade de um investidor para explorar as anomalias descritas na secção anterior.

4.3. Padrões de sazonalidade e o efeito fiscal

Os resultados relativos às sub-amostras com diferentes efeitos fiscais potenciais apresentam-se na tabela 3. Esses resultados não permitem perceber impactos relevantes do efeito fiscal sobre os padrões de sazonalidade durante os meses de janeiro e de dezembro nem sobre os prémios de mercado observados em torno da passagem de ano. O efeito dezembro que foi encontrado na amostra global resulta diluído quando a análise é conduzida tendo em consideração o efeito fiscal potencial. Tais resultados não permitem assim afirmar, ao contrário do que é defendido por diversos autores para o mercado dos EUA (e.g., Chen e Singal, 2004) que o efeito fiscal está na origem de enviesamentos na evolução dos preços por altura da passagem de ano.

**Sazonalidade Mensal e o Efeito Passagem de Ano:
Nova Evidência da *Euronext Lisbon*.**

Tabela 3 – Sazonalidade mensal, efeito passagem de ano e efeito fiscal potencial – resultados das regressões

Variável	Efeito fiscal potencial reduzido				Efeito fiscal potencial intermédio				Efeito fiscal potencial elevado			
	Coef.	Estat. t	R ²	<i>p-value</i> (teste F)	Coef.	Estat. t	R ²	<i>p-value</i> (teste F)	Coef.	Estat. t	R ²	<i>p-value</i> (teste F)
Janeiro	-0,00031	0,00037	0,5269	0,0000	0,00000	0,00027	0,6797	0,0000	0,00016	0,00027	0,6586	0,0000
Dezembro	0,00013	0,0003	0,5261	0,0000	0,00001	0,00028	0,6797	0,0000	-0,00026	0,00018	0,6596	0,0000
LTURN	0,00017	0,00065	0,2324	0,0000	0,00030	0,00049	0,6497	0,0000	0,00049	0,0005	0,2663	0,0012
TURN	-0,00079	0,00087	0,5942	0,0049	-0,00087*	0,00047	0,6264	0,0000	-0,00012	0,00046	0,7128	0,0000

Notas: LTURN e TURN são as variáveis binárias que capturam o prémio de risco observado nas últimas 5 sessões de cada ano e nas primeiras 5 sessões de cada ano, respetivamente. Em cada uma das regressões relativas à sazonalidade mensal foram consideradas 276 observações e nas regressões relativas ao efeito passagem de ano foram consideradas 46 observações. * significa que o coeficiente é estatisticamente significativo a um nível de 10%.

Fonte: Elaboração própria (2018).

5. Conclusões

Neste artigo testamos os efeitos de sazonalidade mensal e o efeito passagem de ano nas ações da *Euronext Lisbon* ao longo do período 1989-2012. O nosso artigo apresenta três contribuições principais para a literatura sobre o tema. Em primeiro lugar, trata-se do primeiro estudo sobre o efeito passagem de ano no mercado acionista Português e a análise à sazonalidade mensal com uma amostra mais extensa do conjunto dos estudos já existentes. Em segundo lugar, a análise de dados relativos às ações individuais e não apenas aos índices acionistas permitiu estudar a potencial interação da sazonalidade quer com os efeitos fiscais quer com a capitalização bolsista. Por último, o presente estudo testa os efeitos da sazonalidade considerando não as rendibilidades, conforme é comum nos trabalhos acerca do tema, mas o prémio de risco de mercado.

Os resultados obtidos apontam para a existência de efeitos sazonais estatisticamente significativos a um nível convencional nos meses de junho (com sinal negativo) e de dezembro (com sinal positivo). Estes resultados refutam a existência de um efeito janeiro e corroboram, em parte, as conclusões apresentadas por Fountas e Segredakis (2002) e por Silva (2010) em amostras de extensão mais reduzida. Para além disso, reportamos pela primeira vez a existência de prémios de risco significativamente mais elevados nas últimas 5 sessões de cada ano.

A análise empírica levada a cabo permitiu ainda concluir que estes resultados não parecem encontrar justificação nas características particulares de ações com capitalização diferente (ações de reduzida capitalização vs. ações de elevada capitalização) nem nos efeitos fiscais potenciais (ações com baixo *Potencial Tax-Loss Selling* vs. ações com elevado *Potencial Tax-Loss Selling*). De fato, os resultados obtidos para a totalidade da amostra tendem a diluir-se quando se consideram sub-amostras construídas com base nos fatores que acabamos de referir.

Estes resultados parecem contrariar a hipótese dos mercados eficientes ao sugerirem que os investidores poderiam ter obtidos remunerações excessivas pelo risco assumido ao investir em dezembro e, em particular, nas últimas 5 sessões deste mês. No entanto, as implicações para a questão da eficiência do mercado devem ser encaradas com cuidado. Vários autores têm chamado a atenção para o fato das chamadas anomalias de calendário poderem ser, na verdade, ilusórias dado resultarem de esforços intensivos de *data mining* (e.g., Borges, 2009; Zhang e Jacobsen, 2013). Esta suspeita baseia-se na instabilidade das anomalias que esses autores encontram ao longo do tempo. Ora, os nossos resultados parecem sugerir que as anomalias

variam não apenas ao longo do tempo, mas também que podem sofrer de uma importante instabilidade seccional.

O estudo empírico levado a cabo enferma de algumas limitações nomeadamente as que se referem à relativa exiguidade do mercado sob análise, tanto no que diz respeito à sua dimensão (o que se reflete num número relativamente reduzido de ativos) como no que concerne aos níveis de liquidez observados.

Em termos de investigação futura, seria interessante explorar em detalhe os fatores de microestrutura e de práticas de mercado que podem justificar as evidências de ineficiência encontradas.

Referências bibliográficas

- Baker, M. & Wurgler, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21, 129–51.
- Barone, E. (1990). The Italian stock market: Efficiency and calendar anomalies. *Journal of Banking & Finance*, 14, 483-510.
- Borges, M.R. (2009). Calendar Effects in Stock Markets: Critique of Previous Methodologies and Recent Evidence in European Countries. *Documento de Trabalho*, Lisboa: Universidade Técnica de Lisboa.
- Brooks, C. & Persaud, G. (2001). Seasonality in Southeast Asian stock markets: some new evidence on day-of-the-week effects. *Applied Economic Letters*, 8, 155-8.
- Cadsby, C.B. & Ratner, M. (1992). Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence. *Journal of Banking and Finance*, 16, 497-509.
- Chen, H. & Singal, V. (2004). All Things Considered, Taxes Drive the January Effect. *Journal of Financial Research*, 27, 351-72.
- Chui, A.C.W. & Wei, K.C.J. (1998). Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 275-93.
- Ciccone, S.J. (2001). Investor Optimism, False Hopes and the January Effect. *Journal of Behavioral Finance*, 12, 158-68.
- Cochrane, J.H. (2017). Return forecasts and time-varying risk premiums. In *The Fama Portfolio: Selected Papers of Eugene F. Fama* (pp. 487-501). Chicago: University of Chicago Press.
- Costa, J.C., Mata, M.E., & Justino, D. (2012). Estimating the portuguese average cost of capital. *Historical Social Research*, 37, 326-361.

- Easterday, K.E. & Sen, P.K. (2016). Is the January effect rational? Insights from the accounting model. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 168-85.
- Easterday, K.E., Sen, P.K. & Stephan, J.A. (2009). The persistence of the small firm/January effect: is it consistent with investors' learning and arbitrage efforts? *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 1172-93.
- Fama, E. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Fama, E. (1991). Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance*, 26, 1575- 1617.
- Fountas, S. & Segredakis, K. (2002). Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis. *Applied Financial Economics*, 12, 291-9.
- Gultekin, M.N. & Gultekin, N. B. (1983). Stock Market Seasonality: International Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 469-81.
- Haugen, R.A. & Jorion, P. (1996). The January effect: Still there after all these years. *Financial Analysts Journal*, 52, 27-31.
- Haug, M. & Hirschey, M. (2006). The January effect. *Financial Analysts Journal*, 62, 78-88.
- Keim, D.B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality. *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Keim, D.B. (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points. *Journal of Financial Economics*, 25, 75-97.
- Kohers, T. & Kohli, R.K. (1991). The anomalous stock market behavior of large firms in January. *Quarterly Journal of Business & Economics*, 30, 14-32.

- Kunkel, R.A., Compton, W.S. & Beyer, S. (2003). The turn-of-the-month effect still lives: the international evidence. *International Review of Financial Analysis*, 137, 1-15.
- Lakonishok, J. & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Studies*, 1, 403-25.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., Thaler, R. & Vishny, R. (1991). Window Dressing by Pension Funds. *American Economic Review*, 81, 227-31.
- Marquering, W., Nisser, J. & Valla, T. (2006). Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies. *Applied Financial Economics*, 16, 291-302.
- McConnell, J.J. & Xu, W. (2008). Equity Returns at the Turn of the Month. *Financial Analysts Journal*, 64, 49-64.
- Ogden, J.P. (1990). Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects. *Journal of Finance*, 45, 1259-72.
- Poterba, J.M. & Weisbenner, S.J. (2001). Capital Gains Tax Rules, Tax-loss Trading, and Turn-of-the-year Returns. *Journal of Finance*, 56, 353-68.
- Reinganum, M.R. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January. *Journal of Financial Economics*, 12, 89-104.
- Ritter, J.R. (1988). The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year. *Journal of Finance*, 43, 701-17.
- Rozeff, M.S. & Kinney Jr., W.R. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3, 379-402.

Sias, R.W. & Starks, L.T. (1997). Institutions and Individuals at the Turn-of-the-Year. *Journal of Finance*, 52, 1543-62.

Siegel, J. (2014). *Stocks for the Long Run*. 5ª. edição. McGraw-Hill.

Silva, P.M. (2010). Calendar "anomalies" in the Portuguese stock market. *Investment Analysts Journal*, 71, 37-50.

Singal, V. (2006). *Beyond the Random Walk: A Guide to Market Anomalies and Low Risk Strategies*. Oxford: Oxford University Press.

Stambaugh, R.F., Yu, J. & Yuan, Y.(2012). The short of it: investor sentiment and anomalies. *Journal of Financial Economics*, 104, 288-302.

Timmermann, A. & Granger, C.W.J. (2004). Efficient market hypothesis and forecasting. *International Journal of Forecasting*, 20, 15-27.

Zhang, C.Y. & Jacobsen, B. (2013). Are Monthly Seasonals Real? A Three Century Perspective. *Review of Finance*, 17, 1743-85.

How to cite this article:

Lobão, J., & Lobo, C. (2018). Sazonalidade Mensal e o Efeito Passagem de Ano: Nova Evidência da Euronext Lisbon. *Portuguese Journal of Finance, Management and Accounting*. 4 (8), 3-25. Disponível em <http://u3isjournal.isvoug.pt/index.php/PJFMA>