

## O efecto semana do ano e a Hipótese dos Mercados Adaptativos: Evidências a partir de uma nova base de dados

### The week-of-the-year effect and the Adaptive Markets Hypothesis: Evidence from a new database

Júlio Lobão<sup>1,a</sup> , Ana Costa<sup>1,b</sup> 

<sup>1</sup> Faculdade de Economia. Universidade do Porto, Portugal

✉ <sup>a</sup>[jlobao@fep.up.pt](mailto:jlobao@fep.up.pt)

✉ <sup>b</sup>[up201901218@edu.fep.up.pt](mailto:up201901218@edu.fep.up.pt)

#### Resumo

Neste artigo estudamos pela primeira vez a anomalia de calendário designada de efeito semana do ano no mercado de acções português. O efeito semana do ano foi identificado originalmente por Levy e Yagil (2012) e refere-se à verificação de rendibilidades de mercado significativamente diferentes em algumas semanas do ano. A amostra utilizada foi construída a partir de uma nova base de dados histórica que cobre cerca de 120 anos de história do mercado accionista português. Verificou-se que a primeira e a última semanas do ano geraram rendibilidades significativamente mais elevadas do que as restantes semanas do ano. Além disso, a análise de subamostras revelou que o efeito semana do ano evoluiu de forma adaptativa ao longo do tempo. Em geral, os nossos resultados sugerem que a Hipótese dos Mercados Adaptativos proporciona uma melhor explicação para a dinâmica do mercado de acções português.

**Palavras chave:** Efeito semana do ano; Anomalias de calendário; Hipótese dos Mercados Adaptativos; Eficiência de mercado; Portugal.

#### Abstract

In this paper, for the first time, we study the calendar anomaly called “the week-of-the-year effect” in the Portuguese stock market. The week-of-the year effect was originally identified by Levy and Yagil (2012) and refers to the occurrence of significantly different market returns during certain weeks of the year. The sample used was built from a new historical database covering about 120 years of the Portuguese stock market. It was found that the first and last weeks of the year generated significantly higher returns than the other weeks of the year. Furthermore, a subsample analysis reveals that the week-of-the year effect has evolved over time. In general, our results suggest that the Adaptive Markets Hypothesis provides a better explanation for the dynamics of the Portuguese stock market.

**Keywords:** Week-of-the-year effect; Calendar anomalies; Adaptive Markets Hypothesis; Market efficiency; Portugal.

**JEL:** G12; G14; G15.



## 1. INTRODUÇÃO

De acordo com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME), a natureza eficiente dos mercados deve implicar que as rendibilidades das acções não sigam nenhum padrão observável (Fama, 1970). No entanto, ao longo das últimas décadas, a literatura empírica tem identificado várias anomalias de calendário, como o efeito Janeiro ou o efeito de Halloween, que são geralmente entendidas como um desafio à HME (Sun e Tong, 2010; Beyer et al., 2013; Zhang e Jacobsen, 2021). Uma das anomalias de calendário mais recentes é o chamado efeito semana do ano segundo o qual as rendibilidades de mercado são significativamente diferentes em algumas semanas do ano (Levy e Yagil, 2012).

Numa tentativa de conciliação da HME com a possibilidade de observação de anomalias de calendário, Lo (2004) propôs recentemente a Hipótese dos Mercados Adaptativos (HMA). De acordo com a HMA, o desempenho das anomalias do calendário deve variar ao longo do tempo. A teoria aplica os princípios evolutivos de competição, adaptação e seleção natural à interpretação da dinâmica dos preços. Enquanto no contexto da HME se espera que os mercados se movam, ao longo do tempo, para níveis crescentes de eficiência, a HMA enfatiza a dinâmica de mudança de uma maior previsibilidade das rendibilidades para uma menor previsibilidade das rendibilidades e vice-versa. O advento do HMA tem conduzido a uma revisão das anomalias do calendário na literatura recente e os resultados estão na maioria dos casos em desacordo com o previsto pela HME (e.g., Xiong et al., 2019; Plastun et al., 2020; Rosini e Shenai, 2020; Alekneviene et al., 2022).

Tendo como motivação as previsões da HMA, este artigo examina a natureza variável ao longo do tempo do efeito semana do ano numa nova base de dados histórica que cobre o período 1900-2020 no mercado de acções português. A análise é realizada em duas etapas: na primeira etapa, a eficiência do mercado é investigada para todo o período amostral seguindo a abordagem clássica da HME; na segunda etapa, a dinâmica do efeito semana do ano é estudada com o recurso à análise de subamostras. Em geral, conclui-se que a evolução temporal do efeito de semana do ano é consistente com a HMA.

O nosso estudo traz duas contribuições principais para a literatura. Destacamos, em primeiro lugar, que o nosso estudo é o primeiro a estudar a anomalia de calendário semana do ano no contexto do mercado de acções português. Depois, este é também o primeiro estudo a usar a base de dados histórica recentemente recolhida por Mata et al. (2017) para testar a HMA. Esta nova base de dados abrange quase 120 anos de história do mercado bolsista português. A análise de anomalias de calendário em novas bases de dados históricas é essencial para se levarem a cabo testes “fora da amostra” e assim evitar problemas decorrentes do chamado “data mining” (Lakonishok e Smidt, 1988; Brock et al., 1992).

As restantes secções do artigo estão organizadas da seguinte forma: na secção 2 revê-se a literatura sobre os temas do efeito semana do ano e HMA; a secção 3 descreve o processo de selecção da amostra e a abordagem metodológica adoptada; na secção 4 apresentam-se os nossos resultados empíricos; finalmente, a secção 5 discute os resultados e apresenta as conclusões do nosso trabalho.

## 2. REVISÃO DA LITERATURA

### 2.1. O efeito semana do ano

O efeito semana do ano foi inicialmente proposto por Levy e Yagil (2012). Os autores estudaram 20 mercados accionistas de países desenvolvidos no período 1950-2010 para

concluir que na 44<sup>a</sup>. semana do ano (ou seja, entre 29 de Outubro e 4 de Novembro) as rendibilidades geradas foram significativamente superiores às observadas nas restantes semanas do ano. Este resultado verificou-se em 18 dos mercados sob análise. Já a 43<sup>a</sup>. semana do ano (i.e., entre 29 de Outubro e 4 de Novembro) produziu rendibilidades negativas e estatisticamente significativas em 11 dos mercados considerados.

Seif et al. (2017) estudaram o efeito semana do ano em nove mercados de acções emergentes para concluir que as rendibilidades observadas na semana 44 foram em média sete vezes superiores às verificadas nas restantes semanas do ano. Essa semana apresenta-se em quarto lugar na lista das semanas mais rentáveis em oito dos nove mercados analisados.

Siegel (2014) assinala que outras semanas do ano têm gerado rendibilidades particularmente elevadas no mercado de acções dos Estados Unidos de América (EUA). Por exemplo, no período 1885-2006, a semana entre o Natal e o Ano Novo apresentou uma rendibilidade média diária 10 vezes superior à verificada nos restantes dias do ano.

As rendibilidades observadas nas semanas 43 e 44 têm vindo a ser estudadas noutros mercados. Por exemplo, Qadan et al. (2019) concluem que o efeito semana do ano em geral não se verifica num conjunto de nove mercadorias, incluindo metais preciosos e energia no período 1986-2018. Mais recentemente, Qadan et al. (2022) analisaram a questão em oito criptomoedas, mostrando que as rendibilidades na semana 43 foram negativas em todas as criptomoedas, embora a um nível estatisticamente significativo em apenas dois casos. No caso da semana 44, os resultados foram semelhantes: as rendibilidades mostraram-se positivas e estatisticamente significativas em apenas duas das criptomoedas.

O efeito negativo associado à semana 43 tem sido atribuído ao sentimento dos investidores, mais especificamente ao facto de que a menor exposição solar durante o Inverno tem um impacto negativo no comportamento dos investidores (Kamstra et al., 2003). De facto, a mudança da hora ocorre nas imediações da 43<sup>a</sup>. semana do ano num número significativo de países do hemisfério norte, marcando esse momento o início de um período com menor exposição solar devido a um pôr do sol que ocorre mais cedo (Levy e Yagil, 2012).

Apesar de existirem diversos estudos sobre anomalias de calendário no mercado de acções português (e.g., Balbina e Martins, 2002; Silva, 2010; Lobão e Lobo, 2018), tanto quanto é do nosso conhecimento o efeito semana do ano nunca foi analisado nesse mercado. Assim, o nosso artigo contribui para a literatura de anomalias de calendário analisando, pela primeira vez, esse efeito no mercado de acções de Portugal.

## 2.2. Anomalias de calendário e a Hipótese dos Mercados Adaptativos

De acordo com a Hipótese dos Mercados Eficientes (HME) de Fama (1970), os preços dos activos financeiros podem refletir, de forma rápida, toda a informação relevante disponível no mercado. Ao longo das últimas décadas, a HME tem sido criticada em bases teóricas. Por exemplo, Grossman e Stiglitz (1980) mostraram que se os preços incorporassem instantaneamente todas as informações disponíveis, os investidores não teriam os incentivos necessários para procurar novas informações, o que acabaria por colocar em causa a eficiência dos mercados financeiros. Outros autores argumentam que, ao contrário do que defende a HME, o conceito de eficiência de mercado não deve ser tratado como uma categoria absoluta, em que o mercado ou é eficiente ou não é. Por exemplo, Gilson e Kraakman (1984) defendem que a eficiência é melhor entendida como um conceito relativo e que o nível de eficiência num determinado mercado financeiro depende da estrutura de custos do mercado de informação.

Mais recentemente, [Lo \(2004\)](#) propôs a Hipótese dos Mercados Adaptativos (HMA), salientando a natureza dinâmica da eficiência dos mercados financeiros. A HMA aplica os princípios da evolução das espécies - competição, adaptação e selecção natural - à interpretação da dinâmica dos preços de mercado. Se houver muitas "espécies" (grupos de participantes do mercado) a competir por recursos escassos (oportunidades de mais-valias) num determinado mercado, espera-se que esse mercado tenha um elevado grau de eficiência. Neste caso, é de esperar que alguns investidores sofram perdas e que saiam do mercado o que, *ceteris paribus*, deve diminuir a intensidade competitiva e tornar mais abundantes as oportunidades de obtenção de mais-valias. Estas novas oportunidades de se obterem mais-valias, por sua vez, devem atrair novos investidores e fazer aumentar novamente o nível de eficiência do mercado. Como se depreende do raciocínio exposto, a HMA ao invés de prever, como a HME, que os mercados sigam uma tendência consistente em direção a níveis crescentes de eficiência, antecipa que os níveis de eficiência variem de maneira cíclica. Isto significa que o desempenho das estratégias de transacção baseadas em padrões de previsibilidade dos preços (ou seja, anomalias do calendário) também deve variar ao longo do tempo.

Ao longo da última década, vários estudos têm examinado o tema das anomalias de calendário no âmbito da HMA. Por exemplo, [Urquhart e McGroarty \(2014\)](#) empregaram análises de subamostras para estudar a evolução de quatro anomalias de calendário (efeito Janeiro, efeito Halloween, efeito Segunda-feira e efeito de transição do mês) no Dow Jones Industrial Average. Os resultados mostram que o desempenho de todas as anomalias varia ao longo do tempo, o que corrobora a HMA. [Al-Khazali e Mirzaei \(2017\)](#) usaram métodos de dominância estocástica para analisar a evolução ao longo do tempo de três anomalias de calendário (efeito Janeiro, efeito Segunda-feira e efeitos semanais) em vários índices islâmicos durante o período 1996 -2015. Embora os resultados obtidos não sejam inconsistentes com o HME, a principal conclusão é que o HMA oferece uma melhor explicação para o comportamento dos mercados. [Xiong et al. \(2019\)](#) testaram a HMA observando o comportamento de quatro anomalias de calendário (efeito Janeiro, efeito Segunda-feira, efeito de transição do mês e efeito de Ano Novo Lunar chinês) no mercado de acções da China. Recorrendo a análises de subamostras, entre outras técnicas, os autores concluem que o HMA fornece uma melhor explicação para a dinâmica desse mercado. Mais recentemente, [Plastun et al. \(2020\)](#) levaram a cabo uma investigação acerca da evolução de várias anomalias mensais (efeito Janeiro, efeito Dezembro e efeito Mark Twain) no mercado de acções dos EUA. Os resultados mostram que o efeito Janeiro foi a única anomalia persistente e que o comportamento do mercado é consistente com o previsto pela HMA. [Rosini e Shenai \(2020\)](#) estudaram a evolução dos principais índices accionistas do Reino Unido no período 2007-2016. As anomalias de calendário sob análise (efeito Janeiro, efeito Halloween, efeito Segunda-feira e efeito de transição do mês) variaram ao longo do tempo, o que parece verificar o previsto pela HMA. Finalmente, [Alekneviciene et al. \(2022\)](#) testaram a HMA estudando o comportamento de diversas anomalias de calendário nos mercados de acções dos países bálticos. Os autores encontraram três anomalias significativas (efeitos mensais, efeito transição do mês e efeito Sexta-feira), concluindo que o comportamento dos mercados foi consistente com a HMA.

O presente estudo contribui para esta corrente da literatura, testando a HMA numa nova base de histórica nunca antes explorada para este efeito.

### 3. DADOS E METODOLOGIA

#### 3.1. Dados

Os dados utilizados neste estudo dizem respeito às rendibilidades semanais observadas no período 1900-2020, com exceção do período entre 24 de Abril de 1974 e 31 de Dezembro de 1977 durante o qual a bolsa portuguesa esteve encerrada na sequência do golpe militar de 25 de Abril de 1974.

Dividimos os dados em vários subperíodos para explorar a evolução do efeito semana do ano ao longo do tempo. Além disso, a consideração de diversos subperíodos nos dados é importante para obter testes estatísticos robustos no estudo das anomalias de calendário (Zhang e Jacobsen, 2013).

Os dados semanais foram recolhidos de diferentes fontes. Em relação ao período 1900-2015, utilizou-se a base de dados criada por Mata et al. (2017).<sup>1</sup>Mata et al. (2017) desenvolveram um índice de acções com frequência semanal utilizando uma metodologia que torna o índice comparável aos índices internacionais. O índice ponderado por capitalização compreende três segmentos temporais distintos: (i) do final de Dezembro de 1899 a 24 de Abril de 1974, (ii) de Janeiro de 1978 a Dezembro de 1987 e (iii) de Janeiro de 1988 a Abril de 2015. A fonte de dados de Mata et al. (2017) para os períodos (i) e (ii) foram os boletins diários publicados pela Bolsa de Valores de Lisboa (BVL) e que se encontra disponível no Centro de Documentação da Euronext Lisbon. A informação relativa ao período (iii) refere-se aos principais índices bolsistas portugueses neste período: o BVL Geral (BVLG) até 1992 e o Portuguese Stock Index (PSI-Geral) depois desta data. Completamos a base de dados de Mata et al. (2017) com observações mais recentes do índice PSI-Geral referentes ao período entre Maio de 2015 a Dezembro de 2020 recolhidas através do Datastream by Refinitiv. As rendibilidades foram calculadas da seguinte forma:

$$R_t = [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] \quad (1)$$

em que  $\ln(P_t)$  e  $\ln(P_{t-1})$  são os logaritmos naturais do preço de fecho do índice de mercado na semana  $t$  e  $t-1$ , respetivamente.

#### 3.2. Metodologia

O nosso trabalho empírico desenvolve-se em duas etapas. Em primeiro lugar, investigamos a presença do efeito semana do ano em todo o período da amostra. Na segunda etapa examinamos a evolução dos padrões de rendibilidade semanal ao longo do tempo, recorrendo à análise de subamostras.

Na primeira etapa do estudo empírico adoptamos a abordagem econométrica padrão onde as rendibilidades do mercado são regredidas contra um conjunto de variáveis binárias que representam cada uma das semanas do ano (Darrat et al., 2011; Zhang e Jacobsen, 2013; Lobão, 2018, 2019). Seguindo a literatura sobre o tema, as regressões são calculadas de acordo com a metodologia dos mínimos quadrados (OLS) segundo o seu acrónimo em inglês, considerando o estimador de Newey-West para correcção de problemas de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

---

<sup>1</sup> A base de dados está disponível em [https://www.uc.pt/imprensa\\_uc/Lisbon\\_Stock\\_Anexo\\_Estatistico](https://www.uc.pt/imprensa_uc/Lisbon_Stock_Anexo_Estatistico)

A existência de anomalias de calendário é então testada através da estimativa da seguinte regressão:

$$R_t = \alpha_0 + \beta_1 D_t + e_t \quad (2)$$

onde  $R_t$  representa o logaritmo natural da rendibilidade semanal  $t$  e  $D_t$  é a variável binária que assume o valor unitário se a observação diz respeito à semana em questão, e 0 nos restantes casos. A primeira semana corresponde ao período entre 1 de Janeiro e 7 de Janeiro, a segunda semana corresponde ao período entre 8 de Janeiro e 14 de Janeiro e assim sucessivamente. A única semana com menos de 7 dias é a 53<sup>a</sup>. semana. Isso significa que para estudar o efeito semana do mês estimamos 53 regressões em cada período de análise.

Na [Equação \(2\)](#),  $\alpha_0$  é a constante e  $e_t$  representa o termo de erro.  $\beta_1$  mostra a magnitude da diferença entre a rendibilidade média da semana em questão e a rendibilidade média observada nas restantes semanas do ano. A hipótese nula sob teste é a de que a rendibilidade relativa a cada semana do ano não foi significativamente diferente das rendibilidades observadas nas restantes semanas do ano. Se  $\beta_1$  for positivo (negativo) e estatisticamente significativo, então existem evidências de que as rendibilidades na semana em questão foram significativamente mais elevadas (mais baixas) do que nas restantes semanas. Neste caso, a hipótese nula será rejeitada.

Na segunda etapa do trabalho empírico, examinamos como o efeito semana do ano evolui ao longo do tempo. Para isso, recorreremos à análise de subamostras seguindo a literatura sobre a temática das anomalias de calendário no contexto da HMA (e.g., [Urquhart e McGroarty, 2014](#); [Al-Khazali e Mirzaei, 2017](#); [Xiong et al., 2019](#)). Para efeitos da análise de subamostras, segmentamos os dados nos seguintes seis subperíodos: 1900-1920, 1921-1940, 1941-1960, 1961-1974, 1978-2000 e 2001-2020. Adicionalmente, e dada a importância fundamental do evento na história da bolsa portuguesa ([Mata et al., 2017](#)), também dividimos os dados num subperíodo que inclui os anos que antecederam a Revolução dos Cravos (1900-1974) e o subperíodo que se lhe seguiu (1978-2020). Em seguida, estimamos o modelo de Regressão (2) para cada um desses subperíodos.

## 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta secção investigamos a presença do efeito semana do ano na nossa amostra completa (4.1) e estudamos o comportamento desse efeito ao longo do tempo através da análise de subamostras (4.2).

### 4.1. Efeito semana do ano na amostra completa

A [Tabela 1](#) mostra os resultados da estimativa da Regressão (2) para o efeito semana do ano no mercado português.

**Tabela 1. Efeito semana do ano na amostra completa**

Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
1	0,024	3,571***	27	0,008	1,425
2	-0,007	-1,440	28	-0,006	-1,850*
3	-0,001	-0,039	29	-0,001	-0,539

Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
4	-0,001	-0,255	30	-0,003	-2,220**
5	0,004	1,611	31	-0,001	-0,709
6	0,004	1,126	32	0,001	0,271
7	-0,002	-0,320	33	0,001	0,248
8	-0,001	-0,444	34	-0,001	-0,031
9	0,001	0,068	35	0,004	1,356
10	0,001	0,006	36	0,005	1,680*
11	-0,002	-0,656	37	0,001	0,200
12	0,001	0,479	38	0,002	1,083
13	0,007	1,858*	39	-0,001	-0,255
14	-0,003	-0,834	40	-0,002	-0,585
15	0,001	0,437	41	0,012	1,971**
16	0,004	1,028	42	-0,006	-0,831
17	-0,005	-1,341	43	-0,010	-1,241
18	0,002	0,442	44	0,002	0,343
19	0,005	1,214	45	-0,001	-0,084
20	-0,005	-1,698*	46	-0,002	-0,613
21	-0,002	-0,970	47	0,001	0,022
22	-0,003	-1,309	48	-0,012	-2,378**
23	-0,011	-1,801*	49	0,007	1,174
24	0,004	0,488	50	0,004	0,722
25	-0,002	-0,314	51	-0,014	-2,115**
26	-0,014	-2,406**	52	-0,007	-0,947
			53	0,021	3,432***

Nota: A Tabela 1 apresenta os resultados da estimativa do modelo de Regressão (2) para cada uma das semanas do ano considerando a amostra completa.

\*\*\* significativo ao nível de 1%

\*\* significativo ao nível de 5%

\* significativo ao nível de 10%

Os resultados mostram que algumas semanas do ano apresentaram rendibilidades significativamente diferentes da rendibilidade média semanal. Mais especificamente, existem duas semanas com resultados estatisticamente significativos ao nível de 1% e sete semanas com resultados estatisticamente significativos ao nível de pelo menos 5%. A semana que apresenta um maior excesso de rendibilidade em relação à rendibilidade semanal média é a primeira semana de transação (excesso de rendibilidade de 2,4 pontos percentuais), logo seguida da semana 53 (excesso de rendibilidade de 2,1 pontos percentuais). Em ambos os casos, os resultados são estatisticamente significativos ao nível de 1%. A semana 41 apresenta igualmente um excesso de rendibilidade positivo significativo: 1,2 pontos percentuais (p.p.), com resultado significativo a 5%. Já as semanas com rendibilidades mais baixas são as

semanas 26 e 51 (défice de 1.4 p.p. em qualquer dos casos). Nestes dois últimos casos, os resultados apresentam-se estatisticamente significativos ao nível de 5%.

As semanas 43 e 44, destacadas no estudo seminal de Levy e Yagil (2012), não parecem ter um significado especial na nossa amostra. A semana 44 apresenta um coeficiente positivo conforme esperado em face dos resultados de Levy e Yagil (2012), mas o resultado não é estatisticamente significativo aos níveis convencionais de significância. A semana 43, apesar de ter o coeficiente esperado (negativo) e de ser uma das que apresenta piores rendibilidades face à média semanal (é a 5ª. pior semana no conjunto das 53 que compõem o ano), não apresenta igualmente um resultado estatisticamente significativo.

## 4.2. Efeito semana do ano em subamostras

Na Tabela 2 apresentam-se os resultados da estimativa do modelo de Regressão (2) para as subamostras antes e depois da Revolução dos Cravos de 1974.

Tabela 2. Efeito semana do ano antes e depois da Revolução dos Cravos de 1974

1900-1974						1978-2020					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
1	0,031	4,248***	27	0,010	1,323	1	0,011	0,841	27	0,003	0,537
2	-0,001	-0,001	28	-0,010	-2,358**	2	-0,019	-2,301**	28	0,001	0,304
3	-0,004	-0,950	29	-0,001	-0,875	3	0,006	0,801	29	-0,001	-0,158
4	-0,007	-1,364	30	-0,001	-0,920	4	0,010	1,516	30	-0,005	-2,410**
5	0,007	1,995**	31	0,001	0,209	5	-0,001	-0,060	31	-0,004	-0,974
6	0,006	1,242	32	0,002	0,439	6	0,001	0,073	32	-0,001	-0,194
7	-0,002	-0,222	33	0,001	0,159	7	-0,002	-0,382	33	0,002	0,210
8	-0,002	-0,506	34	-0,002	-0,568	8	-0,001	-0,059	34	0,003	0,761
9	0,001	0,292	35	0,004	0,948	9	-0,001	-0,150	35	0,005	1,067
10	-0,002	-0,706	36	0,007	1,724*	10	0,003	0,413	36	0,001	0,371
11	0,001	0,305	37	0,002	0,649	11	-0,007	-1,298	37	-0,002	-0,401
12	-0,002	-0,443	38	0,003	1,800*	12	0,007	1,814*	38	0,001	0,270
13	0,011	1,963**	39	-0,004	-1,171	13	0,001	0,259	39	0,005	0,859
14	-0,008	-1,866*	40	-0,006	-1,388	14	0,004	0,508	40	0,004	0,479
15	0,003	0,737	41	0,017	1,909*	15	-0,001	-0,278	41	0,005	0,631
16	0,006	1,183	42	-0,013	-1,745*	16	0,001	0,036	42	0,006	0,491
17	-0,007	-2,258**	43	-0,002	-0,442	17	-0,002	-0,187	43	-0,025	-1,170
18	0,001	0,278	44	0,003	0,562	18	0,004	0,365	44	-0,002	-0,264
19	0,012	1,894*	45	0,005	0,697	19	-0,006	-1,156	45	-0,009	-1,459
20	-0,008	-1,719*	46	-0,004	-0,706	20	-0,001	-0,359	46	0,001	0,057
21	-0,005	-1,408	47	0,001	0,382	21	0,002	0,621	47	-0,002	-0,865
22	-0,003	-2,319**	48	-0,020	-2,736***	22	-0,001	-0,241	48	0,002	0,409

1900-1974						1978-2020					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
23	-0,016	-1,908*	49	0,018	2,242**	23	-0,003	-0,333	49	-0,012	-1,621
24	0,015	1,303	50	0,005	0,705	24	-0,013	-0,930	50	0,003	0,292
25	-0,004	-0,429	51	-0,015	-2,348**	25	0,001	0,072	51	-0,010	-0,781
26	-0,016	-2,034**	52	-0,011	-1,393	26	-0,012	-1,290	52	-0,001	-0,015
			53	0,005	1,294				53	0,049	3,397***

Nota: A Tabela 2 apresenta os resultados da estimativa do modelo de Regressão (2) para cada uma das semanas do ano considerando as duas subamostras referidas.

\*\*\* significativo ao nível de 1%

\*\* significativo ao nível de 5%

\* significativo ao nível de 10%

A análise de subamostras permite observar o dinamismo da evolução do efeito semana do ano. Assim, no período anterior a 25 de Abril de 1974, a semana com maior excesso de rentabilidade é a primeira semana do ano (excesso de 3,1 p.p.), com um resultado significativo ao nível de 1%. A semana 49 apresenta igualmente um coeficiente positivo elevado (excesso de 1,8 p.p.), com significado a 5%. As rentabilidades mais baixas são observadas nas semanas 48 e 26, com um défice de rentabilidade de 2,0 p.p. e 1,6 p.p., respetivamente.

No período posterior a 1974, o padrão de previsibilidade semanal é bastante distinto. A primeira semana de transacção, que dantes apresentava o coeficiente mais elevado, deixa agora de ser estatisticamente significativo aos níveis convencionais de significância. A semana mais rentável passa a ser a última semana do ano, com um excesso de rentabilidade de 4,9 p.p. As piores semanas na subamostra mais recente são a semana 43 (défice de 2,5 p.p., mas com resultados estatisticamente não significativos) e a segunda semana do ano (défice de 1,9 p.p., com resultados estatisticamente significativos ao nível de 5%).

As semanas 48 e 49, mencionadas a propósito da subamostra inicial, têm agora um coeficiente com um sinal diferente e já não estatisticamente significativo.

As semanas 43 e 44, mencionadas por Levy e Yagil (2012), têm o coeficiente esperado na primeira subamostra, mas os resultados não são estatisticamente significativos. Na subamostra mais recente, a duas semanas em questão passam a ter coeficiente negativo e estatisticamente não significativo, apesar da semana 43 apresentar o menor coeficiente no conjunto das 53 semanas do ano.

A Tabela 3 mostra os resultados para as estimativas do modelo (2) considerando as duas primeiras subamostras de cerca de 20 anos de duração cada.

Tabela 3. Efeito semana do ano nas subamostras 1900-1920 e 1921-1940

1900-1920						1921-1940					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
1	0,060	3,175***	27	0,016	0,824	1	0,014	1,711*	27	-0,005	-1,408
2	0,012	0,736	28	-0,016	-2,010*	2	-0,001	-0,182	28	-0,004	-1,095
3	-0,014	-1,084	29	-0,002	-0,956	3	0,005	1,770*	29	0,005	1,977**
4	-0,012	-0,696	30	-0,002	-0,532	4	-0,006	-1,013	30	0,001	0,409

1900-1920						1921-1940					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
5	0,006	0,682	31	-0,003	-1,778*	5	0,010	1,188	31	0,005	1,651*
6	0,014	1,320*	32	-0,002	-0,268	6	0,004	0,358	32	0,001	0,209
7	-0,009	-1,290	33	-0,004	-0,508	7	0,014	0,497	33	-0,003	-0,689
8	0,002	0,746	34	0,001	0,036	8	-0,008	-0,722	34	-0,007	-0,922
9	0,005	0,999	35	-0,005	-0,712	9	0,005	1,584	35	0,020	1,675*
10	-0,006	-0,730	36	0,014	1,342	10	0,005	1,216	36	-0,001	-0,039
11	0,003	0,224	37	-0,004	-0,448	11	0,005	1,273	37	0,005	1,752*
12	-0,006	-0,412	38	0,002	0,935	12	0,001	0,006	38	0,004	1,063
13	0,028	1,545*	39	-0,004	-0,360	13	0,008	1,895*	39	-0,011	-1,604
14	-0,016	-1,927*	40	0,005	0,493	14	-0,015	-1,358	40	-0,023	-3,017***
15	0,001	0,118	41	-0,021	-1,708	15	0,018	1,567	41	0,036	1,810*
16	0,013	1,340	42	0,010	0,765	16	-0,003	-0,802	42	-0,017	-1,222
17	-0,005	-0,761	43	-0,007	-1,754	17	-0,010	-2,473**	43	-0,014	-1,678*
18	-0,003	-0,417	44	-0,002	-0,876	18	0,001	0,372	44	0,010	1,146
19	0,017	1,289	45	0,005	0,715	19	0,011	0,726	45	-0,015	-1,600
20	-0,011	-1,582	46	-0,009	-1,170	20	-0,006	-0,445	46	0,016	1,294
21	-0,006	-1,242	47	0,005	0,759	21	-0,012	-1,641	47	-0,003	-0,266
22	-0,001	-0,235	48	-0,013	-1,536*	22	-0,008	-2,218**	48	-0,019	-2,116**
23	-0,006	-0,283	49	0,017	0,931	23	-0,027	-2,586***	49	0,022	1,176
24	0,011	0,637	50	-0,001	-0,066	24	0,035	1,675*	50	-0,012	-1,326
25	-0,006	-0,323	51	-0,014	-1,195	25	-0,017	-1,645	51	-0,016	-2,052**
26	-0,008	-0,346	52	-0,019	-1,179	26	-0,009	-1,922*	52	0,008	2,082**
			53	-0,008	-0,824				53	0,006	0,983

Nota: A Tabela 3 apresenta os resultados da estimativa do modelo de Regressão (2) para cada uma das semanas do ano considerando as duas subamostras referidas.

\*\*\* significativo ao nível de 1%

\*\* significativo ao nível de 5%

\* significativo ao nível de 10%

Nas primeiras duas décadas da nossa amostra, a primeira semana de transacção foi a que apresentou uma maior rendibilidade média (excesso de rendibilidade de 6,0 p.p.), com significado ao nível de 1%. E a semana 41 foi a que registou a menor rendibilidade (défice de 2,1 p.p.), embora o resultado não seja estatisticamente significativo.

A análise da subamostra seguinte, relativa ao período 1921-1940, permite observar alterações substanciais no efeito semana do ano. A semana 41 que apresentava a mais baixa rendibilidade em 1900-1920 passa a gerar a maior rendibilidade no período 1921-1940 (excesso de rendibilidade de 3,6 p.p., com resultado significativo a 10%). As semanas 23 e 40 são as que geram menores rendibilidades, com um défice de 2,7 p.p. e 2,3 p.p., respetivamente.

As semanas 43 e 44 tiveram coeficientes negativos e não significativos na primeira subamostra. Na segunda subamostra, a semana 44 (43) teve um coeficiente positivo (negativo), sendo que apenas o resultado relativo à semana 43 se revelou estatisticamente significativo, no caso ao nível de 10%.

A [Tabela 4](#) contém os resultados relativos ao efeito semana do ano nos períodos 1941-1960 e 1961-1974.

**Tabela 4. Efeito semana do ano nas subamostras 1941-1960 e 1961-1974**

1941-1960						1961-1974					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
1	0,028	2,364**	27	0,025	1,275	1	0,02	1,279	27	0,002	0,478
2	-0,001	-0,131	28	-0,018	-1,824*	2	-0,015	-1,561	28	0,006	0,842
3	-0,003	-0,992	29	-0,006	-1,901*	3	-0,002	-0,484	29	-0,001	-0,383
4	-0,012	-2,052**	30	-0,003	-1,111	4	0,004	1,544	30	-0,003	-0,711
5	0,008	1,41	31	-0,001	-0,085	5	0,005	1,16	31	-0,002	-0,52
6	0,002	0,381	32	-0,003	-0,485	6	0,001	0,169	32	0,016	0,839
7	-0,009	-1,647*	33	0,018	1,768*	7	-0,004	-0,848	33	-0,011	-0,384
8	-0,003	-1,584	34	0,001	0,016	8	0,003	0,618	34	-0,001	-0,117
9	-0,005	-2,454**	35	0,001	0,21	9	-0,005	-2,684***	35	0,001	0,048
10	-0,001	-0,251	36	0,008	3,199***	10	-0,007	-2,815***	36	0,002	1,281
11	-0,002	-1,089	37	0,005	3,020***	11	-0,003	-1,025	37	-0,001	-0,371
12	-0,003	-2,681***	38	0,009	2,933***	12	0,003	0,499	38	-0,006	-2,166**
13	0,002	0,654	39	-0,001	-0,171	13	0,002	0,29	39	-0,001	-0,15
14	0,001	0,522	40	-0,005	-0,666	14	0,003	0,589	40	-0,001	-0,01
15	-0,006	-1,174	41	0,031	1,942*	15	-0,003	-0,692	41	0,025	1,486
16	0,014	1,043	42	-0,023	-2,348**	16	-0,005	-0,732	42	-0,027	-1,239
17	-0,014	-2,199**	43	0,002	0,62	17	0,007	1,730*	43	0,018	0,88
18	0,001	0,53	44	0,02	2,073**	18	0,004	1,466	44	-0,024	-0,919
19	0,014	1,456	45	-0,012	-2,137**	19	0,001	0,033	45	0,06	2,269**
20	-0,012	-1,835*	46	0,003	1,063	20	0,001	0,214	46	-0,038	-1,888*
21	0,002	0,258	47	-0,001	-0,124	21	-0,001	-0,439	47	0,005	0,875
22	-0,002	-0,853	48	-0,013	-1,495	22	-0,003	-1,401	48	-0,046	-1,328
23	-0,034	-2,355**	49	0,013	1,266	23	0,011	0,533	49	0,023	1,576
24	0,028	1,752*	50	0,009	0,852	24	-0,031	-0,801	50	0,035	1,916*
25	-0,005	-0,416	51	-0,008	-0,553	25	0,023	0,832	51	-0,028	-1,515
26	-0,026	-2,458**	52	-0,021	-1,059	26	-0,023	-1,368	52	-0,014	-0,652
			53	0,008	1,699*				53	0,022	1,757*

Nota: A [Tabela 4](#) apresenta os resultados da estimativa do modelo de Regressão (2) para cada uma das semanas do ano considerando as duas subamostras referidas.

\*\*\* significativo ao nível de 1%

\*\* significativo ao nível de 5%  
 \* significativo ao nível de 10%

A Tabela revela que se continuam a registar efeitos significativos em torno da semana 40 nos períodos em apreço. De facto, a semana 41 continua a registar o maior excesso de rendibilidade no período 1941-1960 (3,1 p.p., com significado estatístico a 10%), logo seguida da primeira semana do ano com um excesso de 2,8 p.p. (resultado significativo a 5%). No mesmo período, as semanas com maior défice de rendibilidade foram as semanas 23, 26 e 42, com défices de rendibilidade de 3,4 p.p., 2,6 p.p. e 2,3 p.p., respetivamente (todos os resultados significativos ao nível de 5%).

Já no período 1961-1974, são as semanas 45 e 50 que apresentam os maiores excessos de rendibilidade. A semana 45 registou um excesso de rendibilidade de 6,0 p.p. (significativo a 5%), enquanto que a semana 50 teve um excesso de rendibilidade de 3,5 p.p. (significativo a 10%). As semanas 1 e 41, que no período anterior tinham gerado os maiores excessos de rendibilidade, continuam a apresentar coeficientes positivos, mas não significativos aos níveis convencionais de significância estatística. No período 1961-1974, as semanas 48 e 46 são as que geraram um maior défice de rendibilidade, com valores de -4,6 p.p. e -3,8 p.p., respetivamente.

As semanas 43 e 44 apresentam coeficientes positivos no período 1941-1960, embora apenas no caso da semana 44 o resultado seja significativo aos níveis convencionais de significância estatística. Já no período seguinte, os resultados deixam de ser significativos, com a semana 43 a apresentar um coeficiente positivo e a semana 44 a ter um coeficiente negativo.

A **Tabela 5** mostra os excessos ou défices de rendibilidade semanais nos últimos dois períodos de análise.

**Tabela 5. Efeito semana do ano nas subamostras 1978-2000 e 2001-2020**

1978-2000						2001-2020					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
1	0,022	1,483	27	0,009	0,899	1	-0,001	-0,064	27	-0,004	-0,651
2	-0,017	-1,355	28	0,002	0,372	2	-0,021	-2,035**	28	0,001	0,057
3	0,02	1,643	29	-0,002	-0,28	3	-0,009	-1,244	29	0,001	0,174
4	0,016	1,41	30	-0,006	-2,117**	4	0,003	0,614	30	-0,005	-1,343
5	-0,001	-0,162	31	0,001	0,07	5	0,001	0,232	31	-0,008	-1,32
6	-0,001	-0,154	32	-0,002	-0,358	6	0,002	0,414	32	0,001	0,091
7	-0,007	-1,089	33	0,007	0,656	7	0,004	0,877	33	-0,005	-0,565
8	0,007	1,152	34	0,005	0,813	8	-0,009	-2,064**	34	0,001	0,172
9	-0,004	-0,561	35	0,005	0,664	9	0,003	0,759	35	0,004	1,079
10	0,01	0,846	36	0,005	1,027	10	-0,005	-0,56	36	-0,003	-0,525
11	-0,009	-1,266	37	0,002	0,373	11	-0,005	-0,562	37	-0,006	-1,25
12	0,008	1,293	38	0,004	0,44	12	0,007	1,286	38	-0,001	-0,337
13	-0,002	-0,289	39	0,009	0,801	13	0,006	1,38	39	0,001	0,367
14	0,001	0,001	40	0,007	0,543	14	0,009	2,490**	40	0,001	0,069
15	-0,007	-0,932	41	0,004	0,264	15	0,006	2,154**	41	0,007	1,205

1978-2000						2001-2020					
Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t	Semana do ano	$\beta_1$	Estat. t
16	-0,001	-0,043	42	0,016	0,676	16	0,001	0,143	42	-0,005	-0,973
17	0,007	0,615	43	-0,04	-1,017	17	-0,012	-0,985	43	-0,008	-1,485
18	-0,006	-0,416	44	-0,014	-1,32	18	0,015	1,333	44	0,012	2,296**
19	-0,012	-1,573	45	-0,016	-1,515	19	0,002	0,317	45	-0,001	-0,192
20	0,003	0,755	46	0,004	0,473	20	-0,007	-1,124	46	-0,004	-0,954
21	0,004	0,839	47	-0,003	-0,917	21	0	-0,093	47	-0,001	-0,239
22	0,001	0,057	48	-0,001	-0,073	22	-0,003	-0,381	48	0,005	1,581
23	-0,001	-0,08	49	-0,024	-1,789*	23	-0,005	-1,005	49	0,001	0,205
24	-0,02	-0,758	50	0,006	0,305	24	-0,006	-1,098	50	-0,001	-0,041
25	0,004	0,248	51	-0,003	-0,13	25	-0,004	-0,841	51	-0,019	-1,212
26	-0,015	-0,929	52	-0,016	-0,7	26	-0,008	-1,344	52	0,018	0,979
			53	0,044	2,137**				53	0,054	2,766***

Nota: A Tabela 5 apresenta os resultados da estimativa do modelo de Regressão (2) para cada uma das semanas do ano considerando as duas subamostras referidas.

\*\*\* significativo ao nível de 1%

\*\* significativo ao nível de 5%

\* significativo ao nível de 10%

Em ambos os períodos, é a última semana do ano que apresenta um maior excesso de rendibilidade: 4,4 p.p. em 1978-2000 e 5,4 p.p. em 2001-2020, com resultados significativos aos níveis de 5% e 1%, respetivamente. A primeira semana do ano também regista um coeficiente elevado em 1978-2000 (excesso de 2,2 p.p.), mas o resultado não se mostra estatisticamente significativo aos níveis convencionais de significância. Já no período 2001-2020, essa semana passa a ter um coeficiente negativo, embora o resultado continue a não ser significativo.

A semana 43 foi a que apresentou um maior défice de rendibilidade em 1978-2000, o que parece estar em linha com as previsões de Levy e Yagil (2012). No entanto, este resultado não se mostrou estatisticamente significativo. No período mais recente, a segunda semana do ano foi a que gerou um maior défice de rendibilidade: -2,1 p.p., com significado estatístico a 5%.

A Tabela 6 mostra as semanas que apresentaram pelo menos cinco coeficientes positivos ou cinco coeficientes negativos nas seis subamostras a que se referem as Tabelas 3 a 5.

**Tabela 6. Semanas que apresentaram pelo menos cinco coeficientes positivos ou cinco coeficientes negativos nas seis subamostras**

Semana do ano	No. coef. >0	Semana do ano	No. coef. <0
1	5	22	6
5	5	26	6
6	5	51	6
13	5	2	5
41	5	20	5

Semana do ano	No. coef. >0	Semana do ano	No. coef. <0
49	5	23	5
53	5	30	5
		31	5
		48	5

Nota: A [Tabela 6](#) apresenta as semanas que geraram pelo menos cinco coeficientes positivos ou cinco coeficientes negativos na estimativa do modelo de Regressão (2) no conjunto dos seis subperíodos referidos na secção 3.2.

A [Tabela 6](#) atenta apenas ao sinal dos coeficientes em cada uma das subamostras, não considerando, pois, o significado estatístico dos resultados. Verifica-se que nenhuma das semanas do ano apresentou coeficientes positivos em todas as subamostras. As semanas 1, 5, 6, 13, 41, 49 e 53 apresentaram o maior número de coeficientes positivos (5). É interessante notar que as semanas 1, 5, 6 e 49 apresentaram coeficientes positivos nas cinco primeiras subamostras. Isto significa que essas semanas geraram excessos de rendibilidade nos primeiros 100 anos da nossa amostra. Por outro lado, as semanas 41 e 53 têm gerado excessos de rendibilidade nos últimos 100 anos da nossa amostra.

No que diz respeito aos coeficientes negativos, as semanas 22, 26 e 51 foram as únicas que apresentaram um défice de rendibilidade em todas as subamostras consideradas. Existe um segundo grupo de semanas que geraram défices de rendibilidade em cinco dessas subamostras: trata-se das semanas 2, 20, 23, 30, 31, 48. A segunda semana do ano tem gerado défices de rendibilidade nos últimos 100 anos da amostra enquanto que os coeficientes negativos da semana 48 foram observados nos primeiros 100 anos da nossa amostra.

As semanas 43 e 44 não parecem ter tido resultados particularmente negativos ou positivos. A semana 43 registou dois coeficientes positivos e a semana 44 gerou três coeficientes com esse sinal (resultados não tabelados).

## 5. DISCUSSÃO E CONCLUSÕES

Este artigo analisou o desempenho ao longo do tempo do efeito semana de ano primeiramente descrito por [Levy e Yagil \(2012\)](#). Trata-se, tanto quanto é do nosso conhecimento, do primeiro estudo sobre este tema incidindo no mercado de acções português. A amostra considerada foi construída a partir de uma nova base de dados histórica, criada recentemente por [Mata et al. \(2017\)](#), e que cobre cerca de 120 anos de história desse mercado. Os dados foram analisados no quadro da HMA, enfatizando o dinamismo do efeito semana do ano através da estimativa de regressões com variáveis binárias para diversas subamostras.

Os nossos resultados mostram que algumas semanas do ano geraram rendibilidades significativamente maiores ou menores do que a média. Mais concretamente, a primeira e a última semana de cada ano foram as que apresentaram um maior excesso de rendibilidade no conjunto do período amostral. Este resultado é consistente com a observação de [Siegel \(2014\)](#) de que a época do Natal e Ano Novo é caracterizada por um sentimento positivo dos investidores. As semanas 26 e 51 apresentaram o maior défice nas rendibilidades durante todo o período de análise. Os resultados referentes à semana 26, coincidentes com a última semana de Junho, são consistentes com o facto de [Lobão e Lobo \(2018\)](#) terem encontrados rendibilidades significativamente mais baixas nesse mês, para o mercado português. Os nossos resultados divergem dos apresentados por [Levy e Yagil \(2012\)](#) para um conjunto de 20

países na medida em que verificamos que as semanas 43 e 44 não parecem gerar rendibilidades particularmente diferentes da média no mercado accionista português.

Mais importante, a análise de subamostras revela que o efeito semana do ano registou variações importantes ao longo do tempo. Por exemplo, a primeira semana do ano, que apresentou o maior excesso de rendibilidade no período 1900-1974, deixou de gerar um excesso de rendibilidade a níveis estatisticamente significativos nos últimos 43 anos da amostra. E a semana 41, que apresentava a mais baixa rendibilidade no período 1900-1920 passou a gerar a maior rendibilidade no período 1921-1940. Em geral, pode-se concluir que diferentes subamostras geram coeficientes significativos e não significativos de diferentes sinais, ao longo do tempo. A flutuação no desempenho do efeito semana do ano sugere que o nível de previsibilidade do mercado tem evoluído ao longo do tempo. Nesta perspectiva, o mercado apresentou períodos de previsibilidade significativa e outros períodos em que nenhuma previsibilidade significativa foi encontrada. Este comportamento dinâmico é consistente com a HMA e sugere que a eficiência do mercado não é uma condição absoluta.

Assim, os nossos resultados vão ao encontro das contribuições de autores como [Urquhart e McGroarty \(2014\)](#), [Xiong et al. \(2019\)](#) e [Aleksnevičienė et al. \(2022\)](#), entre outros, que concluem que a HMA proporciona uma melhor explicação para a dinâmica do mercado de ações. Neste sentido, a HMA constitui uma resposta válida aos apelos para a criação de teorias mais realistas que permitam explicar o dinamismo dos mercados financeiros modernos ([Redondo López e Fernández Fernández, 2018](#)).

As evidências apresentadas no nosso artigo têm implicações relevantes para os investidores na medida em que sugerem que estes agentes não devem ser dogmáticos na tentativa de exploração de anomalias de calendário como o efeito semana do ano. A crença de que o efeito semana do ano é algo de permanente provavelmente terá um efeito adverso no desempenho dos investidores.

Os testes à HMA ainda estão no seu início. Outros caminhos de investigação neste tema podem incluir, por exemplo, a análise de como o desempenho das anomalias do calendário responde a diferentes regimes de mercado (tendências de mercado, rendibilidades positivas e negativas extremas, etc.) e condições económicas (crescimento económico, níveis de inflação, etc.).

## Referências

- Al-Khazali, O. & Mirzaei, A. (2017). Stock market anomalies, market efficiency and the adaptive market hypothesis: Evidence from Islamic stock indices. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 51, 190-208. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2017.10.001>
- Aleknevičienė, V., Klasauskaitė, V., & Aleknevičiūtė, E. (2022). Behavior of calendar anomalies and the adaptive market hypothesis: evidence from the Baltic stock markets. *Journal of Baltic Studies*, 53(2), 187-210. <https://doi.org/10.1080/01629778.2021.1990094>
- Balbina, M., & Martins, N. C. (2002). *The Analysis of Seasonal Return Anomalies in the Portuguese Stock Market*. Working Paper, 11-02, Economics and Research Department, Banco de Portugal.
- Beyer, S., Garcia-Feijoo, L., & Jensen, G. R. (2013). Can you capitalize on the turn-of-the-year effect? *Applied Financial Economics*, 23(18), 1457-1468. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.831168>

- Brock, W., Lakonishok, J., & LeBaron, B. (1992). Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47(5), 1731-1764. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04681.x>
- Darrat, A. F., Li, B., Liu, B., & Su, J. J. (2011). A fresh look at seasonal anomalies: An international perspective. *International Journal of Business and Economics*, 10(2), 93-116. [https://ijbe.fcu.edu.tw/assets/ijbe/past\\_issue/No.10-2/pdf/vol\\_10-2-1.pdf](https://ijbe.fcu.edu.tw/assets/ijbe/past_issue/No.10-2/pdf/vol_10-2-1.pdf)
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Gilson, R. J. & Kraakman, R. H. (1984). The Mechanisms of Market Efficiency. *Virginia Law Review*, 70(4), 549-644. <https://doi.org/10.2307/1073080>
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408. <https://www.jstor.org/stable/1805228>
- Kamstra, M. J., Kramer, L. A., & Levi, M. D. (2003). Winter blues: A SAD stock market cycle. *American Economic Review*, 93(1), 324-343. <https://doi.org/10.1257/000282803321455322>
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. *The Review of Financial Studies*, 1(84), 403-425. <https://doi.org/10.1093/rfs/1.4.403>
- Levy, T., & Yagil, J. (2012). The week-of-the-year effect: Evidence from around the globe. *Journal of Banking & Finance*, 36(7), 1963-1974. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.03.004>
- Lo, A. W. (2004). The Adaptive Markets Hypothesis. *The Journal of Portfolio Management*, 30(5), 15-29. <https://doi.org/10.3905/jpm.2004.442611>
- Lobão, J. (2018). Are African stock markets inefficient? New evidence on seasonal anomalies. *Scientific Annals of Economics and Business*, 65(3), 283-301. <https://doi.org/10.2478/saeb-2018-0023>
- Lobão, J. (2019). Seasonal anomalies in the market for American depository receipts. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24(48), 241-265. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-09-2018-0088>
- 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. <http://u3isjournal.isvouga.pt/index.php/PJFMA/article/view/316>
- Mata, M. E., da Costa, J. R., & Justino, D. (2017). *The Lisbon stock exchange in the twentieth century*. Coimbra University Press.
- Plastun, A., Sibande, X., Gupta, R., & Wohar, M. E. (2020). Historical evolution of monthly anomalies in international stock markets. *Research in International Business and Finance*, 52, 101-127. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101127>

- Qadan, M., Aharon, D. Y., & Eichel, R. (2019). Seasonal patterns and calendar anomalies in the commodity market for natural resources. *Resources Policy*, 63, 101-435. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101435>
- Qadan, M., Aharon, D. Y., & Eichel, R. (2022). Seasonal and Calendar Effect and the Price Efficiency of Cryptocurrencies. *Finance Research Letters*, 46, 102354. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102354>
- Redondo López, J. A., & Fernández Fernández, L. (2018). Teoría Financiera y Crisis: Una Revisión de la Racionalidad del Individuo desde la Teoría del Comportamiento. *Revista Galega de Economía*, 27(3), 101-110. <https://doi.org/10.15304/rge.27.3.5440>
- Rosini, L., & Shenai, V. (2020). Stock returns and calendar anomalies on the London Stock Exchange in the dynamic perspective of the Adaptive Market Hypothesis: A study of FTSE100 & FTSE250 indices over a ten year period. *Quantitative Finance and Economics*, 4(1), 121-147. <https://doi.org/10.3934/QFE.2020006>
- Seif, M., Docherty, P., & Shamsuddin, A. (2017). Seasonal anomalies in advanced emerging stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 66, 169-181. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2017.02.009>
- Siegel, J. (2014). *Stocks for the Long Run*. 4ª. edição. McGraw-Hill.
- Silva, P. M. (2010). Calendar ‘anomalies’ in the Portuguese stock market. *Investment Analysts Journal*, 39(71), 37-50. <https://doi.org/10.1080/10293523.2010.11082518>
- Sun, Q., & Tong, W. H. S. (2010). Risk and the January effect. *Journal of Banking & Finance*, 34(5), 965–974. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.10.005>
- Urquhart, A., & McGroarty, F. (2014). Calendar effects, market conditions and the Adaptive Market Hypothesis: Evidence from long-run U.S. data. *International Review of Financial Analysis*, 35, 154-166. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2014.08.003>
- Xiong, X., Yongqiang, M. Xiao, L. & Dehua, S. (2019). An empirical analysis of the Adaptive Market Hypothesis with calendar effects: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 31, 321-333. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.11.020>
- Zhang, C. Y., & Jacobsen, B. (2013). Are Monthly Seasonals Real? A Three Century Perspective. *Review of Finance*, 17(5), 1743-1785. <https://doi.org/10.1093/rof/rfs035>
- Zhang, C. Y., & Jacobsen, B. (2021). The Halloween indicator, ‘Sell in May and Go Away’: Everywhere and all the time. *Journal of International Money and Finance*, 110. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102268>