



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Ribeiro de Almeida, Juliano; Ribeiro de Almeida, Guilherme; Reed Bergmann, Daniel
O Efeito Halloween no Mercado Acionário Brasileiro
Revista Brasileira de Finanças, vol. 14, núm. 4, outubro-diciembre, 2016, pp. 597-628
Sociedade Brasileira de Finanças
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305851923005>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

O Efeito Halloween no Mercado Acionário Brasileiro

(The Halloween Effect in the Brazilian Stock Market)

Juliano Ribeiro de Almeida^{*}

Guilherme Ribeiro de Almeida^{**}

Daniel Reed Bergmann^{***}

Resumo

O efeito *Halloween* diz respeito à noção de que os retornos do mercado acionário tendem a ser maiores no período de novembro a abril do que no período de maio a outubro. Neste estudo, analisamos a robustez dessa estratégia de negociação levando em consideração os retornos individuais de ações negociadas no mercado brasileiro durante o período de agosto de 1994 e junho de 2014. Utilizando a abordagem padrão de regressão por variáveis *dummy*, introduzida por Bouman e Jacobsen (2002), nossos resultados sugerem a existência do efeito *Halloween* no mercado brasileiro, o qual mostrou-se economicamente e estatisticamente significativo, com sinal positivo e com leve tendência de queda ao longo dos últimos anos. Além disso, ao reavaliar esses resultados utilizando o “*Superior Predictive Ability test*” de Hansen (2005), constatamos que uma estratégia de investimento baseada no efeito *Halloween* gera retornos estatisticamente significativos e superiores a uma estratégia de investimento *buy-and-hold* quando os efeitos de *data-snooping* não são desprezados na série dos retornos das ações, como ocorre em Bouman e Jacobsen (2002).

Palavras-chave: efeito *Halloween*, anomalias, eficiência de mercado, *data-snooping*.

Códigos JEL: G10, G14.

Submetido em 11 de maio de 2015. Reformulado em 04 de março de 2017. Aceito em 9 de março de 2017. Publicado on-line em 10 de julho de 2017. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Newton Carneiro Affonso da Costa Jr

^{*} FEA-USP. E-mail: julianoalmeida@usp.br

^{**} Autor independente. E-mail: gribalmeida@yahoo.com.br

^{***} FEA-USP. E-mail: danielrb@usp.br

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 14, No. 4, October 2016, pp. 597–628

ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2017 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

Abstract

The Halloween effect relates to the notion that stock market returns tend to be higher in the period from November to April than from May to October. In this study, we analyze the robustness of this trading strategy taking into account the individual returns of stocks traded in the Brazilian stock market during the period from August 1994 to June 2014. Using standard dummy regression approach introduced by Bouman and Jacobsen (2002), our results suggest the existence of the Halloween effect in the Brazilian market, which has shown to be economically and statistically significant, with a positive sign and a slight drop trend over the past few years. In addition, when reassessing these results using the "Superior Predictive Ability Test" of Hansen (2005), we have found that an investment strategy based on the Halloween effect generates a statistically significant returns superior to a buy-and-hold strategy when the effects of data-snooping when data-snooping effects are not neglected in the stock returns series, as in Bouman and Jacobsen (2002).

Keywords: *Halloween effect, anomalies, market efficiency, data-snooping.*

1. Introdução

A existência de sazonalidade nos retornos das ações viola os princípios básicos da hipótese de mercado eficiente. De acordo com Fama (1970), sob a hipótese de mercado eficiente¹, os preços dos ativos refletem completamente todas as informações que estão disponíveis no mercado e, uma vez que todas as informações já estão incorporadas aos preços, um investidor não seria capaz de obter retornos excedentes. Ou seja, deveria ser impossível prever as mudanças nos preços das ações tendo como base unicamente o comportamento dos preços das ações no passado.

Algumas anomalias sazonais já foram reportadas na literatura, como o efeito segunda-feira, o efeito sexta-feira, o efeito virada do mês e o efeito

¹ São 3 (três) os níveis da hipótese de eficiência de mercado: no primeiro nível ou forma fraca, os preços dos ativos refletem toda a informação contida nos preços históricos, de forma que se os mercados são eficientes sob esta forma, é impossível prever preços futuros baseando-se em análises de preços históricos; no segundo nível ou forma semiforte, os preços dos ativos refletem toda a informação pública disponível (por exemplo, informações sobre preços históricos, balanços das empresas, informações sobre a economia em geral e qualquer outra informação pública relevante) e, se os mercados são eficientes nesse sentido, os preços dos ativos são ajustados imediatamente a qualquer nova informação pública; e, finalmente, no terceiro nível ou forma forte os preços dos ativos refletem toda informação relevante para sua precificação, inclusive informações privadas ou confidenciais ou internas à empresa, assim como informações públicas.

janeiro². Nesse aspecto, podemos citar o estudo de Agrawal e Tandon (1994), que apresenta extensa evidência internacional em dezoito países sobre muitos desses efeitos sazonais, tais como os efeitos final de semana, virada do mês, final de dezembro, e sexta-feira 13.

Uma anomalia sazonal curiosa diz respeito à noção de que os retornos do mercado acionário tendem a ser maiores no período de novembro a abril do que no período de maio a outubro. Curiosa porque, segundo a hipótese de mercado eficiente, não há razões para supor que os retornos do mercado no período de maio a outubro seria significativamente diferente do resto do ano.

Tal anomalia, conhecida como efeito *Halloween*, ou *Sell-in-May effect*, foi investigada primeiramente por Bouman e Jacobsen (2002). Bouman e Jacobsen (2002), utilizando os retornos mensais de índices acionários de 37 países, mostraram que o efeito *Halloween* está presente em 36 países, tanto países desenvolvidos quanto países em desenvolvimento.

Além disso, deve-se destacar que o efeito *Halloween*, comparativamente a outras anomalias sazonais, como os efeitos virada do mês, segunda-feira, e dia-e-noite, é o menos afetado por custos de transação. Ou seja, conforme enfatizam Jensen (1978), Fama (1991) e Rubinstein (2001), para que se tenha uma anomalia à hipótese de mercado eficiente, é preciso que os resultados da exploração de oportunidades de negociação de ativos sejam líquidos de custos de transação. Tal exigência de se retirar os custos de transação é uma fraqueza de várias anomalias sazonais, uma vez que a plena exploração de muitas anomalias requer negociação frequente. Por exemplo, para explorar plenamente os efeitos virada do mês, segunda-feira, e dia-e-noite, um investidor teria de negociar completamente sua carteira de investimentos 12 vezes por ano, 52 vezes por ano, e 252 vezes por ano, respectivamente. Em contraste, um investidor que queira explorar o efeito *Halloween* precisa negociar sua carteira de investimentos somente 2 negociações por ano. Além disso, de acordo com Bouman e Jacobsen (2002), mesmo se considerando custos de transação razoáveis, o efeito *Halloween* permanece economicamente significativo.

Este trabalho, como uma extensão de pesquisas anteriores sobre o efeito *Halloween*, examina a robustez dessa estratégia de negociação considerando dados do mercado acionário brasileiro. Importante ressaltar

² No entanto, deve-se salientar que devido aos custos de transação, geralmente é difícil explorar essas anomalias e realmente obter lucro.

que, diferentemente de Bouman e Jacobsen (2002), este estudo levou em consideração os retornos mensais individuais de ações negociadas no mercado brasileiro durante o período de agosto de 1994 e junho de 2014 e, se tal estratégia de negociação for realmente robusta, espera-se que observemos retornos positivos superiores nos meses de novembro a abril do que no restante do ano para o conjunto de dados utilizados. Nesse sentido, além de analisarmos e apresentamos a magnitude do efeito *Halloween* no Brasil, este estudo também mostra se ele é específico de algum setor da economia brasileira e se está relacionado ao tamanho das empresas.

Os resultados encontrados, além de corroborar o estudo de Bouman e Jacobsen (2002) que mostrou a existência do efeito *Halloween* no Brasil, indicam que: (i) o efeito *Halloween* é claramente identificável e economicamente significativo no mercado acionário brasileiro; (ii) não há evidências de que o efeito *Halloween* esteja relacionado ao tamanho ou setor da empresa, ou mesmo a um aumento no risco dos ativos durante o período de novembro a abril; (iii) para períodos amostrais superiores a 6 (seis) anos, o efeito *Halloween* é economicamente significativo, significativo estatisticamente ($p\text{-value} < 0,01$), com sinal positivo e com leve tendência de queda ao longo dos últimos anos; e (iv) tanto o efeito *Halloween* quanto o efeito janeiro são significativos estatisticamente ($p\text{-value} < 0,05$) no mercado acionário brasileiro e, portanto, o efeito *Halloween* identificado não pode ser identificado, tão somente, como um efeito janeiro disfarçado.

Entretanto, uma das críticas feitas a estudos como o nosso (Sullivan et al., 1999, 2001) é que as conclusões baseiam-se somente em uma realização do processo estocástico do preço do ativo, a série observada dos preços, das infinitas trajetórias possíveis. Ou seja, os resultados estariam sujeito aos problemas relacionados a *data-snooping*, já que é provável que, dentre milhares de estratégias diferentes, alguma (ou algumas) apresente performance superior, o que poderia ter ocorrido simplesmente em função do acaso e não devido a uma capacidade preditiva superior da estratégia baseada no efeito *Halloween*. Dessa forma, reavaliamos o efeito *Halloween* utilizando um teste de habilidade preditiva (no presente caso, o “*Superior Predictive Ability test*” – teste SPA, de Hansen, 2005) para verificar a hipótese de superioridade do efeito *Halloween* como forma de investimento.

Os resultados de tal teste mostram que uma estratégia de investimento baseada no efeito *Halloween* gera retornos estatisticamente significativos e superiores a uma estratégia de investimento *buy-and-hold* quando os

efeitos de *data-snooping* não são desprezados na série dos retornos das ações, como ocorre com o teste estatístico de Bouman e Jacobsen (2002). Ou seja, de uma forma geral, todos os resultados obtidos apontam que a estratégia de investimento baseada no efeito *Halloween* oferece uma oportunidade de desempenho significativamente superior em relação a uma estratégia de referência *buy-and-hold*,

Este trabalho foi estruturado da seguinte maneira: após essa breve introdução, a seção 2 apresenta uma revisão bibliográfica sobre o efeito *Halloween*; a seção 3 apresentará o detalhamento dos critérios de escolha da amostra de ações utilizada neste estudo e as estatísticas descritivas da variável dependente utilizada nos cálculos. A seção 4 descreverá os procedimentos metodológicos utilizados neste estudo. A seção 5 apresenta os resultados alcançados e as conclusões são apresentadas na seção 6. E, por fim, as referências bibliográficas encontram-se contidas na seção 7.

2. Revisão bibliográfica

O efeito *Halloween*, ou *Sell-in-May effect*, diz respeito à noção de que os retornos do mercado acionário tendem a ser maiores no período de novembro a abril do que no período de maio a outubro. Ou seja, de acordo com essa noção, o mês de maio sinalizaria o início de um mercado baixista (*bear market*), significando que seria melhor vender as ações e manter o dinheiro em caixa. Esse efeito foi investigado empiricamente primeiramente por Bouman e Jacobsen (2002), que, usando os retornos mensais de índices acionários de 37 países, mostraram que tal efeito está presente em 36 países, tanto países desenvolvidos quanto países em desenvolvimento, inclusive no Brasil. De acordo com os autores, o efeito *Halloween* tende a ser muito forte e altamente significativo em países europeus.

Andrade et al. (2013), utilizando o período de 1998 a 2012, diferente de Bouman e Jacobsen (2002), cujo período terminava em 1998, constataram que o efeito *Halloween* não apenas persiste, mas também mantém a mesma magnitude apresentada no estudo original. Os autores mostraram que em todos os 37 países há um desempenho melhor entre novembro e abril do que durante o restante do ano, sendo que em 13 desses países tal desempenho é estatisticamente significativo, em contraste com o estudo de Bouman e Jacobsen (2002), que mostrou significância estatística em 19 países. Além disso, o estudo de Andrade et al. (2013) mostra que, em média, os retornos das ações nos mercados analisados são cerca de 10

pontos percentuais (pps) mais altos no semestre de novembro a abril do que no semestre de maio a outubro.

Jacobsen et al. (2005) constataram que o efeito *Halloween* é um fenômeno presente em todo o mercado e não está relacionado a outros resultados anômalos, tais como aqueles observados em carteiras de investimentos formadas de acordo com tamanho, índice *book-to-market* (B/M), *dividend yield* (D/P) ou índice preço/lucro (P/L) das empresas. De acordo com os autores, em todas as carteiras analisadas os retornos médios nos semestres de novembro a abril são maiores do que os retornos nos semestres de maio a outubro e, na maioria dos portfólios, essa diferença é estatisticamente e economicamente significativa.

O estudo de Jacobsen e Visaltanachoti (2009) mostra que, em geral, setores e indústrias do mercado acionário americano apresentaram um melhor desempenho durante o período de novembro a abril do que no período de maio a outubro dos anos de 1926 a 2006. Além disso, em mais de dois terços dos setores e indústrias analisados, o efeito *Halloween* é estatisticamente significativo no período analisado.

Ogden (2003) relata um padrão sazonal semelhante ao efeito *Halloween* nos excessos de retorno das ações do mercado americano. O autor relata que o excesso de retorno médio durante os meses de outubro a março é significativamente maior³ do que o excesso de retorno médio de abril a setembro. Além disso, usando dados de 1947 a 2000, Ogden (2003) constatou que perdas no mercado durante o período de abril a setembro, e ganhos subsequente no período de outubro a março, estão ambos relacionados, mas com sinais opostos, às mudanças nas variáveis macroeconômicas no período de outubro a março. De acordo com o autor, isto sugere que de abril a setembro o mercado desenvolve novas previsões de condições macroeconômicas para o período de outubro a março e inseri essas previsões nos preços dos ativos. Para o autor, tal evidência é consistente com uma visão de ciclo anual de atividades econômicas e condições de risco.

Lean (2011) examinou o efeito *Halloween* em seis países asiáticos (Malásia, China, Índia, Japão, Hong Kong e Cingapura) durante o período de 1991 a 2008. De acordo com o autor, o efeito *Halloween* é significativo apenas na Malásia e Cingapura quando se utiliza um modelo estimado por

³ De acordo com Ogden (2003), durante o período de análise, o excesso de retorno médio de portfólios formados por ações americanas durante o período de outubro a março representa de 78% a 107% dos retornos médios anuais desses portfólios.

OLS, mas que em três outros países (China, Índia e Japão) torna-se estatisticamente significativa quando se utiliza modelos GARCH.

Já Zarour (2007) analisou a existência do efeito *Halloween* nos mercados acionários de nove países árabes do Oriente Médio no período amostral de 1991 a 2004. Segundo o autor, um efeito *Halloween* muito significativo foi documentado em 7 dos 9 mercados árabes utilizados no estudo. Além disso, Zarour (2007) indica que mesmo depois de levar em consideração o efeito janeiro, o efeito *Halloween* ainda existe nos 7 mercados árabes.

Lucey e Zhao (2008) examinaram dados do mercado acionário americano durante o período de 1926 a 2002 para analisar a robustez do efeito *Halloween* com a consideração do efeito janeiro, identificado por Wachtel (1942) e Rozeff e Kinney (1976), segundo o qual os retornos dos ativos são significativamente maiores em janeiro do que nos outros meses do ano. De acordo com os autores, não foi possível encontrar evidências da existência do efeito *Halloween* no longo prazo em toda a amostra utilizada, e tal efeito, quando aparece, pode muito bem ser um reflexo do efeito janeiro. Além disso, diferentemente de Bouman e Jacobsen (2002), os autores afirmam que uma estratégia de negociação com base no suposto efeito não é, evidentemente, superior a uma estratégia *buy-and-hold*, especialmente durante a segunda metade do século 20.

Já Haggard e Witte (2010), também utilizando dados do mercado acionário americano, analisaram a robustez do efeito *Halloween* com a consideração de *outliers* e do efeito janeiro durante o período de 1926 a 2008. De acordo com os autores, foi possível encontrar evidências da existência do efeito *Halloween* nos últimos 55 anos, que é significativo e robusto à consideração de *outliers*, do efeito janeiro e de custos de transação. Assim em Lucey e Zhao (2008), Haggard e Witte (2010) não encontraram evidências da existência do efeito *Halloween* na amostra que considerou o subperíodo de 1926 a 1953. No entanto, os autores afirmam que em ambas as amostras que consideram os subperíodos de 1954 a 1980 e de 1981 a 2008, a evidência encontrada sugere a existência de um considerável efeito *Halloween* que é independente do efeito de janeiro. Além disso, Haggard e Witte (2010) encontraram evidências da presença do efeito *Halloween* no Brasil.

Zhang e Jacobsen (2012) analisaram o efeito *Halloween* em 108 países em todos os períodos para os quais existem dados disponíveis. De acordo com os autores, embora o efeito *Halloween* possa não estar presente em todos os países durante todo o tempo, os resultados encontrados

indicam a existência do efeito *Halloween*. Além disso, Zhang e Jacobsen (2012) relatam que tal efeito não pode ser explicado por *outliers* ou pela frequência dos dados utilizados (mensal ou semestral) para medi-lo. Segundo os autores, os resultados encontrados indicam também que o efeito *Halloween* é economicamente grande e parece estar aumentando nos últimos 50 anos (a diferença média entre os retornos de novembro a abril e retornos de maio a outubro é de 6,25% nos últimos 50 anos). No caso do Brasil, Zhang e Jacobsen (2012) mostram que o efeito *Halloween* está presente no país, e que uma carteira de investimentos que segue a estratégia “*Sell in May and Go Away*” apresenta performance superior a de uma carteira *buy-and-hold*.

Mais recentemente, deve-se destacar o estudo de Zhang e Jacobsen (2013). Segundo os autores, mesmo utilizando uma amostra extremamente grande com dados do mercado acionário do Reino Unido, é difícil determinar se anomalias mensais realmente existem. De acordo com Zhang e Jacobsen (2013), a existência de anomalias mensais parece depender fortemente dos períodos de amostragem e dos critérios aplicados na análise. Por exemplo, os autores confirmaram os resultados de Bouman e Jacobsen (2002) considerando a amostra completa, que inclui os retornos mensais de ações no Reino Unido ao longo dos últimos 300 anos; no entanto, não foi possível confirmar a existência do efeito *Halloween* nas sub-amostras analisadas. Mais especificamente, Zhang e Jacobsen (2013) afirmam que se o efeito *Halloween* for medido por intervalos de 100 anos, ele sempre é positivo, mas nem sempre significativo; se for medido por intervalos de 50 anos, o efeito tende a não ser significativo nos primeiros 100 anos e, no início do século 20, é algumas vezes negativo, embora não seja significativo. Os resultados mostrados por Zhang e Jacobsen (2013) confirmam os potenciais problemas causados por *data snooping* e viés de seleção, e destacam a importância do estudo de séries temporais longas. Além disso, de acordo com os autores, com base em amostras de 50 anos, é difícil detectar eventuais anomalias significativas persistentes, sugerindo que as anomalias mensais podem estar no olho de quem vê.

Por fim, de acordo com diversos estudos, a causa do efeito *Halloween* ainda é uma incógnita. Bouman e Jacobsen (2002) atribuem esse efeito a mudança na aversão ao risco dos investidores devido às férias. Hong e Yu (2009), que investigaram a sazonalidade conjunta no volume de negociação e preços dos ativos associados aos períodos de férias, normalmente os meses de verão, fornecem evidências de uma ligação entre o comportamento de férias dos investidores e um efeito verão nos retornos das ações. Cao e Wei (2005) relacionam efeitos sazonais às mudanças no

comportamento dos investidores causados por mudanças de temperatura, e mostram que o retorno das ações está negativamente correlacionado à temperatura, ou seja, quanto menor a temperatura, maior o retorno, e vice-versa.

Kamstra et al. (2003) examinaram o impacto do transtorno afetivo sazonal (em inglês, *seasonal affective disorder*) sobre os retornos do mercado acionário⁴, e encontraram um padrão sazonal nos retornos das ações similar ao apresentado em Bouman e Jacobsen (2002). Kamstra et al. (2003) argumentam que os investidores ao sofrer do transtorno afetivo sazonal podem causar esse padrão sazonal nos retornos dos ativos. De acordo com os autores, devido à falta de luz solar, os investidores podem ficar mais deprimidos durante os meses de outono e exigirem prêmios de risco mais elevados durante os meses de inverno.

Já para Zhang e Jacobsen (2012) qualquer explicação da causa do efeito *Halloween* deve levar em consideração a variação temporal no efeito e deve ser capaz de explicar por que o efeito tem aumentado de forma significativa nos últimos 50 anos.

Dichtl e Drobetz (2014), ao utilizarem o “*Superior Predictive Ability test*” de Hansen (2005) para analisar se os mercados são realmente tão ineficientes, mostram que a significância estatística do efeito *Halloween* praticamente desaparece. Ou seja, os resultados do estudo de Dichtl e Drobetz (2014) rejeitam a hipótese de que uma estratégia de negociação baseada no efeito *Halloween* supere significativamente o mercado. De acordo com Dichtl e Drobetz (2014), os resultados do teste SPA indicam que a estratégia baseada no efeito *Halloween* nunca ofereceu uma oportunidade estatisticamente significativa de desempenho superior em relação a uma estratégia *buy-and-hold*.

3. Dados e estatísticas descritivas

Nesta seção é apresentado o detalhamento dos critérios de escolha da amostra de ações utilizada nos cálculos. Em seguida, são apresentadas as estatísticas descritivas de cada uma das variáveis utilizadas neste estudo.

⁴ Com base em evidências psicológicas e clínicas de que noites mais longas causam depressão, os autores conjecturaram que noites mais longas devem estar associadas com menores retornos das ações devido ao efeito do transtorno afetivo sazonal. Ou seja, de acordo com os autores, a duração da luz do dia tem um profundo efeito sobre o humor das pessoas e, por sua vez, a mudança do humor das pessoas estaria relacionada à mudança na aversão ao risco.

Vale lembrar que este estudo examina a robustez do efeito *Halloween* considerando dados do mercado acionário brasileiro, tendo como base os retornos individuais de ações negociadas na BM&FBOVESPA. Se tal estratégia de negociação for realmente robusta, devemos observar retornos positivos para o conjunto de dados utilizados.

3.1. Amostra

Inicialmente, a amostra das empresas a serem analisadas neste estudo é composta por todas aquelas listadas na BM&FBOVESPA entre agosto de 1994 e junho de 2014. Pretende-se utilizar esse período devido à maior estabilidade macroeconômica da economia brasileira após o Plano Real. Entende-se que dados anteriores a esse período poderiam conter distorções que afetariam as conclusões do estudo.

Os dados utilizados nesta pesquisa foram extraídos do banco de dados da empresa de consultoria Economatica. Todos os preços referem-se a preços de fechamento, em valores nominais ajustados para bonificações, dividendos, desdobramentos e demais formas de proventos.

A partir dessa amostra inicial foram excluídas as ações de empresas cujo índice de liquidez em bolsa, considerando os últimos 6 meses em que a ação foi negociada, é inferior a 0,001. O objetivo desse filtro é incluir na amostra ações com um mínimo de relevância no mercado, representando ativos com, aproximadamente, 0,1% do volume de negócios do mercado. Além disso, se mais de uma classe de ação (ON ou PN) para uma mesma empresa passou pelo filtro de liquidez, foi selecionada somente a ação mais líquida.

Destaque-se que para tentar evitar o viés de sobrevivência (Malkiel, 2003), mesmo que uma empresa tenha fechado o capital e deixado de ser negociada em bolsa de valores a partir de determinada data, ela somente foi retirada da amostra no ano de fechamento de capital, permanecendo nos períodos anteriores.

A Tabela 1 abaixo apresenta o número de empresas obtido em cada mês do período de análise, após realizadas as exclusões apresentadas anteriormente. Pode-se verificar que se obteve uma média de 163 empresas por ano.

Tabela 1

Número de empresas da amostra

Ano	Meses												Média
	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	
1994								121	131	134	134	133	131
1995	132	134	132	130	132	134	134	135	135	135	135	134	134
1996	133	132	131	131	132	132	133	135	134	134	133	136	133
1997	138	136	136	136	136	137	140	143	143	143	143	138	139
1998	140	141	141	140	139	145	145	145	146	152	152	147	144
1999	146	147	150	151	151	150	148	150	149	148	149	151	149
2000	151	151	150	152	152	148	150	152	154	155	150	149	151
2001	150	146	145	144	141	143	140	143	141	142	141	139	143
2002	138	140	137	137	139	137	135	133	132	134	135	131	136
2003	132	133	130	129	129	130	134	134	134	135	135	134	132
2004	134	133	134	133	131	131	132	134	134	135	137	137	134
2005	137	134	135	136	137	138	139	139	139	138	135	135	137
2006	136	136	139	141	142	142	140	143	143	141	147	150	142
2007	152	156	160	163	170	170	179	191	190	191	199	200	177
2008	202	201	201	201	203	202	203	204	204	204	203	200	202
2009	199	199	197	195	195	196	196	196	197	198	199	200	197
2010	200	201	201	206	207	203	201	200	200	198	200	199	201
2011	201	202	206	207	208	207	209	210	211	210	210	210	208
2012	211	211	211	210	210	210	210	209	207	207	206	206	209
2013	205	203	205	205	209	210	210	210	209	209	211	212	208
2014	214	215	214	214	214	214							214
Média	163	163	163	163	164	164	162	161	162	162	163	162	163

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economatica.**Nota:** A tabela apresenta o número de empresas da amostra em cada mês e ano do período de análise considerado neste estudo.

Importante destacar que, durante o procedimento de levantamento dos dados para cálculo das variáveis, pôde-se verificar que algumas empresas não apresentavam dados em um período específico, como consequência da não publicação dos demonstrativos naquele período ou de uma limitação da própria base de dados da Economatica.

3.2. Estatísticas descritivas

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas (máximo, mínimo, média, mediana, desvio padrão, assimetria e curtose) da variável $r_{i,t}$ (retorno da ação i durante o mês t) utilizada neste estudo. A variável $r_{i,t}$ foi calculada com base na seguinte equação: $r_{i,t} = (P_{i,t} / P_{i,t-1}) - 1$, na qual $P_{i,t}$ é

o preço de fechamento da ação i , ajustado para bonificações, dividendos, desdobramentos e demais formas de proventos para no mês t ; e $P_{i,t-1}$ é o preço de fechamento da ação i , ajustado para bonificações, dividendos, desdobramentos e demais formas de proventos para no mês $t-1$.

Convém destacar que, para a montagem da Tabela 2, em cada mês do período de análise (agosto de 1994 e junho de 2014), separamos cada uma das empresas da amostra em 5 (cinco) quintis, de acordo com o valor de mercado da empresa, e calculamos o retorno médio mensal de cada quintil com base nos dados de retorno médio mensal de cada empresa. Dessa forma, na Tabela 2 apresentamos as estatísticas descritivas da variável $r_{i,t}$ para cada um dos quintis e também da amostra total utilizada nos cálculos.

Tabela 2
Estatísticas descritivas

Tamanho da empresa	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Núm. de obs.
1º quintil	1,55%	0,00%	900,00%	-98,04%	26,89%	1118%	29866%	7.695
2º quintil	2,17%	0,00%	3002,56%	-83,24%	38,57%	6194%	479010%	7.694
3º quintil	2,27%	0,26%	458,33%	-95,00%	16,95%	634%	14153%	7.694
4º quintil	2,42%	0,90%	340,41%	-88,19%	14,90%	289%	4373%	7.694
5º quintil	2,79%	1,48%	2920,00%	-56,34%	35,66%	7073%	575320%	7.695
Total	2,24%	0,00%	3002,56%	-98,04%	28,27%	6219%	630104%	38.472

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economatica.

Nota: A tabela apresenta as estatísticas descritivas (média, mediana, máximo, mínimo, desvio padrão, assimetria e curtose) da variável $r_{i,t}$ (retorno da ação i durante o mês t) utilizada neste estudo. As empresas da amostra foram separadas em quintis, de acordo com o valor de mercado de cada empresa.

Como se pode notar na Tabela 2, o número total de observações incluídas na amostra é de 38.472. Além disso, observa-se uma grande discrepância quando faz a comparação dos valores das médias e medianas da variável $r_{i,t}$ com seus valores mínimos e máximos. Por exemplo, quando se observa o 2º quintil, o retorno médio mensal das ações incluídas nesse grupo é de 2,17%, com mediana igual a zero, valor máximo superior a 3.000%, valor mínimo de -83%, e desvio padrão de 38,57%. Ou seja, há uma grande dispersão dos dados.

4. Metodologia

Como relatado anteriormente, o objetivo primário desta pesquisa é avaliar a presença e a magnitude do efeito *Halloween* no Brasil, tendo como base os retornos individuais de ações negociadas na BM&FBOVESPA. Mais especificamente, pretende-se avaliar se, durante os períodos de maio a outubro e de novembro a abril, há diferenças de retorno dos ativos negociados no mercado acionário brasileiro no período de agosto de 1994 e junho de 2014.

É importante destacar que, diferentemente do estudo de Bouman e Jacobsen (2002), que utilizou dados de retornos mensais de índices do mercado acionário de 37 países, neste estudo utilizamos dados individuais de ações negociadas na BM&FBOVESPA.

Para capturar o efeito *Halloween* nos retornos das ações, no modelo proposto o retorno da ação i para o mês t foi regredido em relação a uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 durante o período de novembro a abril e valor 0 no restante do ano. Assim, a análise estatística principal se concentra nas inclinações médias das regressões *cross-section* dos retornos mensais das ações, conforme equação de regressão (1) abaixo:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 H_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Como mencionado, a variável dependente nesse modelo de regressão é o retorno da ação i durante o mês t , $r_{i,t}$. Além disso, α_i é o intercepto para a ação i , β_1 é o coeficiente do efeito *Halloween* a estimar, H_t é uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 durante o período de novembro a abril e valor 0 no período de maio a outubro⁵, e $\varepsilon_{i,t}$ é o erro estatístico. O teste realizado busca avaliar se o coeficiente da variável H_t é significativo e diferente de zero. Ou seja, quando α_1 é significativo e positivo, isto significa a rejeição da hipótese nula de não existência do efeito *Halloween*.

Adicionalmente, para analisar a robustez do efeito *Halloween* com a consideração do efeito janeiro, uma nova variável J_t foi incluída na equação de regressão (1), resultando na equação (2) a seguir.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 H_t + \beta_2 J_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

⁵ Os períodos de maio a outubro começam no início de maio e terminam no final de outubro, e de forma análoga, os períodos de novembro a abril começam no início de novembro e terminam no final de abril.

Na qual, H_t é uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 durante o período de novembro a abril, excluindo janeiro, e J_t é uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 se o mês for janeiro. Com isso, se o efeito *Halloween* for robusto na presença do efeito janeiro, devemos obter um coeficiente efeito *Halloween* (β_1) significativo, mesmo na presença do efeito janeiro. Se, pelo contrário, apenas o efeito janeiro for significativo, então será possível concluir que não existe no Brasil o efeito descrito inicialmente por Bouman e Jacobsen (2002) e, portanto, o efeito *Halloween* seria na verdade um reflexo do efeito janeiro.

5. Resultados obtidos

Todas as análises e regressões foram realizadas mensalmente considerando o período de agosto de 1994 e junho de 2014, e os resultados obtidos são apresentados a seguir.

Na seção 5.1 apresentamos a magnitude do efeito *Halloween* no Brasil e se ele é específico de algum setor da economia brasileira e se está relacionado ao tamanho da empresa. Analisamos também se a diferença do retorno médio mensal no período de novembro a abril seria uma compensação por eventual aumento no risco dos ativos durante esse período.

Na seção 5.2 apresentamos os resultados das regressões que utilizam a abordagem padrão por variáveis *dummy*, conforme introduzida por Bouman e Jacobsen (2002), nas quais a variável dependente é o retorno da ação i para o mês t . Além disso, os dados foram agrupados utilizando a metodologia de painel com base em dados de 163 empresas, em média, durante o período indicado acima, conforme mostrado na Tabela 1.

E finalmente, na seção 5.3, apresentamos os resultados de um teste de habilidade preditiva baseado em Hansen (2005), que levou em conta os efeitos de *data-snooping* na avaliação da hipótese de superioridade do efeito *Halloween* como estratégia de investimento.

5.1. Análises preliminares

O Gráfico 1 mostra o retorno médio mensal da amostra completa de ações considerada neste estudo, que vai de agosto de 1994 e junho de 2014. O efeito *Halloween* é visível e economicamente significativo, ou seja, o retorno médio nos meses de novembro a abril é substancialmente superior ao restante do ano. Os dados coletados revelam que o retorno médio nos

meses de novembro a abril (em azul no Gráfico 1) é positivo e igual a 3,3% ao mês, enquanto que nos meses de maio a outubro (em vermelho no Gráfico 1) o retorno médio é de 1,2%.

Já o Gráfico 2 apresenta uma análise similar à apresentada no Gráfico 1. Enquanto a apuração dos retornos médios para a elaboração do Gráfico 1 levou em conta média simples, no Gráfico 2 os retornos médios foram ponderados pelo valor da capitalização de mercado das empresas da amostra. Nessa configuração, o retorno médio nos meses de novembro a abril é ainda mais significativo e igual a 4,4% ao mês, enquanto que nos meses de maio a outubro o retorno médio é igual a 1,6%. Ou seja, o padrão dos retornos médios e do efeito *Halloween* são similares aos verificados no Gráfico 1.

Gráfico 1

Retorno mensal médio das ações incluídas na amostra, de 08/1994 a 06/2014 (média simples)

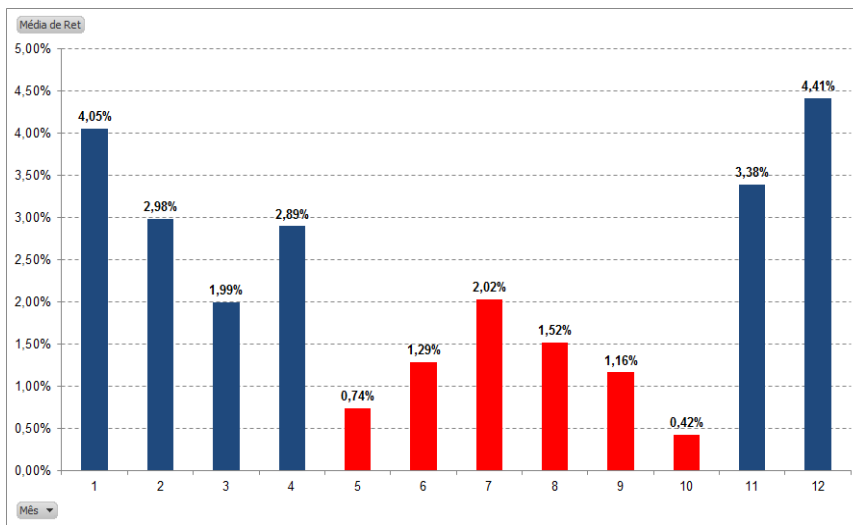
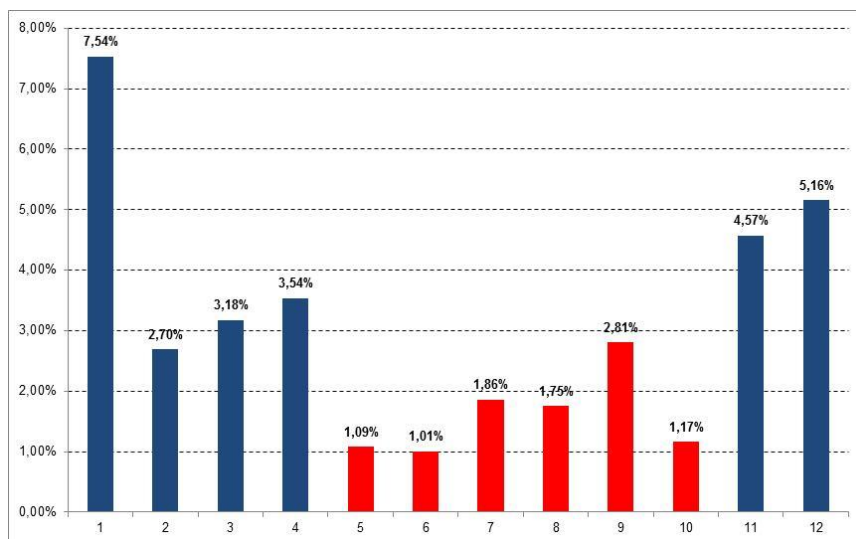


Gráfico 2

Retorno mensal médio das ações incluídas na amostra, de 08/1994 a 06/2014 (ponderado pela capitalização de mercado das empresas)

**Gráfico 3**

Retorno mensal médio do índice IBOVESPA, de 08/1994 a 06/2014

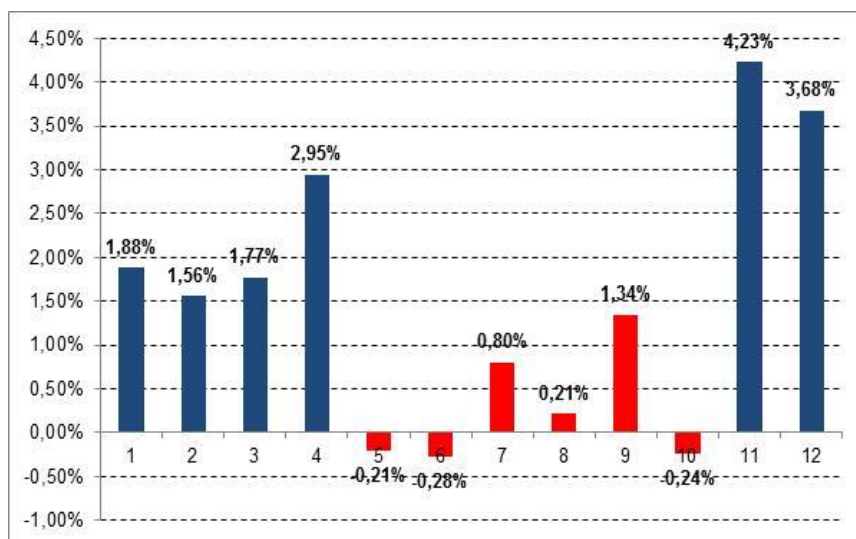
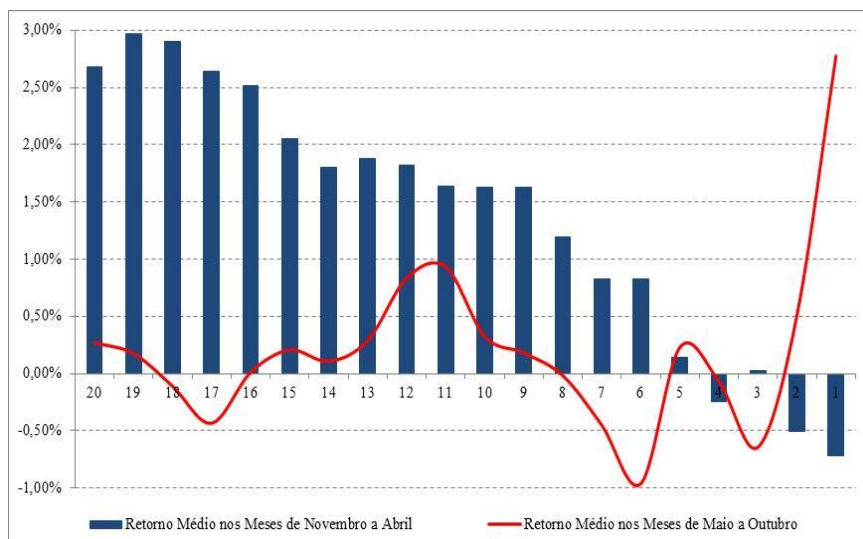


Gráfico 4Efeito *Halloween* no índice IBOVESPA ao longo dos últimos 20 anos

O mesmo padrão do retorno médio mensal apresentado nos gráficos anteriores também pode ser observado quando se analisa o retorno médio mensal do índice IBOVESPA, que apresenta o resultado de uma carteira teórica das ações mais líquidas da bolsa brasileira, tal como pode ser visto no Gráfico 3. Ou seja, o Gráfico 3 mostra que no período de agosto de 1994 a junho de 2014 o retorno médio do índice IBOVESPA nos meses de novembro a abril foi de expressivos 2,7% ao mês, superando um cerca de 9 vezes o retorno médio observado nos demais meses do ano, que foi de somente 0,3% ao mês.

O Gráfico 4 mostra o comportamento do efeito *Halloween* no índice IBOVESPA ao longo dos últimos 20 (vinte) anos. Importante destacar que no eixo horizontal do Gráfico 4 é apresentado período de anos, de forma que, por exemplo, a unidade 20 refere-se aos últimos vinte anos (de agosto/1994 a junho/2014), a unidade 19 refere-se aos últimos dezoito anos (de agosto/1995 a junho/2014) e assim sucessivamente. Pode-se observar que os dados apresentados no Gráfico 4 mostram que o padrão observado no Gráfico 3 é persistente ao longo do tempo na bolsa brasileira. Ou seja, se considerarmos períodos superiores a 6 (seis) anos, independente do período considerado, se 10, 15 ou 20 anos, o retorno médio do índice IBOVESPA nos meses de novembro a abril (colunas em

azul) é sempre significativamente superior ao retorno médio ao longo dos meses de maio a outubro (linha vermelha). Além disso, outro ponto a destacar é a tendência de queda da magnitude do efeito *Halloween* ao longo dos últimos anos, o que corrobora com os resultados das regressões apresentadas na seção seguinte deste artigo. Por fim, nota-se também que nos últimos cinco anos houve uma inversão do padrão até então observado, com o retorno médio nos meses de maio a outubro apresentando-se superior ao retorno médio no restante do ano.

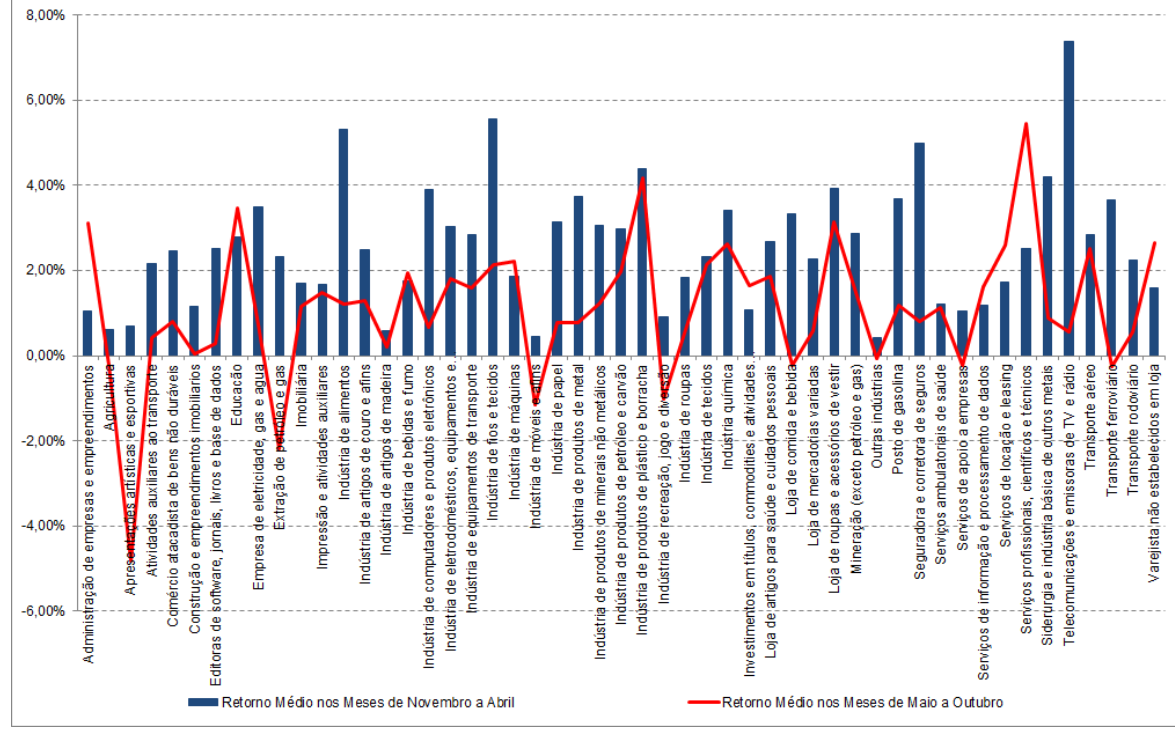
Já o Gráfico 5 apresenta, separado por setores da economia brasileira, o retorno médio da amostra de ações incluídas neste estudo durante os meses de novembro a abril (colunas em azul no Gráfico 5) e também o retorno médio durante os meses de maio a outubro (linha em vermelho no Gráfico 5)⁶. Como se pode notar, não encontramos evidências de que o efeito *Halloween* seja específico de algum setor da economia, mas, pelo contrário, é possível constatá-lo na grande maioria deles.

As diferenças de retorno médio nas duas metades do ano são geralmente muito grande e economicamente significativas. Dos 51 setores considerados na amostra completa de ações, cujos dados iniciam em julho de 1994 e terminam em junho de 2014, em 43 deles (84%) o retorno médio nos meses de novembro a abril é superior ao retorno médio nos meses de maio a outubro. É importante destacar também que, se, ao invés de apresentarmos o Gráfico 5 separado por setores da economia e o apresentássemos considerando os resultados individuais das ações incluídas na amostra, o resultado seria muito parecido, com cerca de 80% das ações apresentando retornos médios nos meses de novembro a abril significativamente superiores aos retornos médios nos meses de maio a outubro.

⁶ Importante mencionar que o cálculo do retorno médio de cada setor levou em consideração ponderação igualitária da amostra de das empresas que compõem cada setor (média simples).

Gráfico 5

Efeito *Halloween*, separado por setor da economia brasileira, das ações incluídas na amostra, de 08/1994 a 06/2014 (média simples)

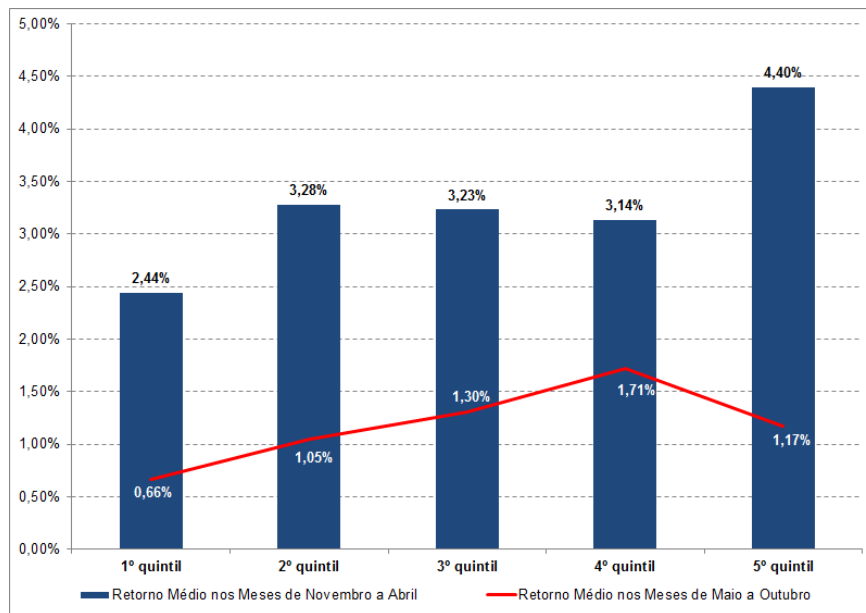


Além disso, analisamos também se o efeito *Halloween* está relacionado ao tamanho da empresa. Para tanto, em cada mês do período de análise (agosto de 1994 e junho de 2014), agrupamos cada uma das empresas da amostra em 5 (cinco) quintis, de acordo com o valor de mercado da empresa, e calculamos o retorno médio mensal de cada quintil com base nos dados de retorno médio mensal de cada empresa. O resultado é apresentado no Gráfico 4, que deixa evidente que o retorno médio nos meses de novembro a abril (efeito *Halloween*) é substancialmente superior ao restante do ano para qualquer tamanho de empresa. Em todos os quintis, o efeito *Halloween* é muito significativo e chega a atingir um retorno médio mensal de 4,4% (5º quintil), enquanto que no restante do ano o retorno médio mensal é de aproximadamente 1,1%. Ademais, vale destacar que a maior diferença encontrada entre o retorno médio nos meses de novembro a abril e o retorno médio nos meses de maio a outubro é no 5º quintil, que inclui as empresas com maior valor de mercado da amostra.

Além disso, para se ter uma ideia da magnitude do efeito *Halloween* no Brasil, o retorno médio nos meses de novembro a abril é no mínimo 83% superior ao retorno médio no restante do ano, no caso das empresas incluídas no 4º quintil, chegando tal percentual a 275% no caso das empresas do 5º quintil.

Gráfico 6

Efeito *Halloween* por tamanho da empresa incluída na amostra, de 08/1994 a 06/2014 (média simples)



Analizamos também se o retorno médio mensal maior no período de novembro a abril seria uma compensação por eventual aumento no risco dos ativos durante esse período do ano. Considerando como medida de risco o desvio padrão dos retornos mensais dos ativos, os resultados encontrados mostram que o aumento do retorno médio no período de novembro a abril não é acompanhado por um aumento da mesma proporção no risco dos ativos. Mais especificamente, considerando a amostra completa de ações utilizada neste estudo, durante agosto de 1994 a junho de 2014 os investidores requereram um prêmio de risco 178% superior (de 1,2% para 3,3%) para compensá-los de um aumento de 65% no risco (de 17,8% para 29,2%) durante o período de novembro a abril em relação ao período de maio a outubro, como se pode notar na Tabela 3.

A Tabela 3 mostra, por setores da economia brasileira, o retorno médio e desvio padrão durante os meses de novembro a abril e durante os meses de maio a outubro. Enquanto que 43 dos setores considerados (84% do total) o retorno médio nos meses de novembro a abril é superior ao retorno médio nos meses de maio a outubro, em somente 27 (53% do total)

desses setores o desvio padrão no mesmo período é superior ao período de maio a outubro.

Tabela 3

Risco e retorno

Setor	Novembro a Abril		Maio a Outubro	
	Retorno médio	Desvio padrão	Retorno médio	Desvio padrão
Administração de empresas e empreendimentos	1,05%	14,10%	3,12%	20,59%
Agricultura	0,61%	12,09%	-0,23%	13,45%
Apresentações artísticas e esportivas	0,69%	10,65%	-4,83%	8,07%
Atividades auxiliares ao transporte	2,17%	10,27%	0,43%	11,81%
Comércio atacadista de bens não duráveis	2,46%	12,28%	0,80%	12,39%
Construção e empreendimentos imobiliários	1,14%	15,16%	0,04%	17,00%
Editoras de software, jornais, livros e base de dados	2,52%	9,67%	0,29%	9,48%
Educação	2,78%	10,87%	3,46%	16,54%
Empresa de eletricidade, gás e água	3,50%	15,23%	0,73%	13,60%
Extração de petróleo e gás	2,32%	13,95%	-2,20%	16,69%
Imobiliária	1,71%	12,83%	1,17%	11,98%
Impressão e atividades auxiliares	1,68%	7,91%	1,48%	9,26%
Indústria de alimentos	5,33%	49,81%	1,22%	18,78%
Indústria de artigos de couro e afins	2,49%	11,21%	1,29%	10,19%
Indústria de artigos de madeira	0,58%	16,90%	0,21%	16,75%
Indústria de bebidas e fumo	1,75%	12,07%	1,96%	12,47%
Indústria de computadores e produtos eletrônicos	3,91%	21,23%	0,67%	20,87%
Indústria de eletrodomésticos, equipamentos e componentes elétricos	3,03%	14,97%	1,80%	15,88%
Indústria de equipamentos de transporte	2,84%	20,74%	1,58%	19,12%
Indústria de fios e tecidos	5,57%	29,72%	2,14%	25,77%
Indústria de máquinas	1,86%	13,49%	2,21%	13,31%
Indústria de móveis e afins	0,45%	9,63%	-1,16%	14,35%
Indústria de papel	3,14%	19,37%	0,78%	12,24%
Indústria de produtos e metal	3,73%	31,97%	0,77%	22,40%
Indústria de produtos de minerais não metálicos	3,05%	13,09%	1,24%	12,58%
Indústria de produtos de petróleo e carvão	2,97%	15,58%	1,98%	15,85%
Indústria de produtos de plástico e borracha	4,39%	13,43%	4,18%	14,86%
Indústria de recreação, jogo e diversão	0,90%	9,90%	-1,02	10,58%
Indústria de roupas	1,85%	15,14%	0,52%	15,30%
Indústria de tecidos	2,34%	9,69%	2,14%	9,97%
Indústria química	3,41%	17,17%	2,63%	18,02%

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economática.

Nota: A tabela apresenta medidas de risco e retorno para a amostra utilizada neste estudo para diferentes setores da economia brasileira nos períodos de novembro a abril e de maio a outubro. Retorno refere-se aos retornos médios mensais apurados e risco refere-se ao desvio padrão dos retornos médios mensais. A variável utilizada é o retorno da ação da i durante o mês t , $r_{i,t}$.

Cont. Tabela 3

Risco e retorno

Setor	Novembro a Abril		Maio a Outubro	
	Retorno médio	Desvio padrão	Retorno médio	Desvio padrão
Investimentos em títulos, commodities e atividades relacionadas	1,09%	8,88%	1,65%	11,37%
Loja de artigos para saúde e cuidados pessoais	2,67%	11,54%	1,87%	10,73%
Loja de comida e bebida	3,34%	11,82%	-0,22%	10,45%
Loja de mercadorias variadas	2,26%	16,06%	0,59%	14,36%
Loja de roupas e acessórios de vestir	3,93%	13,90%	3,14%	16,31%
Mineração (exceto petróleo e gás)	2,87%	14,43%	1,48%	19,50%
Outras indústrias	0,43%	16,92%	-0,07%	17,23%
Posto de gasolina	3,69%	11,33%	1,18%	10,23%
Seguradora e corretora de seguros	4,98%	21,72%	0,82%	10,52%
Serviços ambulatoriais de saúde	1,21%	10,26%	1,14%	10,05%
Serviços de apoio a empresas	1,04%	11,28%	-0,22%	10,52%
Serviços de informação e processamento de dados	1,20%	8,27%	1,61%	9,06%
Serviços de locação e leasing	1,72%	12,48%	2,59%	12,17%
Serviços profissionais, científicos e técnicos	2,51%	16,29%	5,44%	33,21%
Siderurgia e indústria básica de outros metais	4,19%	16,22%	0,88%	15,83%
Telecomunicações e emissoras de TV e rádio	7,39%	53,29%	0,55%	21,16%
Transporte aéreo	2,83%	19,77%	2,51%	24,03%
Transporte ferroviário	3,65%	15,75%	-0,25%	13,26%
Transporte rodoviário	2,23%	12,07%	0,57%	6,14%
Varejistas não estabelecidos em loja	1,60%	17,52%	2,65%	16,21%
Total Geral	3,3%	29,2%	1,2%	17,8%

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economatica.

Nota: A tabela apresenta medidas de risco e retorno para a amostra utilizada neste estudo para diferentes setores da economia brasileira nos períodos de novembro a abril e de maio a outubro. Retorno refere-se aos retornos médios mensais apurados e risco refere-se ao desvio padrão dos retornos médios mensais. A variável utilizada é o retorno da ação da i durante o mês t , $r_{i,t}$.

Uma análise detalhada dos dados contidos na Tabela 3 permite extrair algumas considerações interessantes. Veja, por exemplo, o caso do setor de construção e empreendimentos imobiliários, no qual houve um aumento de 2.596% (de 0,04% para 1,14%) no retorno médio mensal do período de novembro a abril em relação ao período de maio a outubro, acompanhada de uma redução de 11% no risco (de 17% para 15,16%). Ou ainda o caso do setor de indústria de computadores e produtos eletrônicos, na qual um aumento de cerca de 500% (de 0,67% para 3,91%) no retorno médio foi acompanhado de um incremento de apenas 2% no risco (de 20,87% para 21,23%).

Além disso, se dividirmos o retorno médio de cada setor em ambos os períodos pelo respectivo desvio padrão, verifica-se que em 43 deles (84% do total) a unidade de retorno médio por unidade de risco é maior no período de novembro a abril. Isto significa que, para uma mesma quantidade de risco, o período de novembro a abril é preferível em relação ao período de maio a outubro.

Em síntese, com base nas análises preliminares apresentadas, os resultados indicam que, no período de agosto de 1994 a junho de 2014: (i) o efeito *Halloween* é visível e economicamente significativo, ou seja, o retorno médio nos meses de novembro a abril é substancialmente superior ao restante do ano⁷; (ii) não há evidências de que o efeito *Halloween* seja específico de algum setor da economia, mas, pelo contrário, é possível constatá-lo na grande maioria deles; (iii) não há evidências de que o efeito *Halloween* esteja relacionado ao tamanho da empresa, ou seja, o retorno médio nos meses de novembro a abril é superior ao restante do ano qualquer que seja o tamanho de empresa incluída na amostra; e (iv) o aumento do retorno médio no período de novembro a abril não é acompanhado por um aumento da mesma proporção no risco dos ativos durante esse período do ano. Tais resultados corroboram o estudo de Bouman e Jacobsen (2002), que mostrou a presença do efeito *Halloween* no Brasil.

5.2. Regressões

A Tabela 4 apresenta os resultados do modelo base, conforme equação de regressão (1) relatada na seção 4 deste artigo. Vale lembrar que dados foram agrupados utilizando a metodologia de painel com base em dados de 163 empresas, em média, durante o período de agosto de 1994 e junho de 2014, e a variável dependente é o retorno da ação i para o mês t .

⁷ Tal constatação é observada quando se analisa a amostra de ações utilizada neste estudo, assim como quando se analisa a evolução do índice IBOVESPA, conforme pode ser apresentado nos Gráficos 1 a 4.

Tabela 4

Resultados da regressão (1) considerando diferentes períodos amostrais

Variável	20 anos	15 anos	10 anos	6 anos	5 anos
Intercepto	1,18% ***	1,2% ***	0,9% ***	-0,1%	1,37% ***
H_t	2,11% ***	1,98% ***	1,67% ***	1,68% ***	-0,64% ***

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economatica.

Nota: A tabela apresenta os resultados da regressão (1) para diferentes períodos amostrais. A variável dependente, $r_{i,t}$, é o retorno da ação i durante o mês t . H_t é uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 durante o período de novembro a abril e valor 0 no período de maio a outubro. Além disso, ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Vale lembrar também que o teste realizado busca avaliar fundamentalmente se o coeficiente da variável H_t é significativo e diferente de zero, o que indicaria a rejeição da hipótese nula de não existência do efeito *Halloween* no Brasil.

Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram que, mesmo considerando diferentes períodos amostrais, a existência do efeito *Halloween* no mercado acionário brasileiro é altamente significativa estatisticamente ($p\text{-value} < 0,01$). Além disso, os resultados alcançados mostram que ao considerarmos períodos amostrais superiores a 6 (seis) anos, o efeito *Halloween* é positivo, conforme esperado, e com leve tendência de queda ao longo dos últimos anos.

Ou seja, levando-se em conta o período de 20 (vinte) anos, de agosto de 1994 a junho de 2014, o efeito *Halloween* é igual a 2,11%, resultado muito próximo se consideramos o período de 15 (quinze) anos, que começa em julho de 1999 e vai até junho de 2014. Ao passo que, se considerarmos um período de 10 (dez) anos, de julho de 2004 a junho de 2014, ou mesmo de 6 (seis) anos, de julho de 2008 a junho de 2014, o efeito *Halloween* é bastante inferior em relação aos períodos anteriores, e igual a cerca de 1,67%. Destaque também que no período de julho de 2009 a junho de 2014 (5 anos), apesar do coeficiente da variável H_t ser significativo ($p\text{-value} < 0,01$) e diferente de zero, ele é negativo em 0,64%.

Além disso, com vistas a testar se o efeito *Halloween* é um reflexo do efeito janeiro, segundo o qual os retornos dos ativos são significativamente maiores em janeiro do que nos outros meses do ano, foi considerada uma regressão adicional, na qual a variável *dummy* do efeito *Halloween* tem valor igual a 1 durante o período de novembro a abril, excluindo janeiro, e uma nova variável *dummy* foi adicionada ao modelo, que tem valor igual a 1 se o mês for janeiro. Os resultados dessa nova regressão são apresentados na Tabela 5 a seguir.

Tabela 5

Resultados da regressão (2) considerando diferentes períodos amostrais

Variável	20 anos	15 anos	10 anos	6 anos	5 anos
Intercepto	1,18% ***	1,2% ***	0,9% ***	-0,1%	1,37% ***
H_t	1,95% ***	1,78% ***	1,68% ***	1,86% ***	-0,54% **
J_t	2,88% ***	2,96% ***	1,6% **	0,75% *	-1,15% ***

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economatica.

Nota: A tabela apresenta os resultados da regressão (1) para diferentes períodos amostrais. A variável dependente, $r_{i,t}$, é o retorno da ação i durante o mês t . H_t é uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 durante o período de novembro a abril, excluindo janeiro, e valor 0 no restante do ano; e J_t é uma variável *dummy* que tem valor igual a 1 se o mês for janeiro. Além disso, ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Como se pode notar, os resultados apresentados na Tabela 5 confirmam a robustez da estratégia de negociação que leva em conta o efeito *Halloween* no mercado acionário brasileiro e, portanto, não se trata do efeito janeiro disfarçado. Os resultados mostram que tanto o efeito *Halloween* quanto o efeito janeiro são significativos estatisticamente ($p\text{-value} < 0,05$), com exceção do coeficiente da variável J_t para o período amostral de 6 (seis) anos. Além disso, a magnitude do efeito *Halloween* na presença do efeito janeiro permanece muito próxima aos resultados apresentados na Tabela 4.

Note ainda que, para períodos mais longos (superiores a dez anos), a magnitude do efeito janeiro é bastante superior ao efeito *Halloween*. Ou seja, se olharmos para o período de 15 (quinze) anos, que vai de julho de 1999 a junho de 2014, o retorno médio do efeito janeiro é igual a 2,96%, ao passo que a performance do efeito *Halloween* no mesmo período é cerca de 40% inferior (1,78%). O oposto ocorre com períodos mais curtos (de até 10 anos), quando se observa que a performance do efeito *Halloween* é significativamente superior ao efeito janeiro.

Em suma, os resultados utilizando a abordagem padrão de regressão por variáveis *dummy*, introduzida por Bouman e Jacobsen (2002), sugerem a existência do efeito *Halloween* no mercado brasileiro, o qual mostrou-se economicamente e estatisticamente significativo, com sinal positivo e com leve tendência de queda ao longo dos últimos anos. Além disso, há evidências de que tanto o efeito *Halloween* quanto o efeito janeiro são significativos estatisticamente e, portanto, o efeito *Halloween* identificado não se trata do efeito janeiro disfarçado. Esses resultados estão em linha com os encontrados por Bouman e Jacobsen (2002) para o Brasil.

5.3. Teste de robustez

Nesta seção, apresentamos os resultados de um teste de habilidade preditiva, conforme sugerido por Hansen (2005), para analisar a persistência do efeito *Halloween* no Brasil. Ou seja, a ideia nesta seção é reanalisar o efeito *Halloween* no Brasil e testar se nossas descobertas apresentadas acima são realmente persistentes e não fruto de um acaso estatístico. Como aponta Sullivan et al. (1999, 2001), os resultados, como aqueles apresentados anteriormente, poderiam ser oriundos de *data-snooping*, critérios de seleção da amostra, problemas estatísticos ou ainda de pouca importância econômica, tal como acontece com outras anomalias de mercado.

Uma estratégia de investimento baseada no efeito de *Halloween* requer uma operação de compra de ações no início de novembro e a subsequente venda da totalidade dessas ações ao final de abril de cada ano. Como os estudos que documentaram a existência do efeito de *Halloween*, tal como Bouman e Jacobsen (2002), assim como os resultados documentados na seção anterior, comprovaram essa estratégia de investimento tendo como base somente uma realização do retorno histórico dos preços dos ativos, das infinitas trajetórias possíveis, a superioridade documentada de tal estratégia de negociação pode ser resultado de pura casualidade e não devido a um mérito genuíno da estratégia (Sullivan et al., 2001). White (2000), para evitar problemas relativos aos efeitos de *data-snooping* na inferência estatística de regras baseadas apenas em preços históricos, propôs um procedimento denominado “*Reality Check*” para testar a significância de determinada regra de negociação. No entanto, uma deficiência do “*Reality Check*” de White (2000), conforme assinala Hansen (2005), é que o teste é sensível a inclusão de regras de negociação ou modelos de previsão pobres e irrelevantes, porque esses se afastam da configuração menos favorável.

Hansen (2005) desenvolveu um teste semelhante – o “*Superior Predictive Ability test*” – que inclui algumas melhorias em relação ao teste de White (2000) para aumentar seu poder na maioria dos casos. O teste SPA de Hansen (2005) é baseado nos valores de funções de perda reais e a hipótese nula é a de que o *benchmark* não é inferior a nenhum dos outros modelos concorrentes: $H_0: \mu_k = E[d_{k,t}] \leq 0$ para todo $k = 1, \dots, m$. No teste SPA de Hansen (2005), estamos interessados em saber se cada modelo de previsão particular é superior ao *benchmark*, em termos da função de perda admitida. Especificamente, o teste studentizado proposto por Hansen (2005) é:

$$T_n^{\text{SPA}} = \max \left[\max_{k=1, \dots, m} \frac{n^{1/2} \bar{d}_k}{\hat{\omega}_k}, 0 \right] \quad (3)$$

Na qual $\bar{d}_k = n^{-1} \sum_{t=1}^n d_{k,t}$ (performance média relativa do modelo k), e $\hat{\omega}_k^2$ é algum estimador consistente de $\hat{\omega}_k^2 \equiv \text{var}(n^{1/2} \bar{d}_k)$. Como a distribuição $n^{1/2} \bar{d}$ é desconhecida, mas converge para uma normal, para operacionalizar o teste SPA utiliza-se o procedimento de *bootstrapping*, que permite obter os valores-p, bem como um limite superior e um limite inferior, e esses são os valores-p produzidos pelo teste SPA.

Assim, nesta seção vamos implementar uma análise do efeito *Halloween* no mercado brasileiro com base no teste SPA de Hansen (2005). A vantagem de testes de habilidade preditiva, como o teste SPA de Hansen (2005), é considerar a possibilidade de *data-snooping* na escolha da melhor estratégia de investimento, permitindo identificar se a aparente capacidade preditiva do efeito *Halloween* é realmente significativa ou mero produto do acaso.

Para operacionalizarmos o teste SPA⁸, assim como em Dichtl e Drobetz (2014), além de incluirmos um modelo que trata da estratégia de negociação que segue o efeito *Halloween*, incluimos também um grande número de modelos alternativos que seguem diferentes estratégias de investimento. Assim, em cada mês as estratégias de investimento consideradas assumem que se investe 100% em ações (no caso, o Ibovespa) ou 100% em renda fixa, de forma que incluimos $2^{12} = 4096$ diferentes estratégias mensais de investimento na implementação do teste SPA, uma das quais representa a estratégia do efeito *Halloween*. Para uma determinada estratégia de negociação específica, a mesma alocação mensal é aplicada em cada ano durante o período considerado neste estudo. Além disso, consideramos a taxa efetiva do Certificado de Depósito Interbancário – CDI como uma *proxy* para o retorno livre de riscos no mercado de renda fixa.

Assim, o modelo 4095 considera que 100% dos recursos são constantemente investidos no mercado de ações durante todos os 12 meses em cada ano do período considerado (ou seja, o modelo 0 segue uma estratégia de investimento *buy-and-hold*) e, seguindo Sullivan et al. (2001) e Dichtl e Drobetz (2014), escolhemos este modelo como nosso *benchmark*. No outro extremo, o modelo 0 considera que 100% dos recursos são constantemente investidos em renda fixa atrelada à taxa

⁸ Para operacionalizar o teste SPA, utilizamos uma *toolbox* desenvolvida para Matlab pelo prof. Kevin Sheppard, disponível em http://www.kevinsheppard.com/MFE_Toolbox.

efetiva do CDI durante todos os 12 meses em cada ano do período considerado. Já o modelo 1 (2) investe em ações em dezembro (novembro) e em renda fixa durante todos os outros meses do ano, e assim por diante. O modelo 3843 representa o efeito de *Halloween*, ou estratégia “*Sell in May and Go Away*”, e considera que se investe no mercado de ações no período de novembro a abril e no mercado de renda fixa no período de maio a outubro.

O resultado encontrado ($p\text{-value} = 4\%$)⁹ do teste SPA para a estratégia que segue o efeito *Halloween* em relação à estratégia *buy-and-hold* é inferior a 5%, o que leva a rejeitarmos a hipótese nula do teste SPA. Ou seja, não há evidência estatística de que a performance do *benchmark* não seja inferior à performance do portfólio que segue a estratégia “*Sell in May and Go Away*”. Dito de outra forma, a estratégia de investimento que segue o efeito *Halloween* apresenta uma performance superior em relação à performance de um portfólio de referência que segue uma estratégia *buy-and-hold*, indicando que os retornos médios apresentados na seção anterior não são decorrentes de *data snooping*.

A Tabela 6 apresenta os $p\text{-values}$ consistentes do teste SPA para algumas estratégias alternativas em relação à estratégia *benchmark* de *buy-and-hold*. A Tabela 7 contém a descrição da alocação mensal entre ações e renda fixa das estratégias alternativas apresentadas na Tabela 6, ou seja, se olharmos para o modelo com a melhor performance (3866), verificamos que ele investe em renda fixa nos meses de maio, junho, julho, outubro e dezembro, e em ações nos demais meses. Além disso, é importante mencionar ainda que: (i) dos 4096 modelos analisados, apenas 55 deles apresentaram $p\text{-value}$ inferior a 5%, que nos levaria a rejeitarmos a hipótese nula do teste SPA (ou seja, além do efeito *Halloween*, há outras 54 estratégias que apresentaram performance superior à estratégia *benchmark* de *buy-and-hold*); (ii) apenas 28 modelos apresentaram performance igual ou superior à estratégia que segue o efeito *Halloween* ($p\text{-value} \leq 4\%$).

⁹ Se considerarmos que os custos de transação representam 25 pontos base (0,25%) a cada alteração na alocação dos modelos, seguindo Blitz e Van Vliet (2008) e Dichtl e Drobetz (2014), significa que no caso do modelo que segue a estratégia de investimento do efeito *Halloween* há duas alterações por ano que gerariam tais custos: uma para a compra de ações no início de novembro e outra para a venda dessas ações ao final de abril de cada ano. Ao proceder dessa forma, o $p\text{-value}$ encontrado do teste SPA seria igual a 4,8%, o que também nos levaria a rejeitarmos a hipótese nula do teste SPA, não alterando nossas conclusões.

Tabela 6

Resultados do Teste de Habilidade Preditiva de Hansen (2005)

Modelo	Número do modelo	<i>p-value</i>
Benchmark	4095	-
Most significant	3866	0,012
Model_75%	227	0,190
Median	57	0,308
Model_25%	1429	0,457
Worst	20	1,000
Halloween	3843	0,040

Fonte: elaboração própria a partir de dados extraídos da Economatica.

Nota: A tabela apresenta os *p-values* do teste SPA de Hansen (2005) para as estratégias de investimento consideradas que foram comparadas com a estratégia de referência *buy-and-hold* com base em dados mensais do mercado brasileiro no período de agosto de 1994 e junho de 2014 ($n = 239$). Para a realização do teste, utilizamos uma função de perda que é baseada nos retornos negativos continuamente compostos ($L_{k,t} = -r_{k,t}$). Estabelecemos $q = 0,5$ em nossa abordagem de *bootstrap* estacionário, com 1.000 replicações. A tabela apresenta, além do modelo que segue o efeito *Halloween*, a estratégia alternativa que têm o maior *p-value* (“*most significant*”) e aqueles modelos com desempenho que correspondeu ao quartil de 75% (“*model_75%*”), 50% (“*median*”), 25% (“*model_25%*”) e 0% (“*worst*”) da distribuição dos desempenhos relativos médio (\bar{d}_k).

Tabela 7

Descrição da alocação de alguns modelos selecionados

Modelo	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
20	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0
57	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1
227	0	0	0	0	1	1	1	0	0	0	1	1
1429	0	1	0	1	1	0	0	1	0	1	0	1
3843	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0	1	1
3866	1	1	1	1	0	0	0	1	1	0	1	0
4095	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

Fonte: elaboração própria.

Nota: A tabela apresenta a descrição de algumas das estratégias mensais de investimento em ações e renda fixa apresentadas anteriormente. Os valores 0 e 1 referem-se a alocação em renda fixa ou ações em um determinado mês, respectivamente. O modelo 3843, marcado em negrito, indica o modelo que segue a estratégia do efeito *Halloween* (investe no mercado de ações no período de novembro a abril e no mercado de renda fixa no período de maio a outubro).

Em síntese, o resultado de um teste de habilidade preditiva (no caso, o teste SPA de Hansen, 2005) para verificar a hipótese de superioridade do efeito *Halloween* como forma de investimento, mostra que uma estratégia de investimento baseada no efeito *Halloween* gera retornos

estatisticamente significativos e superiores a uma estratégia de investimento *buy-and-hold*, mesmo quando os efeitos de *data-snooping* não são desprezados na série dos retornos das ações, como ocorre em Bouman e Jacobsen (2002).

6. Conclusões

Neste estudo examinamos a persistência do efeito *Halloween* considerando dados do mercado acionário brasileiro, tendo como base os retornos individuais de ações negociadas na BM&FBOVESPA durante o período de agosto de 1994 e junho de 2014. Utilizando a abordagem padrão de regressões por variáveis *dummy*, introduzida por Bouman e Jacobsen (2002), os resultados encontrados indicam que: (i) o efeito *Halloween* é claramente identificável e economicamente significativo no mercado acionário brasileiro (o retorno médio nos meses de maio a outubro é igual a 1,2% ao mês, enquanto que o retorno médio nos meses de novembro a abril (efeito *Halloween*) é substancialmente superior e igual a 3,3% ao mês); (ii) não há evidências de que o efeito *Halloween* esteja relacionado ao tamanho ou setor da empresa, mas, pelo contrário, é possível constatá-lo na grande maioria dos setores e em qualquer tamanho de empresa; (iii) o aumento do retorno médio no período de novembro a abril não é acompanhado por um aumento da mesma proporção no risco dos ativos durante esse período do ano; (iv) se considerarmos períodos amostrais superiores a 6 (seis) anos, o efeito *Halloween* é estatisticamente significativo ao nível de 5% de significância, com sinal positivo e com leve tendência de queda ao longo dos últimos anos; e (v) há evidências de que tanto o efeito *Halloween* quanto o efeito janeiro são estatisticamente significativos ao nível de 5% no mercado acionário brasileiro. Por meio das considerações acima, podemos destacar que o efeito *Halloween* identificado não pode ser identificado, tão somente, como um efeito janeiro disfarçado.

Além disso, ao reavaliar o efeito *Halloween* utilizando o “*Superior Predictive Ability test*” de Hansen (2005), constatamos que uma estratégia de investimento baseada no efeito *Halloween* gera retornos estatisticamente significativos e superiores a uma estratégia de investimento *buy-and-hold* quando os efeitos de *data-snooping* não são desprezados na série dos retornos das ações, como ocorre com o teste estatístico de Bouman e Jacobsen (2002). De forma geral, todos os resultados obtidos apontam que a estratégia baseada no efeito *Halloween*

oferece uma oportunidade de desempenho significativamente superior em relação a uma estratégia de referência *buy-and-hold*.

Referências

- Agrawal, Anup; & Tandon, Kishore. 1994. Anomalies or Illusions? Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries. *Journal of International Money and Finance*, **13**, 83-106.
- Andrade, Sandro C.; Chhaochharia, Vidhi; & Fuerst, Michael E. 2013. "Sell in May and Go Away" Just Won't Go Away. *Financial Analysts Journal*, **69**, 94-105.
- Blitz, David; & Van Vliet, Pim. 2008. Global Tactical Cross-Asset Allocation: Applying Value and Momentum Across Asset Classes. *Journal of Portfolio Management*, **35**, 23-38.
- Bouman, Sven; & Jacobsen, Ben. 2002. The Halloween Indicator, "Sell in May and Go Away": Another Puzzle. *The American Economic Review*, **92**, 1618-1635.
- Cao, Melanie; & Wei, Jason. 2005. Stock market returns: A note on temperature anomaly. *Journal of Banking & Finance*, **29**, 1559-1573.
- Dichtl, Hubert; & Drobetz, Wolfgang. 2014. Are stock markets really so inefficient? The case of the "Halloween Indicator". *Finance Research Letters*, **11**, 112-121.
- Fama, Eugene F.; & French, Kenneth R. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, **33**, 3-56.
- Fama, Eugene F. 1970. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, **25**, 383-417.
- Fama, Eugene F. 1991. Efficient Capital Markets: II. *Journal of Finance*, **46**, 1575-1617.
- Haggard, K. S.; & Witte, H. D. 2010. The Halloween effect: Trick or treat? *International Review of Financial Analysis*, **19**, 379-387.
- Hansen, Peter R. 2005. A Test for Superior Predictive Ability. *Journal of Business & Economic Statistics*, **23**, 364-380.
- Hong, Harrison; & Yu, Jialin. 2009. Gone fishin': Seasonality in Trading Activity and Asset Prices. *Journal of Financial Markets*, **12**, 672-702.

- Jacobsen, Ben; & Visaltanachoti, Nuttawat. 2009 The Halloween Effect in US Sectors. *Financial Review*, **44**, 437-459.
- Jacobsen, Ben; Mamun, Abdullah; & Visaltanachoti, Nuttawat. 2005. Seasonal, Size and Value Anomalies. Unpublished working paper. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=784186>.
- Jensen, Michael C. 1978. Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, **6**, 95-101.
- Kamstra, Mark J.; Kramer, Lisa A.; & Levi, Maurice. 2003. Winter Blues: A SAD Stock Market Cycle. *American Economic Review*, **93**, 324-343.
- Lean, Hooi. H. 2011. The Halloween Puzzle in Selected Asian Stock Markets. *Int. Journal of Economics and Management*, **5**, 216-225.
- Lucey, Brian M.; & Zhao, Shelly. 2008. Halloween or January? Yet another puzzle. *International Review of Financial Analysis*, **17**, 1055-1069.
- Malkiel, Burton G. 2003. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, **17**, 59-82.
- Ogden, Joseph P. 2003. The Calendar Structure of Risk and Expected Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics*, **70**, 29-67.
- Rozeff, Michael S.; & Kinney, William R. 1976. Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, **3**, 379-402.
- Rubinstein, Mark. 2001. Rational Markets: Yes or No? The Affirmative Case. *Financial Analysts Journal*, **57**, 15-29.
- Sullivan, Ryan; Timmermann, Allan; & White, Halbert. 1999. Data-snooping, technical trading rule performance, and the bootstrap. *Journal of Finance*, **54**, 1647-1691.
- Sullivan, Ryan; Timmermann, Allan; & White, Halbert. 2001. Dangers of data mining: the case of calendar effects in stock returns. *Journal of Econometrics*, **105**, 249-286.
- Wachtel, Sidney B. 1942. Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. *The Journal of Business of the University of Chicago*, **15**, 184-193.

- White, Halbert. 2000. A reality check for data snooping. *Econometrica*, **68**, 1097–1126.
- Zarour, Bashar A. 2007. The Halloween Effect Anomaly: Evidence from Some Arab Countries Equity Markets. *Studies in Business and Economics*, **13**, 68-76.
- Zhang, Cherry Y.; & Jacobsen, Ben. 2012. The Halloween Indicator: Everywhere and All the Time. Unpublished working paper. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2154873>.
- Zhang, Cherry Y. & Jacobsen, Ben. 2013. Are Monthly Seasonals Real? A Three Century Perspective. *Review of Finance*, **17**, 1743-1785.