

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

***Silas Adolfo Potin**
silaspotin@gmail.com

***Samuel Potin**
potinsamuel@gmail.com

***Claudio Marcio Pereira da Cunha**
claudio.cunha@ufes.br

***Patricia Maria Bortolon**
patricia.bortolon@ufes.br

*Universidade Federal do Espírito Santo (UFES) – Vitória/ES Brasil

<http://dx.doi.org/10.1590/1413-2311.0202014.49501>

Recebido em 13/05/2014

Aprovado em 22/04/2015

Disponibilizado em 01/08/2015

Avaliado pelo sistema "double blind review"

Revista Eletrônica de Administração

Editor: Luís Felipe Nascimento

ISSN 1413-2311 (versão "on line")

Editada pela Escola de Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Periodicidade: Quadrimestral

Sistema requerido: Adobe Acrobat Reader.

RESUMO

Os retornos anormais para preços de ações observados no mês de janeiro (“efeito janeiro”) são uma evidência da previsibilidade dos retornos. Essa anomalia é observada em diversos mercados financeiros ao redor do mundo. Sua principal explicação seria a realização de perdas de capital para reduzir o pagamento de impostos. O presente trabalho tem por objetivo avaliar a existência do “efeito janeiro” em uma análise transversal dos retornos mensais de ações de empresas brasileiras, no período de 1996 a 2013. Trabalhos anteriores que estudaram esse efeito no mercado brasileiro tomaram períodos anteriores a 1996, quando não havia tributação sobre ganhos de capital no Brasil. Na metodologia empregada, são controlados os efeitos de outras anomalias (efeito momento e reversão de curto prazo) que também influenciam a auto-correlação dos retornos, não podendo, por isso, serem omitidas no modelo econométrico. Na análise aqui relatada, o “efeito janeiro” foi identificado, e com maior intensidade quando o retorno negativo em dezembro era maior, consistentemente com a hipótese de gestão tributária dos ganhos de capital. Não foi identificada evidência do “efeito janeiro” na subamostra de empresas que negociam ADRs na NYSE, formada por empresas de maior valor de mercado e mais sujeitas à influência de investidores internacionais.

Palavras-chave: efeito janeiro; mercado eficiente; anomalia.

Silas Adolfo Potin, Samuel Potin, Claudio Marcio Pereira da Cunha &
Patricia Maria Bortolon

JANUARY EFFECT IN SHARES AND ADRS OF BRAZILIAN COMPANIES AFTER THE START OF TAXATION OF CAPITAL GAINS

ABSTRACT

The abnormal returns for stock prices observed in January (known as the "January effect") are evidence of the predictability of returns. This anomaly is observed in many financial markets around the world. Its main explanation is the booking of capital losses in an effort to reduce taxes payment. Thus, this study aims to assess the existence of the "January effect" in a cross-sectional analysis of monthly returns of shares of Brazilian companies in the period between 1996–2013 (both included). Previous studies which have investigated this effect in the Brazilian market took periods prior to 1996, when there was no capital gains tax in Brazil. In the applied methodology, the econometric model controls for other anomalies (momentum effect and short term reversion), which also influence the autocorrelation of returns, and can not, therefore, be omitted. In the analysis reported here, the "January effect" was identified, and with greater intensity when the negative return in December was greater, consistent with the hypothesis of tax management of capital gains. No evidence was identified in the "January effect" in the subsample of firms that trade ADRs on the NYSE, composed of companies with higher market value, and more influenced by foreign investors.

Keywords: January effect; efficient markets; anomaly.

EFEECTO ENERO EN ACCIONES Y ADRS DE LAS EMPRESAS BRASILEÑAS DESPUÉS DEL INICIO DE TRIBUTACIÓN DE LA GANANCIA SOBRE EL CAPITAL EN BRASIL

RESUMEN

Los retornos anormales para precios de acciones observadas en el mes de enero (“efecto enero”) son una evidencia de la previsibilidad de los retornos. Esa anomalía es observada en distintos mercados financieros alrededor del mundo, teniendo como principal explicación, la realización de pérdidas para reducir los pagos de impuestos. El presente trabajo tiene como objetivo evaluar la existencia del “efecto enero” en un análisis transversal de los retornos mensuales de acciones de empresas brasileñas, en el período entre 1996 y 2013. Trabajos previos que estudiaron ese efecto en el mercado brasileño comprenden los períodos anteriores a 1996, cuando todavía no había tributación de ganancia sobre el capital en Brasil. En la metodología empleada, el modelo econométrico controla por los efectos de otras anomalías (efecto momentum y inversión de corto plazo) que también influyen en la autocorrelación de los rendimientos y, por tanto, no se pueden omitir. En el análisis aquí señalado, el “efecto enero” fue identificado, y con mayor magnitud cuando el retorno negativo en diciembre era mayor, consistentemente con la hipótesis de gestión tributaria de las ganancias de capital. No fue identificada evidencia del “efecto enero” en la submuestra de empresas que negocian ADRs en la NYSE, compuesta por empresas con mayor valor de mercado y más sujetas a la influencia de los inversores internacionales.

Palabras Clave: efecto enero; mercado eficiente; anomalía.

INTRODUÇÃO

Os retornos anormais para preços de ações observados no mês de janeiro (passagem do ano) são uma evidência consistente da previsibilidade dos retornos, que desafiam a hipótese de mercados eficientes. Essa sazonalidade anual dos retornos é chamada de “efeito janeiro” (*january effect*) ou “efeito passagem do ano” (*turn-of-the-year anomaly*) e tem sido consistentemente avaliada e confirmada na literatura internacional de finanças, desde Rozeff e Kinney Jr (1976), em diversos mercados.

Há duas principais explicações para o “efeito janeiro”: uma realização de prejuízos para reduzir o pagamento de impostos (*tax loss selling hypothesis*), proposta originalmente por Wachtel (1942); e um movimento de fundos de investimento (em particular fundos de pensão), para “maquiar” a carteira a ser divulgada no final do ano (*window dressing hypothesis*), proposta originalmente por Lakonishok et al. (1991). Ritter (1988) propõe como explicação alternativa a assimetria de informação decorrente da utilização por administradores de informações internas disponíveis com o fim do ano fiscal, que coincide com o ano civil em diversos países e ainda não divulgadas.

Na literatura internacional, o efeito janeiro é estudado e evidenciado em diversos mercados financeiros, conforme trabalhos de Keim (1983), Roll (1983), Reinganum (1983), Gultekin e Gultekin (1983), Griffiths e White (1993), Grinblatt e Moskowitz (2004), Ng e Wang (2004), Haug e Hirschey (2006). Entretanto, na literatura nacional, Costa Jr. (1990) e Santos et al (2007) não encontram evidências deste efeito no mercado financeiro brasileiro. Já Torres, Bonomo e Fernandes (2002) verificam esta sazonalidade quando analisam um portfólio de ações ponderadas por valor de mercado.

A discrepância entre os resultados observados no Brasil e no resto do mundo pode se dever aos períodos investigados, uma vez que a cobrança de imposto sobre ganho de capital na alienação de ações só começou no Brasil em 1996, com a Instrução Normativa (IN) da Secretaria da Receita Federal (SRF) n° 31, de 22 de maio de 1996. Características específicas do mercado brasileiro, como a receita proveniente do 13° salário de investidores pessoa física, podem amenizar ou mesmo eliminar o efeito janeiro dos retornos. Outra possibilidade é o fato de as análises terem sido feitas sobre índices ou carteiras únicas, quando os efeitos só deveriam ser percebidos em algumas ações, com retorno negativo ao longo do ano anterior. Por fim, é possível que o efeito tenha sido mais significativo em ações de empresas de maior valor de mercado, como relatado por Torres, Bonomo e Fernandes (2002), por um efeito de investidores estrangeiros, que teriam uma preferência por essas ações.

Dessa forma, o presente trabalho objetiva responder o seguinte problema de pesquisa: **há evidências do efeito janeiro nas ações de empresas brasileiras?** Como o mercado acionário brasileiro é aberto e relativamente pequeno, é possível que a eventual observação do efeito janeiro decorra de investimentos de agentes estrangeiros. Tal explicação seria compatível com o resultado obtido por Torres, Bonomo e Fernandes (2002), em que as maiores empresas (com maior peso na carteira ponderada por valor) seriam preferidas por agentes estrangeiros. Essa preferência se justificaria pela possibilidade de investir nelas através de ADRs e pela maior liquidez. Assim, um objetivo secundário desta pesquisa é investigar se há evidência do efeito janeiro nas ações brasileiras que possuem ADR.

Destaca-se ainda que, a relevância e justificativa deste estudo residem na diferenciação de metodologia em relação aos demais estudos apresentados na literatura brasileira, pois, este estudo verifica a existência do efeito janeiro com base nos retornos de ações e não de índices ou carteiras. São formadas amostras de ações de empresas que são negociadas na BOVESPA, que possuem ADR, e que não possuem ADR, porém não se tomam os retornos médios de cada grupo, mas se analisam os retornos individuais das ações com regressão linear pelo método de mínimos quadrados sobre dados empilhados (*pooled OLS*). Além disso, são considerados os retornos das ações em períodos anteriores, para que a avaliação do efeito possa refletir o desempenho passado dos preços das ações. Foram utilizados retornos mensais de ações negociadas na BOVESPA e ADR's negociadas na NYSE no período de 1996 a 2013.

1 REVISÃO DA LITERATURA

1.1 Hipótese de Mercados Eficientes e Anomalias

Fama (1970) define mercado eficiente como aquele em que os preços dos ativos sempre refletem completamente todas as informações relevantes disponíveis no mercado. Assim, nenhum agente conseguiria obter consistentemente um retorno superior aos demais, sem incorrer em maior risco. Este entendimento é a base da Hipótese de Mercados Eficientes (HME). Fama (1991) propõe que mercados eficientes devem passar no teste de previsibilidade dos retornos anormais em relação a um modelo de precificação de ativos que leve em consideração o risco. Dentre as variáveis que não deveriam permitir a previsão de retornos anormais, nessa visão, estão os retornos e proventos passados dos ativos e o tamanho da empresa. Além disso, não deveria haver sazonalidade dos retornos. Em particular, não deveria

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

ser esperado um retorno anormal maior em janeiro do que em outros meses do ano. Evidências contrárias à hipótese de mercados eficientes, ou seja, evidências de previsibilidade dos retornos anormais, são chamadas de anomalias de mercado. A existência de retornos anormais positivos em janeiro, o chamado “efeito janeiro”, seria, assim, uma anomalia de mercado.

Entretanto, Fama (1991) chama a atenção para o fato de que, ao se testar a eficiência do mercado, também se está testando o modelo de precificação utilizado para determinar os retornos esperados ajustados pelo risco. É possível que fatores de risco, que podem eventualmente ser sazonais, não sejam adequadamente considerados. Fama (1991) também ressalta que os retornos devem ser ajustados quanto a custos relevantes de transação ou para a obtenção de informação. Nesse sentido, sazonalidades nos custos de transação, como no recolhimento de tributos sobre ganhos de capital, poderiam provocar sazonalidade nos retornos, sem implicar em retornos líquidos anormais.

1.2 Testes e Explicações do Efeito Janeiro

O “efeito janeiro”, ou “efeito passagem do ano”, foi repetidamente testado para o mercado estadunidense por décadas, desde Rozeff e Kinney Jr. (1976), sempre confirmando sua significância estatística. O efeito janeiro consiste num sistemático retorno anormal positivo dos preços das ações nos meses de janeiro, em particular para ações de menor valor de mercado, como apontado por Keim (1983). Roll (1983) e Reinganum (1983) confirmaram a relação entre o efeito janeiro e o tamanho das ações. Gultekin e Gultekin (1983) apresentaram evidência da ocorrência do efeito janeiro para quinze de dezesseis países industrializados estudados, sendo que em alguns desses países o efeito se mostrou mais intenso que nos Estados Unidos.

Em estudos ambientados no mercado estadunidense, Keim (1989) e Griffiths e White (1993) observaram que esse efeito poderia ser explicado pela diferença entre as melhores ofertas de compra e de venda (*bid-ask spread*), com mais transações fechando pelo preço da maior oferta de compra em dezembro, enquanto mais transações fecham pela melhor oferta de venda em janeiro. Clark, McConnell e Singh (1992) identificaram um padrão sazonal no *bid-ask spread*, mas não encontraram evidência, numa análise transversal de ações, de que essas variações estivessem correlacionadas com o “efeito janeiro”.

Uma explicação para esse efeito, proposta originalmente por Wachtel (1942), se refere a uma gestão tributária, considerando que investidores vendem ações com prejuízo para reduzir os impostos a pagar sobre sua renda e ganhos de capital (*tax loss selling hypothesis*).

Essas vendas seriam concentradas em dezembro, quando os preços das ações com retornos acumulados negativos teriam um retorno deprimido pelo efeito das vendas coordenadas. Em janeiro, na ausência da pressão vendedora, os preços reverteriam. Suportando essa hipótese, Reinganum (1983) confirmou, no mercado estadunidense, que o efeito janeiro era observado para ações de empresas com pequeno valor de mercado e cujos preços haviam declinado no ano anterior. Grinblatt e Moskowitz (2004) mostraram a importância simultânea dos retornos passados e da sazonalidade nos retornos das ações, em linha com a hipótese de gestão tributária.

Entretanto, a explicação pela questão tributária encontra algumas evidências que mostram que essa não deveria ser a única explicação para o efeito janeiro. Por exemplo, Jones, Pearce e Wilson (1987) identificam a presença do efeito janeiro no mercado dos Estados Unidos mesmo em períodos sem tributação sobre ganhos de capital. O mesmo ocorre no Canadá, antes de 1972, segundo Berges, MacConnell e Schlarbaum (1984) e Tinic, Barone-Adesi e West (1987), e no Japão, segundo Kato e Schallheim (1985). No caso da Grã-Bretanha e Austrália, Gultekin e Gultekin (1983) também identificam o efeito janeiro, mas os anos fiscais nesses países se encerram em abril e julho, respectivamente, embora, também tenham identificado retornos anormais nesses países nas respectivas passagens de ano fiscal.

Ritter (1988) formula mais uma possível explicação, apontando que um dos motivos para o efeito janeiro ocorrer, é a hipótese de que as informações internas são divulgadas com o fim do ano fiscal, que coincide com o ano civil em diversos países. Então, muitos administradores se apoderam de informações não públicas no começo de janeiro, de modo que alguns passam a usar estas informações para fazerem transações em que os outros investidores envolvidos na negociação se enquadram numa situação propensa de perda. Assim, para se protegerem, os investidores exigem uma maior taxa de retorno, gerando o efeito janeiro. Ainda, Haug e Hirschey (2006) indicam a existência do efeito janeiro em países nos quais não há coincidência entre os calendários fiscal e civil, determinando que os investidores agiriam de forma anormal nessa época do ano.

A outra principal explicação para o efeito janeiro é “arrumação de vitrine” (*window-dressing*) de fundos de investimento, proposta originalmente por Lakonishok et al. (1991). Esses autores propõem que, na virada do ano, para ter, nesse importante ponto de comparação com seus pares, uma carteira formada principalmente por ações que apresentaram um bom retorno ao longo do ano, os fundos de pensão venderiam ações de empresas que apresentaram retorno negativo ao longo do ano e comprariam das que apresentaram retorno positivo. Sias e

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

Starks (1997) apresentam evidência de que ativos negociados por pessoas físicas em dezembro e janeiro apresentam um efeito janeiro mais significativo, o que suporta a hipótese de gerenciamento tributário, em detrimento da hipótese de “arrumação de vitrine”. Por outro lado, Ng e Wang (2004) relatam que investidores institucionais vendem, no final do ano, mais ações de empresas de pequeno valor de mercado, com desvalorização ao longo do ano, e compram mais ações de empresas de pequeno valor de mercado, no início do ano, consistentemente com a hipótese de “arrumação e vitrine”.

Entretanto, os trabalhos empíricos existentes sobre o efeito janeiro no mercado brasileiro não confirmam os fatos estilizados do mercado estadunidense. Costa Jr. (1990), com base em uma análise envolvendo retornos do IBOVESPA no período de 1969 a 1988, não encontra evidência do efeito janeiro, na série deflacionada. Ele atribui esse resultado à ausência do imposto sobre ganhos de capital, no Brasil, para o período analisado. Torres, Bonomo e Fernandes (2002), utilizando dados de 62 ações com dados de retornos e número de ações disponíveis para todo o período de 4 de março de 1986 a 15 de abril de 1998, verificam o efeito janeiro em uma carteira ponderada por valor (*value weighted*). Porém, o efeito não foi observado para uma carteira formada com todas as ações ou para a carteira com pesos iguais das ações (*equal weighted*), em conflito com a observação em outros mercados de que se trata de um efeito presente em ações de firma com pequeno valor de mercado. Santos et al (2007), analisando as cotações mensais dolarizadas do Ibovespa, no período de 1969 a 2006, não encontram evidências estatisticamente significantes de ocorrência do efeito janeiro. É pertinente destacar que nos períodos analisados por Costa Jr. (1990), Torres, Bonomo e Fernandes (2002) e Santos et al (2007) a inflação é um fator presente. Para mitigar o efeito da inflação, Costa Jr. (1990) utiliza uma série deflacionada, enquanto Santos et al (2007) uma série dolarizada. Já Torres, Bonomo e Fernandes (2002) não apresentam medidas de controle para efeitos da inflação nos dados analisados.

1.3 Outras Anomalias Relacionadas ao “Efeito Janeiro”

Na investigação do efeito janeiro, é importante avaliar se está associado a evidências que seriam favoráveis à explicação pelo gerenciamento tributário. Por essa explicação, retornos anormais em janeiro ocorreriam por duas razões: devido à queda do preço da ação no ano anterior, de forma que a venda pudesse gerar crédito tributário, e devido à queda de preço em dezembro, decorrente da pressão de venda para gerar o crédito tributário. Porém, há outras anomalias que também estão associadas a essas autocorrelações dos retornos, que serão

descritas a seguir. A metodologia para avaliar a ocorrência do efeito janeiro deve ser elaborada de forma a evitar que os efeitos dessas anomalias se confundam interferindo na interpretação do resultado.

1.3.1 Efeito Reversão de Curto Prazo.

Segundo Jegadeesh (1990), alguns trabalhos relatam evidências de previsibilidade de retornos em índices do mercado. Ele cita os trabalhos de Fama e French (1988) onde foi mostrado uma correlação serial negativa em retornos de mercado em intervalos de observação de três a cinco anos, e ainda os trabalhos de Lo e MacKinley (1988) onde eles relatam correlação serial positiva em retornos semanais. Ainda de acordo com Jegadessh (1990), no caso de títulos individuais, já foram documentadas evidências estatísticas contra o modelo aleatório (*random walk*), mas o grau de previsibilidade de retorno é geralmente considerado economicamente insignificante.

Porém em sua pesquisa, Jegadessh (1990) traz novas evidências de previsibilidade de retorno de ações, indicando que a correlação serial de primeira ordem é negativa em retornos mensais e altamente significativa. Além disso, foi encontrada correlação serial positiva e significativa para defasagens mais longas, em especial particularmente forte para defasagens de 12 meses. Também se observou que os retornos sobre títulos, em todos os quartis de tamanho, exibiram padrões similares de correlação serial. Assim, inferiu-se que o padrão previsível de retorno acumulado pareceu ser um fenômeno generalizado. Lehmann (1990) corrobora afirmando, pelos achados de suas pesquisas com base em retornos semanais, que há evidências de que os retornos das ações possam ser previstos com alguma confiabilidade. Os resultados mostraram reversões dos retornos de uma semana para outra.

Assim, ao se avaliar se o efeito janeiro ocorre preponderantemente em ações com perdas em dezembro, o que seria compatível com a explicação pela gestão tributária, é preciso evitar que se esteja capturando o efeito de reversão de curto prazo e interpretando-o como evidência do efeito janeiro.

1.3.2 Efeito Momento

Jegadeesh e Titman (1993) mostram evidências de que as estratégias de comprar ações com altos retornos, ao longo dos últimos 3 a 12 meses, e vender ações com retornos menores, sobre o mesmo período de tempo, irão proporcionar um ganho anormal em torno de um por cento ao mês para os doze meses seguintes. Essa anomalia ligada à continuidade de tendências nos retornos foi chamada de efeito momento.

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

Jegadeesh e Titman (2001), utilizando os dados sobre o período de amostragem de 1990 a 1998, confirmam o efeito momento apresentado por Jegadeesh e Titman (1993), para um período diferente, um teste pelo qual algumas anomalias não haviam passado, como a anomalia de tamanho descrita por Banz (1981).

Dada a sua importância e persistência, muitos autores buscaram explicações para essa anomalia dos retornos em janeiro. Alguns deles são Barberis, Shleifer e Vishny (1998), Daniel, Hirshleifer e Subrahmanyam (1998), e Hong e Stein (1999) que apresentam modelos de comportamento, baseando-se na ideia de que há vieses inerentes à maneira como os investidores interpretam as informações. Outros, no entanto, argumentaram que é prematuro rejeitar modelos racionais e sugerem que a lucratividade de estratégias de momento pode ser simplesmente uma compensação pelo risco. Mais notavelmente, Conrad e Kaul (1998) argumentam que o retorno anormal de estratégias de momento poderia ser inteiramente atribuído à variação transversal nos retornos esperados, e não à previsibilidade das séries temporais dos retornos. Entretanto Jegadeesh e Titman (2002) mostram evidências de que a proposição de Conrad e Kaul (1998) decorreu da utilização de uma amostra pequena na análise.

Assim, ao se avaliar se o efeito janeiro ocorre preponderantemente em ações com perdas ao longo do ano anterior, o que seria compatível com a explicação pela gestão tributária, é preciso evitar que esse efeito seja atenuado pelo efeito momento, que faria com que as perdas dos meses anteriores se prolongassem nos meses seguintes.

2 METODOLOGIA

2.1 Aspectos Metodológicos

Conforme as características apontadas por Martins (2002), este estudo classifica-se como uma pesquisa quantitativa e do ponto de vista de seus objetivos como descritivo. Quanto aos procedimentos de coleta, esta é uma pesquisa documental, utilizando dados secundários, coletados na base de dados Economática®.

Dessa maneira, permeia-se uma pesquisa em contabilidade de natureza positiva, visto que, fundamentado por uma teoria, a explicação dos fenômenos ocorre por meio da identificação de suas relações, conforme entendimento de Martins e Theóphilo (2007).

2.2 Definição das Variáveis

Em procedimento indicado por Soares, Rostano e Soares (2002) foi utilizado como medida para o retorno das ações o retorno anormal (RA) ajustado ao retorno de mercado, pois este expressa o excesso de Retorno da Ação em relação ao portfólio de mercado em um dado período, sendo obtido pela equação:

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - RIBOV_t \quad (E1)$$

Onde: $RA_{i,t}$ é o retorno anormal da ação i no mês t ; $R_{i,t}$ é o Retorno da Ação i no mês t ; $RIBOV_t$ é o retorno do mercado para o mês t . Como medida para o retorno do mercado foi utilizada a variação do Ibovespa (IBOV). Para todas as observações considerou-se o fechamento do último dia de cada mês.

O cálculo do Retorno da Ação (R) obedeceu à equação:

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \quad (E2)$$

Onde: $R_{i,t}$ é a taxa de Retorno da Ação i no mês t ; $P_{i,t}$ é o preço da ação i na data t ; $P_{i,t-1}$ é o preço da ação i na data $t-1$. Obteve-se o valor do preço da ação no fechamento do último dia de cada mês.

Similar ao cálculo do Retorno da Ação, o retorno do mercado (RIBOV) foi calculado seguindo a expressão:

$$RIBOV_t = \ln\left(\frac{IBOV_t}{IBOV_{t-1}}\right) \quad (E3)$$

Onde: $RIBOV_t$ é a taxa de retorno do IBOVESPA no mês t ; $IBOV_t$ é o preço do IBOVESPA na data t ; $IBOV_{t-1}$ é o preço do IBOVESPA na data $t-1$. As observações possuem valor do índice no fechamento do último dia de cada mês.

O cálculo do Retorno da Ação (R) em $t-1$ obedeceu à equação:

$$R_{i,t-1} = \ln\left(\frac{P_{i,t-1}}{P_{i,t-2}}\right) \quad (E4)$$

Onde: $R_{i,t-1}$ é a taxa de Retorno da Ação i no mês $t-1$; $P_{i,t-1}$ é o preço da ação i na data $t-1$; $P_{i,t-2}$ é o preço da ação i na data $t-2$. Obteve-se o valor do preço da ação no fechamento do último dia de cada mês.

O cálculo do Retorno Acumulado da Ação (RAc), no período de $t-12$ a $t-2$, obedeceu à equação:

$$RAC_{i,t-12:t-2} = \sum_{t-12}^{t-2} R_i \quad (E5)$$

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

Onde: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é a o Retorno Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; R_i é a taxa de Retorno da Ação i ;

2.3 Descrição dos Modelos e Resultados Esperados

Considerando a base teórica e concernente ao problema de pesquisa, são tomados modelos como métricas para averiguar a ocorrência do efeito janeiro, tencionando controlar o efeito momento e o efeito reversão de curto prazo para os modelos.

Como visto, uma possível explicação do efeito janeiro é que se trata de uma reversão de uma queda de preços causada pela coordenação de agentes, em dezembro, vendendo ações nas quais o ganho de capital acumulado desde a compra está negativo, de forma a reduzir a renda base da incidência de imposto de renda. O ganho de capital depende do momento em que cada investidor comprou a ação (o que determina o preço de compra), inviabilizando a determinação do real ganho de capital médio do mercado. Entretanto, podemos inferir que quanto menor o retorno acumulado, no período de janeiro a novembro, mais negativo deve ser o ganho de capital médio dos investidores na ação. Além disso, é preciso que o retorno anormal em dezembro seja negativo, para caracterizar a coordenação de vendas pelos agentes.

Se o efeito janeiro estiver efetivamente associado à queda de preço em dezembro, devido à coordenação de vendas para geração de crédito tributário, teríamos, na verdade, um efeito dezembro, com o retorno anormal em janeiro sendo apenas uma reversão de curto prazo. Assim, é preciso controlar os retornos para o efeito de reversão de curto prazo, introduzindo o retorno defasado em um mês. Por outro lado, se o efeito janeiro está associado a retornos negativos ao longo dos doze meses anteriores, que permitem a realização de perdas de capital, o retorno de janeiro pode estar negativamente influenciado pelo efeito momento, atenuando a medida do efeito janeiro. Assim, é preciso controlar os retornos para o efeito momento introduzindo o retorno acumulado entre décimo segundo e o segundo meses antecedentes. Dessa forma, o Modelo 1 é expresso pela equação:

$$RA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RAC_{i,t-12:t-2} + \beta_2 R_{i,t-1} + \beta_3 DJ_{i,t} + u \quad (M1)$$

Onde: $RA_{i,t}$ é o Retorno Mensal Anormal da ação i no mês t ; $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no período de $t-1$; $DJ_{i,t}$ é a variável *dummy* da ação i que adotará valor igual a 1 quando t corresponder ao mês de janeiro; β_0 é o intercepto; β_1 é o coeficiente angular entre o Retorno Acumulado de $t-12$ a $t-2$ e o Retorno Anormal em t ; β_2 é o coeficiente angular entre o

Retorno da Ação em t-1 e o Retorno Anormal em t; β_3 é o coeficiente angular entre a variável *dummy* do mês de janeiro e o Retorno Anormal do mês t; u é o termo de erro.

Pelo efeito momento, é esperado que o coeficiente β_1 seja positivo, conforme descrito por Jegadeesh e Titman (1993). Pelo efeito de reversão de curto prazo, o coeficiente β_2 deve ser negativo, conforme descrito por Jegadeesh (1990) e Lehman (1990). O coeficiente β_3 capta a sensibilidade do Retorno Mensal Anormal por ação com relação aos meses de janeiro.

Entretanto, para que ocorra a coordenação de vendas, é preciso que o ganho de capital seja negativo. Mesmo que o retorno acumulado de janeiro a novembro seja baixo, ainda permite a ocorrência de ganho de capital pelos agentes. É preciso, assim, avaliar se esse efeito se intensifica quando $RAC_{i,t-12:t-2}$ e $R_{i,t-1}$ são negativos. Para isso são adicionados termos que tomam esses valores apenas no caso de serem negativos. O Modelo 2 é dado pela equação:

$$RA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RAC_{i,t-12:t-2} + \beta_2 R_{i,t-1} + \beta_3 DJ_{i,t} \quad (M2)$$

$$+ \beta_4 RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} + \beta_5 R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} + u$$

Onde: $DRAC_{i,t-12:t-2}$ é uma variável *dummy* que adotará valor igual a 1 quando o Retorno Acumulado da Ação i no período de t-12 a t-2 for negativo; $DR_{i,t-1}$ é uma variável *dummy* que adotará valor igual a 1 quando o Retorno da Ação i em t-1 for negativo; β_4 é o coeficiente angular entre a interação do Retorno Acumulado da Ação i no período de t-12 a t-2 e a variável *dummy* de retorno acumulado negativo do referido período; β_5 é o coeficiente angular entre a interação do Retorno da Ação i no mês t-1 e a variável *dummy* de retorno negativo do referido mês. As demais variáveis submetem-se às mesmas definições de (M1).

No Modelo 2, os coeficientes β_4 e β_5 refletem a assimetria dos efeitos momento e reversão de curto prazo, respectivamente, sendo esperados valores positivos para ambos. A *dummy* $DRAC_{i,t-12:t-2}$ capta a sensibilidade do Retorno Mensal Anormal em relação a resultado negativo do retorno acumulado do período de t-12 a t-2. A *dummy* $DR_{i,t-1}$ capta a sensibilidade do Retorno Mensal Anormal em relação ao retorno negativo no período t-1.

Entretanto, para avaliação do efeito janeiro, é de especial interesse a avaliação da $RAC_{i,t-12:t-2}$ e $R_{i,t-1}$, quando são negativos, para $RA_{i,t}$, especialmente quando se referem ao período de janeiro a novembro e dezembro, respectivamente.

O Modelo 3 é dado pela equação:

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O
INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

$$\begin{aligned}
 RA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 RAC_{i,t-12:t-2} + \beta_2 R_{i,t-1} + \beta_3 DJ_{i,t} \\
 & + \beta_4 RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} + \beta_5 R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \\
 & + \beta_6 RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t} + \beta_7 R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t} + u
 \end{aligned}
 \tag{M3}$$

Onde: β_6 é o coeficiente angular entre a interação do Retorno Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$, a variável *dummy* de retorno acumulado negativo do referido período e a variável *dummy* de janeiro; β_7 é o coeficiente angular entre a interação do Retorno da Ação i no mês $t-1$, a variável *dummy* de retorno negativo do referido mês e a variável *dummy* de janeiro; u é o termo de erro. As demais variáveis submetem-se às mesmas definições de (M1) e (M2).

No Modelo 3, os coeficientes β_6 e β_7 refletem os aumentos anormais em janeiro decorrentes do ganho de capital negativo no ano anterior. Essas são as principais variáveis para avaliar se um retorno anormal positivo no mês de janeiro pode ser explicado pela realização de prejuízos para evitar pagamento de impostos. Se assim o for, é esperado que esses coeficientes tenham sinal negativo, ou seja, quanto mais negativo o ganho de capital no ano anterior, mais vendas devem ter ocorrido (porque mais pessoas tiveram ganho de capital negativo e porque o benefício fiscal individual também é maior), implicando numa maior reversão em janeiro.

2.4 Seleção das amostras, coleta e tratamento dos dados

Conforme discriminado anteriormente, os dados foram obtidos utilizando a base de dados Economática[®]. As ações coletadas não foram restringidas a uma ação por empresa, sendo observados os condicionantes de formulação das amostras de trabalho. Os valores de fechamento das ações foram ajustados para proventos. Foram constituídas cinco amostras de trabalho para pesquisa, conforme detalhadas abaixo.

2.4.1 Amostra 1 – Ações Bovespa

A Amostra 1 é composta por fechamentos mensais de ações de empresas brasileiras, negociadas na BM&FBovespa no período de 1996 a 2013.

Foram excluídas as empresas que não apresentavam alguma informação para uma determinada variável em um dado mês, resultando, desse modo, em 67.705 observações de 898 ações diferentes.

2.4.2 Amostra 2 – ADR's Bovespa

A Amostra 2 é composta por fechamentos mensais de ações de empresas brasileiras, negociadas na BM&FBovespa no período de 1996 a 2013, cujas ações se baseiam as ADR's das referidas empresas negociadas na Nyse. A análise dessa amostra em separado justifica-se pela possibilidade do efeito janeiro ser resultado da atuação de investidores estrangeiros no mercado estadunidense refletindo no mercado brasileiro.

De igual forma à Amostra 1, procedeu-se com a exclusão de empresas que não apresentavam alguma informação para uma determinada variável em um dado mês. Realizou-se ainda a winsorização das variáveis que excederam os limites de 1,5% inferior e de 98,5% superior. Assim, a Amostra 2 conta com 7.938 observações ações-mês.

2.4.3 Amostra 3 – Ações Bovespa sem ADR's

A Amostra 3 é composta por fechamentos mensais de ações de empresas brasileiras, negociadas na BM&FBovespa no período de 1996 a 2013, excluídas as ações que baseiam as ADR's. O objetivo é analisar se o efeito janeiro ocorre em uma amostra não influenciada por negociações de investidores estrangeiros com ADRs no mercado estadunidense. Ou seja, das ações de empresas brasileiras na BM&FBovespa, para o período destacado, foram excluídas as ações que compõem a Amostra 2, além da exclusão de empresas que não apresentavam alguma informação para uma determinada variável em um dado mês. Dessa forma, a Amostra 3 é formada por 59.767 observações de 845 ações diferentes.

2.4.4 Amostra 4 - Comparáveis

A Amostra 4 é composta por fechamentos mensais de ações de empresas brasileiras, negociadas na BM&FBovespa no período de 1996 a 2013, que originam as ADR's de empresas brasileiras negociadas na Nyse somadas às ações comparáveis uma a uma, de empresas brasileiras seguindo as características: pertencer ao mesmo setor da base de dados Economática® e possuir Ativo Total de valores relativamente próximos.

Foram excluídas as empresas que não apresentavam alguma informação para uma determinada variável em um dado mês. Procedeu-se ainda com a winsorização das variáveis que excederam os limites de 1,5% inferior e de 98,5% superior. Assim, a Amostra 4 resultou em 12.659 observações de 106 ações diferentes.

2.4.5 Amostra 5 – ADR's NYSE

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

A Amostra 5 constitui-se de fechamentos mensais de ADR's de empresas brasileiras negociadas na bolsa de valores de Nova York (Nyse) no período de 1996 a 2013. Foram excluídas as empresas que não apresentavam alguma informação para uma determinada variável em um dado mês. Assim, a Amostra 5 conta com 6.117 observações ações-mês de 53 ações diferentes.

Para melhor entendimento, quanto a Amostra 5, nas equações, modelos e hipóteses deste trabalho, onde consta 'ação' leia-se 'ADR'.

2.5 Hipóteses a serem testadas

Fundamentando-se na literatura revisada e com o objetivo de identificar o efeito janeiro, mas levando em consideração as interações com as anomalias de reversão de curto prazo e momento, foram formuladas as seguintes hipóteses a serem testadas:

- H₁: Ocorre efeito janeiro nas ações de empresas brasileiras ($\beta_3 > 0$).
- H₂: O efeito janeiro está relacionado com a desvalorização das ações no ano anterior ($\beta_6 < 0$).
- H₃: O efeito janeiro está relacionado com a desvalorização das ações em dezembro ($\beta_7 < 0$).

3 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A análise dos resultados é apresentada nas três seções seguintes separadas por Estatísticas Descritivas, Análise de Correlações e por fim as Análises das Regressões Múltiplas.

3.1 Estatísticas Descritivas das Amostras

A Tabela 1 apresenta o consolidado das estatísticas descritivas por amostra, das variáveis utilizadas nos três modelos econométricos.

Tabela 1 - Estatística Descritiva das Amostras

| Valores das Médias das Variáveis por Amostra | | | | | |
|---|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| Variáveis | Amostra 1 | Amostra 2 | Amostra 3 | Amostra 4 | Amostra 5 |
| $RA_{i,t}$ | 0,0034 | 0,0008 | 0,0037 | 0,0003 | 0,0066 |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ | 0,1348 | 0,1426 | 0,1341 | 0,1381 | 0,0714 |
| $R_{i,t-1}$ | 0,0142 | 0,0129 | 0,0144 | 0,0118 | 0,0071 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ | -0,1425 | -0,1034 | -0,1468 | -0,1121 | -0,1684 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ | -0,0488 | -0,0399 | -0,0496 | -0,0407 | -0,0513 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ | -0,0141 | -0,0109 | -0,0145 | -0,0075 | -0,0175 |

| | | | | | |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ | -0,0031 | -0,0023 | -0,0032 | -0,0008 | -0,0023 |
|---|---------|---------|---------|---------|---------|

| Valores de Desvio Padrão das Variáveis por Amostra | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Variáveis | Amostra 1 | Amostra 2 | Amostra 3 | Amostra 4 | Amostra 5 |
| $RA_{i,t}$ | 0,1682 | 0,0989 | 0,1745 | 0,1036 | 0,1324 |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ | 0,5572 | 0,4229 | 0,5684 | 0,4415 | 0,5275 |
| $R_{i,t-1}$ | 0,1756 | 0,1209 | 0,1801 | 0,1231 | 0,1510 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ | 0,2914 | 0,2124 | 0,2956 | 0,2241 | 0,3259 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ | 0,0992 | 0,0700 | 0,1009 | 0,0721 | 0,0965 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ | 0,1056 | 0,0759 | 0,1074 | 0,0448 | 0,1217 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ | 0,0273 | 0,0208 | 0,0279 | 0,0054 | 0,0226 |

| Valores de Mínimos das Variáveis por Amostra | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Variáveis | Amostra 1 | Amostra 2 | Amostra 3 | Amostra 4 | Amostra 5 |
| $RA_{i,t}$ | -3,8840 | -0,2504 | -3,8840 | -0,2738 | -1,4563 |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ | -4,6250 | -0,9979 | -4,6250 | -1,0296 | -4,0216 |
| $R_{i,t-1}$ | -2,9957 | -0,3228 | -2,9957 | -0,3388 | -1,5315 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ | -4,6250 | -0,9979 | -4,6250 | -1,0296 | -4,0216 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ | -2,9957 | -0,3228 | -2,9957 | -0,3388 | -1,5315 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ | -3,0594 | -0,9979 | -2,6658 | -0,3192 | -3,4999 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ | -1,3665 | -0,3228 | -1,3665 | -0,0403 | -0,5958 |

| Valores Máximos das Variáveis por Amostra | | | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Variáveis | Amostra 1 | Amostra 2 | Amostra 3 | Amostra 4 | Amostra 5 |
| $RA_{i,t}$ | 3,9001 | 0,2632 | 3,9001 | 0,2817 | 0,8882 |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ | 5,0256 | 1,1818 | 5,0256 | 1,2319 | 2,7921 |
| $R_{i,t-1}$ | 3,8432 | 0,3151 | 3,8432 | 0,3272 | 0,9445 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 1 temos que: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a interação do Retorno Mensal Acumulado no período de $t-12$ a $t-2$ com a variável *dummy* de valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no referido período; $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ é a interação entre o retorno mensal em $t-1$ com a variável *dummy* de valor 1 para retorno negativo em $t-1$; $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ é a interação de entre o Retorno Acumulado com a *dummy* de Retorno Acumulado negativo e com a variável *dummy* de janeiro; $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ é a interação do Retorno da Ação em $t-1$ com a variável *dummy* de Retorno da Ação em $t-1$ negativo e com a variável *dummy* de janeiro.

Pode-se observar que os valores de média e desvio padrão não apresentam grandes disparidades, independente da amostra. A maior dispersão ocorre na variável $RAC_{i,t-12:t-2}$ na Amostra 3, variando de -4,62497 a 5,02564. Assim, é possível indicar que os dados mantêm-se concentrados ou homogêneos nessas variáveis.

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O
INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

3.2 Correlação entre as variáveis

A Tabela 2 apresenta a matriz de correlação de Pearson entre as variáveis dos três modelos utilizados na Amostra 1.

Tabela 2 – Correlação das Variáveis da Amostra 1

| | $RA_{i,t}$ | $RAC_{i,t-12:t-2}$ | $R_{i,t-1}$ | $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ | $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ | $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ | $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ |
|---|------------|--------------------|-------------|--|------------------------------|---|---|
| $RA_{i,t}$ | 1 | | | | | | |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ | 0,0143*** | 1 | | | | | |
| $R_{i,t-1}$ | -0,0319*** | 0,0085** | 1 | | | | |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ | 0,0166*** | 0,7664*** | 0,0067* | 1 | | | |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ | -0,0104*** | 0,0476*** | 0,7409*** | 0,1062*** | 1 | | |
| $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ | 0,017*** | 0,2252*** | -0,0168*** | 0,3033*** | 0,0041 | 1 | |
| $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ | -0,0219*** | 0,0277*** | 0,1663*** | 0,037*** | 0,2229*** | 0,2393*** | 1 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 2 temos que: $RA_{i,t}$ é o Retorno Mensal Anormal da Ação i no mês t ; $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a interação do Retorno Mensal Acumulado no período de $t-12$ a $t-2$ com a variável dummy de valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no referido período; $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ é a interação entre o retorno mensal em $t-1$ com a variável dummy de valor 1 para retorno negativo em $t-1$; $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ é a interação de $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ com a variável dummy de janeiro; $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ é a interação de $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ com a variável dummy de janeiro. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

A Tabela 2 indica correlações significativas das variáveis explicativas em relação à variável dependente, ao nível de 1% de significância. Destaca-se ainda, referente às correlações significativas positivas em relação ao Retorno Anormal ($RA_{i,t}$) com: o Retorno Mensal Acumulado ($RAC_{i,t-12:t-2}$); a interação do Retorno Mensal Acumulado e *dummy* de Retorno Acumulado Negativo ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$); e interação do Retorno Mensal Acumulado, *dummy* de Retorno Acumulado Negativo e *dummy* de janeiro ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$).

A Tabela 3 apresenta a matriz de correlação de Pearson entre as variáveis dos três modelos utilizados para a Amostra 5.

Tabela 3 – Correlação das Variáveis da Amostra 5

| | $RA_{i,t}$ | $RAC_{i,t-12:t-2}$ | $R_{i,t-1}$ | $RAC_{i,t-12:t-2}$ $DRAC_{i,t-12:t-2}$ | $R_{i,t-1}$ $DR_{i,t-1}$ | $RAC_{i,t-12:t-2}$ $DRAC_{i,t-12:t-2}$ $DJ_{i,t}$ | $R_{i,t-1}$ $DR_{i,t-1}$ $DJ_{i,t}$ |
|---|------------|--------------------|-------------|---|-----------------------------|---|---|
| $RA_{i,t}$ | 1 | | | | | | |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ | -0,0081 | 1 | | | | | |
| $R_{i,t-1}$ | 0,0388*** | 0,0105 | 1 | | | | |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ $DRAC_{i,t-12:t-2}$ | -0,029** | 0,8526*** | -0,014 | 1 | | | |
| $R_{i,t-1}$ $DR_{i,t-1}$ | 0,0359*** | 0,1361*** | 0,8453*** | 0,1473*** | 1 | | |
| $RAC_{i,t-12:t-2}$ $DRAC_{i,t-12:t-2}$ $DJ_{i,t}$ | 0,0116 | 0,2549*** | -0,0796*** | 0,307*** | -0,0432*** | 1 | |
| $R_{i,t-1}$ $DR_{i,t-1}$ $DJ_{i,t}$ | 0,059*** | 0,0195* | 0,156*** | -0,0003 | 0,1813*** | 0,1274*** | 1 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 3 temos que: $RA_{i,t}$ é o Retorno Mensal Anormal da Ação i no mês t ; $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a interação do Retorno Mensal Acumulado no período de $t-12$ a $t-2$ com a variável *dummy* de valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no referido período; $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ é a interação entre o retorno mensal em $t-1$ com a variável *dummy* de valor 1 para retorno negativo em $t-1$; $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$ é a interação de $RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$ com a variável *dummy* de janeiro; $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$ é a interação de $R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$ com a variável *dummy* de janeiro. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

Na Tabela 2 é possível observar várias correlações significativas. Com ênfase às interpretações dos modelos 1, 2 e 3, ressalta-se as correlações positivas entre o Retorno em $t-1$ ($R_{i,t-1}$) e o Retorno Anormal ($RA_{i,t}$).

Os resultados das correlações para as Amostras 2, 3 e 4 não serão tabelados e expostos, visto que essas amostras apresentam correspondência direta com as Amostras 1 e 2: a Amostra 1 é composta pelas superposição das Amostras 2 e 3; a amostra 4 contém as mesmas empresas da amostra 5.

3.3 Análises das Regressões

Para analisar a ocorrência do efeito janeiro e controlando para o efeito momento e o efeito reversão de curto prazo, além de testar as hipóteses suscitadas, foram realizadas regressões múltiplas em cada amostra. Assim, a variável Retorno Anormal Mensal por Ação foi regredida contra as variáveis independentes conforme as equações M1, M2 e M3.

Para tanto, utilizou-se o método de mínimos quadrados ordinários (MQO) sobre dados empilhados (*pooled OLS*) para estimar os modelos de estudo, usando-se a técnica de correção

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O
INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

de erros de *White* em virtude da detecção de problemas de heterocedasticidade em todas as amostras de trabalho.

3.3.1 Regressões na Amostra 1 – Ações do IBOVESPA

A Tabela 4 apresenta o resultado das regressões robustas para a Amostra 1.

Tabela 4 - Regressão Robusta para a Amostra 1

| Variáveis | Variável Dependente Retono Anormal Mensal por Ação | | |
|---|--|-------------------------------|-------------------------------|
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) |
| β_1 ($RAC_{i,t-12:t-2}$) | 0,0045*** (0,0015) | 0,0020 (0,0022) | 0,0022 (0,0022) |
| β_2 ($R_{i,t-1}$) | -0,0314*** (0,0067) | -0,0501*** (0,0109) | -0,0504*** (0,0110) |
| β_3 ($DJ_{i,t}$) | 0,0094*** (0,0027) | 0,0093*** (0,0027) | 0,0119*** (0,0031) |
| β_4 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$) | | 0,0055 (0,0049) | 0,0004 (0,0051) |
| β_5 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$) | | 0,0447*** (0,0189) | 0,0535*** (0,0188) |
| β_6 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$) | | | 0,0438*** (0,0116) |
| β_7 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$) | | | -0,1216** (0,0625) |
| Constante | 0,0024*** (0,0007) | 0,0060*** (0,0012) | 0,0057*** (0,0012) |
| Prob>F | 00000 | 00000 | 00000 |
| R ² | 0,0015 | 0,0019 | 0,0026 |
| Nº Observ. | 67705 | 67705 | 67705 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 4 temos que: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação *i* no período de *t-12* a *t-2*; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação *i* no mês de *t-1*; $DJ_{i,t}$ é uma variável *dummy* que adotará valor 1 quando *t* corresponder ao mês de janeiro; $DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no período de *t-12* a *t-2*; $DR_{i,t-1}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para retorno negativo em *t-1*. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

Os testes de hipóteses para Amostra 1 indicam, a 1% de significância, não rejeição de H_1 para todos os modelos e não rejeição de H_3 .

Pelos dados apresentados, nas ações de empresas brasileiras negociadas na Bovespa, observamos a evidência do efeito janeiro, captado pelo coeficiente da variável $DJ_{i,t}$, em todos os modelos. Além disso, observamos o efeito reversão de curto prazo ($\beta_2 < 0$), para retornos mensais, descrito por Jegadeesh (1990), também em todos os modelos. O efeito momento descrito por Jegadeesh e Titman (1993) é observado no Modelo 1 ($\beta_1 > 0$). No Modelo 2, ao controlarmos para a assimetria do efeito reversão de curto prazo, observamos que este se torna relevante e que as reversões ocorrem particularmente para ações com quedas significativas no mês anterior ($\beta_5 > 0$). Por fim, do Modelo 3, podemos inferir que o efeito janeiro seja

causado por uma reversão de vendas ocasionadas em dezembro, sustentando a hipótese de gestão tributária dos ganhos de capital ($\beta_7 < 0$).

3.3.2 Regressões na Amostra 2 – ADR's Bovespa

Procedeu-se com a realização de regressões múltiplas na Amostra 2 de forma idêntica ao realizado na Amostra 1. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 - Regressão Robusta para a Amostra 2

| Variáveis | Variável Dependente Retono Anormal Mensal por Ação | | |
|---|--|-------------------------------|-------------------------------|
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) |
| β_1 ($RAC_{i,t-12:t-2}$) | 0,0063** (0,0031) | 0,0039 (0,0045) | 0,0039 (0,0045) |
| β_2 ($R_{i,t-1}$) | -0,0314*** (0,0110) | -0,0415** (0,0188) | -0,0421** (0,0188) |
| β_3 ($DJ_{i,t}$) | -0,0111*** (0,0042) | -0,0109*** (0,0042) | -0,0053 (0,0046) |
| β_4 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$) | | 0,0057 (0,0105) | 0,0001 (0,0108) |
| β_5 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$) | | 0,0213 (0,0331) | 0,0252 (0,0341) |
| β_6 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$) | | | 0,0534*** (0,0210) |
| β_7 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$) | | | -0,0296 (0,0856) |
| Constante | 0,0013 (0,0013) | 0,0032 (0,0021) | 0,0027 (0,0021) |
| Prob>F | 0,0001 | 0,0003 | 0,0002 |
| R ² | 0,0035 | 0,0036 | 0,0048 |
| Nº Observ. | 7938 | 7938 | 7938 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 5 temos que: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $DJ_{i,t}$ é uma variável *dummy* que adotarà valor 1 quando t corresponder ao mês de janeiro; $DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no período de $t-12$ a $t-2$; $DR_{i,t-1}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para retorno negativo em $t-1$. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

Pelos resultados apresentados na Tabela 5, nas ações de empresas brasileiras negociadas na Bovespa, em que se baseiam as ADR's negociadas na NYSE, observamos uma evidência contrária ao efeito janeiro, captado pelo coeficiente da variável $DJ_{i,t}$, para os Modelos 1 e 2. Além disso, observamos o efeito reversão de curto prazo, para retornos mensais, descrito por Jegadeesh (1990), em todos os modelos ($\beta_2 < 0$). O efeito momento é observado no Modelo 1, conforme descrito por Jegadeesh e Titman (1993) ($\beta_1 > 0$). Por fim, do Modelo 3, podemos concluir que as quedas acumuladas de janeiro a novembro reduzem o

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O
INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

retorno em janeiro ($\beta_6 > 0$). Assim, para a Amostra 2, rejeita-se H_1 e H_2 , enquanto H_3 não se mostrou estatisticamente significativa.

3.3.3 Regressões na Amostra 3 – Ações Bovespa sem ADR's

Na Amostra 3, foram realizadas as regressões múltiplas de igual forma ao realizado na Amostra 1 e 2. Os valores são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 - Regressão Robusta para a Amostra 3

| Variáveis | Variável Dependente Retono Anormal Mensal por Ação | | |
|---|--|-------------------------------|-------------------------------|
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) |
| β_1 ($RAC_{i,t-12:t-2}$) | 0,0044*** (0,0016) | 0,0016 (0,0024) | 0,0019 (0,0023) |
| β_2 ($R_{i,t-1}$) | -0,0322*** (0,0071) | -0,0517*** (0,0115) | -0,0520*** (0,0115) |
| β_3 ($DJ_{i,t}$) | 0,0120*** (0,00298) | 0,0120*** (0,0030) | 0,0145*** (0,0034) |
| β_4 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$) | | 0,0063 (0,0053) | 0,0013 (0,0054) |
| β_5 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$) | | 0,0472** (0,0120) | 0,0560*** (0,0198) |
| β_6 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$) | | | 0,0432*** (0,0125) |
| β_7 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$) | | | -0,1215* (0,0671) |
| Constante | 0,0026*** (0,0008) | 0,0065*** (0,0013) | 0,0062*** (0,0013) |
| Prob>F | 0 | 0 | 0 |
| R ² | 0,0016 | 0,002 | 0,0028 |
| Nº Observ. | 59767 | 59767 | 59767 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 6 temos que: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $DJ_{i,t}$ é uma variável *dummy* que adotarà valor 1 quando t corresponder ao mês de janeiro; $DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no período de $t-12$ a $t-2$; $DR_{i,t-1}$ é *dummy* que assume valor 1 para retorno negativo em $t-1$. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

Visto os resultados expostos na Tabela 6, nas ações de empresas brasileiras negociadas na Bovespa, excluindo as ações com ADR's negociadas na NYSE, observamos a evidência do efeito janeiro, captado pelo coeficiente da variável $DJ_{i,t}$ ($\beta_3 > 0$), em todos os modelos. Além disso, observamos o efeito reversão de curto prazo, para retornos mensais, descrito por Jegadeesh (1990), também em todos os modelos ($\beta_2 < 0$). O efeito momento descrito por Jegadeesh e Titman (1993) é observado no Modelo 1 ($\beta_1 > 0$). Por fim, do Modelo 3, podemos concluir que o efeito janeiro seja acentuado por uma reversão de vendas ocasionadas

em dezembro ($\beta_7 < 0$), sustentando a hipótese de gestão tributária dos ganhos de capital. Isto posto, para o teste de hipóteses na Amostra 3, rejeita-se H_2 enquanto não se rejeita H_1 e H_3 .

3.3.4 Regressões na Amostra 4 – Comparáveis

Na Amostra 4, foram realizadas as regressões múltiplas de igual forma ao realizado na demais amostras. Os valores são apresentados na Tabela 7.

Tabela 7 - Regressão Robusta para a Amostra 4

| Variáveis | Variável Dependente Retono Anormal Mensal por Ação | | |
|---|--|-------------------------------|-------------------------------|
| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) | Coefficiente (Erro Padrão) |
| β_1 ($RAC_{i,t-12:t-2}$) | 0,0062961** (0,0024825) | 0,0043726 (0,003697) | 0,0039154 (0,0036983) |
| β_2 ($R_{i,t-1}$) | -0,0208713** (0,0091586) | -0,0228121 (0,0157003) | -0,0012614 (0,0042223) |
| β_3 ($DJ_{i,t}$) | -0,0072975** (0,0035442) | -0,0072629** (0,0035425) | -0,0234984 (0,0157696) |
| β_4 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$) | | 0,0047016 (0,0082656) | 0,0010861 (0,0083791) |
| β_5 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$) | | 0,004296 (0,0281048) | 0,0074922 (0,0280823) |
| β_6 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$) | | | 0,090447*** (0,0304113) |
| β_7 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$) | | | -0,1694555 (0,2509363) |
| Constante | 0,000335 (0,001058) | 0,0013222 (0,001743) | 0,0011285 (0,0017425) |
| Prob>F | 0,0004 | 0,0028 | 0,0004 |
| R ² | 0,0018 | 0,0019 | 0,0029 |
| Nº Observ. | 12659 | 12659 | 12659 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 7 temos que: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $DJ_{i,t}$ é uma variável *dummy* que adotará valor 1 quando t corresponder ao mês de janeiro; $DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no período de $t-12$ a $t-2$; $DR_{i,t-1}$ é a variável *dummy* de valor 1 para retorno negativo em $t-1$. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

Os testes de hipóteses para Amostra 4 indicam, a 5% de significância, a rejeição de H_1 para os Modelos 1 e 2 e a rejeição de H_2 .

Assim, na amostra que é composta pelas ações comparáveis e as ações que se baseiam as ADR'S negociadas na NYSE, observamos uma evidência contrária ao efeito janeiro, captado pelo coeficiente da variável $DJ_{i,t}$ ($\beta_3 < 0$), para os Modelos 1 e 2. Além disso, do Modelo 1 observamos o efeito reversão de curto prazo, para retornos mensais ($\beta_2 < 0$), descrito por Jegadeesh (1990) e o efeito momento ($\beta_1 > 0$), conforme Jegadeesh e Titman (1993).

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O
INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

3.3.5 Regressões na Amostra 5 – ADR's NYSE

A regressões múltiplas foram realizadas, na Amostra 5, seguindo o mesmo procedimento e definições realizados nas demais amostras. Os valores são apresentados na Tabela 8.

Tabela 8 - Regressão Robusta para a Amostra 5

| Variável Dependente Retono Anormal Mensal por Ação | | | |
|---|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Variáveis | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
| | Coeficiente (Erro Padrão) | Coeficiente (Erro Padrão) | Coeficiente (Erro Padrão) |
| β_1 ($RAC_{i,t-12:t-2}$) | -0,0024 (0,0047) | 0,0144** (0,0065) | 0,0140** (0,0065) |
| β_2 ($R_{i,t-1}$) | 0,0373 ** (0,0173) | 0,0136 (0,0267) | 0,0106 (0,0268) |
| β_3 ($DJ_{i,t}$) | -0,0153*** (0,0063) | -0,0150** (0,0062) | -0,0040 (0,0067) |
| β_4 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2}$) | | -0,0338** (0,0147) | -0,0344** (0,0156) |
| β_5 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1}$) | | 0,0407 (0,0518) | 0,0320 (0,0518) |
| β_6 ($RAC_{i,t-12:t-2} \cdot DRAC_{i,t-12:t-2} \cdot DJ_{i,t}$) | | | 0,0169 (0,0197) |
| β_7 ($R_{i,t-1} \cdot DR_{i,t-1} \cdot DJ_{i,t}$) | | | 0,2756* (0,1560) |
| Constante | 0,0079*** (0,0019) | 0,0032 (0,0036) | 0,0027 (0,0036) |
| Prob>F | 0,0247 | 0,0111 | 0,0236 |
| R ² | 0,0026 | 0,0045 | 0,0065 |
| Nº Observ. | 6117 | 6117 | 6117 |

Fonte: elaborado pelos autores.

Obs.: Na Tabela 8 temos que: $RAC_{i,t-12:t-2}$ é o Retorno Mensal Acumulado da Ação i no período de $t-12$ a $t-2$; $R_{i,t-1}$ é o Retorno da Ação i no mês de $t-1$; $DJ_{i,t}$ é uma variável *dummy* que adotará valor 1 quando t corresponder ao mês de janeiro; $DRAC_{i,t-12:t-2}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para Retorno Mensal Acumulado negativo no período de $t-12$ a $t-2$; $DR_{i,t-1}$ é a variável *dummy* que assume valor 1 para retorno negativo em $t-1$. ***, **, *, significante a 1%, 5% e 10%.

Segundo os resultados apresentados para a amostra 5, ressalta-se a análise de H_1 , que é rejeitada nos modelos 1 e 2 a 1% e 5% de significância respectivamente. No Modelo 3 não podemos fazer inferência para esta hipótese, visto que β_3 não se mostrou significante, assim como para H_2 .

Pelos resultados apresentados, nas ADR's de empresas brasileiras negociadas na NYSE, observamos dos Modelos 1 e 2 evidência contrária ao efeito janeiro, captado pelo

coeficiente da variável $DJ_{i,t}$ ($\beta_3 < 0$). Nos Modelos 2 e 3, ao controlarmos para a assimetria do efeito momento, observamos que este se torna relevante e que as reversões ocorrem particularmente para ações com quedas significativas no ano anterior ($\beta_4 < 0$). Por fim, do Modelo 3, podemos concluir que há continuação de quedas em dezembro ($\beta_7 > 0$), o que vai diretamente contra a hipótese de que o efeito janeiro seja causado por uma reversão de vendas ocasionadas por motivos fiscais, em dezembro, rejeitando-se assim H_3 .

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa analisou os retornos de ações de empresas brasileiras com o objetivo de avaliar a existência do efeito janeiro, tomando o período de 1996, a 2013, com separação por subamostras, particularmente compondo grupos de ações com ou sem ADR. A pesquisa se estruturou nas análises de três modelos econométricos, utilizados para testar a ocorrência referido efeito, incorporando às análises variáveis de controle tanto para o efeito reversão de curto prazo, como para o efeito momento.

Os resultados encontrados evidenciam a existência do efeito janeiro nas ações de empresas brasileiras da Bovespa e com maior intensidade quando o retorno negativo em dezembro era maior, consistentemente com a hipótese de gestão tributária dos ganhos de capital. Em contraponto, os resultados também sugerem a não ocorrência do efeito janeiro nas ADR's brasileiras da bolsa de Nova York. Estas empresas apresentam, em geral, maior valor de mercado.

A única evidência relatada sobre o “efeito janeiro” no mercado de ações brasileiro por Torres, Bonomo e Fernandes (2002), é contraditória com um fato estilizado dessa anomalia, que é a sua incidência em ações de pequeno valor de mercado, conforme inicialmente apontado por Keim (1983) e confirmado em outros estudos contemporâneos e posteriores. Uma possível explicação para o resultado de Torres, Bonomo e Fernandes (2002) decorreria do mercado acionário brasileiro ser pequeno e aberto, tornando possível que o efeito janeiro em ações de empresas maiores se desse por gerenciamento tributário de agentes estrangeiros. Porém, o resultado obtido neste trabalho de que o efeito janeiro não está associado a empresas que possuem ADR (empresas de maior tamanho) está alinhado com essa evidência internacional e é incompatível com a gestão tributária de agentes estrangeiros. Quando são tomadas empresas comparáveis àquelas com ADR, pelo setor e pelo tamanho, também não se observa o efeito janeiro, confirmando sua relação com ações de empresas de menor valor.

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

A diferença de resultado em relação a estudos anteriores sobre o efeito janeiro no Brasil pode se dever ao fato de que no período aqui analisado houve incidência de imposto sobre ganhos de capital, que começou em 1996 no Brasil, de maneira consistente com a explicação do efeito janeiro pelo gerenciamento tributário. Outra possível explicação é o fato de termos trabalhado com retornos de ações empilhados, no lugar de trabalhar com as variações de índices de ações.

Apesar de os resultados aqui obtidos serem consistente com a explicação de gestão tributária para o efeito janeiro, é preciso salientar que o benefício tributário pela realização de perdas com ações é bem mais restrito no Brasil que em outros países. Por um lado, só pode ser utilizado para compensar lucro com ganho de capital na venda de ações, não podendo ser deduzido de outras fontes de renda. E, por outro lado, não pode ser aplicado retroativamente. Uma perda em dezembro não pode compensar um ganho de capital entre janeiro e novembro, por exemplo, mas tão somente ganhos de capital no próprio mês de dezembro.

Alinhado às pesquisas internacionais, sobretudo ao mercado acionário estadunidense, sugere-se como pesquisas futuras, a busca pela motivação ou explicação da não ocorrência do efeito janeiro nas ADR's de empresas brasileiras negociadas no mercado americano, permeando diversos focos de pesquisa, como: a de que esses investidores não estão preocupados com a tributação sobre o capital, utilizando esse expediente para 'lavagem de dinheiro'; ou mesmo, não estão aproveitando os 'incentivos fiscais' que a legislação americana permite. Também vemos oportunidade de desenvolvimento do tema de pesquisa procurando explorar as especificidades do mercado brasileiro no tocante a tributação sobre ganhos de capital, analisando possíveis implicações sobre a sazonalidade dos retornos das grandes restrições aqui impostas à utilização do crédito gerado na realização de perdas com vendas de ações. O tema também pode se desenvolver no sentido de melhor avaliar os incentivos a que estão sujeitos os diferentes tipos de investidores, como por exemplo, os institucionais motivados a melhorar a rentabilidade de suas carteiras no fim do ano, e o investidores pessoa física que podem avaliar a oportunidade de investir receitas extras de fim de ano, ou mesmo realizar aplicações adicionais em fundos de previdência com objetivo de aproveitamento de benefícios fiscais.

REFERÊNCIAS

BANZ, R. W. The relationship between return and market value of common stocks. **Journal of Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 3-18, 1981.

BARBERIS, N.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. A model of investor sentiment. **Journal of Financial Economics**, v. 49, p. 307-343, 1998.

BERGES, A.; MCCONNELL, J. J.; SCHLARBAUM, G. G. The turn-of-the-year in Canada. **The Journal of Finance**, v. 39, n. 1, p. 185–192. doi: 10.1111/j.1540-6261.1984.tb03867.x, 1984.

CLARK, R. A.; MCCONNELL, J. J.; SINGH, M. Seasonalities in NYSE Bid-Ask Spreads and Stock Returns in January. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 5, p. 1999–2014. doi: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04694.x, 1992.

CONRAD, J.; KAUL, G. An anatomy of trading strategies. **Review of Financial Studies** v. 11, p. 489-519, 1998.

COSTA JR., N. C. A. Sazonalidades do Ibovespa. **Revista de Administração de Empresas**, v. 30, n. 3, p. 79–84, 1990.

DANIEL, K.; HIRSHLEIFER, D.; SUBRAHMANYAM, A. Investor psychology and security market under- and overreactions. **Journal of Finance**, v. 53, p. 1839-1886, 1998. FAMA, E. Efficient Capital Markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: II. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1575-1617, 1991.

FAMA, E. F; FRENCH, K. R. Permanent and temporary components of stock prices. **Journal of Political Economy**, v. 98, p. 247-273, 1988.

GRIFFITHS, M. D.; WHITE, R. W. Tax-Induced Trading and the Turn-of-the-Year Anomaly: An Intraday Study. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 2, p. 575–598. doi: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb04728.x, 1993.

GRINBLATT, M.; MOSKOWITZ, T. J. Predicting stock price movements from past returns: the role of consistency and tax-loss selling. **Journal of Financial Economics**, v. 71, n. 3, p. 541–579. doi: 10.1016/S0304-405X(03)00176-4, 2004.

GULTEKIN, M. N.; GULTEKIN, N. B. Stock market seasonality: International Evidence. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 4, p. 469–481. doi: 10.1016/0304-405X(83)90044-2, 1983.

HAUG, M., HIRSCHEY, M. The January Effect. **Financial Analysts Journal**, v. 62, n. 5, p. 78-88, 2006.

EFEITO JANEIRO NAS AÇÕES E ADRS DE EMPRESAS BRASILEIRAS APÓS O
INÍCIO DA TRIBUTAÇÃO DE GANHOS DE CAPITAL

HONG, H.; STEIN, J. C. A unified theory of underreaction, momentum trading and overreaction in asset markets. **The Journal of Finance**, v. 54, p. 2143-2184, 1999.

JEGADEESH, N. Evidence of Predictable Behavior of Security Returns. **The Journal of Finance**, v. 45, n. 3, p. 881-898. doi: 10.1111/j.1540-6261.1990.tb05110.x, 1990.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. **The Journal of Finance**, v. 48, n. 1, p. 65-91. doi: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x, 1993.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S. Profitability of Momentum Strategies: An evaluation of alternative explanation. **The Journal of Finance**, v. 56, n. 2, p.699, 2001.

JEGADEESH, N.; TITMAN, S.. Cross-Sectional and Time-Series Determinants of Momentum Returns. **Review of Financial Studies**, v. 15, n. 1, p. 143-157, 2002.

JONES, C. P.; PEARCE, D. K.; WILSON, J. W. Can Tax-Loss Selling Explain the January Effect? A Note. **The Journal of Finance**, v. 42, n. 2, p. 453-461. doi: 10.1111/j.1540-6261.1987.tb02577.x, 1987.

KATO, K.; SCHALLHEIM, J. S. Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 20, n. 02, p. 243-260. doi: 10.2307/2330958, 1985.

KEIM, D. B. Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 13-32. doi: 10.1016/0304-405X(83)90025-9, 1983.

KEIM, D. B. Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points. **Journal of Financial Economics**, v. 25, n. 1, p. 75-97. doi: 10.1016/0304-405X(89)90097-4, 1989.

LAKONISHOK, J. et al. Window Dressing by Pension Fund Managers. **American Economic Review**, v. 81, n. 2, p. 227-31. Retrieved April 7, 2013, 1991.

LEHMANN, B. Fads, martingales and market efficiency. **Quarterly Journal of Economics**, v. 105, n. 1, p.1-28, 1990.

LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. When are contrarian profits due to stock market overreaction?. **Review of Financial Studies**, v. 3, p. 175-208, 1990.

MARTINS, G. A. **Manual de elaboração de monografias e dissertações**. 3.ed. São Paulo: Atlas, 2002.

MARTINS, G.A.; THEÓPHILO, C. R. **Metodologia da investigação científica para ciências sociais aplicadas**. São Paulo: Atlas, 2007.

NG, L.; WANG, Q. Institutional trading and the turn-of-the-year effect. **Journal of Financial Economics**, v. 74, n. 2, p. 343–366. doi: 10.1016/j.jfineco.2003.05.009, 2004.

REINGANUM, M. R. The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. **Journal of Financial Economics**, v. 12, n. 1, p. 89–104. doi: 10.1016/0304-405X(83)90029-6, 1983.

RITTER, J.R. The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year. **Journal of Finance**. v. 42, n. 3, 1988.

ROLL, R. Vas Ist Das? **The Journal of Portfolio Management**, v. 9, n. 2, p. 18–28. doi: 10.3905/jpm.1983.18, 1983.

ROZEFF, M. S.; KINNEY JR., W. R. Capital market seasonality: The case of stock returns. **Journal of Financial Economics**, v. 3, n. 4, p. 379–402. doi: 10.1016/0304-405X(76)90028-3, 1976.

SANTOS, J. O. et al. Anomalias do mercado acionário brasileiro: a verificação do efeito janeiro no Ibovespa no período de 1969 a 2006. In: **Encontro Brasileiro de Finanças**, 7., São Paulo, 2007.

SECRETARIA DE RECEITA FEDERAL (Brasil). Instrução Normativa SRF nº 31, de 22 de maio de 1996. **Diário Oficial da União**, 24 de maio de 1996, p. 9042. Disponível em: <<http://www.receita.fazenda.gov.br/Legislacao/ins/Ant2001/Ant1997/1996/instrf03196.htm>>. Acesso em 07 abr. 2013.

SIAS, R. W.; STARKS, L. T. Institutions and Individuals at the Turn-of-the-Year. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 4, p. 1543–1562. doi: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb01120.x, 1997.

TINIC, S. M.; BARONE-ADESI, G.; WEST, R. R. Seasonality in Canadian Stock Prices: A Test of the “Tax-Loss-Selling” Hypothesis. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 22, n. 01, p. 51–63. doi: 10.2307/2330869, 1987.

TORRES, R.; BONOMO, M.; FERNANDES, C. A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 2, p. 199–247. doi: 10.1590/S0034-71402002000200002, 2002.

WACHTEL, S. B. Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. **The Journal of Business**, v. 15. Retrieved April 6, 2013, from http://econpapers.repec.org/article/ucpjnbus/v_3a15_3ay_3a1942_3ap_3a184.htm, 1942.