

Evidências Empíricas do Efeito Janeiro no Mercado Acionário Brasileiro

Elizângela Adriana de Castro Silva

Romeu Eugênio de Lima

Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG

RESUMO

O Efeito Janeiro é entendido como o maior retorno das ações durante o mês de janeiro quando comparado com o retorno dos outros meses do ano. Partindo-se deste enfoque, esse artigo investiga a existência deste Efeito no comportamento dos retornos mensais do Ibovespa no período pós-real, a partir da Hipótese de Mercado Eficiente (HME) em sua forma fraca. A forma fraca da HME é definida quando toda informação contida em movimentos de preços passados é refletida nos preços correntes do mercado, ou seja, não há correlação serial nos retornos obtidos em dois tempos distintos, o que faz com que não exista padrão empírico nos retornos dos ativos que gerem estratégias de ganhos consistentes ao longo do tempo. Para verificar a hipótese de maior retorno para o mês de janeiro foi testado, inicialmente, o modelo econométrico utilizado por French (1980) e Lemgruber et al (2006). Entretanto, testes econométricos de diagnóstico indicaram que este modelo inicial não possui boa especificação. Assim, foram testados também os modelos AR(1), ARMA(1,1), ARMA(4,1) e ARMA(1,1)-GARCH(1,1), sendo que foi o último que obteve uma melhor especificação dentre os cinco testados. Por este modelo, não foi possível encontrar evidências empíricas do Efeito Janeiro no comportamento dos retornos mensais do Ibovespa.

Palavras-Chave: Efeito Janeiro. Hipótese de Mercado Eficiente. Anomalias Temporais.

1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS

O Efeito Janeiro no mercado acionário, ou o maior retorno de títulos durante o mês de janeiro comparado com o retorno do resto do ano, pode ser considerado um dos mais interessantes tópicos em finanças. Em alguns estudos, a tendência de crescimento do retorno das ações tem sido observada em determinados mercados acionários entre o último dia de dezembro até o fim da primeira semana de janeiro (OGDEN, 1990; CHANG e PINEGAR, 1989, 1990; KRAMER, 1994; LIGON, 1997). De acordo com Ceretta e Costa Jr. (2000), compreender o comportamento do mercado acionário e seus inúmeros inter-relacionamentos é um assunto desafiador que instiga grande parte dos pesquisadores da área financeira.

Segundo Al Saad e Moosa (2005), a literatura sobre a sazonalidade nos retornos das ações está em sua grande maioria concentrada nos países desenvolvidos. No entanto, os mesmos autores esclarecem que já existem alguns trabalhos sobre o tema que foram realizados em países em desenvolvimento, cujos resultados encontrados não foram convergentes. Broca (1990) e Tonchev e Kim (2004), por exemplo, não encontraram evidências de sazonalidade nos retornos acionários, respectivamente, do mercado indiano e dos mercados checo e eslovaco. Por outro lado, Pandey (2002) verificou a existência de sazonalidade nos retornos acionários do mercado da Malásia, enquanto Al Saad e Moosa

(2005) indicaram a existência de um Efeito Julho ao invés do Efeito Janeiro no mercado acionário do Kuwait.

Além disso, evidências empíricas detalhadas da variação sazonal no retorno mensal e no volume transacionado dos ativos são importantes para o desenvolvimento do mercado de capitais, já que se o investidor tiver conhecimento antecipado de comportamentos sazonais na variação dos preços das ações a estruturação de estratégias de negociação, que possibilitem taxas de retorno anormais, pode ser buscada. No entanto, observa-se que no Brasil tais evidências são escassas, assim este artigo visa contribuir para a literatura sobre o tema.

Neste sentido, o objetivo deste trabalho se configura em verificar a existência do Efeito Janeiro por meio de testes da Hipótese de Mercado Eficiente (HME) em sua forma fraca. Segundo Fama (1970), a forma fraca HME pode ser testada a partir da consideração de que cada um dos eventos observados é independente (*random walk* ou passeio aleatório), logo não há correlação serial nos retornos obtidos em dois tempos distintos, o que faz com que não existam padrões empíricos nos retornos dos ativos que gerem estratégias de ganhos consistentes ao longo do tempo.

O modelo inicial para se testar a hipótese de maior retorno para o mês de janeiro foi fundamentado nas metodologias de French (1980) e Lemgruber *et al* (2006). Testes econométricos de diagnóstico indicaram que este modelo inicial não possui boa especificação. Assim, foram testados outros modelos, a saber: AR(1), ARMA(1,1), ARMA(4,1) e ARMA(1,1)-GARCH(1,1). Dentre as principais contribuições da pesquisa destacam-se a discussão acerca da importância da obtenção de modelos bem especificados, por meio de testes econométricos de diagnóstico, para a busca de evidências empíricas do Efeito Janeiro no mercado acionário brasileiro; e a utilização de distintas abordagens econométricas, com diferentes níveis de complexidade, para se verificar a significância dos coeficientes e conseqüentemente do Efeito Janeiro. A utilização dessas abordagens pode ser bastante favorável para discutir a consistência e validade dos resultados de estudos sobre o tema.

O artigo está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta a fundamentação teórica da pesquisa, com a apresentação da HME e de suas três formas e os estudos anteriores sobre anomalias temporais. Na seção 3 é discutida a metodologia do estudo, incluindo a apresentação dos modelos econométricos utilizados na pesquisa empírica. Já na seção 4 tem-se a estimação dos modelos, os testes econométricos de diagnóstico e a análise dos resultados. E, por fim, a seção 5 traz as considerações finais e as sugestões para novos trabalhos.

2. FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1. HIPÓTESE DE MERCADOS EFICIENTES

De acordo com Fama (1995), um mercado eficiente é definido como um mercado composto por investidores racionais que agem competitivamente, com cada um tentando prever os valores futuros de títulos individuais, e onde toda informação corrente possa ser avaliada livremente por todos os participantes.

Em um mercado eficiente, a competição entre os participantes conduz a uma situação em que, em qualquer ponto do tempo, o preço atual de títulos individuais já reflete os efeitos de informações baseadas em eventos ocorridos no passado, ou seja, o preço atual de um título é uma boa estimativa de seu valor intrínseco. Entretanto, um grande número de competidores em um mercado eficiente pode fazer com que o preço atual de um título oscile aleatoriamente ao redor de seu valor intrínseco. Se as diferenças entre o preço atual e seu valor intrínseco são sistemáticas ao invés de aleatórias, o conhecimento deste fato poderia auxiliar participantes inteligentes a ter uma melhor predição do padrão em que os preços

atuais iriam mover para seus valores intrínsecos. Quando muitos investidores inteligentes tentam obter vantagem desse conhecimento o comportamento sistemático no preço das séries será neutralizado. Embora a incerteza a respeito do valor intrínseco continue, os preços atuais dos títulos irão oscilar aleatoriamente ao redor deste valor (FAMA, 1995).

Segundo Fama (1970), existem três formas de eficiência de mercado, a saber: forma fraca, forma semi-forte e forma forte. A forma fraca da HME é entendida quando não há autocorrelação nos retornos em um modelo de regressão, ou seja, cada um dos eventos observados é independente, ou, como dito anteriormente, *random walk*. Além disso, não podem existir padrões empíricos nos retornos dos ativos que possam gerar estratégias de ganhos consistentes ao longo do tempo (FAMA, 1970).

A forma semi-forte da HME é aquela em que os atuais preços de mercado refletem toda informação disponível publicamente, e, se isso é verdade, nenhum retorno anormal pode ser ganho. No entanto, pessoas com acesso a informações privilegiadas ou *insiders*, conseguem obter retornos anormais nos preços das ações de suas empresas. (FAMA, 1970)

O último tipo é a forma forte da HME, a qual mostra que os preços atuais de mercado refletem toda informação disponível pertinente, pública ou privada. Os testes nessa forma tentam provar que toda as informações existentes estão totalmente refletidas nos preços dos ativos de tal forma que nenhum indivíduo possa obter maiores lucros por possuir acesso monopolístico a alguma informação (FAMA, 1970). Assim, conforme afirmam Weston e Brigham (2000), mesmo os *insiders* considerariam impossível ganhar retornos anormais no mercado de ações.

Ceretta e Costa Jr. (2000) afirmam que um ponto polêmico na teoria de finanças é justamente a HME, cujo destaque adveio da publicação do estatístico Kendall (1953, *apud* Ceretta e Costa Jr., 2000). Este autor estudou o comportamento das variações nos preços das ações e *commodities* na bolsa de valores de Londres. Sua conclusão foi que as variações eram completamente aleatórias, ou seja, ausência de regularidade, como ciclos ou sazonalidades.

Para Alexander (2005), em mercados com liquidez, a HME significa que os preços dos ativos resultam do equilíbrio sem restrições entre a demanda e a oferta, fazendo com que o preço corrente reflita toda informação disponível aos participantes do mercado. Assim, mudanças futuras dos preços podem somente ser o resultado de novas notícias, as quais são imprevisíveis, fazendo com que a melhor previsão do preço para uma data futura qualquer seja o preço de hoje, ou seja, o preço de hoje é o preço de ontem mais um termo aleatório.

Por sua vez, Weston e Brigham (2000) destacam que a HME mostra que os retornos das ações estão sempre em equilíbrio, sendo assim é impossível para um investidor superar o mercado consistentemente.

A forma fraca da HME, testada neste estudo, é aquela em que toda informação contida em movimentos de preços passados é refletida nos preços correntes do mercado. Dessa maneira, a informação sobre as tendências recentes nos preços das ações não seria útil para selecionar suas opções. A HME no mercado acionário, na sua forma fraca, de acordo com Fama (1970) é aquela em que os retornos de uma ação são imprevisíveis em relação aos retornos anteriores, ou seja:

$$R_{it} = \Delta p_{it} = \varepsilon_{it}$$

R_{it} = retorno de um ativo i no período t .

Δp_{it} = diferença entre os logaritmos dos preços de fechamento, ou seja, $\ln PF_{it} - \ln PF_{it-1}$.

ε_{it} = termo de erro.

Assim sendo, a hipótese de eficiência fraca é verificada se as informações disponíveis até o período t-1 não auxiliam na previsão dos preços dos ativos no período t.

Bone e Ribeiro (2002) mostram que alguns dos mais importantes padrões empíricos nos retornos são os chamados Efeito Mês do Ano (aqui entendido como Efeito Janeiro), Efeito Dia da Semana e Efeito Feriado. Por outro lado, é importante também perceber que a hipótese de eficiência fraca não é incompatível com lucros anormais, os quais seriam representados por valores extremos do termo ε_i , pouco prováveis, mas não impossíveis.

Muitos estudos empíricos têm sido feitos para testar as três formas de eficiência do mercado. Tais estudos sugerem que o mercado de ações é de fato altamente eficiente na forma fraca e razoavelmente eficiente na forma semi-forte, no entanto a forma forte da HME não se mantém. Portanto, lucros anormais podem ser obtidos por aqueles que possuem informações privilegiadas (BONE e RIBEIRO, 2002).

2.2. ESTUDOS ANTERIORES DE ANOMALIAS TEMPORAIS

Na literatura financeira há inúmeros estudos que se dedicaram à investigação da existência de anomalias temporais no comportamento do preço de ações nos mercados acionários de vários países. Alguns desses estudos foram abordados nesta parte do artigo.

Watchtel (1942) forneceu a primeira referência acadêmica acerca do Efeito Janeiro no mercado acionário utilizando a média do índice *Dow Jones* de 1927 a 1942. Posteriormente, Rozeff e Kinney (1976) verificaram que, com exceção do período compreendido entre 1929 e 1940, os retornos em janeiro foram significativamente maiores que nos outros onze meses – 3,48% comparados a apenas 0,42% em média. Eles utilizaram uma combinação de vários índices para o período de 1904 a 1974 para as ações da Bolsa de Valores de Nova York (NYSE).

Rozeff e Kinney (1976) sugeriram que este retorno acima da média é causado pela hipótese de *tax-loss-selling*. De acordo com Roll (1983, apud Ritter, 1998) esta hipótese seria explicada porque há uma pressão descendente no preço das ações durante o ano, uma vez que os investidores as vendem para compensar as perdas de capital. Depois do fim do ano, esta pressão no preço é aliviada fazendo com que os retornos durante os próximos dias sejam maiores – indicando o Efeito Janeiro – e, logo depois, tais retornos voltam ao equilíbrio.

Haug e Hirschey (2006) observaram que a metodologia utilizada por Rozeff e Kinney (1976) gerou uma estatística viesada, visto que atribuiu um peso maior às ações das pequenas empresas que se apresentavam em maior quantidade. No entanto, o autor mostra que trabalhos posteriores têm comprovado a existência do Efeito Janeiro.

Também para Ritter (1998), um grande número de anomalias tem sido descobertas no retorno das ações como o efeito da virada do ano. Segundo o autor, este efeito é um fenômeno no qual *small stocks* têm excepcionalmente maiores retornos durante o período que se inicia no último dia de transações acionárias em dezembro, continua em janeiro, com o efeito sendo progressivamente menor na medida em que o fim do mês se aproxima. O autor também afirma que o efeito ocorre com regularidade e é significativamente relevante em magnitude, uma vez que de 1971 a 1985, a diferença das médias de retorno entre *small* e *large stocks* foi de 8,17% em média para os primeiros nove dias de transação do ano.

Ainda segundo Ritter (1998), além da já citada hipótese de *tax-loss-selling*, uma das explicações para o efeito da virada do ano diz respeito à hipótese de informações internas divulgadas: com o fim do ano fiscal, a administração se torna consciente das informações não-

públicas no começo de janeiro. Alguns gerentes usam esta informação para fazerem transações em que os investidores da outra ponta da negociação acabam, em média, por perder. Assim, para se protegerem, os investidores demandam uma maior taxa de retorno, conhecido como o Efeito Janeiro. No entanto, o autor afirma que a hipótese da *tax-loss-selling* é a que obteve maior sucesso de explicação do efeito ora estudado. Ritter (1998) testou a hipótese que ele denominou *parking-the-proceeds*, a qual pode ser vista como uma generalização da *tax-loss-selling*. Nesta nova hipótese o efeito da virada do ano é causado pelo comportamento de compra e venda de investidores individuais. Alguns dos lucros das vendas não são reinvestidos imediatamente, mas, ao invés, são “guardados” até janeiro. Quando estes fundos são reinvestidos, a pressão da compra faz com que aumentem os preços das *small firms*, nas quais os investidores individuais tipicamente investem. Dessa forma, o Efeito Janeiro nos primeiros dias do ano foi verificado em seu estudo.

No entanto, Haug e Hirscheuy (2006) observaram que a experiência internacional também sugere a existência do Efeito Janeiro em países nos quais não há coincidência entre os calendários fiscal e civil. Os autores relataram que o Efeito Janeiro deveria ter sido influenciado pela reforma fiscal norte-americana de 1986 que determinou que o ano fiscal dos fundos deveria ser encerrado no dia 31 de outubro de cada ano. Portanto, devido à importância dos citados fundos dentro do mercado acionário norte-americano, deveria ter ocorrido uma antecipação do Efeito Janeiro, o que não foi observado na prática. Ainda segundo os autores, a não antecipação do Efeito Janeiro reforçaria a hipótese de Ritter (1998) acerca da existência de um comportamento anômalo de compra e venda dos investidores individuais na virada do ano. Uma outra hipótese explicativa para o Efeito Janeiro seria a venda, por parte dos investidores profissionais, dos papéis menos rentáveis (*losers*) que faziam parte de seus portfólios antes da divulgação de seus resultados contábeis (HAUG e HIRSCHEY, 2006).

Por sua vez, Al-Saad e Moosa (2005) afirmam que o Efeito Janeiro acontece porque muitos investidores optam por vender suas ações antes do fim do ano para buscar capital para compensar seus gastos decorrentes de motivos fiscais (*tax purposes*), fazendo com que os preços das ações caiam próximo ao fim do ano e subam em janeiro quando os investidores recompram as ações vendidas anteriormente. Em seu estudo, os autores investigaram a natureza mensal da sazonalidade derivada de um índice geral da Bolsa de Valores do Kuwait. Os resultados indicaram a existência de sazonalidade determinística e não estocástica nos retornos das ações. No entanto, esta sazonalidade determinística foi observada como “Efeito Julho”, ao invés do Efeito Janeiro já observado em outros estudos. Uma possível explicação feita pelos autores é a do efeito férias de verão, em que a maioria dos investidores tem agosto como o mês de férias, aproveitando o mês de julho para investir o montante ocioso e rebalancear seus portfólios. Assim, o mercado de ações em julho tem uma atividade anormal, empurrando os preços das ações para cima.

Silvapulle (2004) investigou o comportamento sazonal mensal nas séries dos retornos das ações de alguns países da OECD (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) e de países emergentes. Para o autor, além do Efeito Janeiro ser bastante estudado, ele é evidente nos mercados acionários de vários países industrializados. Ele também afirma que se os efeitos sazonais são proeminentes e sistemáticos no mercado acionário, os especuladores e gerentes de portfólios podem envolver-se com derivativos como futuros, opções e fundos mútuos, rebalanceando os mercados acionários julgados como ineficientes. Como resultado, a presença de instabilidade sazonal em alguns retornos de ações indicaria que estes mercados não são eficientes e que o preço das ações de alguma forma seria previsível ao se utilizar padrões sazonais encontrados no estudo. Assim, há implicações para a HME, ou seja, o preço corrente das ações dos mercados

estudados pelo autor não reflete toda informação disponível aos participantes do mercado e alguns obtêm lucros anormais.

Além das hipóteses citadas, existem outros trabalhos que buscam explicar a existência do Efeito Janeiro. Stoll e Whaley (1983), por exemplo, atribuem a anomalia aos custos de transação. Chang e Pinegar (1989, 1990) e Kramer (1994) tentam explicá-lo sugerindo a existência de sazonalidade em relação ao prêmio de risco requerido pelos investidores. Já Ogden (1990) tenta relacioná-lo com problemas de liquidez no fim de cada ano, enquanto Khoers e Kohli (1992) e Kramer (1994) com os ciclos econômicos e Ligon (1997) com eventuais taxas de juros mais baixas em janeiro.

Outros estudiosos também estudaram outros tipos de sazonalidades que não o Efeito Mês do Ano. Ceretta e Costa Jr. (2000) investigaram a existência ou não de anomalias temporais relacionadas ao efeito dia-da-semana nos mercados acionários da América Latina. Os autores concluíram que no Peru e na Venezuela existe o efeito dia-da-semana, que torna baixa ou negativa a variação nos índices de preços na segunda-feira e positiva na sexta-feira para o período analisado (janeiro de 1994 a junho de 1999). Já o objetivo do artigo de Bone e Ribeiro (2002) foi apresentar evidências sobre as diferentes formas da hipótese de eficiência fraca no mercado brasileiro de ações para o efeito dias de pregão (dia-da-semana e próximo a feriados). Assim, foi estudada a previsibilidade de retornos baseados nos retornos passados com patamares de retornos diferenciados por características de dias de pregão. Eles concluíram que, para aproximadamente metade das ações estudadas, o passado dos retornos auxilia na previsão dos retornos das ações do Ibovespa, e que existe efeito dia-da-semana, sendo terça-feira o dia mais diferenciado em termos de retornos médio. Por outro lado, vésperas e dias seguintes a feriados possuem retornos médios diferenciados para uma pequena minoria de ações. Em suma, todas as ações estudadas apresentaram algum tipo de violação da hipótese de eficiência fraca no mercado de ações.

3. METODOLOGIA

Este artigo tem como objetivo buscar evidências empíricas da existência de anomalias temporais relacionadas ao mês de janeiro no mercado acionário brasileiro, como forma de testar a HME em sua forma fraca. Para tanto, propõe-se uma pesquisa com enfoque quantitativo e realizada com base em procedimentos estatísticos. Como envolve apenas dados disponíveis no sistema de informações Econômica[®], a coleta caracteriza-se como de dados secundários. Já com relação a aspectos epistemológicos a pesquisa é do tipo empírico-analítica, uma vez que utiliza técnicas de coleta, tratamento e análise de dados essencialmente quantitativos. Ademais, investiga a relação causal entre as variáveis e a validação da prova científica é buscada por meio de testes econométricos de diagnóstico e graus de significância (MARTINS, 1990).

Quanto aos meios de investigação, será empregada a técnica de pesquisa *ex post facto*, em que se opera sobre fatos já ocorridos no passado, sobre os quais o pesquisador não exerce qualquer controle.

Os dados utilizados são as cotações diárias de fechamento do Ibovespa da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) para o período compreendido entre 01/01/1994 e 31/12/2006, compreendendo desta forma o período pós-real. Procedeu-se à escolha do Ibovespa por este ser um importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro, uma vez que retrata o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa e é tradicional, pois manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968. Além disso, para o mercado à vista da Bovespa, as ações integrantes da carteira teórica do Ibovespa respondem por mais de 80% do seu número de negócios e do seu volume financeiro (BOVESPA, 2006).

As cotações de fechamento do Ibovespa foram extraídas da base de dados Economática[®], e, a seguir, foram calculados seus retornos. Para o presente estudo foi analisado o retorno contínuo, uma vez que os retornos multi-períodos podem ser representados pela soma dos retornos de um período (TAYLOR, 2005). A forma de cálculo dos retornos logaritmizados é dada por:

$$r_t = \log(p_t) - \log(p_{t-1})$$

Em que:

p_t = cotação de fechamento do Ibovespa no último dia do mês t.

p_{t-1} = cotação de fechamento do Ibovespa no último dia do mês t-1.

Como forma de proceder-se à análise de séries temporais, as quais são observadas seqüencialmente ao longo do tempo, alguns procedimentos foram utilizados para testar-se a existência do Efeito Janeiro. Primeiramente a estrutura dinâmica de cada modelo foi selecionada e os parâmetros foram estimados. Em seguida, testes econométricos de diagnóstico foram realizados para avaliar os pressupostos considerados e os resultados sugeriram especificações alternativas para o modelo inicial (HEIJ *et al*, 2004). A partir do momento que um modelo aceitável foi obtido ele pôde ser utilizado para testar a presença do Efeito Janeiro no Brasil. Para a estimação dos modelos econométricos e dos testes econométricos de diagnóstico foi utilizado o software E-Views[®] 5.0.

O modelo inicial para se testar a hipótese de maior retorno para o mês de janeiro foi baseado nas metodologias utilizadas por French (1980) e Lemgruber *et all* (2006), as quais foram utilizadas para testar a geração de retornos para os diferentes dias da semana. Assim, o modelo econométrico proposto está representado a seguir:

$$r_t = \alpha + \gamma_1 d_1 + \gamma_2 d_2 + \gamma_3 d_3 + \gamma_4 d_4 + \gamma_5 d_5 + \gamma_6 d_6 + \gamma_7 d_7 + \gamma_8 d_8 + \gamma_9 d_9 + \gamma_{10} d_{10} + \gamma_{11} d_{11} + \varepsilon_t$$

[Equação 1]

Em que:

r_t = retornos mensais calculados.

d_i = variáveis binárias ou *dummy* que indicam os meses do ano nos quais os retornos (r_t) foram observados (de janeiro a novembro, $i=1$ a 11 , respectivamente).

α = coeficiente relacionado aos retornos nos dias do mês de dezembro.

γ_i = coeficientes relacionados aos retornos nos meses de janeiro ($i=1$) a novembro ($i=11$).

ε_t = termo de erro ou ruído branco.

Testes econométricos de diagnóstico indicaram que este modelo inicial não possui boa especificação. Assim, foram testados modelos com termos AR – autoregressivos – e MA – média móvel. A ordem dos componentes autoregressivos e de média móvel indicou a adição de termos AR(1), ARMA(1,1) e ARMA(4,1) como forma de verificar se algum deles obtinha uma melhor especificação.

Com a inclusão de termos AR(1) no modelo inicial, obteve-se o seguinte modelo:

$$r_t = \alpha + \gamma_1 d_1 + \gamma_2 d_2 + \gamma_3 d_3 + \gamma_4 d_4 + \gamma_5 d_5 + \gamma_6 d_6 + \gamma_7 d_7 + \gamma_8 d_8 + \gamma_9 d_9 + \gamma_{10} d_{10} + \gamma_{11} d_{11} + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t$$

[Equação 2]

Em que:

ϕ = parâmetro desconhecido.

r_{t-1} = defasagem temporal da variável dependente em 1 período, ou seja, termo AR(1).

Já para os termos ARMA(1,1) tem-se o modelo:

$$r_t = \alpha + \gamma_1 d_1 + \gamma_2 d_2 + \gamma_3 d_3 + \gamma_4 d_4 + \gamma_5 d_5 + \gamma_6 d_6 + \gamma_7 d_7 + \gamma_8 d_8 + \gamma_9 d_9 + \gamma_{10} d_{10} + \gamma_{11} d_{11} + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} \quad [\text{Equação 3}]$$

Em que:

ε_{t-1} = termo de erro defasado em um período.

Por sua vez, o modelo com termos ARMA(4,1) possui a seguinte especificação:

$$r_t = \alpha + \gamma_1 d_1 + \gamma_2 d_2 + \gamma_3 d_3 + \gamma_4 d_4 + \gamma_5 d_5 + \gamma_6 d_6 + \gamma_7 d_7 + \gamma_8 d_8 + \gamma_9 d_9 + \gamma_{10} d_{10} + \gamma_{11} d_{11} + \phi r_{t-1} + \phi r_{t-2} + \phi r_{t-3} + \phi r_{t-4} + \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} \quad [\text{Equação 4}]$$

Em que:

$r_{t-(2 \text{ ou } 3 \text{ ou } 4)}$ = defasagem temporal da variável dependente em 2, 3 ou 4 períodos

A partir de testes econométricos de diagnóstico para os três últimos modelos, observou-se que o ARMA(1,1) é o melhor especificado dentre eles. Entretanto, foi possível obter uma melhor especificação do modelo com termos GARCH – autoregressivos condicionantes à heterocedasticidade generalizados. Assim o modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1) foi especificado:

$$r_t = \alpha + \gamma_1 d_1 + \gamma_2 d_2 + \gamma_3 d_3 + \gamma_4 d_4 + \gamma_5 d_5 + \gamma_6 d_6 + \gamma_7 d_7 + \gamma_8 d_8 + \gamma_9 d_9 + \gamma_{10} d_{10} + \gamma_{11} d_{11} + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1}, \text{ em que } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \text{ e } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad [\text{Equação 5}]$$

Em que:

σ_t^2 = variância condicional.

Na seção seguinte têm-se os resultados, os testes e as análises para cada um dos cinco modelos especificados para a verificação do Efeito Janeiro no mercado acionário brasileiro.

4. ESTIMAÇÃO DOS MODELOS E ANÁLISE DOS RESULTADOS EMPÍRICOS

Inicialmente, foi testada a presença de raiz unitária na série r_t , o que faz com que a média do processo não seja definida caracterizando um processo não estacionário, ou seja, as propriedades estatísticas da série temporal não permanecem constantes no tempo. Conforme Brooks (2003), a verificação formal da presença de raiz unitária é feita por meio de um teste de hipóteses formalizado que investiga se a partir dos dados amostrais é factível considerar que o processo gerador de dados contém uma ou mais raízes unitárias. A hipótese nula (H_0) do teste Dickey-Fuller Expandido, observado na tabela 1, é a de que a série contém uma raiz unitária, ou seja, a série é *random walk*. A um nível de significância de 5% a estatística t do teste foi de -2,88, assim conclui-se que H_0 foi rejeitada.

Tabela 1: Teste de raiz unitária para os retornos mensais calculados rt

Hipótese Nula: r_t possui raiz unitária		
	Estatística t	Prob.
Argumento de Dickey-Fuller	-10.77037	0.0000
Valores críticos do teste:	1% nível	-3.473096
	5% nível	-2.880211

10% nível

-2.576805

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views® 5.0

Os resultados encontrados para o modelo inicial descrito, equação 1, foram:

Tabela 2: Teste do modelo econométrico para geração de retornos de um mês

Variável Dependente: r_t				
Método: Mínimos Quadrados				
Amostra: 1 155				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.035351	0.037488	0.942993	0.3473
γ_1	0.043989	0.051987	0.846149	0.3989
γ_2	0.009700	0.051987	0.186581	0.8523
γ_3	0.004785	0.051987	0.092033	0.9268
γ_4	-0.000781	0.051987	-0.015018	0.9880
γ_5	-0.010374	0.051987	-0.199543	0.8421
γ_6	0.003941	0.051987	0.075804	0.9397
γ_7	-0.019701	0.051987	-0.378968	0.7053
γ_8	-0.042147	0.051987	-0.810728	0.4189
γ_9	-0.031206	0.051987	-0.600271	0.5493
γ_{10}	-0.045910	0.051987	-0.883105	0.3787
γ_{11}	0.034567	0.051987	0.664920	0.5072
R-quadrado	0.043220	Critério de Akaike		-1.170405
R-quadrado ajustado	-0.030378	Critério de Schwarz		-0.934785
Estat. Durbin-Watson	1.436225	Estatística F		0.587240
		Prob (Estatística F)		0.836920

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views® 5.0

Da tabela acima, pode-se verificar que nenhuma das variáveis *dummy* é estatisticamente significativa a 5%. Além disso, a estatística Durbin-Watson, a estatística F, os critérios de Akaike e Schwarz e o R2 demonstram que o modelo inicial utilizado com base nas metodologias de French (1980) e Lemgruber *et all* (2006) não estava corretamente especificado.

No entanto, alguns testes adicionais são necessários para a verificação da (in)correta especificação do modelo, fazendo-se necessário então estudar como os resíduos desse modelo comportam-se. Um primeiro passo na validação do modelo consiste na representação gráfica dos resíduos, como forma de iniciar a verificação de seu pressuposto de normalidade, ou seja, se os termos de erro têm média zero e variância constante, e se os mesmos são não-correlacionados e possuem distribuição normal. A inspeção da evolução dos resíduos no tempo permite a detecção de possíveis problemas no modelo, tais como a heterocedasticidade e a presença de *outliers*.

O primeiro teste realizado com os resíduos obtidos foi o teste de normalidade de Jarque-Bera, com um valor de 99,54 e probabilidade zero conclui-se que os resíduos não são normalmente distribuídos. Em seguida, foram realizados testes para verificar a estabilidade dos parâmetros do modelo. Pelos testes CUSUM e CUSUM ao quadrado, foi possível observar que há uma quebra estrutural no modelo, ou seja, os parâmetros explicativos não são os mesmos para todo o período analisado.

O passo seguinte foi a verificação do correlograma dos resíduos com o objetivo de averiguar a possível existência de correlação serial, fornecendo, dessa forma, mais um indício

das características da especificação do modelo. Da análise do correlograma verificou-se a possível existência de autocorrelações de 1a, 2a, e 4a ordens.

Nesse ponto, observou-se a necessidade de confirmar a existência da autocorrelação serial por meio do Teste LM de Breusch-Godfrey. A hipótese nula do teste é a de que o modelo está corretamente especificado, e, pelos resultados (estatística F de 4,24 e probabilidade de 0,0028) verificou-se que tal hipótese foi rejeitada. Dessa forma, conclui-se que é necessário incluir termos autoregressivos e de média móvel no modelo.

Com base no correlograma dos resíduos optou-se por testar um modelo com termos AR(1), um modelo ARMA(1,1) e um modelo ARMA(4,1).

Para o modelo com termos AR(1), equação 2, encontrou-se os seguintes resultados de parâmetros e testes:

Tabela 3: Modelo econométrico com termo AR(1)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.035311	0.034755	1.015990	0.3114
γ_1	-0.002912	0.043565	-0.066841	0.9468
γ_2	-0.000405	0.047234	-0.008576	0.9932
γ_3	0.002632	0.048011	0.054825	0.9564
γ_4	-0.001214	0.048186	-0.025201	0.9799
γ_5	-0.010436	0.048226	-0.216391	0.8290
γ_6	0.003959	0.048234	0.082080	0.9347
γ_7	-0.019666	0.048227	-0.407777	0.6841
γ_8	-0.042108	0.048188	-0.873833	0.3837
γ_9	-0.031166	0.048004	-0.649245	0.5172
γ_{10}	-0.045870	0.047143	-0.973002	0.3322
γ_{11}	0.034608	0.042933	0.806080	0.4216
AR(1)	0.216126	0.075832	2.850085	0.0050
R-quadrado	0.088000	Critério de Akaike		-1.359664
R-quadrado ajustado	0.010383	Critério de Schwarz		-1.103298
Estat. Durbin-Watson	2.201788	Estatística F		1.133766
		Prob (Estatística F)		0.337780

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views® 5.0

Por sua vez, no modelo com termos ARMA(1,1), equação 3, obteve-se como parâmetros e resultados de testes os valores a seguir:

Tabela 4: Modelo econométrico com termos AR(1) e MA(1)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.032619	0.031438	1.037553	0.3013
γ_1	-0.001415	0.044831	-0.031555	0.9749
γ_2	-0.022661	0.044408	-0.510299	0.6106
γ_3	-0.019331	0.044075	-0.438600	0.6616
γ_4	-0.018589	0.043937	-0.423078	0.6729

γ_5	-0.023356	0.043875	-0.532329	0.5953
γ_6	-0.005349	0.043847	-0.122000	0.9031
γ_7	-0.026167	0.043843	-0.596832	0.5516
γ_8	-0.046452	0.043862	-1.059049	0.2914
γ_9	-0.033858	0.043907	-0.771123	0.4419
γ_{10}	-0.047296	0.043982	-1.075351	0.2841
γ_{11}	0.034149	0.044094	0.774447	0.4400
AR(1)	0.765057	0.058040	13.18159	0.0000
MA(1)	-0.791346	0.075437	-10.49010	0.0000
R-quadrado	0.227706	Critério de Akaike		-1.512953
R-quadrado ajustado	0.155993	Critério de Schwarz		-1.236866
Estat. Durbin-Watson	1.985334	Estatística F		3.175246
		Prob (Estatística F)		0.000339

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views[®] 5.0

Já no modelo com termos ARMA(1,1), equação 4, obteve-se os seguintes parâmetros e resultados de testes:

Tabela 5: Modelo econométrico com termos AR(1), AR(4) e MA(1)

Variável Dependente: r_t				
Método: Mínimos Quadrados				
Amostra (ajustada): 5 155				
Observações Incluídas: 151 depois de ajustes				
Convergência atingida depois de 20 iterações				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.036083	0.031504	1.145338	0.2541
γ_1	-0.002699	0.044231	-0.061021	0.9514
γ_2	-0.018534	0.044441	-0.417046	0.6773
γ_3	-0.021915	0.044719	-0.490063	0.6249
γ_4	-0.016884	0.047041	-0.358929	0.7202
γ_5	-0.035335	0.046726	-0.756224	0.4508
γ_6	-0.013819	0.046383	-0.297937	0.7662
γ_7	-0.031771	0.046295	-0.686276	0.4937
γ_8	-0.050610	0.046170	-1.096165	0.2749
γ_9	-0.035906	0.043880	-0.818268	0.4146
γ_{10}	-0.048243	0.043583	-1.106913	0.2703
γ_{11}	0.033613	0.043372	0.774992	0.4397
AR(1)	0.810400	0.115491	7.017003	0.0000
AR(4)	-0.094798	0.045151	-2.099587	0.0376
MA(1)	-0.818882	0.108085	-7.576282	0.0000
R-quadrado	0.171000	Critério de Akaike		-1.528385
R-quadrado ajustado	0.085662	Critério de Schwarz		-1.228655
Estat. Durbin-Watson	2.072808	Estatística F		2.003797
		Prob (Estatística F)		0.021679

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views[®] 5.0

Pelo critério de Schwarz, melhor indicado que o critério de Akaike, optou-se pelo modelo ARMA(1,1), uma vez que este modelo possui o menor valor para tal critério. Além disso, é o mais parcimonioso e possui os maiores R^2 e estatística F. No entanto, os resíduos do modelo ARMA(1,1) ainda possuem autocorrelação serial, bem como os quadrados destes resíduos conforme verificado nos correlogramas. Isso pode ser considerado um forte indício da existência de heterocedasticidade, o que já havia sido descrito por Alexander (2005) quando a autora afirmou que o mercado acionário brasileiro é bastante volátil.

Para os modelos anteriores foi assumido que as inovações ε_t tem todas a mesma variância, mas podem existir efeitos defasados na variância condicional da série. Se os erros são heterocedásticos, mas assume-se homocedasticidade, as estimativas dos erros-padrão inflam e podem estar incorretas. Em séries temporais que apresentam ausência de autocorrelação no nível (ruído branco), variância variante no tempo e distribuições com excesso de curtose, o modelo econométrico deve considerar essas propriedades (HEIJ *et al*, 2004). A confirmação da existência de autocorrelação serial no quadrado dos resíduos pode ser confirmada a partir do Teste ARCH-LM, cujo resultado se encontra na tabela abaixo:

Tabela 6: Teste ARCH-LM

Teste ARCH-LM:			
Estatística F	2.533605	Probabilidade	0.042802
Obs*R-quadrado	9.799005	Probabilidade	0.043953

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views® 5.0

Por este teste pode-se concluir que a hipótese nula de ausência de correlação serial nos resíduos é rejeitada a 5% de significância. Este teste também pode ser usado como um teste geral para possíveis não linearidades na série temporal.

O próximo passo foi realizar o Teste de White para verificar a existência de heterocedasticidade. Este teste é baseado no cálculo de uma regressão auxiliar dos quadrados dos resíduos do modelo de regressão de mínimos quadrados sobre as variáveis não redundantes no conjunto de regressores, os seus quadrados, produtos cruzados e uma constante. Dessa forma, trata-se de um teste de homocedasticidade considerando os coeficientes do próprio modelo ou as relações entre eles. Pelos resultados observa-se que a hipótese nula (H_0) de ausência de heterocedasticidade não é rejeitada a 5% de significância.

Tabela 7: Teste White para heterocedasticidade

Teste de White:			
Estatística F	0.794098	Probabilidade	0.645669
Obs*R-quadrado	8.924282	Probabilidade	0.628881

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views® 5.0

Com os resultados do Teste de White confirmou-se a necessidade de modelar a volatilidade da série rt . Logo, para o modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1) proposto, equação 5, obteve-se os parâmetros e resultados de testes a seguir:

Tabela 8: Modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1)

Variável Dependente: r_t				
Método: ML - ARCH (Marquardt) – Distribuição Normal				
Amostra (ajustada): 2 155				
Observações incluídas: 154 depois de ajustes				
Convergência atingida depois de 39 iterações				
Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística t	Prob.
C	0.062256	0.038810	1.604100	0.1087
γ_1	-0.016124	0.042151	-0.382528	0.7021
γ_2	-0.040588	0.049545	-0.819228	0.4127
γ_3	-0.062869	0.056213	-1.118402	0.2634
γ_4	-0.063852	0.046084	-1.385551	0.1659
γ_5	-0.040001	0.044809	-0.892688	0.3720
γ_6	-0.034783	0.049413	-0.703923	0.4815
γ_7	-0.070339	0.050475	-1.393539	0.1635
γ_8	-0.061390	0.044924	-1.366538	0.1718

γ_9	-0.059209	0.045410	-1.303872	0.1923
γ_{10}	-0.060722	0.045321	-1.339845	0.1803
γ_{11}	-0.007622	0.047212	-0.161446	0.8717
AR(1)	0.785086	0.051025	15.38618	0.0000
MA(1)	-0.779894	0.068488	-11.38738	0.0000

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views[®] 5.0

Pelos critérios de Akaike e Schwarz, foi possível verificar que o modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1) possui melhor especificação que o modelo ARMA(1,1).

No entanto, é necessário verificar a existência de efeitos ARCH remanescentes por meio do Teste ARCH-LM. Pelos resultados conclui-se que a hipótese nula (H_0) de ausência de autocorrelação serial não é rejeitada a 5% de significância.

Tabela 9: Teste ARCH LM nos resíduos do modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1)

Teste ARCH-LM:			
Estatística F	0.321737	Probabilidade	0.863058
Obs*R-quadrado	1.319613	Probabilidade	0.858039

Fonte: Elaborada pelos autores após análise dos dados no software E-Views[®] 5.0

A partir dos testes econométricos de diagnóstico apresentados para os cinco modelos propostos observou-se que a melhor especificação veio do modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1). A tabela 7 mostrou que a variável γ_1 , que representa o mês de janeiro, e, conseqüentemente testa a presença do Efeito Janeiro, não foi significativa para o período analisado. Entretanto, os resíduos do modelo não são normalmente distribuídos (Jarque-Bera igual a 31,76).

Com todos os métodos econométricos empregados, os modelos gerados a partir das metodologias utilizadas por French (1980) e Lemgruber *et al* (2006) não puderam ser mais bem especificados que o modelo ARMA(1,1)-GARCH(1,1).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Não foram encontradas evidências empíricas do Efeito Janeiro no comportamento dos retornos mensais do Ibovespa no período pós-real, o que pode ser atribuído ao fato dos modelos econométricos gerados a partir das metodologias utilizadas por French (1980) e Lemgruber *et al* (2006) não poderem ser especificados de uma maneira mais precisa. Logo, a forma fraca da HME, ou seja, a existência de correlação serial nos retornos obtidos em dois tempos distintos, não pôde ser confirmada.

Como não foram encontradas evidências empíricas do Efeito Janeiro pelas metodologias utilizadas, as hipóteses anteriormente citadas que explicam esta anomalia temporal não podem ser confirmadas ou refutadas para o caso do mercado acionário do Brasil, ou seja, hipóteses que geraram explicações pertinentes para a existência do Efeito Janeiro em outros países não puderam ser sugeridas para o caso brasileiro. Algumas das hipóteses tratadas nesse artigo foram: a hipótese de *tax-loss-selling*, a qual seria explicada porque há uma pressão descendente no preço das ações durante o ano, fazendo com que os retornos durante os primeiros dias do ano sejam maiores; a hipótese de informações internas divulgadas, que acontece porque com o fim do ano fiscal a administração se torna consciente das informações não-públicas no começo de janeiro e por este motivo os investidores demandam uma maior taxa de retorno; a hipótese de *parking-the-proceeds*, a qual afirma que o efeito da virada do ano é causado pelo comportamento de compra e venda de investidores individuais; a hipótese da venda dos títulos considerados *losers* dentro de portfólios antes da divulgação de seus resultados contábeis; e a hipótese de *tax purpose*, cuja explicação é a de que muitos investidores optam por vender suas ações antes do fim do ano e as recompram em

janeiro (ROZEFF e KINNEY, 1976; RITTER, 1998; HAUG e HIRSCHEY, 2006; AL-SAAD e MOOSA, 2005).

Cabe ressaltar a importância dos testes econométricos de diagnósticos empregados neste estudo para se obter uma melhor especificação do modelo e dessa forma buscar a geração de modelos e resultados mais concisos e significativos para a anomalia temporal estudada. Entretanto, mesmo tendo sido buscada uma melhor especificação para modelo inicial por meio da incorporação de termos AR(1), ARMA(1,1), ARMA(4,1) e ARMA(1,1)-GARCH(1,1) um melhor modelo ainda pode ser buscado em estudos posteriores. Assim, tendo em vista os diversos estudos que comprovaram a existência do Efeito Janeiro em diversos mercados espalhados pelo mundo, sugere-se que sejam feitos novos estudos sobre o tema utilizando outros modelos, tais SARIMA (*Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average*) e SARMA (*Seasonal Autoregressive Moving Average*), bem como a análise espectral.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AL-SAAD, K.; MOOSA, I.A. Seasonality in stock returns: evidence from an emerging market. **Applied Financial Economics**, 15, p. 63-71, 2005.

ALEXANDER, C. **Modelos de Mercado: um guia para a análise de informações financeiras**. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2005

BONE, R.B.; RIBEIRO, E.P. Eficiência Fraca, Efeito Dia-da-Semana e Efeito Feriado no Mercado Acionário Brasileiro: Uma Análise Empírica, Sistemática e Robusta. **Revista de Administração Contemporânea**, v.6, n. 1, Jan./Abri, p. 19-37, 2002.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO. **Mercado – Índices**. São Paulo, [2005]. Disponível em <www.bovespa.com.br>. Acesso em 7 Dez. 2006.

BROCA, D. S. Indian stock market seasonality: a note. **Indian Economic Journal**, 39, p. 110-119, 1990.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. Cambridge: Cambridge U. Press, 2003.

CERETTA, P. S., COSTA JR, N. C. A. Efeito dia da semana: evidência na América Latina. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo. RS, v. 8, n. 14, p. 27-35, 2000.

CHANG, E.C., PINEGAR, L. M. Seasonal fluctuations in industrial production and stock market seasonals. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 24, p. 59-74, 1989.

CHANG, E.C., PINEGAR, L. M. Stock market seasonal and prespecified multifactor pricing relations. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, 25, p. 517-533, 1990.

FAMA, E. F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **Journal of Finance**, v. 25, n.1, p. 383-470, 1970.

_____. Random Walks in Stock Market Prices. **Financial Analysts Journal**, v. 51, n. 1, p. 75-80, 1995

FRENCH, K. R. Stocks returns and the weekend effect. **Journal of Financial Economics**, v. 8, p. 55-69, 1980.

Heij, C.; Boer, P.; Franses, P. H.; Kloek, T.; Dijk, H.K. **Econometric Methods with Applications in Business and Economics**. New York: Oxford University Press, 2004.

MARTINS, Gilberto de Andrade. **Manual para elaboração de monografias e dissertações**. 2 ed. São Paulo: Atlas, 1994. 116p.

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

KHOERS, T., KHOLI, R. K. The yearend effect in stock returns over business cycles: a technical note. **Journal of Economics and Finance**, 16, p. 61-68, 1992.

KRAMER, C. Macroeconomic seasonality and the January effect. **Journal of Finance**, 49, p. 1883-1891, 1994.

LEMGRUBER, E. F., BECKER, J. L., CHAVES, T. B. S. **O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações**. IN Mercado de capitais: análise empírica no Brasil. COSTA JR., N. C. A., LEAL, R. P. C., LEMGRUBER, E. F. (org.), 2a reimpressão, São Paulo: Atlas, 2006 (p. 143-151).

LIGON, J. A simultaneous test of competing theories regarding the January effect. **Journal of Financial Research**, 20, p. 13-32, 1997.

OGDEN, J. P. Turn of month evaluations of liquid profits and stock returns: a common explanation for the monthly and January effects. **Journal of Finance**, 45, p. 1259-1272, 1990.
PANDEY, I. M. Seasonality of Malaysia stock market. **Journal of Financial Management and Analysis**, 15, p. 37-44, 2002.

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

ROSSEFF, M.S.; KINNEY, W.R. Capital market seasonality: the case of stock returns. **Journal of Financial Economics**, 3, 379-402, 1976.

SILVAPULLE, P. Testing for Seasonal Behavior of Monthly Stock Returns: Evidence from International Markets. **Quarterly Journal of Business & Economics**, vol. 43, n. 1 e 2, 2004.

STOLL, H. R., WHALEY, R. B. Transactions costs and the small firm effects. **Journal of Financial Economics**, 12, p. 57-80, 1983.

TAYLOR, S. J. **Asset Price Dynamics, Volatility and Prediction**. Princeton: Princeton U. Press. 2005.

TONCHEV, D., KIM, T-H. Calendar effects in Eastern European financial markets: evidence from the Czech Republic, Slovakia and Slovenia. **Applied Financial Economics**, 14, p. 1035-1043, 2004.

WATCHTEL, S.B. Certain observation on seasonal movements in stock prices. **Journal of Business**, 15, p. 184-93, 1942.

WESTON, J.F.; BRIGHAM, E.F. **Fundamentos da Administração Financeira**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.