

# ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DE MERCADO DO IBOVESPA: UMA ABORDAGEM COM O MODELO AUTORREGRESSIVO QUANTÍLICO

*IBOVESPA MARKET EFFICIENCY ANALYSIS: A QUANTILE AUTOREGRESSIVE MODEL APPROACH*

**FERNANDA MARIA MÜLLER**  
fernandamaria.muller@yahoo.com.br

**MARCELO BRUTTI RIGHI**  
marcelobrutti@hotmail.com

**PAULO SERGIO CERETTA**  
ceretta10@gmail.com

## RESUMO

A existência de dependência nos retornos de ativos financeiros tem recebido considerável atenção na literatura de finanças, a fim de auxiliar na formulação de estratégias de retorno esperado positivo e na gestão do risco de portfólios. No entanto, a hipótese de eficiência de mercado pressupõe que as novas informações são incorporadas de forma imediata ao ativo e a dependência entre os retornos é nula ou não significativa. Tendo por base essa ideia, o objetivo desse trabalho é analisar o comportamento da dependência serial dos retornos das ações do Ibovespa, fazendo uso do modelo autorregressivo quantílico (QAR). São utilizados log-retornos diários do índice Bovespa, de 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012. Os resultados obtidos permitem concluir que os quantis extremos estão associados a rendimentos positivos ou negativos e apresentam dependência forte e distinta entre si. Já nos quantis centrais a dependência é próxima à zero, semelhante ao modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO). Também se identificou um efeito assimétrico dos investidores, associado ao estado de mercado e à localização no quantil. Além disso, observou-se que altos coeficientes autorregressivos quantílicos, positivos ou negativos, resultaram em coeficientes de mesmo sinal nos próximos quantis. Percebe-se, assim, que o Ibovespa se comporta de maneira distinta dos pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

**Palavras-chave:** modelo autorregressivo quantílico, eficiência de mercado, dependência.

## ABSTRACT

Dependency on financial asset returns has received considerable attention in the finance literature in order to assist in the formulation of strategies of expected positive return and portfolio risk management. However, the market efficiency hypothesis assumes that new information is immediately incorporated to the asset and that the dependency among the returns is null or not significant. Based on this idea, this research aims to analyze the behavior of serial dependence of stock returns of the *Ibovespa* using the quantile autoregression model (QAR). Daily log-returns of the *Bovespa* Index from January 2, 2008 to June 13, 2012 have been used. The results indicate that the extreme quantiles are associated with positive or negative returns and have a strong and distinct dependence on each other. The dependence of central quantiles is close to zero and similar to the model of ordinary least squares (OLS). The study also identified an asymmetric effect of investors, which was associated with the market state and the location in the quantile. Besides, high past positive or negative autoregressive coefficients lead to future coefficients of the same sign. It is clear, therefore, that the *Ibovespa* behaves differently from the assumptions of the hypothesis of market efficiency in the weak form.

**Keywords:** quantile autoregression model, market efficiency, dependence.

## INTRODUÇÃO

A existência de autocorrelação nos retornos de ativos financeiros tem recebido considerável atenção na literatura de finanças. O termo autocorrelação é utilizado para designar a dependência da observação atual sobre seu valor anterior (Ceretta *et al.*, 2012). Tal informação não é apenas interessante à comunidade acadêmica, mas também a investidores. Além de estratégias de retorno esperado positivo, o conhecimento da distribuição estatística de ativos pode ser utilizado para a gestão do risco (Harris e Küçüközmen, 2001; Linton e Whang, 2007). Nesse sentido o coeficiente de correlação serial tem grande destaque, uma vez que retornos que são dependentes ao longo do tempo fornecem uma medida da exposição ao risco e de possível previsibilidade das séries futuras.

Entretanto, existe uma série de estudos na literatura financeira que apontam que as séries de retornos não apresentam autocorrelação suficiente para previsibilidade da série futura de preços (Kendall, 1953; Fama, 1965). Esse argumento é condizente à hipótese de eficiência de mercado (HEM), apresentada por Fama (1965) e Fama (1970). De acordo com essa hipótese, em um mercado idealmente eficiente é impossível prever o incremento futuro dos preços usando dados históricos, por exemplo, ou medidas de associações entre as variáveis. Nesse caso, os investidores não são capazes de gerar retorno anormal com a informação disponível, uma vez que essas são incorporadas de forma imediata ao preço das ações (Ross *et al.*, 2008).

Samuelson (1965) e Fama (1970) afirmam que as mudanças nos preços não apresentam comportamento previsível. Quanto mais eficiente for o mercado, mais aleatória e imprevisível será a sequência de preços gerados por ele. Além disso, nenhum investidor no mercado tem o monopólio de informações que possam afetar o preço da ação. Ou seja, não se tem condições de prever o comportamento futuro do mercado. Apesar da racionalidade dos pressupostos do mercado eficiente, há muitas razões que dificultam a sua comprovação empírica, como, por exemplo, as imperfeições do mercado, oriundas de razões políticas e econômicas. No entanto, por meio de diferentes metodologias desenvolvidas ao longo do tempo, foram identificados ativos com comportamento previsível em diferentes setores da economia (Barberis, 2000; Yao *et al.*, 2005; Campbell e Thompson, 2008).

Uma característica comum, em grande parte dos estudos que buscam investigar a presença de dependência serial na série de ativos, é se limitar a análise da média condicional da distribuição de retornos para analisar a influência de um retorno defasado sobre o retorno corrente (Baur *et al.*, 2012). Trabalhos como os de Baur *et al.* (2012), Ceretta *et al.* (2012) propõem analisar a dependência por meio do modelo autorregressivo quantílico (QAR). Os modelos QAR são estimados usando o enfoque de regressão quantílica proposta por Koenker e Bassett (1978). Conforme os resultados identificados pelos autores, o comportamento da dependência entre os retornos

do mercado acionário reage de forma distinta nos diferentes quantis da distribuição dos retornos.

A vantagem dos métodos quantílicos é que permitem a análise de toda a distribuição condicional da variável resposta, pois analisa a variável de interesse nos diversos quantis da distribuição (Maia e Cribari-Neto, 2006), ao contrário de apresentar somente uma medida de tendência central, como é o caso clássico de mínimos quadrados ordinários (MQO). Diversos autores, com o uso de modelos quantílicos em análises distintas ao estudo proposto, encontraram resultados consistentes com a utilização desses modelos (Veronesi, 1999; Engle e Manganelli, 2004; Qiu e Smith, 2007; Adrian e Brunnermeier, 2010; Chen *et al.*, 2012).

Diante do exposto, o presente artigo objetiva analisar o comportamento de dependência serial do Ibovespa, por meio do modelo autorregressivo quantílico (Koenker e Xiao, 2004). Para a análise serão utilizados os log-retornos diários do índice Bovespa, de 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012. Também serão computados os coeficientes autorregressivos por meio do método MQO. Espera-se com esse trabalho verificar se a dependência do Ibovespa se alterou nos diferentes quantis da distribuição condicional dos log-retornos, bem como analisar se os resultados obtidos via o modelo QAR são mais informativos que as estimativas MQO. Como segunda contribuição desse trabalho, será analisada a importância do sinal dos *lags* passados dos log-retornos na distribuição corrente do índice em análise. Almeja-se com essa análise investigar um possível comportamento assimétrico do investidor dado o sinal do retorno do dia anterior.

Justifica-se a relevância do presente trabalho por utilizar dados atualizados do período que compreende o desequilíbrio macroeconômico mundial, que contribuiu para as baixas nas taxas de juros dos Estados Unidos, e para o colapso no sistema de empréstimos imobiliários americano, no ano de 2008, além da dívida pública da Zona do Euro, em 2010, ambas responsáveis por impactos negativos a nível mundial. Na economia brasileira, os principais impactos diretos refletiram principalmente no final de 2008 e início de 2009, período em que houve uma elevação da volatilidade cambial (Neto, 2010). Dessa forma, torna-se relevante analisar a dependência serial do índice Ibovespa, uma vez que em períodos de crise a estrutura de dependência entre as variáveis se comporta de maneira diferente, além de a existência de dependência serial significativa entre os retornos ser inconsistente com a hipótese de eficiência de mercado.

O artigo está organizado da seguinte forma: a seção subsequente apresenta uma breve revisão da literatura sobre eficiência de mercado e alguns estudos empíricos que apresentam indícios de ineficiência do mercado. Na terceira seção, serão apresentados o modelo autorregressivo quantílico e os procedimentos metodológicos utilizados para alcançar os objetivos propostos. Em seguida, na quarta seção, serão ilustrados os principais resultados obtidos por meio da análise realizada e por fim serão elucidadas as considerações finais do trabalho.

## EFICIÊNCIA DE MERCADO

Essa seção será dividida em duas partes: (i) Fundamentos históricos, que procura apresentar uma sucinta descrição dos fundamentos históricos da hipótese de eficiência de mercado; (ii) Estudos empíricos, que apresenta algumas evidências que refutam a hipótese de eficiência de mercado.

### FUNDAMENTOS HISTÓRICOS

O termo eficiência de mercado foi originalmente formalizado por Fama (1965) e Fama (1970). No entanto, a origem da teoria remonta ao início do século XIX, época em que foram desenvolvidos estudos sobre os preços de títulos (Forti *et al.*, 2009). Dentre essas análises, datam as realizadas por Bachelier (1900), que investigou a teoria da especulação. Bachelier (1900), em sua dissertação, procura investigar o comportamento dos títulos de mercado ao formular testes que buscam a natureza aleatória dos preços do tesouro francês. Por meio desse trabalho, Bachelier foi responsável pelo desenvolvimento de muitas das propriedades matemáticas do passeio aleatório. Historicamente se observa uma relação estreita entre passeio aleatório e a hipótese de eficiência de mercado (Ceretta *et al.*, 2012).

Posteriormente, trabalhos como os de Cowles e Jones (1937) e Working (1934) se confrontam com a impossibilidade de prever a evolução futura dos preços no mercado. Conforme argumenta Cowles (1944), nem mesmo profissionais do mercado financeiro conseguiriam obter desempenho superior ao comportamento médio do mercado. Na década de 50, Kendall (1953), ao tentar identificar ciclos perfeitos de preços, com o uso de 22 ações do Reino Unido e uma série de preços de *commodities*, concluiu que as variáveis seguiam caminho aleatório e que se distribuíam de maneira independente. Na mesma época, Osborne (1959) realizou um estudo buscando explicar a aleatoriedade dos preços.

Mais tarde, Fama (1965) analisou a distribuição e a dependência serial das cotações diárias dos 30 títulos do índice DJIA (*Dow Jones Industrial Average*) no período 1957-1962. Seu estudo foi relevante para a validação da hipótese de passeio aleatório em ativos financeiros. Seus resultados indicam forte evidência de passeio aleatório, resultados esses que prejudicavam a previsibilidade de preços. Para Fama (1965), os preços dos ativos financeiros se distribuem como variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas. Em termos estatísticos, o conhecimento da sequência de alterações de preços no período de tempo  $t-1$  não contribui para determinar a distribuição de preços no período de tempo  $t$ .

De maneira independente, Samuelson (1965) demonstrou que, em um mercado eficiente, as mudanças dos preços de ativos não são previsíveis. Esses resultados corroboram a hipótese de eficiência de mercado. Conforme apresentado por Jung e Shiller (2005), Samuelson forneceu indícios de que a hipótese de eficiência de mercado funciona melhor para mercados de ações isolados, comparados a mercados de

ações agregados. Essa evidência é suportada por Jung e Shiller (2005) para os dados do mercado de ações dos Estados Unidos. Outro estudo bastante difundido em relação à HEM é a obra de Roberts (1967).

Um pouco mais tarde, Fama (1970) publicou uma revisão teórica e empírica referente ao modelo de mercados eficientes. A principal contribuição desse trabalho, em relação à literatura já estabelecida, foi à classificação da hipótese de eficiência de mercado em três formas; (i) forma fraca, na qual nenhum investidor conseguirá obter retornos anormais analisando a série histórica de preços; (ii) forma semiforte, que indica que nenhum investidor irá obter retornos anormais baseado nas informações disponíveis ao mercado; (iii) forma forte, em um mercado caracterizado como eficiente na forma forte, os preços dos ativos refletem as informações disponíveis, bem como as não disponíveis para o público. Nesse trabalho, Fama (1970) também apresentou testes para identificar cada uma das formas de eficiência de mercado apresentadas.

Nesse trabalho, a atenção será dada para a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca. Lim e Brooks (2011) classificam as pesquisas realizadas nessa forma em duas categorias. A primeira, segundo os autores, testa a previsibilidade dos retornos de um ativo com base em variações de preços passados. Nessa são usados testes para identificar presença de dependência linear, não linear e memória longa, por exemplo. A segunda vertente analisa a rentabilidade com base nas estratégias de negociação baseadas em retornos passados.

### ESTUDOS EMPÍRICOS

Análises empíricas frequentemente têm encontrado indícios que contrariam a hipótese de eficiência de mercado. Algumas das ineficiências de mercado identificadas são conhecidas na literatura como anomalias do mercado, ou seja, comportamentos ou características que produzem maior retorno.

Entre algumas das principais anomalias de mercado relatadas na literatura estão às anomalias de calendário, que são identificadas em distintos mercados financeiros. Watchtel (1942), por exemplo, forneceu evidências, após analisar a média do índice *Dow Jones* de 1927 a 1942, acerca dos retornos do mercado acionário no mês de janeiro serem maiores comparados aos retornos dos demais meses do ano. Posteriormente, Rosseff e Kinney (1976), ao utilizar uma combinação de índices para o período de 1904 a 1974 para as ações da Bolsa de Valores de Nova York (NYSE), verificaram que com exceção do período compreendido entre 1929 e 1940 os retornos em janeiro foram significativamente maiores. O efeito janeiro é identificado também por Da Costa Jr. (1990) para o mercado brasileiro. Outro fenômeno encontrado em estudos de Lakonishok e Levi (1982), Jaffe e Westerfield (1985), por exemplo, é o efeito segunda-feira, no qual os resultados de segunda-feira são significativamente piores que os outros dias da semana. São identificados na literatura vários trabalhos que relatam retornos distintos de acordo com o dia da semana ou período

do ano. Além dessas anomalias relacionadas ao calendário, pode-se destacar o efeito feriado e o efeito virada de mês.

Entre outras anomalias frequentemente relatadas estão as estratégias de investimento. Basu (1977) identificou que empresas com menor índice preço/lucro apresentavam retorno maior que empresas com maior índice preço/lucro. Na época, o autor descreveu que tal resultado se referia a uma anomalia em relação aos retornos analisados, que ficou conhecida como efeito do índice preço/lucro (P/L). Entretanto, na época assumia-se a anomalia como falha na especificação do modelo e se desconsiderava a hipótese de ineficiência de mercado. Jegadeesh e Titman (1993) demonstram em seu trabalho a possibilidade de obter retornos anormais significativos ao comprar títulos vencedores e vender títulos perdedores, bem como para obter melhores retornos; concluíram que a carteira deve ser formada com base no desempenho passado dos seis últimos meses e essas carteiras devem ser mantidas por mais seis meses. Os autores explicam esses resultados como a reação tardia de investidores às informações. Lee e Swaminathan (1998) encontram resultados semelhantes ao analisar o volume de preços de 1965 a 1995. Os autores concluíram que as ações que subiram no passado possuem uma maior probabilidade de continuarem a subir e que ações que caíram no passado possuem maior probabilidade de continuarem caindo nos meses seguintes. Verifica-se também na literatura o efeito tamanho das empresas, entre os testes realizados que comprovam evidências de ineficiência de mercado.

Dentre outros estudos relacionados à eficiência na forma fraca, identificam-se trabalhos que buscam investigar a previsibilidade dos retornos (Lim e Brooks, 2011). Esses estudos em grande maioria utilizam as informações passadas dos retornos para identificar indícios de dependência entre a série de retornos. Por exemplo, com o uso de dimensões de correlações, Booth *et al.* (1994) exploram a dependência entre os retornos diários finlandeses, durante os anos de 1970 a 1980. Nesse estudo, os autores identificaram que os retornos finlandeses possuem evidências de dependência significativa durante o período analisado. Para o caso do Brasil, Cajueiro e Tabak (2005) analisaram, para o período de 1998 a 2003, as possíveis fontes de dependência de longo alcance apresentadas nos retornos das ações financeiras brasileiras. Além de encontrar indícios de correlação de longo prazo nos retornos das ações, os resultados sugerem que os preços podem ser ditados pelas características do mercado, como comportamento especulativo e bolhas especulativas que têm um papel importante na determinação de preços. O trabalho de Cavalheiro *et al.* (2010), ao comparar a previsibilidade do mercado de capitais brasileiro e americano, mediante o uso de redes neurais, obtiveram como resultados satisfatória previsibilidade para o mercado acionário brasileiro e menor previsibilidade para o mercado americano.

Em estudo para identificar a dependência de longo prazo e o possível comportamento assimétrico do retorno diário de seis mercados, Chen e You (2005), encontraram,

por meio do uso do modelo ARFIMA-TGARCH (*autoregressive fractionally integrated moving average - threshold generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*), leve memória no retorno das ações, bem como uma resposta assimétrica às notícias negativas e positivas. Usando uma abordagem de *wavelet* baseada em um estimador fracionário de máxima verossimilhança, Tan *et al.* (2012) procuram fornecer uma visão geral da memória longa nos retornos das ações de mercados emergentes. Os autores identificaram que 20% das ações individuais apresentam presença de memória de longo prazo; além disso, na maioria dos casos a previsibilidade dos retornos está associada ao tamanho da empresa.

Esses e outros inúmeros trabalhos que foram analisados com a finalidade de investigar a previsibilidade das séries de ativos financeiros e econômicos, bem como estudos realizados com o intuito de analisar as três formas de eficiência de mercado, apresentadas por Fama (1970), lançam indícios da possibilidade dos retornos não se comportarem de maneira aleatória e imprevisível. Fama (1991), ao rever conceitos da literatura acadêmica acerca do tema eficiência de mercado, conclui que a versão extrema de eficiência de mercado é certamente falsa. Entretanto, segundo o autor, sua vantagem é que permite contornar o confuso problema de quais informações são importantes para a formação dos preços. Nesse novo trabalho, o autor aceita a ideia de previsibilidade dos preços a partir de retornos passados e rendimentos de dividendos, entretanto lembra que os resultados podem ser espúrios, ou seja, conclusões errôneas devido ao enquadramento teórico do estudo não ser o correto.

## MÉTODO

Nesta seção serão apresentados o modelo autorregressivo quantílico e os aspectos metodológicos utilizados nesse trabalho.

### MODELO AUTORREGRESSIVO QUANTÍLICO (QAR)

O primeiro estudo utilizando a regressão quantílica foi proposto por Koenker e Bassett (1978). Essa técnica, segundo os autores, pode ser definida como uma extensão do modelo clássico de regressão linear, utilizada atualmente como uma alternativa ao tradicional modelo MQO. No método MQO, a análise se concentra apenas na medida de tendência central, enquanto a regressão quantílica permite a análise de toda a distribuição condicional da variável resposta e não está sujeita a influências de valores extremos da variável dependente (Koenker, 2005).

Após o trabalho inicial de Koenker e Bassett (1978), muitos modelos foram desenvolvidos com a associação da regressão quantílica a diferentes metodologias, a fim de obter resultados mais consistentes que os identificados da forma tradicional. Koenker e Xiao (2004), por exemplo, introduzem um novo modelo denominado de modelo autorregressivo quantílico (QAR), decorrente da associação entre a regressão quantílica (RQ) e o modelo autorregressivo (AR). Nessa nova abordagem,

os coeficientes autorregressivos mantêm a característica de serem dependentes, no entanto podem alterar a localização, a dimensão e a forma das densidades condicionais ao longo dos quantis da distribuição. O modelo AR de séries temporais supõe que as séries de retornos possuem uma dinâmica de dependência linear às observações passadas até uma defasagem de ordem  $p$  e um erro aleatório, independentemente e identicamente distribuído (i.i.d). Um processo autorregressivo de  $p$ -ésima ordem, ou AR ( $p$ ), pode ser expresso pela Equação [1].

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1 (Y_{t-1} - \delta) + \alpha_2 (Y_{t-2} - \delta) \dots \alpha_p (Y_{t-p} - \delta) + u_t, \quad [1]$$

em que  $\delta$  é a média de  $Y$ ,  $u_t$  é um termo de erro aleatório não correlacionado com média zero e variância constante. Nesse caso, o valor de  $Y$ , no período  $t$ , depende de seu valor até uma determinada defasagem.

O modelo QAR é especificado em [2], onde  $u$  é uma sequência i.i.d.

$$y_t = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)y_{t-1} + \dots + \beta_p(\tau)y_{t-p} + u_t, \quad [2]$$

na qual  $\beta_0(\tau)$  são funções desconhecidas em um intervalo de 0 a 1. Deste modo, a  $\tau$ -ésima função condicional de ordem de  $y_t$  pode ser representada pela Equação [3].

$$Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \beta_0 + \beta_1(\tau)y_{t-1} + \dots + \beta_p(\tau)y_{t-p}, \quad [3]$$

na Equação [3],  $Q_{y_t}(\tau | y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$  representa a função quantílica condicionada às informações passadas de  $y_t$ , caracterizando assim o modelo autorregressivo quantílico (Koenker e Xiao, 2004). Os coeficientes autorregressivos podem não só mudar a localização da distribuição de  $y_t$ , mas também mudar a forma da distribuição condicional.

O modelo QAR ( $p$ ) linear envolve o seguinte problema de minimização, representado pela equação [4], para auferir os estimadores autorregressivos quantílicos.

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - x_i^j \beta), \quad [4]$$

em que  $x_i^j$  é a  $\tau$ -ésima linha dos valores aleatórios não conhecidos de  $x$ . Através do problema de minimização disposto, o problema de *outliers* não capturado pela regressão clássica pode ser identificado (Koenker e Bassett, 1978). Além disso, acredita-se que o modelo é uma alternativa para estudar a dinâmica assimétrica e a persistência local em uma série temporal. Outra motivação para o uso do modelo QAR( $p$ ) reside na análise da variável resposta nos diversos quantis da distribuição condicional, que permite uma visão mais detalhada da possível existência de raiz unitária.

Dessa forma, no presente trabalho, para a verificação da dependência linear entre os log-retornos do Índice Bovespa, far-se-á uso de um modelo autorregressivo quantílico com três defasagens QAR (3), conforme sugerido pelo teste Ljung-Box

(Ljung e Box, 1978). O modelo autorregressivo quantílico utilizado pode ser expresso, de forma simplificada, pela Equação [5].

$$Q_{r_t}(\tau | F_{t-i}) = \beta_0(\tau) + \sum_{i=1}^p \beta_i(\tau)r_{t-i} + \varepsilon_t. \quad [5]$$

Onde  $Q_{r_t}(\tau | F_{t-i})$  representa o retorno da ação no dia  $t$ ,  $\tau$  representa o  $\tau$ -ésimo quantil condicional dos retornos das ações,  $F_t$  informação disponível e  $t-i$  é o retorno defasado das ações ou do índice. Onde, em um intervalo de  $0 < t < 1$ , o  $\beta_0(\tau)$  é o coeficiente autorregressivo quantílico (Koenker, 2005).

Para capturar a possível assimetria na autocorrelação causada pelo sinal do retorno do dia anterior, utilizar-se-á a Equação [6], descrita no trabalho de Baur *et al.* (2012).

$$Q_{r_t}(\tau | F_{t-i}) = \beta_0(\tau) + \sum_{i=1}^p \beta_i(\tau)r_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i(\tau)r_{t-i}D(r_{t-i}) + \varepsilon_t. \quad [6]$$

Na Equação [6]  $D$  se refere a uma variável *dummy*.

## ASPECTOS METODOLÓGICOS

A fim de alcançar o objetivo proposto, utilizaram-se dados diários do Índice Bovespa (Ibovespa) para o período de 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012, totalizando 1105 observações. Na base de dados, calcularam-se os log-retornos por meio da primeira diferença logarítmica, dado por  $r_t = P_t - P_{t-1}$ , em que  $r_t$  é o log-retorno e  $P_t$  é o preço em  $t$ . Optou-se pela utilização de dados diários em virtude de serem identificados na literatura evidências maiores de sua previsibilidade comparados a dados semanais e mensais (Linton e Whang, 2007). Também é a frequência de dados comumente utilizada em pesquisas empíricas que procuram identificar a dependência entre o retorno das ações, com o uso de diferentes métodos ao do estudo proposto (Booth *et al.*, 1994; Harris e Küçüközmen, 2001; Chen e Yu, 2005). O período foi escolhido por compreender dois períodos de crise mundial. Períodos de crise, em função do efeito contágio, *spillovers* de liquidez, entre outras características do mercado, costumam apresentar um maior grau de associação.

Com base nos log-retornos, primeiramente calcularam-se as estatísticas descritivas da série de dados do Ibovespa. Para analisar a estacionariedade dos log-retornos, computaram-se o teste ADF-GLS de Elliott *et al.* (1996) e o teste KPSS proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992). Ambos os testes diferem em relação à sua hipótese nula. O teste ADF-GLS testa a hipótese nula de que a série apresenta raiz unitária. Em contrapartida, o teste KPSS testa a hipótese nula de estacionariedade da série. Ressalta-se que ambos os testes foram realizados para a série em nível, que rejeitaram a níveis de significância usuais que a série é estacionária. Por esse motivo, foi realizada a transformação dos dados (calcular os log-retornos).

Com o intuito de investigar se a série de dados apresenta variância constante (homoscedasticidade), realizaram-se os testes Breusch-Pagan (Breusch e Pagan, 1979) e White (White, 1980).

Para analisar a possível presença de autocorrelação na série de log-retornos do índice Ibovespa para o período analisado, fez-se uso do teste Ljung-Box. A hipótese nula se refere à ausência de autocorrelação e a hipótese alternativa se refere à presença da dependência serial. O processo de escolha das defasagens no modelo QAR também foi conduzido por meio do teste Ljung-Box. A normalidade da série foi investigada por meio do teste proposto por Doornik e Hansen (2008).

Após a análise das características descritivas e dos testes de diagnósticos, procedeu-se à estimação da dependência serial do índice Bovespa, por meio do modelo autorregressivo quantílico, dado na Equação 5. Nessa avaliação, foram estimados também os coeficientes autorregressivos via MQO, com a finalidade de confrontar os resultados obtidos por meio de ambas as técnicas. Além disso, buscou-se analisar a importância do sinal do retorno do período anterior na distribuição dos retornos correntes, conforme sugerido por Baur *et al.* (2012). Nesse modelo, houve a inclusão de uma variável explicativa *dummy* (binária), de acordo com a Equação [6], com o intuito de capturar um possível efeito assimétrico na série de retornos do índice Ibovespa. Nessa análise, foi apresentado um cenário sob bom estado de mercado ( $r_{t-1} \geq 0$ ), intitulado de *Good Markets*, e outro sob ruim estado de mercado ( $r_{t-1} \leq 0$ ), denominado de *Bad Markets*. Procedimento semelhante foi realizado na obra de Ceretta *et al.* (2012) e Baur *et al.* (2012).

Vislumbrando analisar se o efeito assimétrico entre os dois estados de mercado é significativo, realizou-se um teste de hipóteses, a um nível de significância de 5%. Com o teste, pretende-se investigar a hipótese nula de que não existem diferenças na distribuição dos coeficientes autorregressivos *versus* a hipótese alternativa de que existem diferenças entre os coeficientes do modelo QAR sob bom estado de mercado e sob ruim estado de mercado. Serão apresentados também os coeficientes autorregressivos quantílicos gerados pela diferença entre um estado de mercado bom e ruim. Esses resultados são nomeados pela letra D na análise. Caso se perceba diferença significativa entre os dois estados de mercado, verificar-se-á um efeito assimétrico gerado por retornos passados positivos e negativos.

## DISCUSSÃO E RESULTADOS

Dando início à interpretação dos dados, apresentam-se na Tabela 1 as estatísticas descritivas e os testes de diagnósticos dos log-retornos do índice Bovespa.

De acordo com os resultados expostos na Tabela 1, observa-se que o retorno médio diário do Ibovespa é próximo à zero. Destaca-se também que o Ibovespa é mais bem representado por uma distribuição leptocúrtica, já que o valor de curtose é maior que 3, valor que caracteriza uma distribuição normal. Em relação ao valor da assimetria, percebe-se que o índice apresenta uma assimetria positiva, ou seja, concentração dos valores à esquerda da média, indicando a maior probabilidade de ocorrência de valores positivos a negativos. A questão da normalidade da distribuição pode ser auferida com base na assimetria, na curtose e no teste de Doornik-Hansen. Os resultados de assimetria positiva e o excesso de curtose indicam que o Ibovespa não possui distribuição normal. A não normalidade do índice Ibovespa é confirmada pelo teste Doornik-Hansen, que rejeitou a hipótese nula de normalidade.

O teste de heterocedasticidade de White rejeitou a hipótese nula de homocedasticidade para o Índice Bovespa. Corroborando com esse resultado, aplicou-se também o teste Breusch-Pagan, o qual confirma a presença de heterocedasticidade nos dados. Conforme Koenker (2005), os efeitos da heterocedasticidade podem ser minimizados com o uso de modelos quantílicos. Ao analisar o p-valor do teste ADF-GLS, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária nos log-retornos, sendo assim os dados estacionários. Resultado que pode ser confirmado com o teste KPSS, pois, ao analisar o p-valor (0,100), não se rejeitou a hipótese nula de estacionaridade.

Para identificar a possível presença de autocorrelação entre os log-retornos do Ibovespa, utilizou-se o teste Ljung-Box, que, com um p-valor de 0,004, levou à rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação. Por meio do teste foi possível verificar a presença de três defasagens significativas. A presença de autocorrelação significativa entre os retornos das ações indica a associação entre os retornos de um dia com os retornos do dia anterior. Conforme relatado na literatura,

**Tabela 1.** Estatísticas descritivas dos log-retornos do Ibovespa para o período 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012, totalizando 1105 observações.

**Table 1.** Descriptive statistics for the daily Ibovespa log-returns in the period from January 02, 2008 to June 13, 2012, totaling 1105 observations.

Estatística descritiva		Testes diagnósticos		Estatística	P-valor
Média	0,000	ADF-GLS (6)		-14,317	0,000
Desvio-Padrão	0,021	KPSS		0,107	>0,100
Curtose	9,202	Ljung-Box(3)		13,492	0,004
Assimetria	0,060	Doornik-Hansen		622,288	0,000
Mínimo	-0,121	Heteroscedasticidade (White)		54,689	0,000
Máximo	0,137	Breusch-Pagan		69,418	0,000

a presença de correlação serial na série de ativos pode ser utilizada para possível previsibilidade da série.

Ressalta-se que todos os resultados associados à assimetria, à curtose e à heterocedasticidade contribuem para a adequação dos dados ao modelo autorregressivo quantílico. Além disso, tais resultados são características comuns nas séries de retornos de ativos e/ou índices financeiros. Fama (1965) e Mandelbrot (1963), em suas obras seminais, já mencionavam que a distribuição dos retornos usualmente são leptocúrticas, assimétricas e apresentam agrupamentos de volatilidade.

Após a análise das características descritivas e dos testes de diagnósticos, procedeu-se à estimação do modelo autorregressivo quantílico. A demonstração gráfica dos resultados é exposta na Figura 1. Ao analisar a Figura 1, observa-se que os coeficientes autorregressivos estimados pelo modelo MQO são negativos e possuem uma única estimativa para os diferentes quantis analisados. Além disso, o coeficiente está próximo à zero, dentro do intervalo de confiança. O método MQO estima os coeficientes sem distinção dos resultados por quantil, os coeficientes superiores e inferiores se anulam, resultando em uma medida de tendência central (Milani *et al.*, 2014). Desse modo, quantis inferiores compensam quantis superiores, o que pode explicar a ausência de coeficientes significativos pelo método MQO.

Ao analisar os resultados obtidos pelo modelo QAR, verifica-se comportamento distinto dos coeficientes ao longo dos quantis condicionais. Também a dependência entre os log-retornos diários do Ibovespa demonstra comportamento mais persistente nos quantis extremos. Para os quantis inferiores são observados coeficientes autorregressivos positivos, enquanto que para os coeficientes dos quantis superiores percebe-se, em geral, menor magnitude e dependência negativa. Esse comportamento é distinto para a constante do modelo. Os quantis centrais apresentam coeficientes próximos à zero. Esses resultados implicam que em quantis centrais o retorno defasado não tem nenhum impacto sobre o retorno presente, diferentemente do que é observado em quantis extremos. Conforme observado, esse resultado é mais acentuado para as defasagens QAR(1) e QAR(3) (nomeados de AR(1) e AR(3) respectivamente na Figura 1). Resultados semelhantes foram encontrados no trabalho de Baur *et al.* (2012) e de Ceretta *et al.* (2012).

Os resultados identificados, de certa forma, estão em desacordo com a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca, uma vez que as novas informações são incorporadas de forma rápida ao preço e não é possível obter informações para estratégias de retorno esperado superior à média do mercado (Fama, 1970; Van Horne, 1998). O sinal de dependência serial é uma característica importante e pode ser um sinal de possível

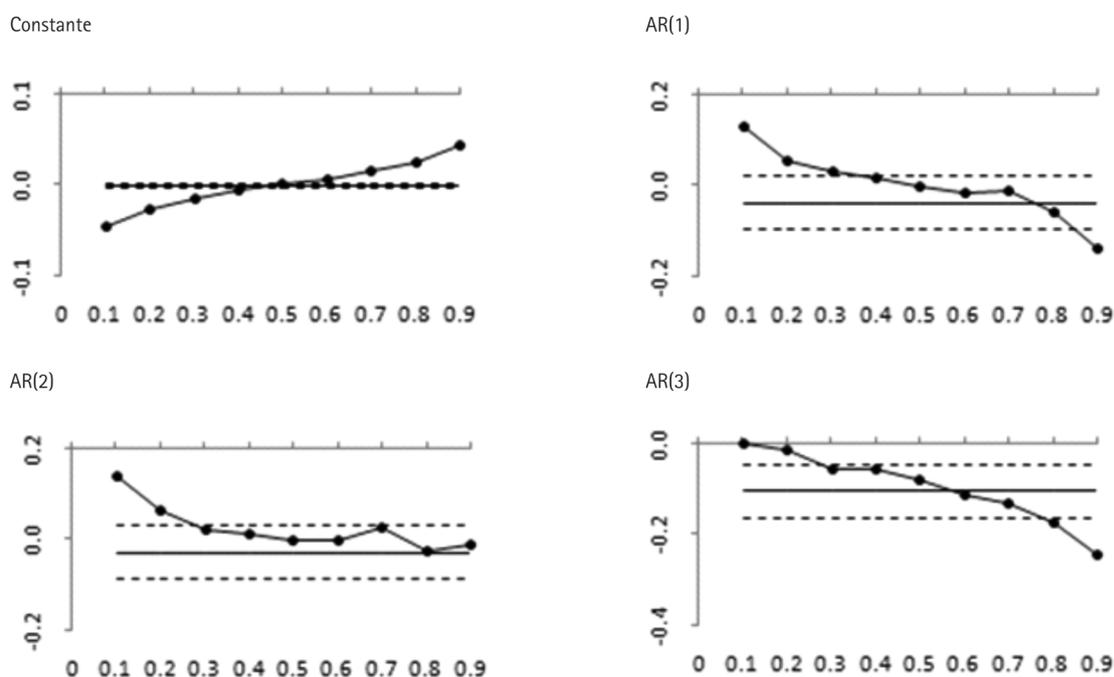


Figura 1. Modelo autorregressivo quantílico x MQO, para os log-retornos do Ibovespa para o período 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012, totalizando 1105 observações.

Figure 1. Quantile autoregression model (QAR) x OLS, for the daily Ibovespa log-returns in the period from January 02, 2008 to June 13, 2012, totaling 1105 observations.

Nota: A linha contínua representa os coeficientes autorregressivos MQO, a linha pontilhada se refere ao intervalo de confiança MQO (95%) e a linha com marcadores aos coeficientes do modelo quantílico. Os resultados do modelo quantílico foram obtidos por meio da Equação [5].

previsibilidade dos retornos das ações, como enfatizado por Baur *et al.* (2012). Assim, coeficientes autorregressivos significativos implicam que os retornos históricos podem influenciar nas rentabilidades do valor presente do ativo ou índice.

Linton e Whang (2007), ao utilizar uma metodologia baseada em quantis, afirmam que as séries que apresentam dependência são um forte indicativo para auferir a futura previsibilidade dos retornos, além de identificarem que tais resultados são mais persistentes nos quantis inferiores, estando de acordo com os resultados percebidos nesse trabalho. Ainda, Harris e Küçüközmen (2001) comentam que o conhecimento da dependência dos retornos pode ser utilizado para prever as mudanças no valor da carteira e assim ser útil para a gestão do risco financeiro das carteiras. Contribuindo, Cajueiro e Tabak (2005) e Cajueiro *et al.* (2005) apresentam indícios de presença de dependência serial no índice Ibovespa. Percebe-se que tal característica se mantém após a ocorrência da crise de 2008 e 2010 que repercutiu a nível mundial.

Posteriormente buscou-se investigar se retornos positivos e negativos têm um impacto assimétrico sobre a distribuição condicional dos retornos. Para análise, foi utilizada a Equação [6]. A Figura 2 ilustra os coeficientes autorregressivos quantílicos quando  $r_{t-1} \geq 0$  (linha pontilhada), que se refere a *Good Markets*

and, e quando  $r_{t-1} \leq 0$  (linha sólida), que será denominada no trabalho de *Bad Markets*.

Ao analisar a Figura 2, verifica-se que o sinal do retorno passado ocasiona reações assimétricas dos investidores em relação ao estado de mercado bom e ruim (*Good Markets* e *Bad Markets*, respectivamente). Verifica-se, nas três defasagens, que, nos quantis inferiores, a dependência é positiva e negativa para os quantis superiores nas situações de *Bad Markets*. O efeito assimétrico pode ser observado pela diferença da localização dos coeficientes autorregressivos quantílicos, de acordo com o estado de mercado. Percebe-se que somente nos quantis centrais os coeficientes apresentam comportamento semelhante.

Desse modo, com a análise, verifica-se que, ao inserir uma variável explicativa (*dummy*), o padrão de dependência das estimativas autorregressivas é diferente ao longo dos quantis. Na primeira análise, Figura 1, percebe-se que os quantis inferiores estão associados a coeficientes positivos, já os quantis superiores a negativos, enquanto na segunda análise, representada pela Figura 2, no *Good Markets*, os quantis inferiores estão associados a coeficientes negativos, e os quantis condicionais superiores a resultados positivos. Tendências semelhantes aos resultados apresentados na Figura 1 são demonstradas pelo

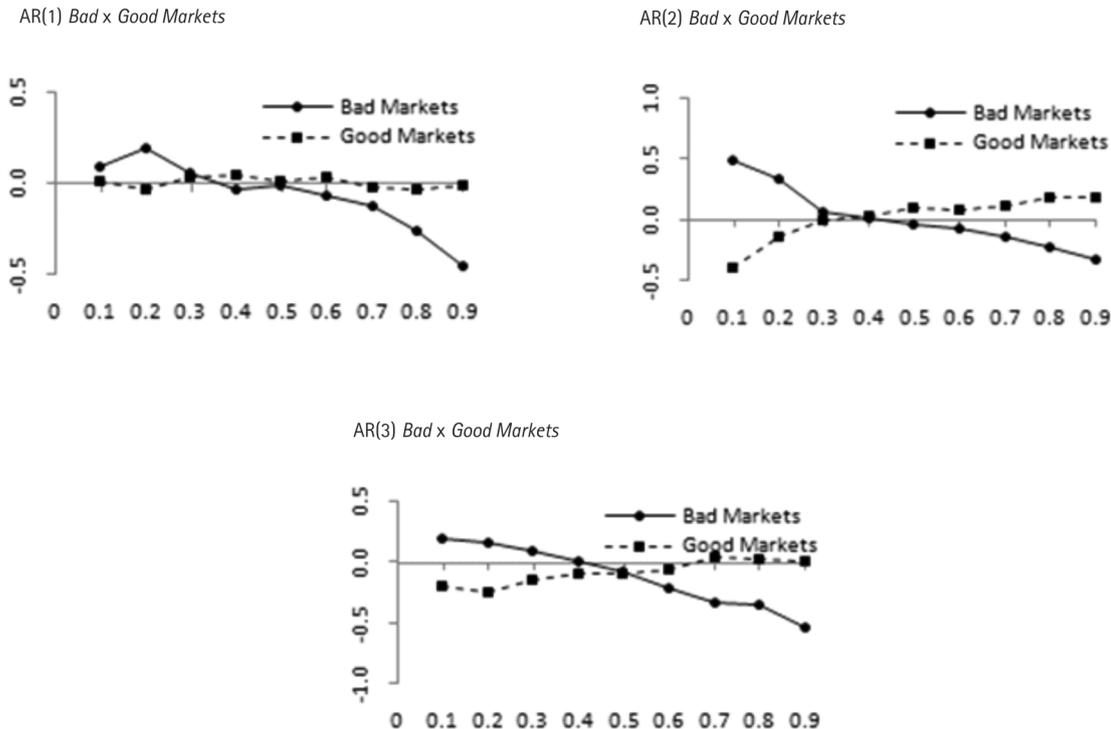


Figura 2. Modelo autorregressivo quantílico para *Bad* e *Good Markets*, para os log-retornos do Ibovespa para o período 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012, totalizando 1105 observações.

Figure 2. Quantile autoregression model for *Bad* and *Good Markets*, for the daily Ibovespa log-returns in the period from January 02, 2008 to June 13, 2012, totaling 1105 observations.

Nota: Valores obtidos por meio da Equação [6].

cenário *Bad Markets*, como visualizado na Figura 2. Esse comportamento possivelmente indica que a reação do mercado é influenciada de maneira mais acentuada por notícias ruins de mercado, comparado a notícias boas.

Contribuindo com a análise na Figura 3, são apresentados os coeficientes de autorregressivos quantílicos para o *Good Markets*, os valores das estimativas obtidas via MQO, bem como os coeficientes autorregressivos quantílicos gerados pela diferença entre um estado de mercado ruim e bom (*Bad Markets* e *Good Markets*). A diferença irá ilustrar o efeito assimétrico do mercado gerado pelo sinal do *lag* passado dos log-retornos do índice Ibovespa. Esses resultados serão identificados pela letra D na ilustração.

De maneira geral, ao analisar D (diferença entre *Bad* e *Good Markets*), nota-se que o impacto de notícias passadas

negativas é mais acentuado que o impacto de notícias positivas. Isso é percebido ao verificar que a tendência de D é semelhante à tendência do mercado *Bad Markets* (*lags* passados negativos), conforme já observado. O comportamento assimétrico entre mercado sob estado bom e ruim é também constatado ao analisar os coeficientes de autorregressivos MQO, uma vez que em ambos os cenários percebe-se comportamento oposto. Resultados adicionais, como teste de significância realizado para verificar se o efeito assimétrico é significativo a 5% de significância, são apresentados na Tabela 2.

Corroborando com os resultados anteriores apresentados, percebe-se que houve diferenças significativas em alguns dos quantis quanto ao comportamento do mercado dado o retorno do *lag* passado. De acordo com a Tabela 2, a um nível de significância de 5%, nota-se que, para os quantis superiores,

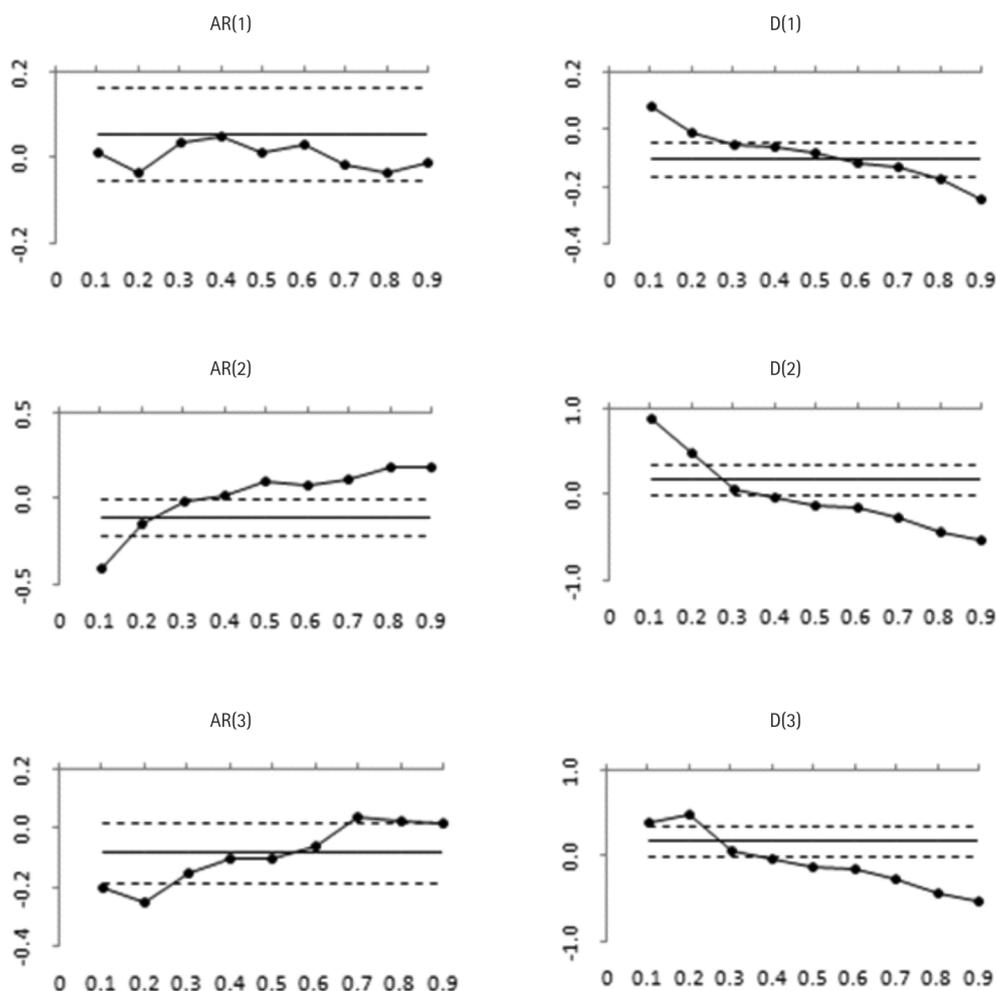


Figura 3. Autocorrelação quantílica assimétrica para os log-retornos do Ibovespa para o período de 02 de Janeiro de 2008 a Junho de 2012, totalizando 1105 observações.

Figure 3. Asymmetric quantile autocorrelation for the Ibovespa log-returns for the period January 2, 2008 to June 13, 2012, totaling 1105 observations.

Nota: A linha contínua representa os coeficientes autorregressivos MQO, a linha pontilhada se refere ao intervalo de confiança MQO (95%) e a linha com marcadores se refere ao modelo quantílico. Os resultados são obtidos por meio da Equação [6].

a assimetria gerada entre os dois estados de mercado é significativa nas três defasagens analisadas. Para os quantis inferiores, observa-se a presença de efeito assimétrico significativo principalmente na 2ª e na 3ª defasagem. E o quantil central apresentou coeficientes autorregressivos significativos apenas na 2ª defasagem.

De maneira descritiva, verifica-se que, na primeira defasagem, há menor quantidade de coeficientes quantílicos significativos para a diferença entre um estado de mercado bom e ruim. Os coeficientes significativos nessa defasagem foram nos quantis 0,2, 0,8 e 0,9, resultando, dessa maneira, em um menor comportamento assimétrico dos investidores dado o sinal do retorno de um dia passado. Também se visualiza que, na primeira defasagem, a diferença entre os dois estados de mercado, conforme relatado anteriormente, mantém comportamento semelhante ao sinal dos coeficientes quantílicos obtidos no *Bad Markets*. De acordo com a Tabela, quantis iguais ou superiores a 0,4 apresentam coeficientes negativos. Para a segunda defasagem, os coeficientes de autorregressivos quantílicos para o estado de mercado ruim e a diferença entre os dois estados de mercado apresentam coeficientes positivos

para os quantis condicionais inferiores e negativos para os quantis superiores. Por fim, na terceira defasagem, percebe-se que o coeficiente quantílico do *Good Markets* se manteve negativo até o quantil 0,7, quantil no qual ultrapassa para a dependência positiva, como também observado na Figura 2.

Com base nesses resultados, verifica-se ao analisar a existência de coeficientes significativos para a diferença entre mercados bons e ruins (*Good e Bad Markets*), que a reação dos investidores no quantil depende do sinal do retorno do dia anterior, bem como da localização do quantil. Além do mais, percebe-se que o impacto de notícias passadas ruins, ou seja, retornos negativos apresentam um impacto mais acentuado comparado a notícias boas do mercado (retornos passados positivos). Outro ponto observado é que altos coeficientes autorregressivos quantílicos, positivos ou negativos, levam a coeficientes de mesmo sinal nos próximos quantis.

O comportamento assimétrico do investidor pode estar associado à assimetria causada pelo desequilíbrio entre oferta e demanda em situações de mercado bom e ruim, bem como às variações de liquidez de mercado. Stiglitz (1992) discute em seu trabalho que a assimetria de informações no mercado

**Tabela 2.** Efeito assimétrico na autocorrelação quantílica. Nessa tabela são apresentados os coeficientes para as três defasagens no estado de mercado Bom (*Good Markets*) e para o estado de mercado ruim (*Bad Markets*), além da diferença entre os coeficientes dos dois estados de mercado, representada pela letra D.

**Table 2.** Asymmetric Effect on quantile autocorrelation. This table shows the coefficients for the three lags of the market state Good (*Good Markets*) and the bad market state (*Bad Markets*), and the difference between the coefficients of the two market states represented by the letter D.

Situação	Quantil								
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9
<b>QAR(1)</b>									
Good	0,014	-0,033	0,038	0,052	0,013	0,031	-0,016	-0,036	-0,012
Bad	0,097	0,191	0,054	-0,033	-0,012	-0,067	-0,118	-0,260	-0,449
Diferença	0,084	0,224	0,016	-0,085	-0,025	-0,098	-0,101	-0,224	-0,437
p-valor	0,605	<b>0,050*</b>	0,850	0,337	0,689	0,144	0,233	<b>0,019*</b>	<b>0,000*</b>
<b>QAR(2)</b>									
Good	-0,403	-0,141	-0,011	0,024	0,100	0,083	0,118	0,191	0,185
Bad	0,486	0,344	0,062	0,007	-0,032	-0,066	-0,140	-0,231	-0,334
Diferença	0,890	0,485	0,073	-0,017	-0,131	-0,149	-0,259	-0,422	-0,518
p-valor	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>	0,383	0,843	<b>0,026*</b>	<b>0,022*</b>	<b>0,002*</b>	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>
<b>QAR(3)</b>									
Good	-0,199	-0,251	-0,152	-0,101	-0,099	-0,056	0,041	0,022	0,015
Bad	0,205	0,167	0,096	0,002	-0,075	-0,214	-0,331	-0,349	-0,542
Diferença	0,405	0,419	0,248	0,102	0,024	-0,158	-0,373	-0,372	-0,557
p-valor	<b>0,012*</b>	<b>0,000*</b>	<b>0,004*</b>	0,243	0,695	<b>0,017*</b>	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>	<b>0,000*</b>

Nota: (\*) Os resultados do p-valor em negrito representam os quantis em que a diferença entre os coeficientes de autocorrelação quantílicos do *Good Markets* e *Bad Markets* foi significativa.

de capitais influi na forma e na magnitude de captação de recursos das empresas. Mudanças na percepção dos riscos decorrentes de notícias ruins do mercado poderão levar as firmas a rever seus programas de produção e investimento e os bancos a racionar crédito. Desse modo, a presença de informações assimétricas implica que, na maioria das vezes, os mercados falham em ajustar-se automaticamente às situações de desequilíbrio entre oferta e demanda. Em alguns mercados, os compradores, investidores, administradores não possuem acesso às mesmas informações disponíveis, e provavelmente essa assimetria de informação poderá influir em um comportamento assimétrico do investidor às notícias boas e ruins. Guo *et al.* (2008), ao analisar os efeitos dos desdobramentos das ações em Tóquio, identificaram que a presença de notícias boas no mercado aumenta a atividade das operações e a liquidez e diminuem a assimetria de informação. Conforme observado por Hou (2013), os mercados financeiros expostos a choques positivos costumam manter-se mais estáveis. De maneira oposta, mercados suscetíveis à ocorrência de notícias ruins apresentam maior volatilidade comparada a boas notícias de mercado. Tal resultado também é sustentado por Yeh e Lee (2000), que, ao analisar a volatilidade do mercado chinês, identificaram comportamentos distintos dos investidores em contato com boas e más notícias. Seus resultados indicam impacto mais persistente sobre a volatilidade futura de resultados de notícias boas (retornos inesperados positivos) do que o impacto de más notícias (negativos retornos inesperados). Comportamento semelhante também é apoiado nos trabalhos de Wyss (2004). Contribuindo, Blasco *et al.* (2005) argumentam em seu trabalho que as notícias ruins desempenham um papel altamente significativo na explicação das mudanças de preço e na volatilidade das ações no mercado espanhol.

Dessa forma, com base nos resultados identificados, possivelmente, no momento em que notícias boas ou ruins chegam ao mercado brasileiro, os investidores individuais reagem à mudança de expectativa a respeito de futuros retornos e assim realizam suas transações. Como o resultado é pertinente a todas as ações, ocorre uma correlação temporal entre os aumentos e as diminuições das operações, resultando em retornos distintos ao mercado que não considera o impacto de boas e más notícias. Além do mais, a presença de coeficientes autorregressivos significativos são um indicativo contra a hipótese de eficiência de mercado na forma fraca, uma vez que sugerem que nem todas as informações passadas presentes na série de retornos foram incorporadas de forma imediata.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo principal analisar o comportamento da dependência serial do índice da Ibovespa, no período de 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012, por meio do modelo de autorregressão quantílica. Os resultados auferidos nesse trabalho enfatizam que as estimativas obtidas

pelo modelo autorregressivo quantílico são mais informativas do que aquelas encontradas com o modelo MQO. Por meio do modelo QAR, foi verificado que os quantis superiores e inferiores apresentam dependência diferente de zero, enquanto que os quantis centrais exibiram coeficientes próximos à zero, de modo semelhante ao MQO.

Em uma análise mais específica, procurou-se identificar um comportamento assimétrico dos investidores com a inclusão de uma variável *dummy*, a qual considera que os retornos positivos e negativos impactam de maneira distinta na estimação da dependência do índice Ibovespa. Com base nas estimações, verificou-se que, em um estado de mercado ruim (*Bad Markets*), a dependência serial entre os retornos é positiva para os quantis inferiores, e para os quantis superiores a dependência é negativa. Enquanto isso, em um estado de mercado bom, *Good Markets*, identificou-se dependência dos retornos negativa para os quantis condicionais inferiores e positiva ou nula para os quantis superiores, na 2ª e na 3ª defasagem, demonstrando comportamento oposto ao *Bad Markets*. Outro detalhe observado também, tendo por base a amostra e o período em questão, é que altos coeficientes autorregressivos quantílicos, positivos ou negativos, induzem a coeficientes de mesmo sinal nos próximos quantis. Além disso, os retornos do Ibovespa são mais sensíveis a resultados negativos, comparados a resultados positivos.

Dessa forma, espera-se que tais resultados impulsionem novas pesquisas que procurem investigar a previsibilidade do índice Ibovespa, uma vez que a dependência serial entre os retornos do Ibovespa é um indicativo de possível previsibilidade do índice. A possibilidade de previsão dos retornos das ações pode resultar em grandes benefícios para os investidores, por aumentar o nível de informações sobre o mercado financeiro e minimizar a exposição ao risco.

Além disso, percebe-se que os resultados encontrados nesta pesquisa se comportam de maneira distinta dos pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na forma fraca. De acordo com essa, a dependência entre os retornos deveria ser nula ou não significativa, inexistindo relação com os retornos passados (Fama, 1970). Como principal limitação destaca-se a utilização de somente um índice para a análise e o pequeno período amostral analisado. A análise com mais mercados enriqueceria a contribuição do trabalho e permitiria verificar o comportamento da dependência dos log-retornos nos diferentes quantis da distribuição condicional para esses mercados.

## REFERÊNCIAS

- ADRIAN, T.; BRUNNERMEIER, M.K. 2010. *CoVaR*. New York, Princeton University Working Paper, p. 53.
- BACHELIER, L. 1900. Théorie de la speculation. *Annales Scientifiques de L'École Normale Supérieure*, 17:21-86.
- BARBERIS, N. 2000. Investing for the long run when returns are predictable. *Journal of Finance*, 55(1):225-264.  
<http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00205>

- BASU, S. 1977. The investment performance of common stocks in relation to their price to earnings ratio: A test of the efficient markets hypothesis. *Journal of Finance*, 32(2):663-682. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977.tb01979.x>
- BAUR, D.G.; DIMPL, T.; JUNG, R.C. 2012. Stock return autocorrelations revisited: A quantile regression approach. *Journal of Empirical Finance*, 19(2):254-265. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jempfin.2011.12.002>
- BLASCO, N.; CORREDOR, P.; RIO, C.; SANTAMAR, R. 2005. Bad news and Dow Jones make the Spanish stocks go round. *European Journal of Operational Research*, 163(1):253-275. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ejor.2004.01.001>
- BOOTH, G.G.; MARTIKAINEN, T.; SARKAR, S.K.; VIRTANEN, I.; YLI-OLLI, P. 1994. Nonlinear dependence in Finnish stock returns. *European Journal of Operational Research*, 74(2):273-283. [http://dx.doi.org/10.1016/0377-2217\(94\)90096-5](http://dx.doi.org/10.1016/0377-2217(94)90096-5)
- BREUSCH, T.S.; PAGAN, A.R. 1979. Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5):1287-1294. <http://dx.doi.org/10.2307/1911963>
- CAJUERO, D.; TABAK, B.M.; SOUZA, N.A. 2005. Periodic market closures and the long-range dependence phenomena in the Brazilian equity market. *Physica A*, 351(2-4):512-522. <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2004.12.021>
- CAJUERO, D.O.; TABAK, B.M. 2005. Possible causes of long-range dependence in the Brazilian stock market. *Physica A*, 345(3-4):635-645. <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2004.07.017>
- CAMPBELL, J.Y.; THOMPSON, S.B. 2008. Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average. *Review of Financial Studies*, 21(4):1509-1531. <http://dx.doi.org/10.1093/rfs/hhm055>
- CAVALHEIRO, E.A.; CERETTA, P.S.; TAVARES, C.E.M.; TRINDADE, L.L. 2010. Previsibilidade de mercados: Um estudo comparativo entre Bovespa e S&P500. *Sociais e Humanas*, 23(1):61-74.
- CERETTA, P.S.; RIGHI, M.B.; COSTA, A.C.; MÜLLER, F.M. 2012. Quantiles autocorrelation in stock markets returns. *Economics Bulletin*, 32(3): 2065-2075.
- CHEN, C.W.S.; YU, T.H.K. 2005. Long-term dependence with asymmetric conditional heteroscedasticity in stock returns. *Physica A*, 353(1):413-424. <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2005.02.009>
- CHEN, C.W.S.; LIN, S.; YU, P.L.H. 2012. Smooth transition quantile capital asset pricing models with heteroscedasticity. *Computational Economics*, 40(1):19-48. <http://dx.doi.org/10.1007/s10614-011-9266-y>
- COWLES, A. 1944. Stock market forecasting. *Econometrica*, 12(3-4):206-214. <http://dx.doi.org/10.2307/1905433>
- COWLES, A.; JONES, H. 1937. Some a posteriori probabilities in stock market action. *Econometrica*, 5:280-294. <http://dx.doi.org/10.2307/1905515>
- DA COSTA JR., N.C.A. 1990. Sazonalidades do Ibovespa. *RAE - Revista de Administração de Empresas*, 30(3):79-84. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-75901990000300008>
- DOORNIK, J.A.; HANSEN, H. 2008. An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(1):927-939. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00537.x>
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813-836. <http://dx.doi.org/10.2307/2171846>
- ENGLE, R.F.; MANGANELLI, S. 2004. CAViaR: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles. *Journal of Business and Economic Statistics*, 22(4):367-381. <http://dx.doi.org/10.1198/073500104000000370>
- FAMA, E. 1991. Efficient capital markets II. *The Journal of Finance*, 46(5):1575-1617. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x>
- FAMA, E. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2):383-417. <http://dx.doi.org/10.2307/2325486>
- FAMA, E. 1965. The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 38(1):34-105. <http://dx.doi.org/10.1086/294743>
- FORTI, C.A.B.; PEIXOTO, F.M.; SANTIAGO, W.P. 2009. Hipótese da eficiência de mercado: Um estudo exploratório no mercado de capitais brasileiro. *Gestão & Regionalidade*, 25(75):45-56.
- GUO, F.; ZHOU, K.; CAI, J. 2008. Stock splits, liquidity, and information asymmetry: An empirical study on Tokyo Stock Exchange. *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(3):417-438. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jjie.2008.01.002>
- HARRIS, R.D.F.; KÜÇÜKÖZMEN, C.C. 2001. Linear and nonlinear dependence in Turkish equity returns and its consequences for financial risk management. *European Journal of Operational Research*, 134(3):481-486. [http://dx.doi.org/10.1016/S0377-2217\(00\)00265-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0377-2217(00)00265-4)
- HOU, A.J. 2013. Asymmetry effects of shocks in Chinese stock markets volatility: A generalized additive nonparametric approach. *Journal of International Financial Markets*, 23:12-32. <http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2012.08.003>
- JAFFE, J.; WESTERFIELD, R. 1985. The week-end effect in common stock returns: The international evidence. *The Journal of Finance*, 40(2):433-454. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb04966.x>
- JEGADEESH, N.; TITMAN, S. 1993. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1):65-91. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x>
- JUNG, J. SHILLER, R. J. 2005. Samuelson's dictum and the stock market. *Economic Inquiry*, 43(2):221-228. <http://dx.doi.org/10.1093/ei/cbi015>
- KENDALL, M. 1953. The analysis of economic time series. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 116(1):11-25. <http://dx.doi.org/10.2307/2980947>
- KOENKER, R. 2005. Quantile regression. Cambridge University Press, 349 p. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511754098>
- KOENKER, R.; BASSETT Jr, G. 1978. Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1):33-50. <http://dx.doi.org/10.2307/1913643>
- KOENKER, R.; XIAO, Z. 2004. Quantile autoregression. Texto para discussão. Disponível em: <http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qar/qar9.pdf>. Acesso em: 30/07/2012.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. 1992. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unitroot? *Journal of Econometrics*, 54:159-178. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)

- LAKONISHOK, J.; LEVI, M. 1982. Weekends effects on stock returns: A note. *Journal of Finance*, 37(3):883-889.  
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1540-6261.1982.tb02231.x>
- LEE, C.M.C.; SWAMINATHAN, B. 1998. *Price momentum and trading volume*. Working Paper, 42 p.
- LINTON, O.; WHANG, Y.J. 2007. The quantilogram: With an application to evaluating directional predictability. *Journal of Econometrics*, 141(1):250-282.  
<http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.01.004>
- LIM, K.-P.; BROOKS, R. 2011. The evolution of stock market efficiency over time: A survey of the empirical literature. *The Journal Surveys*, 25(1):69-108.  
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6419.2009.00611.x>
- LJUNG, G.M.; BOX, G.E.P. 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2):297-303.  
<http://dx.doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- MAIA, A.L.S.; CRIBARI-NETO, F. 2006. Dinâmica inflacionária brasileira: resultados de autorregressão quantílica. *Revista Brasileira de Economia*, 60(2):153-165.  
<http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402006000200003>
- MANDELBROT, B. 1963. The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36(4):394-419.  
<http://dx.doi.org/10.1086/294632>
- MILANI, B.; CERETTA, P.S.; MULLER, F.M.; RIGHI, M.B. 2014. Emerging market return pricing: An intertemporal and interquartile approach. *Inzinerine Ekonomika*, 25:387-394.  
<http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.25.4.5205>
- NETO, C.A.V. 2010. Administração de risco de derivativos no Brasil – mercados de bolsa e de balcão. In: M.G.P. GARCIA; F. GIAMBIAGI, *Risco e regulação*. 3ª ed., Rio de Janeiro, Elsevier p. 275-291.
- OSBORNE, M.F.M. 1959. Brownian motion in the stock market. *Operations Research*, 7(2):145-173.  
<http://dx.doi.org/10.1287/opre.7.2.145>
- QIU, J.; SMITH, B.F. 2007. *A nonlinear quantile regression test of the pecking order model*. Working Paper, 32 p.
- ROBERTS, H. 1967. *Statistical versus clinical prediction of the stock market*. Working Paper, CRSP University of Chicago.
- ROSS, S.A.; WESTERFIELD, R.W.; JAFFE, J. 2008. *Corporate finance*. 8ª ed., New York, McGraw-Hill, 778 p.
- ROSSEFF, M.S.; KINNEY, W.R. 1976. Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4):379-402.  
[http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3)
- SAMUELSON, P. 1965. Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly. *Industrial Management Review*, 6(2):41-49.
- STIGLITZ, J.E. 1992. Capital markets and economic fluctuations in capitalist economies. *European Economic Review*, 36(2-3):269-306.  
[http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921\(92\)90084-A](http://dx.doi.org/10.1016/0014-2921(92)90084-A)
- TAN, P.P.; GALAGEDERA, D.U.A.; MAHARAJ, E.A. 2012. A wavelet based investigation of long memory in stock returns. *Physica A*, 391(7):2330-2341.  
<http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2011.12.007>
- VAN HORNE, J.C. 1998. *Financial management and policy*. 11ª ed., New Jersey, Prentice Hall, 658 p.
- VERONESI, P. 1999. Stock market overreactions to bad news in good times: A rational expectations equilibrium model. *The Review of Financial Studies*, 12(5):975-1007.  
<http://dx.doi.org/10.1093/rfs/12.5.975>
- WATCHTEL, S.B. 1942. Certain observation on seasonal movements in stock prices. *Journal of Business*, 15(2):184-193.
- WHITE, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4):817-838.  
<http://dx.doi.org/10.2307/1912934>
- WORKING, H. 1934. A random-difference series for use in the analysis of time series. *Journal of the American Statistical Association*, 29(185):11-24.  
<http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1934.10502683>
- WYSS, R. 2004. *Measuring and predicting liquidity in the stock market*. Dissertation der Universität St. Gallen, 211 p.
- YAO, J.; GAO, J.; ALLES, L. 2005. Dynamic investigation into the predictability of Australian industrial stock returns: Using financial and economic information. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(2):225-245.  
<http://dx.doi.org/10.1016/j.pacfin.2004.08.002>
- YEH, Y.; LEE, T. 2000. The interaction and volatility asymmetry of unexpected returns in the greater China stock markets. *Global Finance Journal*, 11(1-2):129-149.  
[http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283\(00\)00014-4](http://dx.doi.org/10.1016/S1044-0283(00)00014-4)

Submitted on November 17, 2012

Accepted on April 23, 2015

#### FERNANDA MARIA MÜLLER

Universidade Federal de Santa Maria  
Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção  
Av. Roraima, 1000, Camobi, 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil

#### MARCELO BRUTTI RIGHI

Universidade Federal de Santa Maria  
Programa de Pós-Graduação em Administração  
Av. Roraima, 1000, Camobi, 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil

#### PAULO SERGIO CERETTA

Universidade Federal de Santa Maria  
Programa de Pós-Graduação em Administração  
Av. Roraima, 1000, Camobi, 97105-900, Santa Maria, RS, Brasil