

Eixo Temático: Estratégia e Internacionalização de Empresas

**ANÁLISE DA EFICIÊNCIA DE MERCADO DO IBOVESPA: UMA ABORDAGEM
COM REGRESSÃO QUANTÍLICA**

**ANALYSIS OF EFFICIENCY MARKET OF IBOVESPA: A QUANTILE
REGRESSION APPROACH**

Fernanda Maria Müller e Paulo Sergio Ceretta

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 do portfólio. No entanto, a hipótese de eficiência de mercado pressupõe que as novas informações são incorporadas de forma imediata ao ativo e a dependência entre as séries de 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 os quantis centrais a dependência é próximo à zero, semelhante ao modelo MQO. Também, identificou-se um efeito assimétrico dos investidores, associado ao estado de mercado e a localização no quantil. Além, de altos coeficientes de autocorrelação positivos ou negativos passados levarem a coeficientes de mesmo sinal futuros. Percebe-se, assim, que o Ibovespa se comporta de maneira distinta aos pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na forma fraca.

Palavras-chave: Regressão Quantílica, Eficiência de Mercado, Dependência.

ABSTRACT

Dependency on financial asset returns have received considerable attention in the finances literature in order to assist in the formulation of possible return strategies expected to be positive and portfolio risk management. However, the market efficiency hypothesis assumes that new information is immediately incorporated to the asset and that the dependency among sets of 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 model quantile autoregression (QAR). Daily log-returns of the *Bovespa* Index, from January 2nd 2008 to June 13th 2012, have been applied. The results indicate that the extreme quantiles are associated with positive or negative returns and have a strong and distinct dependence on each other. Central quantiles dependence is close to zero and similar to OLS. It was also identified investors asymmetric effect which was associated with the market state and the location in the quantile. Besides, high past positive or negative autocorrelation coefficients lead to coefficients of same future sign. It is clear, therefore, that the Bovespa index behaves differently to the assumptions of the hypothesis of market efficiency in the weak form.

Keywords: Quantile Regression, Market Efficiency, Dependence.

1. INTRODUÇÃO

A existência de dependência nos retornos de ativos financeiros tem recebido considerável atenção na literatura de finanças. Tal informação não é apenas interessante à comunidade acadêmica, mas também a investidores. Mandelbrot (1971) foi um dos primeiros autores a considerar a existência de memória de longo prazo em ativos financeiros. Desde então, vem sendo desenvolvidos diferentes modelos e teorias que lidam com a dependência para auxiliarem na formulação de possíveis estratégias de retorno esperado positivo.

Além de estratégias de retorno esperado positivo, o conhecimento da distribuição estatística dos ativos que compõe o *portfólio* pode ser utilizado para a gestão do risco. Nesse sentido o coeficiente de correlação (cruzada ou 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. Segundo Cox e Wermuth (2003) a dependência entre as séries de retornos pode ser descrita como uma medida da associação entre duas variáveis. Entretanto, para Kendall (1953) e Fama (1965), as séries de retornos não possuem correlações significativas, ou seja, não apresentam dependência linear. Esse argumento é condizente à hipótese de eficiência de mercado, proposta por Fama (1965), na qual em um mercado idealmente eficiente é impossível prever 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.

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 futuro de forma a bater o mercado, sistematicamente. 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. Além disso, por meio de diferentes metodologias desenvolvidas ao longo do tempo, foram identificados ativos com comportamento previsível em diferentes setores da economia (BARBERIS, 2000; YAO; GAO; ALLES 2005; CAMPBELL; THOMPSON, 2008).

Diante do exposto, o presente artigo objetiva analisar o comportamento de dependência serial do Índice Bovespa, fazendo uso do modelo de autoregressão quantílica (QAR) (KOENKER; XIAO, 2004). Os modelos QAR são estimados usando o enfoque de Regressão Quantílica proposta por Koenker e Bassett (1978). A vantagem desse método é que permite uma visão mais detalhada do comportamento da dependência, pois analisa a variável de interesse nos diversos quantis da distribuição condicional, em vez de ser ter somente uma reta da regressão para o caso clássico com mínimos quadrados ordinários (MQO). Diversos autores, com o uso da Regressão Quantílica em análises distintas ao estudo proposto encontraram resultados mais consistentes do que estudos que usam a metodologia convencional, como mínimos quadrados ordinários (ENGLE; MANGANELLI 2004; QIU; SMITH, 2007; ADRIAN; BRUNNERMEIER, 2010; CHEN; LIN; YU, 2012).

Outra vantagem em utilizar a Regressão Quantílica, é que no trabalho de Veronesi (1999) verificou-se que o mercado reage de maneira distinta para más e boas notícias, deste modo um estado de mercado bom ou ruim, pode estar associados à quantis superiores ou inferiores. Em estudo recente, Baur, Dimpfl e Jung, (2012) e Ceretta, *et al.* (2012) confirmam que o comportamento da dependência entre os retornos do mercado acionário reagem de forma distinta nos quantis para diferentes estados de mercado.

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 desastrosos 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 da existência de dependência serial 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 estudos empíricos associados à ineficiência do mercado. Em seguida, são apresentados os procedimentos metodológicos do estudo, os resultados obtidos, a conclusão e, por fim, as referências.

2. FUNDAMENTOS HISTÓRICOS DA EFICIÊNCIA DE MERCADO

Robert Brown em 1827, estudando com um microscópio partículas de pólen flutuando na água, observou minúsculos fragmentos dentro dos vacúolos dos grãos de pólen executando um movimento agitado. Repetindo o experimento, percebeu que o movimento deu-se devido às partículas estarem vivas. Bachelier (1900), em sua dissertação procura identificar esse o comportamento nos títulos de mercado, ao formular testes que buscam a natureza aleatória dos preços do tesouro francês. Após as análises o autor reconhece que o comportamento dos preços era consistente com o modelo do passeio aleatório (*Random Walk*). Ainda, Bachelier foi responsável por muitas das propriedades matemáticas do passeio aleatório, designadas de movimento Browniano por Albert Einstein para uma perspectiva contínua em 1905. Einstein (1905), em sua tese de doutorado, usando a teoria cinética dos gases, explicou quantitativamente os movimentos observados por Brown. Essa dedução probabilística obtém o movimento aleatório de partículas num líquido ou gás, como resultado dos choques das moléculas do meio nas partículas.

Posteriormente, Cowles e Jones (1937) e Working (1934), também se confrontam com a impossibilidade de prever a evolução futura dos preços no mercado. Para Cowles (1944) nem mesmo os profissionais do mercado financeiro conseguem ter um desempenho superior ao comportamento médio do mercado.

Na década de 50, o estatístico 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 as variáveis eram independentes umas das outras. Resultados que posteriormente puderam ser confirmados com o avanço computacional.

Devido ao trabalho de Bachelier não ter recebido atenção pelos economistas, 50 anos mais tarde, Osborne (1959) propôs um novo modelo para explicar a aleatoriedade dos preços. O modelo Bachelier-Osborne assumia que as mudanças de transações para transações (os retornos) são variáveis aleatórias independentemente e identicamente distribuídas. Além das operações serem uniformes ao longo do tempo e terem variância finita. Logo, Mandelbrot (1963) propôs uma família de distribuições leptocúrticas, alternativas à distribuição normal, para modelizar as variações dos preços dos ativos financeiros, designadas por distribuições de Pareto estáveis, quando a probabilidade total das caudas é maior do que a medida de tendência central.

No entanto, o trabalho de Fama (1965) foi sem dúvida o mais marcante para a validação da hipótese de passeio aleatório em ativos financeiros, depois do contributo inicial de Bachelier. Em sua tese de doutorado, o autor, analisou a distribuição e a dependência serial das cotações diárias dos trinta títulos do índice *Dow Jones Industrial Average* no período

1957-1962. Seus resultados indicam forte evidência de passeio aleatório, resultados esses que prejudicavam a futura previsibilidade de preços, dessa forma, com a compreensão da formação de preços associou-se a característica de passeio aleatório a hipótese de mercado eficiente.

Para Fama (1965) as variações nos preços dos ativos financeiros são variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas. Em termos estatísticos, o conhecimento da sequência de alterações de preços do período de tempo $t-1$ não contribui para avaliar a distribuição de probabilidade para a variação de preços durante o período de tempo t .

No mesmo ano, Samuelson (1965) argumenta que os preços futuros se tornam cada vez mais voláteis quando se aproximarem do prazo de vencimento. De acordo com o autor, os preços futuros reagem mais fortemente à informação quando os contratos e opções se aproximam do prazo de maturidade do que o contrário, e em consequência, a correlação entre preços presentes e futuros diminui.

Alguns anos mais tarde, em 1970, Fama, publicou uma revisão da teoria. O novo trabalho incluía as definições para três formas de eficiência do mercado financeiro: forte, semiforte e fraca. Um mercado caracterizado de forma forte deve ter os preços dos ativos refletindo todos os tipos de informação, estejam disponíveis ou não disponíveis aos investidores, desse modo não se consegue obter retornos excessivos. Já a eficiência do tipo semiforte leva em consideração que nos preços dos ativos esteja incorporado todas as informações disponíveis ao público, não havendo reação tardia ou exagerada a algum evento que impacte nos preços. E a eficiência na forma fraca, diz que não é possível obter retornos significativos com base nas informações passadas sobre preços do ativo. A eficiência na forma fraca é associada a um passeio aleatório, pois levam em consideração sucessivas mudanças de preços, as quais não podem estar correlacionadas ao longo do tempo.

Dessa forma, pode se dizer, que com os estudos de Samuelson (1965), Roberts (1967) e Fama (1965, 1970) a hipótese de eficiência de mercado passou a ocupar um lugar de destaque na Teoria de Finanças, com grandes discussões teóricas a despeito da validade de suas teses. Assim, em um mercado eficiente, ninguém deve ser capaz de obter lucro econômico anormal usando a informação disponível, significando que não existem oportunidades de lucro, além do médio de mercado associado ao risco, a serem exploradas.

Conforme destaca Brealey e Myers (2000), em mercados eficientes, qualquer transação de compra ou venda de título ao preço vigente no mercado nunca deveria apresentar um valor presente líquido positivo. Para Van Horne (1998), um mercado eficiente o preço dos ativos financeiros reflete todas as informações disponíveis que possam afetar esses ativos, ajustando de forma rápida o preço a essas informações.

3. ASPECTOS METODOLÓGICOS DO ESTUDO

Primeiramente verificou-se a presença da raiz unitária e a estacionariedade dos dados por meio do teste ADF-GLS de Elliott, Rothenberg, Stock (1996) e do teste KPSS proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). O teste ADF-GLS testa a hipótese nula de que a série é não estacionária (raiz unitária), já o teste KPSS testa a hipótese nula de estacionariedade de uma série temporal. Uma vez identificado o padrão não estacionário, foram calculadas diferenças logarítmicas dos preços coletados (log-retornos). Utilizou-se o teste de Breusch-Pagan (1979) e o White (1980) para verificar a hipótese nula de que a variância dos log-retornos é constante (homoscedasticidade) versus a hipótese alternativa de que a variância difere ao longo da amostra (heterocedasticidade).

Para analisar a possível autocorrelação dos log-retornos usou-se o teste Ljung-Box (1978), no qual a hipótese nula se refere à ausência de autocorrelação e a hipótese alternativa se refere à presença da mesma. Tintner (1965) descreve que a autocorrelação é definida como sendo a correlação dos valores de uma variável no instante t com os valores, dessa mesma

variável, defasados em um número de unidades de tempo ($t - i$, $i = 1, 2, \dots, n$). O processo de escolha das defasagens também foi conduzido segundo o critério de Ljung-Box (1978). A hipótese da normalidade foi verificada com o teste proposto por Doornik e Hansen (2008).

Dessa forma, o comportamento da dependência serial, no presente trabalho, foi auferido por meio do modelo autoregressivo quantílico. Nos últimos anos a técnica de Regressão Quantílica, introduzida por Koenker e Bassett (1978), tem sido usada por vários outros autores a fim de obter uma análise mais completa dos dados, como Knight (1989), Weiss (1991), Koenker e Xiao (2004), Baur *et al.* (2012), Cai e Xiao (2012). Essa será mais bem descrita no item 3.1.

A fim de alcançar o objetivo proposto no trabalho usaram-se dados diários do Índice Bovespa (Ibovespa) para o período de 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012. Os retornos foram calculados como a primeira diferença do logaritmo natural de cada série, totalizando 1105 observações. Optou-se pela utilização de dados diários, devido Linton e Whang (2007) terem encontrado evidências mais fortes de previsibilidade em relação a dados semanais e mensais. Além de ser a frequência de dados comumente utilizado em pesquisas empíricas que procuram identificar a dependência entre o retorno das ações, com o uso de diferentes métodos ao estudo proposto (BOOTH; MARTIKAINEN; SARKAR; VIRTANEN; YLI-OLLI, 1994; HARRIS; KÜÇÜKÖZMEN, 2001; CHEN; YU, 2005). Os dados da série de retornos do índice Bovespa foram obtidos junto ao site da BM&FBOVESPA (www.bmfbovespa.com.br). O período foi escolhido por compreender dois períodos de crise mundial, nos mercados financeiros, a tendência nas crises é que se observe um aumento no grau de associação dos movimentos dos preços de ativos, uma das razões para isso é dada pelos contágios financeiros e pelas crises de liquidez.

O índice Ibovespa é o mais importante indicador de desempenho médio das cotações do mercado de ações negociado na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA). Esse índice constitui uma carteira teórica integrada pelas ações que, em conjunto, representaram 80% do volume transacionado a vista nos 12 meses anteriores à formação da carteira. Sua importância advém do fato de retratar os principais papéis negociados, além de sua tradição, já que desde 1968, ano de implementação, o índice não sofreu modificações metodológicas. Esse reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes (LEITE; SANVICENTE, 1995).

3.1 Modelo Autoregressivo Quantílica (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 de Mínimos Quadrados Ordinários (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 Quantílico Autoregressivo (QAR), decorrente da associação entre a Regressão Quantílica (RQ) e do modelo Autoregressivo (AR). Nessa nova abordagem os coeficientes autoregressivos 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 a série de retornos possui 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), resultando apenas em uma reta de regressão para todos os quantis analisados. 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 δ 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 τ -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 autoregressivo quantílico (KOENKER; XIAO, 2004). Os coeficientes autoregressivos 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 autoregressivos quantílicos.

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

Onde x_i' é a τ -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; 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 se fará uso de um modelo quantílico autoregressivo com três defasagens QAR (3). Os parâmetros presentes em [5] e [6] foram estimados via máxima verossimilhança. O modelo autoregressivo quantílico utilizado pode ser expresso, de forma simplificada, pela Equação [5].

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

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

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

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

Na qual o D é uma variável *dummy* que assume o valor zero se o retorno for maior ou igual a zero e um se o retorno for menor que zero.

4. DISCUSSÃO E RESULTADOS

Dando início à interpretação dos dados, apresenta-se a Tabela 1, com as estatísticas descritivas e os testes de diagnósticos dos log-retornos do Índice Bovespa. De acordo com os resultados, observa-se que o retorno médio diário do Ibovespa é próximo à zero.

O teste de heterocedasticidade de White (1980) 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 heterocedasticidade dos dados. Conforme Koenker (2005) os efeitos da heterocedasticidade podem ser minimizados com o uso da Regressão Quantílica.

Ao analisar o p-valor do teste ADF-GLS, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária dos 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. Deste modo, pelos testes ADF-GLS e KPSS, verifica-se que os dados são estacionários.

Tabela 1
Resumo estatístico do índice Ibovespa.

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

Destaca-se também, na Tabela 1, 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. De acordo com esse resultado, a distribuição do índice é mais alta (afunilada), com caudas pesadas e poucas observações intermediárias. 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. Esses dados são confirmados pelo teste de normalidade de Doornik-Hansen, que rejeitou a hipótese nula de normalidade do Ibovespa.

Para identificar a possível correlação entre os log-retornos do Ibovespa utilizou-se o teste Ljung-Box, que com um p-valor de 0,004 rejeitou-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação, bem como identificou à presença de três defasagens, maiores defasagens não apresentaram resultados significativos para o índice. A presença de correlação entre os retornos das ações indica a associação entre os retornos de um dia com os de dias anteriores. As informações das séries de retornos, em ativos correlacionados, podem ser utilizadas pelos investidores para obter retornos acima do mercado.

Ressalta-se que todos os resultados associados à assimetria, a curtose, e a heterocedasticidade contribuem para a adequação dos dados ao modelo autoregressivo quantílico. Além disso, tais resultados são características comuns nas séries de retornos financeiras, Fama (1965) e Mandelbrot (1963), em suas obras seminais, já mencionavam que a distribuição dos retornos são leptocúrticos, assimétricos e possuem *clusters* de volatilidade.

Após a análise das características descritivas e dos testes de diagnósticos procedeu-se a estimação da dependência serial do índice Bovespa, por meio do modelo autorregressivo quantílico. Resultados são visualmente demonstrados na Figura 1. Ao analisar as representações gráficas, observa-se que os coeficientes de correlação pelo modelo MQO são negativos e possuem uma única estimativa para os diferentes quantis condicionais no intervalo de 0,1 a 0,9. 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. Entretanto, com o uso do modelo QAR (3), verifica-se comportamento distinto dos coeficientes ao longo dos quantis condicionais, além da dependência entre os log-retornos diários do Ibovespa, apresentarem comportamento mais persistente nos quantis extremos.

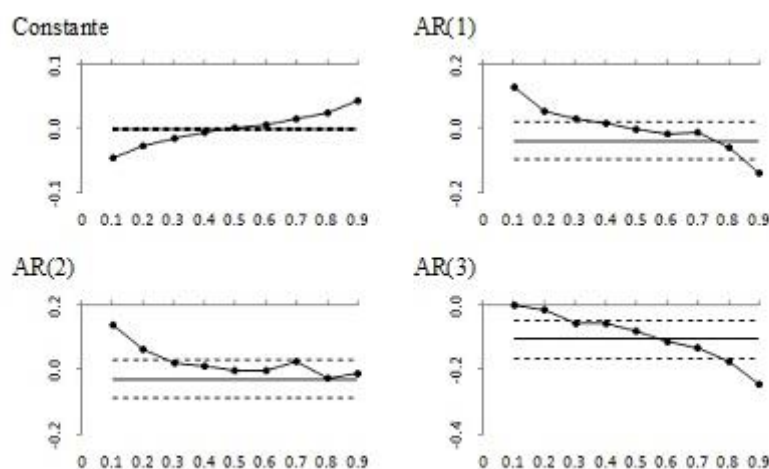


Figura 1. Autocorrelação quantílica x MQO.

Nota A linha contínua representa a autocorrelação MQO, a linha pontilhada se refere ao intervalo de confiança MQO (95%) e a linha com marcadores ao modelo quantílico. Resultados obtidos por meio da Equação [5], comparado com os coeficientes MQO

Também, verificam-se na Figura 1, para as três defasagens do modelo autorregressivo quantílico (QAR), que os quantis inferiores apresentam coeficientes altos e positivos, já os coeficientes nos quantis condicionais superiores tendem a ser menores, representando dependência menor ou negativa. E os quantis centrais apresentam coeficientes autocorrelacionados próximos à zero. Resultados semelhantes foram encontrados no trabalho de Baur, *et al.* (2012).

Esses resultados implicam que em quantis centrais o retorno defasado não tem nenhum impacto sobre o retorno de hoje. Entretanto, em quantis extremos identificou-se impacto significativo dos retornos defasados, principalmente dos retornos de 1 e 3 dias anteriores, como pode ser observado na Figura 1. A dependência serial entre os retornos do Ibovespa pode ser utilizada como fonte de informação, para possível previsibilidade, a fim de diminuir o grau de incerteza dos investidores na obtenção do retorno esperado e contribuir para o desenvolvimento de estratégias mais lucrativas. Assim, coeficientes de correlação significativos implicam que os retornos históricos podem influenciar as rentabilidades a valor presente, propiciando a possibilidade de ganhos maiores que o de mercado. Esse resultado contesta os pressupostos estabelecidos pela hipótese de mercado eficiente, uma vez que os mercados são eficientes, segundo a teoria, a informação disponível nos preços dos ativos, impossibilita ganhos anormais, e as novas informações são incorporadas de forma imediata ao ativo (FAMA, 1970).

Após a análise da correlação dos retornos do Ibovespa, procedeu-se a estimação para identificar a possível assimetria causada pelo sinal do retorno do dia anterior. Nesse modelo, houve a inclusão de uma variável *dummy* (binária), conforme a Equação [6], que considera que os retornos positivos e negativos possuem impactos diferentes para a estimação da dependência entre os log-retornos do Ibovespa.

Ao analisar a Figura 2, verifica-se que a inclusão da variável *dummy* ocasiona reações assimétricas dos investidores em relação ao estado de mercado bom e ruim, classificados nesse trabalho como *Good Markets* e *Bad Markets*, respectivamente. As representações gráficas da Figura 2 exibem os coeficientes de autocorrelação para o *Good Markets*, bem como os coeficientes quantílicos gerados pela diferença entre um estado de mercado bom e ruim, identificados pela letra D. O resultado da diferença entre o estado de mercado bom e ruim evidencia a existência de um efeito assimétrico dos investidores em suas transações, o que pode ser confirmado pela reação do índice de acordo com o estado de mercado e sua localização no quantil. Na Tabela 2, também, podem ser analisados o p-valor do teste de diferença entre os coeficientes de autocorrelação para o *Good* e *Bad Markets*, a um nível de significância de 5%.

Observa-se, na Figura 2, que a autocorrelação MQO na primeira defasagem (*Good Markets*) permanece positiva, já no modelo quantílico o valor do coeficiente de autocorrelação varia entre os quantis, no entanto na primeira defasagem não ultrapassa o intervalo de confiança MQO. Isso implica que, na primeira defasagem, há menor quantidade de coeficientes quantílicos significativos, resultando em menor dependência com os retornos do dia anterior para o estado de mercado bom, como também pode ser verificado nos resultados da Tabela 2. A diferença entre o *Good* e *Bad Markets*, na primeira defasagem, D (1) permanece negativo nos quantis condicionais iguais ou superiores a 0,7 e positivo nos quantis inferiores.

Para a segunda defasagem, a autocorrelação MQO permanece negativa ao longo dos quantis, e no modelo quantílico QAR (2) apresenta coeficientes positivos para os quantis condicionais iguais ou superiores a 0,4 e negativos para os quantis inferiores, e o D (2) apresentou comportamento contrário. Por fim, na terceira defasagem, percebe-se que a autocorrelação MQO manteve-se novamente negativa e o coeficiente de autocorrelação quantílico do *Good Markets* manteve-se negativo até o quantil 0,7, quantil em qual ultrapassa para a dependência positiva, como observado na Figura 2. Já o D (3) apresentou comportamento oposto, permanecendo com o coeficiente de autocorrelação positiva até o quantil central.

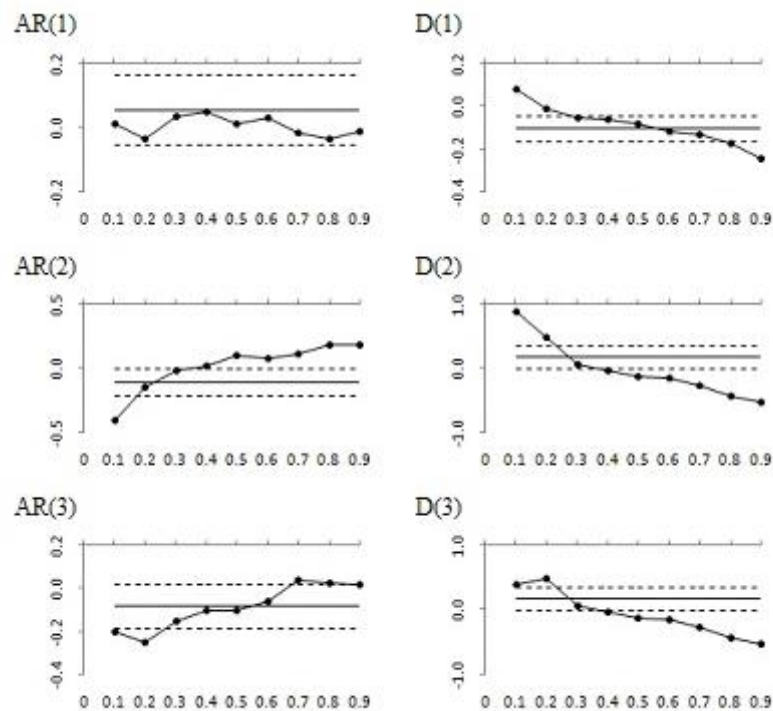


Figura 2. Autocorrelação quantílica assimétrica.

Nota A linha contínua representa a autocorrelação 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]

Com a análise, verifica-se que ao inserir uma variável explicativa (retornos negativos) 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 de correlação negativos e os quantis condicionais superiores a resultados positivos. Tais resultados podem estar associados 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 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 as notícias boas e ruins. Guo, Zhou e Cai (2008) ao analisar os efeitos dos desdobramentos das ações em Tóquio, identificou que a presença de notícias boas no mercado aumenta a atividade das operações e a liquidez, e diminuem a assimetria de informação.

Hou (2013), também, identificou um efeito assimétrico para boas e notícias ruins no mercado de ações chinês. Segundo o autor, os mercados exigem certa quantidade de boas notícias para se manterem o mais calmo possível e a ocorrência de notícias ruins levam a maior volatilidade do que uma às boas notícias. Tal resultado também é sustentado por Yeh e Lee (2000), que ao analisar a volatilidade do mercado chinês de ações de 22 de maio de 1992, a 27 de agosto de 1996, também identificaram comportamentos distintos dos

investidores em contato com boas e más notícias. Seus resultados indicam impacto mais persistente sobre a volatilidade futura dos resultados de notícias boas (retornos inesperados positivos), do que o impacto das más notícias (negativos retornos inesperados). Wyss (2004) ao utilizar dados intradiários para uma amostra de 18 ações pertencentes ao *Swiss Market Index* às classificou segundo as diferentes medidas de liquidez. O autor identificou que as mudanças na liquidez apresentaram autocorrelações negativas, ou seja, períodos de alta liquidez tendem a ser seguidos por períodos de baixa liquidez e vice-versa. Blasco, Corredor e Santamar (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, 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.

A fim de complementar a análise, na Figura 3, têm-se os resultados referentes à autocorrelação quantílica do *Good* e do *Bad Markets*. Verifica-se, nas três defasagens, que nos quantis inferiores a dependência é positiva e negativa para os quantis superiores nas situações de *Bad Markets*.

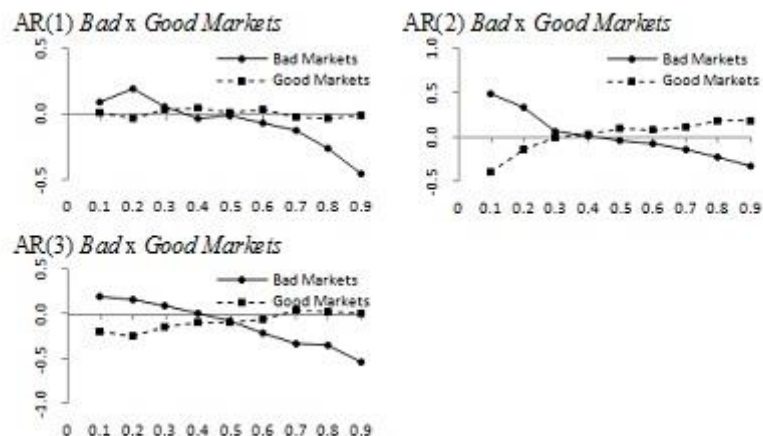


Figura 3. Autocorrelação quantílica para *Bad* e *Good Markets*

Nota Valores obtidos por meio da Equação [6]

Para a situação de *Good Markets*, identificou-se dependência negativa nos quantis inferiores para a 2ª e a 3ª defasagem e positiva ou próximo à zero para os quantis condicionais superiores do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo.

Corroborando, como se observa na Tabela 2, houve diferenças significativas no que tange ao estado de mercado, a um nível de significância de 5%, para os quantis condicionais superiores nas três defasagens. Já os quantis inferiores apresentaram significância somente na 2ª e na 3ª defasagem. E o quantil central apresentou coeficientes autocorrelacionados significativos apenas na 2ª defasagem.

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, representada pela letra D, dos dois estados de mercado.

Situação	Quantil									
	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	
AR(1)										
<i>Good</i>	0,014	-0,033	0,038	0,052	0,013	0,031	-0,016	-0,036	-0,012	
<i>Bad</i>	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	0,050*	0,850	0,337	0,689	0,144	0,233	0,019*	0,000*	
AR(2)										
<i>Good</i>	-0,403	-0,141	-0,011	0,024	0,100	0,083	0,118	0,191	0,185	
<i>Bad</i>	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	0,000*	0,000*	0,383	0,843	0,026*	0,022*	0,002*	0,000*	0,000*	
AR(3)										
<i>Good</i>	-0,199	-0,251	-0,152	-0,101	-0,099	-0,056	0,041	0,022	0,015	
<i>Bad</i>	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	0,012*	0,000*	0,004*	0,243	0,695	0,017*	0,000*	0,000*	0,000*	

Nota * Os resultados do p-valor em negrito representam os quantis em que a dependência entre os log-retornos do Ibovespa foram significativos.

Deste modo, ao analisar a localização dos quantis, verifica-se que o comportamento do retorno da Ibovespa de hoje é mais bem explicado pelos retornos de 2 e 3 dias passados. A primeira defasagem apresentou valores significativos somente nos quantis 0,2, 0,8 e 0,9. Assim, com a inserção de notícias ruins o dia anterior deixou de ser fonte de informação para a possível previsibilidade dos retornos, diferentemente do que observado nos resultados decorrentes da equação sem a variável *dummy*. Portanto ao analisar a existência de coeficientes significativos para a diferença entre mercados bons e ruins (*Good* e *Bad Markets*), verifica-se que a reação dos investidores no quantil depende do sinal do retorno do dia anterior, bem como da sua localização na distribuição quantílica.

A dependência serial entre os retornos analisados pode ser utilizada para o desenvolvimento de estratégias de retorno esperado positivo e para o gerenciamento do risco das carteiras. Mandelbrot (1977) afirma que a presença de memória entre as séries de retornos fornece provas contra a eficiência de mercado na forma fraca, uma vez que é potencialmente um componente de previsibilidade da série. 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.

Baur, *et al.* (2012) em metodologia semelhante ao presente estudo, também identificaram que a dependência entre os retornos é mais persistente nos quantis extremos. Além disso, os trabalhos de Cajueiro e Tabak (2005) e Cajueiro, Tabak e Souza (2005) confirmam que as ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo apresentam dependência. Percebe-se que tal característica se mantém após a ocorrência da crise de 2008 e 2010 que repercutiu a nível mundial.

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. Os autores argumentam que as características dos mercados emergentes são muito diferentes que as de mercado desenvolvidos, assim, é de extrema importância o estudo da gestão de riscos financeiros nesses mercados.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo teve como objetivo analisar o comportamento da dependência serial do Índice da Ibovespa no período de 02 de janeiro de 2008 a 13 de junho de 2012 fazendo uso do Modelo de Autoregressão Quantílica.

Os resultados auferidos nesse trabalho enfatizam que as estimativas obtidas por regressão quantílica são diferentes do que aquelas encontradas com o modelo MQO, já que o mesmo apresenta um único parâmetro autoregressivo ao longo dos quantis, supondo uma variância homocedástica. Com a regressão quantílica, percebeu-se que os quantis superiores e inferiores apresentam dependência diferente à zero, enquanto os quantis centrais coeficientes próximos à zero, 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, representado por *Bad Markets*, a dependência serial entre os retornos é positiva para os quantis inferiores e negativa para os quantis superiores. Enquanto, 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*. Ressalta-se que os resultados obtidos ao considerar o estado de mercado resultaram em coeficientes diferentes a análise que desconsiderava o impacto de notícias boas e ruins no mercado acionário brasileiro. Concluiu-se, assim, tendo por base a amostra e o período em questão, que altos coeficientes de autocorrelação passados positivos ou negativos induzem a coeficientes futuros de mesmo sinal; bem como que os retornos do Ibovespa são mais sensíveis aos resultados negativos, aos resultados positivos.

Dessa forma, espera-se que tais resultados impulsionem novas pesquisas que procurem investigar a previsibilidade do mercado de ações da Bolsa de Valores de São Paulo, uma vez que a dependência serial entre os retornos do Ibovespa são um indicativo de possível previsão. Ainda, a possível antecipação às notícias ruins, bem como a possibilidade de previsão dos retornos das ações podem 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 aos pressupostos da hipótese de eficiência de mercado na forma fraca. De acordo com a qual a dependência entre os retornos deveria ser nula ou não significativa, inexistindo relação entre os retornos passados (FAMA, 1970). Como principal limitação destaca-se, que deveriam ter sido utilizados mais ativos para a análise, a fim de enriquecer a contribuição desse trabalho.

6. REFERÊNCIAS

- ADRIAN, T.; BRUNNERMEIER, M. K. CoVaR. Princeton University Working Paper, 2010
- BACHELIER, L. Théorie de la speculation. **Annales Scientifiques de L'École Normale Supérieure**, v.17, p. 21 – 86, 1900.
- BARBERIS, N. Investing for the Long Run When Returns Are Predictable. **Journal of Finance**, 55, n. 01, p. 225-264, 2000.
- BAUR, D. G.; DIMPFL, T.; JUNG, R. C. Stock return autocorrelations revisited: A quantile regression approach. **Journal of Empirical Finance**, v. 19, n. 2, p. 254–265, 2012.

- BOOTH, G. G. MARTIKAINEN, T.; SARKAR, S.K.; VIRTANEN, I. YLI-OLLI, P. Nonlinear dependence in Finnish stock returns. **European Journal of Operational Research**, v. 74, n. 2, p. 273-283, 1994.
- BREALEY, R. A.; MYERS, S. A. **Principles of Corporate Finance**, 6th ed. Burr Ridge, IL: Irwin McGraw-Hill, 2000.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, v. 47, n. 5, p. 1287–1294, 1979.
- BROWN, R. A Brief Account of Microscopical Observations, etc., London (não publicado), 1827.
- CAI, Z.; XIAO, Z. Semiparametric quantile regression estimation in dynamic models with partially varying coefficients. **Journal of Econometrics**, v. 167, n. 2, p. 413-425, 2012.
- CAJUEIRO, D., TABAK, B. M., SOUZA, N. A. Periodic market closures and the long-range dependence phenomena in the Brazilian equity market. **Physica A**, v. 351, n. 2-4, p. 512–522, 2005.
- CAJUEIRO, D.O.; TABAK.; B.M. Possible causes of long-range dependence in the Brazilian stock market. **Physica A**, v. 345, n. 3-4, p. 635–645, 2005.
- CAMPBELL, J.Y.; THOMPSON, S.B. Predicting Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average. **Review of Financial Studies**, v. 21, n. 4, p. 1509-1531, 2008.
- CERETTA, P. S.; RIGHI, M. B.; COSTA, A. C.; MÜLLER, F. M. Quantiles autocorrelation in stock markets returns. **Economics Bulletin**, v. 32, n. 3, p. 2065-2075, 2012.
- CHEN, C.W.S.; YU, T.H.K. 2005. Long-term dependence with asymmetric conditional heteroscedasticity in stock returns. **Physica A**, v. 353, n. 1, p. 413–424, 2005.
- CHEN, C.W.S.; LIN, S.; YU, P. L. H. Smooth Transition Quantile Capital Asset Pricing Models with Heteroscedasticity. **Computational Economics**, v. 40, n. 1, 19-48, 2012.
- CHICAROLI, R.; VALLS, P. L. Previsibilidade em Modelos de Ações. São Paulo – SP. Dissertação de Mestrado. Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, 2008.
- COWLES, A. Stock Market Forecasting. **Econometrica**, v. 12, n. 3/4, p. 206-214, 1944.
- COWLES, A.; JONES, H. Some A Posteriori Probabilities in Stock Market Action. **Econometrica**, v. 5, p. 280-294, 1937.
- COX, D. R.; WERMUTH, N. A general condition for avoiding effect reversal after marginalization. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B**, v. 65, n. 5, p. 937–941, 2003.
- DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. An omnibus test for univariate and multivariate normality. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 70, n. 1, p. 927-939, 2008.
- ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 04, p. 813-836, 1996.
- ENGLE, R. F.; MANGANELLI, S. 2004. CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles. **Journal of Business and Economic Statistics**, 22(4): 367-.
- EINSTEIN, A. On the Motion—Required by the Molecular Kinetic Theory of Heat—of Small Particles Suspended in a Stationary Liquid. *Annalen der Physik*, v. 17, p. 549-560, 1905.
- FAMA, E. Efficient Capital Markets II. 1991. **The Journal of Finance**, v. 46, n. 5, p. 1.575-1.617, 1991.
- FAMA, E. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.
- FAMA, E. The Behavior of Stock Market Prices. **Journal of Business**, v. 38, n. 01, p. 34-105, 1965.

- GUO, F.; ZHOU, K.; CAI, J. Stock splits, liquidity, and information asymmetry - An empirical study on Tokyo Stock Exchange. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 22, n. 03, p. 417-438, 2008.
- HARRIS, R. D. F.; KÜÇÜKÖZMEN, C.C. Linear and Nonlinear dependence in Turkish equity returns and its consequences for financial risk management. **European Journal of Operational Research**, v. 134, p. 481-486, 2001.
- HOU, A. J. Asymmetry effects of shocks in Chinese stock markets volatility: A generalized additive nonparametric approach. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 23, p. 12- 32, 2013
- KNIGHT, K. Limit theory for autoregressive-parameter estimates in an infinite-variance random walk. **Canadian Journal of Statistics**, v. 7, n. 3, p. 261-278, 1989.
- KOENKER, R.; BASSETT Jr, G. Regression quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.
- KOENKER, R.; XIAO, Z. Quantile autoregression. 2004. Texto para discussão, Disponível em: Disponível em: <<http://www.econ.uiuc.edu/~roger/research/qar/qar9.pdf>>.
- 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**, v. 54, p.159-178, 1992.
- LEITE, H. P.; SANVICENTE, A. Z. Índice Bovespa. São Paulo: Atlas, 1995.
- LINTON, O. WHANG, Y.J. The quantilogram: With an application to evaluating directional predictability. **Journal of Econometrics**, v. 141, n. 01, p. 250-282, 2007.
- LJUNG, G. M.; BOX, G.E.P . 1978. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, 65(2): 297-303, 1978.
- MANDELBROT, B. **Fractals: form, chance, and dimension** (Free Press, New York), 1977.
- MANDELBROT, B. When Can Price be Arbitraged Efficiently? A Limit to the Validity of the Random Walk and Martingale Models. **The Review of Economics and Statistics**, v. 53, n. 3, p. 225-236, 1971.
- MANDELBROT, B. The Variation of Certain Speculative Prices. **The Journal of Business**, v. 36, n. 4, p. 394-419, 1963.
- NETO, C. A. V. **Administração de Risco de Derivativos no Brasil - Mercados de Bolsa e de Balcão**. In: GARCIA, M. G. P.; GIAMBIAGI, F. Risco e Regulação, 3ª Ed., Elsevier Brazil, 2010.
- OSBORNE, M. F. M. 1959. Brownian Motion in the Stock Market. **Operations Research**, v. 7, n. 2, p. 145-173, 1959.
- QIU, J.; SMITH, B. F. A nonlinear quantile regression test of the pecking order model. 2007
- ROBERTS, H. Statistical Versus Clinical Prediction of the Stock Market. **Unpublished manuscript**, CRSP, University of Chicago, 1967.
- SAMUELSON, P. Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly. **Industrial Management Review**, v. 6, n.02, p. 41-49, 1965.
- STIGLITZ, J. E. Capital markets and economic fluctuations in capitalist economies. **European Economic Review**, v. 36, n. 2-3, p. 269-306, 1992.
- VERONESI, P. Stock market overreactions to bad news in good times: a rational expectations equilibrium model. **The Review of Financial Studies**, v. 12, n. 5, p. 975-1007, 1999.
- WEISS, A. Estimating nonlinear dynamic models using least absolute error estimation. **Econometric Theory**, v. 7, n.01, p. 46-68, 1991
- WYSS, R. Measuring and Predicting Liquidity in the Stock Market. Gallen, Suíça. Dissertação de Mestrado. Hochschule für Wirtschafts der Universität St, 2004.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.

- WORKING, H. A Random-Difference Series for Use in the Analysis of Time Series. **Journal of the American Statistical Association**, v. 29, n. 185, p. 11-24, 1934.
- YAO, J.; GAO, J.; ALLES, L. Dynamic investigation into the predictability of Australian industrial stock returns: Using financial and economic information. **Pacific-Basin Finance Journal**, v. 13, n. 02, p. 225-245, 2005.
- YEH, Y., LEE, T. The interaction and volatility asymmetry of unexpected returns in the greater China stock markets. **Global Finance Journal**, v. 11, n. 1-2, p. 129–149, 2000.