

DENYS WIESE

UMA ANÁLISE DE COMPORTAMENTO NÃO-LINEAR EM SÉRIES TEMPORAIS DE  
RETORNOS EM MERCADOS FINANCEIROS

FLORIANÓPOLIS

2008

DENYS WIESE

UMA ANÁLISE DE COMPORTAMENTO NÃO-LINEAR EM SÉRIES TEMPORAIS DE  
RETORNOS EM MERCADOS FINANCEIROS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentada à disciplina Monografia – CNM 5420, como requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina, área de concentração em: Econometria.

Professor Orientador: Milton Biage

FLORIANÓPOLIS

2008

DENYS WIESE

UMA ANÁLISE DE COMPORTAMENTO NÃO-LINEAR EM SÉRIES TEMPORAIS DE  
RETORNOS EM MERCADOS FINANCEIROS

Este Trabalho de Conclusão de Estágio foi julgado adequado e aprovado em sua forma final pela Coordenadoria de Estágios e Monografia do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Santa Catarina, em 25/11/2008.

Prof. Renato Francisco Lebarbenchon  
Coordenador de Estágios e Monografia

Apresentada à Banca Examinadora integrada pelos professores:

Milton Biage  
Orientador

Felipe Wolk Teixeira

João Randolfo Pontes

# **AGRADECIMENTOS**

Agradeço à minha família.

Agradeço aos meus colegas de curso pelo companheirismo nestes anos de faculdade.

Agradeço aos professores, principalmente ao professor Milton Biage, por sua orientação neste trabalho.

**WIESE, DENYS.** Uma análise de comportamento não-linear em séries temporais de retornos em mercados financeiros. **81p. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Economia). Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2008.**

## **RESUMO**

O modelo de mercados eficientes, baseado na fraca hipótese EMH elaborada por Fama (1970) vem sendo muito questionado. O modelo conjectura que os mercados possuem uma tendência inexorável à eficiência, com o passar do tempo. Em termos econométricos, mercados eficientes são aqueles que não possuem correlações (tanto lineares, quanto não-lineares) entre os retornos dos ativos. Nas décadas de 70 e 80 vários estudos identificaram mercados sem a presença de correlações lineares o que levou a esses mercados a classificação de eficientes. No entanto, estudos mais recentes revelam que somente a inexistência de correlações lineares não é suficiente para pôr fim a essa questão. Isso acontece, porque as séries temporais de retornos podem ainda apresentar movimentos de dependência não-lineares. A revisão teórica traz fortes argumentos quanto à presença de não-linearidades em vários mercados. Esse tipo de movimento, geralmente, é ocasionado por eventos políticos e/ou econômicos de forte impacto, que perturbam a situação temporária de eficiência, caracterizada por passeio aleatório. Portanto, esse estudo traz a aplicação do método de correlação e bi-correlação de Portmanteau com o uso de janelas móveis, elaborado por HINICH E PATTERSON (1995), em séries financeiras dos mercados brasileiro, argentino, chileno, mexicano, estadunidense, sul-coreano e japonês. Em um segundo momento, a eficiência desses mercados é avaliada relativamente através do percentual de janelas que possuem bi-correlações significantes. Em um terceiro momento, elencam-se os eventos políticos que possam ter ativado esses estouros curtos de perturbação não-linear. Os resultados da aplicação do método reforçam a crítica ao modelo de Fama (1970) e demonstram a existência de não-linearidades significantes em todos os índices estudados.

**Palavras-chave:** Dependência não-linear, Bi-correlação, Eficiência de mercado, Mercados financeiros.

**WIESE, DENYS.** Uma análise de comportamento não-linear em séries temporais de retornos em mercados financeiros. **81p. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Economia). Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2008.**

## **ABSTRACT**

The efficient market model, based upon weak-form hypothesis, evidenced by Fama (1970) is being questioned. The model argues that the markets have an inexorable trend to efficiency over time. In econometric words, efficient markets don't have any correlation (linear correlations and nonlinear correlations) in stock returns. In the 70's and 80's many frameworks identified markets without linear correlations, and those markets were classified as efficient. However, recently frameworks reveal that the inexistence of linear correlations is not enough to classified markets as efficient. In fact, the return temporal series can have nonlinear dependence movements. Previous studies bring strong arguments that prove the existence of nonlinearity in financial markets. The nonlinear movements are caused generally by politics and economics events. These events can disturb the temporary situation of efficiency, called as random walk. Therefore, the present study carries out the portmanteau bicorrelation test statistic in a moving time window setting, proposed by HINICH and PATTERSON (1995). The tests are applied in financial series as the Brazilian, Argentine, Chilean, Mexican, American, Korean and Japanese markets. Then, the efficiency of these markets is respect evaluated through of windows percentages that have significant bicorrelations. Finally, are found politics events that could activate the short-period noise of nonlinear disturbance. The study results reinforce the Fama's model critical and show the existence of significant nonlinearities in all study indexes.

**Key-words:** Nonlinear dependence, Bicorrelation, Market efficiency, Financial markets.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Gráficos dos Histogramas das séries de retornos.....	38
Figura 2: Gráficos de evolução dos índices das bolsas NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC_MEX e IPSA. ....	40
Figura 3: Séries de retornos dos índices das bolsas NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC_MEX e IPSA. ....	41
Figura 4: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008. ....	43
Figura 5: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008. ....	43
Figura 6: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008. ....	47
Figura 7: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008. ....	47

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas para retornos de ações .....	36
Tabela 2: Resultados do teste de correlação de Portmanteau (estatística $C$ ), para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC_MEX e IPSA. ....	44
Tabela 3: Datas de estatísticas $C$ significantes para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC_MEX e IPSA. ....	45
Tabela 4: Resultados do teste de bi-correlação de Portmanteau (estatística $H$ ), para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC_MEX e IPSA. ....	46
Tabela 5: Datas de estatísticas $H$ significantes para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC_MEX e IPSA. ....	48
Tabela 6: Eventos políticos mundiais em datas de $H$ significantes.....	50

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AMH: Hipótese de Mercados Adaptáveis  
AR-GARCH: autoregressive-GARCH  
ARMA: *Autoregressive Moving Average*  
BEKK: Método Diagonal de Baba, Engel, Kraft e Kroner  
BHHH: Método de otimização numérica elaborado por Berndt, Hall, Hall e Hausman  
BLUE: Best Linear Unbiased Estimators  
CCC: Constant Conditional Correlation  
DFA: Detrended Fluctuation Analysis  
DJI: Dow Jones Index  
DVEC: Diagonal-Vec  
EGARCH: Exponential GARCH  
EMH: Efficient Markets Hypothesis  
EUA: Estados Unidos da América  
GARCH: Generalized Autoregressive conditional heteroskedasticity  
IBOVESPA: Índice Bovespa  
IGARCH: Integrated GARCH  
IPCA: Índice de Preço ao Consumidor Amplo  
JB: Jarque-Bera  
LAD: Least Absolute Deviation  
LMS: Least Median of Squares  
MLE: Máxima Verossimilhança  
NID: Normal e Independentemente Distribuída  
SBM: Standard Brownian Motion  
TEE: Test for Evolving Efficiency  
TGARCH: Threshold GARCH



# SUMÁRIO

## **CAPÍTULO I**

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
1.1 Problemática .....	1
1.2 Formulação da situação-problema .....	2
1.3 Objetivos.....	3
1.3.1 Objetivo Geral .....	3
1.3.2 Objetivos específicos.....	3
1.4 Metodologia.....	4

## **CAPÍTULO II**

<b>2 MERCADO EFICIENTE E NÃO-LINEARIDADE NAS SÉRIES FINANCEIRAS.....</b>	<b>5</b>
2.1 Conceitos de mercado eficiente.....	6
2.2 Séries financeiras e presença de não-linearidade .....	12

## **CAPÍTULO III**

<b>3 MÉTODOS E TÉCNICAS DE ANÁLISE DE EFICIÊNCIA DE MERCADOS FINANCEIROS E EFEITOS NÃO-LINEARES .....</b>	<b>21</b>
3.1 Expoentes de Hurst na avaliação de mercados eficientes.....	21
3.2 Correlação Portmanteau e a estatística de teste de bi-correlação em janelas que se movem no tempo .....	25
3.2.1 Representação Matemática .....	27
3.3 Modelos GARCH multivariados .....	29
3.3.1 Modelo CCC (Constant Conditional Correlation).....	31
3.3.2 Modelo GARCH Multivariado diagonal-VEC (DVEC) com correlações variando no tempo .....	32

## **CAPÍTULO IV**

<b>4 APLICAÇÃO EMPÍRICA .....</b>	<b>34</b>
<b>4.1 Análises Preliminares .....</b>	<b>36</b>
4.2 A estatística $C$ de Portmanteau .....	41
4.3 O teste de bi-correlação e a estatística $H$ .....	45
4.4 Eventos políticos externos que causam movimentos de dependência não-lineares .....	50

## **CAPÍTULO V**

<b>5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES .....</b>	<b>53</b>
---	-----------

<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>55</b>
<b>APÊNDICE A: FIGURAS ILUSTRATIVAS DO TESTE DE CORRELAÇÃO DE PORTMANTEAU .....</b>	<b>60</b>
<b>APÊNDICE B: FIGURAS ILUSTRATIVAS DO TESTE DE BI-CORRELAÇÃO DE PORTMANTEAU .....</b>	<b>67</b>

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1 Problemática

Durante as últimas três décadas houve interesse crescente entre os investigadores em explorar o comportamento não-linear em séries temporais de dados financeiros. Esta linha de pesquisa produziu resultados encorajadores, onde a evidência empírica sugere que a não-linearidade seja um fenômeno universal<sup>1</sup> (para uma revisão da literatura, recorra a Lim e Hinich 2005b). Embora hajam evidências de não-linearidade, Hinich e Patterson (1995) constataram que o comportamento de estruturas com dependência não-linear é de natureza episódica. Os autores conjecturaram que suas conclusões embasaram-se em estudos empíricos de grandes e variados tipos de mercados financeiros, o que fortalecem as suas conclusões. Dentre esses estudos pode-se citar o de Brooks e Hinich (1998) que analisam os dez maiores mercados de câmbio e o de Ammermann e Patterson (2003) que analisam os seis principais mercados financeiros de ações e as 247 ações mais comercializadas na Bolsa de valores de Taiwan. Lim *et al.* (2003) analisam 4 mercados de câmbio do sudeste asiático, Lim e Hinich (2005a) estudam 13 índices do mercado de ações asiático e Romero-Meza *et al.* (2005) verificam o comportamento de 7 índices de mercado de ações latino-americano. Em todos esses estudos acima mencionados, o comportamento do mercado demonstrou ser determinado por perturbações aleatórias em longos períodos e por poucos episódicos inter-dispersos nesses ruídos aleatórios, com efeitos não-lineares de alta significância. Em uma literatura paralela, Ramsey e Zhang (1997) defendem a idéia de que atividades desse tipo de comportamento dos mercados financeiros são relativamente breves, onde na maior parte do tempo as oscilações são aleatórias.

---

<sup>1</sup> A não-linearidade, constitui-se em um fenômeno universal, conforme Lim e Hinich (2005b): “*the adequacy of conventional linear models has been challenged in recent years, as abundant evidence has emerged in the literature to suggest non-linearity is a universal phenomenon, at least for time series data of stock prices. This growing body of research covers stock markets of the U.S. (Hinich and Patterson, 1985; Scheinkman and LeBaron, 1989; Hsieh, 1991), U.K. (Abhyankar et al., 1995; Opong et al., 1999), Germany (Kosfeld and Robé, 2001), G-7 countries (Sarantis, 2001), Turkey (Antoniou et al., 1997), Greece (Barkoulas and Travlos, 1998; Panas, 2001), eleven African markets (Joe and Menyah, 2003), five Southeast Asian markets (Lim and Liew, 2004), and random sample of world stock markets (De Gooijer, 1989; Ammermann and Patterson, 2003)*” (Lim and Hinich, 2005b, p. 1)

Nesse contexto a pergunta a ser respondida é:

**Os mercados financeiros são eficientes ou existem estouros curtos de comportamento de mercado não-linear?**

O trabalho está dividido da seguinte forma:

- O Capítulo (1) discorre acerca da problemática em questão. Procura situar o leitor em meio ao tema proposto e justificar essa escolha. Esse capítulo está dividido em: Introdução, Formulação da situação-problema e Objetivos;
- O Capítulo (2), inicialmente, traz a definição de eficiência, conforme apontada por Fama (1970) e em seguida traz evidências da presença de não-linearidade em séries financeiras, as suas causas e conseqüências, como também uma discussão dos estudos sobre o tema;
- O Capítulo (3) detalha as três metodologias mais comuns para se detectar presença de não-linearidades. São elas: os Expoentes de Hurst, a correlação Portmanteau e o teste de bi-correlação, e modelos GARCH multivariados;
- O Capítulo (4) apresenta os resultados da aplicação do método de Portmanteau, a análise de eficiência relativa e os eventos políticos externos que possam ter ocasionado estouros curtos de não-linearidade;
- O Capítulo (5) traz as conclusões e algumas recomendações;
- Em seguida apresentam-se as Referências Bibliográficas;
- E, por último, seguem-se os Apêndices, que apresentam gráficos dos resultados.

## **1.2 Formulação da situação-problema**

Este estudo pretende detectar episódios de ocorrência de não-linearidade e esclarecer as características desses episódios em séries temporais, observadas em mercados financeiros. No contexto de comportamento das séries temporais, a presença de aleatoriedade nas séries de preços de ativos por longos períodos de tempo é consistente com hipótese fraca de mercados eficientes de Fama (1970), onde a resposta do mercado é instantânea às novas informações inseridas no ambiente. Porém, quando surpresas ou choques inesperados batem no mercado, o

processo de ajustamento dos preços, geralmente, gera um padrão de movimentos não-lineares relativos às ações de cautela e insegurança dos investidores, de como reagir diante de eventos anteriores, resultando em respostas lentas por parte do mercado (Antoniou *et al.*, 1997; Brooks *et al.*, 2000). Conseqüentemente, como o proposto por Ramsey e Zhang (1997, p. 370), pode-se ver a reação dominante no mercado para choques isolados, como uma sucessão de “períodos breves de intensa atividade, sendo representados por faixas estreitas de frequências”. Na realidade, os autores são otimistas ao afirmarem que essas oscilações de volatilidade localizadas estão relacionadas com eventos de notícias externas ao mercado, que poderiam estar ativando esses eventos.

## **1.3 Objetivos**

### **1.3.1 Objetivo Geral**

Determinar a presença de eventos endógenos que ativam efeitos não-lineares no comportamento de mercado financeiro.

### **1.3.2 Objetivos específicos**

. Em geral, os objetivos específicos são:

- Identificar relações de dependência linear nos índices citados;
- Identificar relações de dependência não-linear nos índices citados;
- Mensurar as datas de ocorrência desses eventos;
- Procurar eventos políticos externos que possam ter gerado tais padrões de comportamento não-linear;

- Analisar comparativamente a eficiência dos mercados.

## 1.4 Metodologia

Conforme o descrito anteriormente, imagina-se que a abordagem “*windowing*” proposta por Hinich e Patterson (1995) pode detectar as datas e os mercados que são influenciados por eventos políticos e econômicos que contribuem ao curto estouro de movimentos não-lineares nos mercados de valores do Brasil, da América do Sul, do Norte e Leste asiático. Este tipo de estudo foi realizado inicialmente por Fama *et al.* (1969), cujas suas conclusões compõem atualmente elementos importantes de finanças corporativas. Inicialmente, esses investigadores elaboram as hipóteses e depois mediram a resposta do mercado através do reflexo nos preços das ações. O presente estudo, ao contrário, defende a existência de dados dependentes que determinam endogenamente esses eventos e que ativam reações não-lineares no mercado. Isto pode ser evidenciado por meio da abordagem 'windowing' de Hinich e Patterson (1995), desde que o procedimento quebre o período da amostra em janelas mais curtas de tempo que permitem um exame mais detalhado dos períodos de tempo, durante os quais as dependências não-lineares estão ocorrendo, detectadas pela estatística de teste de bi-correlação (denotada como estatística *H*).

Pretende-se utilizar dados do mercado financeiro brasileiro, o índice BOVESPA; do Argentino, o índice Merval; do Chile, o índice IPSA; do México, o índice IPC-Mex; dos EUA, o índice DJI; da Coréia do Sul, o índice KOSPI-S; e do Japão, o índice NIKKEI. A partir de então, pretende-se identificar, em concordância com a abordagem “*windowing*” proposta por HINICH e PATTERSON (1995), os períodos de presença de movimentos de dependência não-lineares e, conseqüentemente, os principais eventos políticos e econômicos que contribuíram para as grandes oscilações desse mercado. Para tanto, tomaremos como dados iniciais para análise, a evolução dos índices detalhados anteriormente, a partir de janeiro de 1999, quando a economia brasileira passou a ter como ancora cambial, o regime de taxas de câmbio flutuante e implementou o regime de metas de inflação, ancorada pela taxa de juros SELIC, predeterminada pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA).

## 2 MERCADO EFICIENTE E NÃO-LINEARIDADE NAS SÉRIES FINANCEIRAS

Durante as décadas passadas a tônica das pesquisas empíricas em séries de retornos temporais constituía-se em descobrir o grau de eficiência de um mercado com base na fraca hipótese de mercados eficientes EMH. A hipótese EMH, formalizada por Fama (1970), relata a aleatoriedade dos preços dos ativos, onde eles dependeriam exclusivamente de seus preços passados. Com isso, um mercado seria eficiente se apresentasse um comportamento aleatório nos preços, e ineficiente se apresentasse autocorrelação entre as variáveis (preço presente e preços passados), ou seja, relações de dependência não-aleatórias.

A fraca hipótese EMH de Fama (1970) já vem sendo muito contestada entre os economistas. Um argumento interessante de Lim e Brooks (2006a) refere-se ao esgotamento quase que imediato dos lucros pelo processo de arbitragem<sup>2</sup> em um mercado teoricamente eficiente nos moldes de Fama. Ora, com os preços previsíveis aos agentes de mercado, os mesmos na busca de lucros comercializariam um determinado ativo até o ponto de lucro zero. Dessa forma, a EMH prega a ausência de previsibilidade dos preços dos ativos de mercados financeiros (Groenewold *et al.*, 2003 apud Lim e Brooks, 2006a).

A aleatoriedade dos preços está em concordância com a existência de um comportamento linear de mercado. Já a não-aleatoriedade, ou previsibilidade dos preços está ligada a um comportamento não-linear. Este aspecto da presença de eventos não-lineares na estrutura de mercado financeiro estabelece um potencial de previsão que tem gerado uma empolgação considerável na comunidade econométrica, o que estabeleceu uma explosão no desenvolvimento de modelos não-lineares (Lim e Hinich, 2005a). A aleatoriedade nos preços em determinados períodos específicos, de acordo com a EMH, é fruto de uma resposta imediata do mercado às novas informações surgidas. No entanto, após algum choque inesperado de algum evento político, ou de informações avassaladoras não esperadas, o processo de reajustamento nos preços dos ativos reage através de um comportamento de

---

<sup>2</sup> Conforme Sutcliffe (2006, p. 53), “*the Arbitrage Process is a fundamental economic concept. If there are two identical products, the possibility of arbitrage requires them to have as identical price. If not, arbitrageurs will buy the cheap product and sell it as the dear product. Such action will raise the price of the cheap product and lower the price of the dear product, so equalizing prices and eliminating the arbitrage opportunity. In finance, arbitrage is viewed as the simultaneous purchase of one asset against the sale of the same or equivalent asset from zero initial wealth to create a riskless profit due to price discrepancies. Thus, arbitrage is riskless, requires zero wealth and so can be of arbitrary scale.*”

dependência não-linear, ocasionado pela demora da resposta dos agentes, fruto da cautela e precaução por parte do mercado (Antoniou *et al.*, 1997; Brooks *et al.*, 2000).

## 2.1 Conceitos de mercado eficiente

Fama (1970) esclarece de uma vez por todas os princípios que regem os mercados eficientes e o processo de formação de preços futuros nesses mercados. A hipótese de mercados eficientes EMH, a qual determinou o embasamento de milhares de estudos posteriores, tem gênese a partir desse trabalho.

Em condições gerais, o mercado ideal é aquele que provê sinais precisos capazes de distribuir a propriedade de estoque de capital eficientemente. Ou seja, um mercado no qual as empresas podem tomar decisões de investimento e os investidores podem escolher entre os ativos que representam a propriedade das atividades das firmas, sob a suposição que os preços são refletidos inteiramente por toda a informação disponível. Um mercado que sempre reflete toda a informação disponível é chamado de mercado eficiente (Fama, 1970, p.383)

A definição que em um mercado eficiente os preços são reflexos de toda a informação disponível é tão generalista, que merece atenção mais detalhada. No geral, os modelos teóricos, e mais especificamente os testes empíricos de eficiência dos mercados de capitais, assumem a suposição que o equilíbrio de mercado é função dos retornos esperados. No entanto, o equilíbrio dos retornos esperados dos ativos depende do “risco”. As diferenças que ocorrem entre os modelos estão na definição desse risco (Fama, 1970, p.384).

Os termos da função de um modelo de retornos esperados podem ser descritos notadamente como se segue:

$$E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)] p_{jt} \quad (1)$$

onde  $E$  é o valor esperado de retorno,  $p_{jt}$  é o preço do ativo  $j$  no tempo  $t$ ;  $p_{j,t+1}$  é o preço do ativo no momento  $t+1$ ;  $r_{j,t+1}$  é a porcentagem de retorno de um período  $(p_{j,t+1}-p_{jt})/p_{jt}$ ;  $\Phi_t$  é um símbolo geral de qualquer conjunto de informação refletindo totalmente no preço de  $t$ ; e o símbolo til representa uma situação na qual  $p_{j,t+1}$  e  $r_{j,t+1}$  são variáveis aleatórias no momento  $t$ .

O valor de retorno esperado de equilíbrio  $E(\tilde{r}_{j,t+1}/\Phi_t)$  projetado com base no conjunto de informação  $\Phi_t$ , é determinado através da teoria da estatística clássica. A expectativa condicional denotada em (1) caracteriza o fato de que em qualquer modelo de retorno esperado, dado o conjunto de informação em  $\Phi_t$ , é possível determinar os retornos esperados de equilíbrio. Esse é o significado da expressão em que  $\Phi_t$  é “reflexo de toda a informação disponível” na formação do preço  $p_{jt}$ .

No entanto, Fama (1970) esclarece que a condição de equilíbrio de mercado mensurada em termos de retornos esperados eleva o conceito puramente matemático dos valores esperados, a um *status*, não necessariamente, aquele assumido pela noção geral de eficiência de mercado. O valor esperado é apenas um de muitas possibilidades de distribuição de retornos, e a eficiência de mercado não eleva isso a uma especial importância. Sendo assim, os resultados dos testes baseados nessa condição, por si só, não atribuem a eles a condição de eficiência de mercado (isto é, a noção geral de que os preços refletem completamente a informação disponível). Esses resultados dependem, até certo ponto, de alguma extensão para a sua validade assim como, para a eficiência do mercado. No entanto, assumir tal condição constitui o preço inevitável a ser pago para dar a teoria ao conteúdo empírico de mercado eficiente (Fama, 1970, p.384).

As suposições de que as condições de equilíbrio de mercado podem estar baseadas em termos de retornos esperados e que os retornos esperados são formados com base no conjunto de informação  $\Phi_t$  fornecem uma importante implicação – indica a possibilidade da existência de sistemas de trocas baseados apenas no conjunto de informação  $\Phi_t$ , os quais têm expectativa de retornos ou lucros em excesso àqueles retornos ou lucros esperados, correspondentes ao estado de equilíbrio. Isso acontece, porque, como se segue:

$$x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1}|\Phi_t). \quad (2)$$

Então,

$$E(x_{j,t+1}|\Phi_t) = 0 \quad (3)$$

Como, por definição, diz que a seqüência  $\{x_{jt}\}$  é um “jogo justo” com o respeito à seqüência de informação  $\{\Phi_t\}$ . Ou, pode-se observar de forma similar:



$$\tilde{x}_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t) \quad (4)$$

O que também conduz:

$$E(\tilde{x}_{j,t+1} | \Phi_t) = 0 \quad (5)$$

Com isso a seqüência  $\{z_{jt}\}$  também constitui um “jogo justo”, com relação à seqüência de informação  $\{\Phi_t\}$ .

Em termos econômicos,  $x_{j,t+1}$  é o excesso de valor de mercado de um ativo  $j$  no instante  $t+1$ . Ou seja, é a diferença entre o preço observado e o valor esperado no preço que foi projetado em  $t$ , com base no conjunto de informação  $\Phi_t$ . E, similarmente,  $z_{j,t+1}$  é o retorno em  $t+1$  em excesso do retorno projetado do estado de equilíbrio esperado em  $t$ .

Portanto, considere:

$$\alpha(\Phi_t) = [\alpha_1(\Phi_t), \alpha_2(\Phi_t), \dots, \alpha_n(\Phi_t)], \quad (6)$$

tal que a Eq. (6) represente qualquer sistema de trocas baseado em  $\Phi_t$ , que informa ao investidor às quantias  $\alpha_j(\Phi_t)$  dos fundos disponíveis em  $t$ , que devem ser investidos em cada  $n$  ativos disponíveis.

O excesso total de valor de retorno de mercado em  $t+1$  pode ser generalizado para o sistema, como segue:

$$V_{t+1} = \sum_{j=1}^n \alpha_j(\Phi_t) [r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)] \quad (7)$$

Como, pela propriedade de “jogo justo”, conforme dado em (5), o valor esperado do excesso do valor torna:

$$E(V_{t+1} | \Phi_t) = \sum_{j=1}^n \alpha_j(\Phi_t) E(\tilde{x}_{j,t+1} | \Phi_t) = 0 \quad (8)$$

O modelo de equilíbrio de mercado, conforme (8), possui dois casos especiais: o *submartingale*<sup>3</sup> e o caminho aleatório (*Random walk*).

Para melhor expor o modelo submartingale, suponha que assumamos em (1) que para todo  $t$  e  $\Phi_t$ , teremos:

$$E(\bar{p}_{j,t+1}|\Phi_t) \geq p_{jt}, \text{ ou equivalentemente, } E(\bar{r}_{j,t+1}|\Phi_t) \geq 0. \quad (9 \text{ e } 10)$$

A equação acima declara claramente que a seqüência de preço  $\{p_{jt}\}$  para os ativos  $j$  segue um *submartingale*, de acordo com a seqüência de informação  $\{\Phi_t\}$ , que diz nada mais que o valor esperado de preço do próximo período, como projetado com base na informação  $\Phi_t$ , é igual ou maior que o preço corrente. Se (9) constituir-se em uma igualdade (então espera-se que mudanças nos retornos esperados e nos preços são iguais a zero). Logo, a seqüência de preço segue um martingale.

Um submartingale em preços possui uma implicação empírica importante. Para enfatizar a sua importância vamos considerar a situação em que um mecanismo de comércio de ativos financeiros, comandado por sistemas concentradores de securitizações individuais, que definem condições em que os investidores devam manter os ativos, vendê-los rapidamente ou, simplesmente, segurar “cash” em qualquer momento. Assim, a suposição (9), na qual os retornos esperados condicionais em  $\Phi_t$  são diretamente não negativos, implica que as regras de comércio, baseadas somente na informação  $\Phi_t$ , não podem possuir maiores expectativas de lucros, se comparadas com uma política de comprar-e-segurar (*buying-and-holding*) ativos durante o período futuro em questão.

Nas evidências anteriores do modelo de mercados eficientes, a assertiva que o preço corrente de uma ação é o reflexo completo de toda informação disponível foi concebido para implicar que as mudanças sucessivas de preços (ou mais usualmente, sucessivos retornos de um período) são independentes. Mais ainda, foi usualmente assumido que sucessivas mudanças (ou retornos) são identicamente distribuídas. Juntas as duas hipóteses formam o modelo de caminho aleatório. Formalmente, o modelo diz:

$$f(r_{j,t+1}|\Phi_t) = f(r_{j,t+1}). \quad (11)$$

---

<sup>3</sup>A *submartingale* is a kind of stochastic process; one in which the expected value of next period's value, as projected on the basis of the current period's information, is greater than or equal to the current period's value.

em que a probabilidade marginal e condicional das distribuições de uma variável aleatória e independente são idênticas. E mais, a função  $f$  deve ser a mesma para todos  $t$ .

A equação (11) diz muito mais que o modelo geral de retornos esperados, formalizado em (1). Por exemplo, se restringirmos (1), assumindo que o retorno esperado de uma ação  $j$  seja constante com o passar do tempo, então nós temos:

$$E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) = E(\tilde{r}_{j,t+1}) \quad (12)$$

A equação acima afirma que a média da distribuição  $r_{j,t+1}$  é independente da informação disponível em  $t$ ,  $\Phi_t$ . Portanto, o modelo de caminho aleatório de (11) diz que a distribuição inteira é independente de  $\Phi_t$ .

Em comparação com o modelo de caminho aleatório, o modelo de mercados eficientes “jogo justo” diz que as condições do equilíbrio de mercado podem ser baseadas em termos de retornos esperados, e, no entanto, diz pouco sobre os detalhes do processo estocástico de geração de lucros. Um caminho aleatório surge dentro de um contexto de um determinado modelo, quando o ambiente é tal que a evolução das preferências do investidor e o processo de geração de nova informação combinam-se para produzir equilíbrios, em que as distribuições de retornos se repetem através do tempo. Por isso, não é surpresa que os testes empíricos baseados no modelo de “caminho aleatório” são, na verdade, testes das propriedades do “jogo justo” que se constituem em um suporte mais forte ao modelo do que aos testes em adição (isto é, do ponto de vista de retorno de mercado eficiente, supérfluo), pura suposição de independência.

Com o modelo anteriormente descrito (Eq. (12)), já se tem o instrumental teórico capaz de evidenciar as hipóteses de mercados eficientes (EMH). Para Fama (1970, p. 387), o preço de uma ação, que se caracteriza como o reflexo de “*toda a informação disponível*”, torna possível em um mercado em que: (i) não há custos de transação em ações comercializadas; (ii) toda a informação é disponibilizada gratuitamente a todos os participantes do mercado, e; (iii) todos concordam com as implicações das informações correntes para os preços correntes e das distribuições dos preços futuros de cada ação.

No entanto, como expõe Fama (1970, p. 388), um mercado sob as suposições da EMH, em que todas as informações são perfeitas e disponibilizadas a todos os integrantes de forma gratuita, obviamente não existe. Mas felizmente, como afirma o autor, as hipóteses da

EMH, apesar de desnecessárias, são suficientes para determinar a eficiência de mercado. Por exemplo, considere a comercialização de uma ação em que os custos de transação são altíssimos e onde os agentes demoram a processar a informação. O preço de equilíbrio gerado é o resultado de um caso em que a informação não foi totalmente disponibilizada. Para se obter a eficiência, Fama (1970) atenta-nos que se necessita de um “número suficiente” de investidores com livre acesso à informação. Dessa forma, as discordâncias entre os investidores sobre o preço de uma ação (com base nas informações dadas ao mercado) não necessariamente implicam em ineficiência, haja vista a existência de agentes bem informados que conseguem fazer avaliações corretas e conscientes.

Com a teoria descrita anteriormente em mãos, por fim, faz-se necessário classificar os mercados de acordo com Fama (1970). Essa classificação é feita com base nos subconjuntos da informação disponibilizada, ou seja, no grau de pulverização da informação. Na forma fraca (*weak form*) de mercado, o subconjunto da informação disponível é nada mais que os preços (ou retornos) passados, isto é, toda a informação é disponibilizada. O caminho aleatório constitui-se em uma consequência dessa forma de mercado. Já a forma semi-forte (*semi-strong form*) é caracterizada pela velocidade de ajustamento dos preços em detrimento ao lançamento de outra nova informação lançada no mercado (anúncios de “*split*” de ações, relatórios anuais, entre outros). E, finalmente, a forma forte (*strong form*) de mercado testa a existência de grupos de investidores (como administradoras de fundos mútuos) que possuem um acesso monopolístico a qualquer informação relevante, para a formação dos preços futuros (Fama, 1970, p. 388).

Deve-se atentar que o que chamamos anteriormente de modelo de mercados eficientes é a hipótese de que os preços das securitizações, em qualquer momento do tempo, refletem completamente toda informação disponível. Embora se argumente que esse modelo se ajusta bem aos dados, a EMH se constitui, obviamente, em uma hipótese nula extrema. E, assim como qualquer outra hipótese nula extrema, não se espera que seja literariamente verdadeira. A categorização dos testes em forma fraca, semi-fraca, e forte serve para definir o nível de informação em que a hipótese será rejeitada. Ainda, deve-se caracterizar que não existem evidências convincentes contra a hipótese dos testes da forma fraca e semi-forte, e apenas evidência limitada contra a hipótese do teste de forma forte (isto é, acesso monopolístico à informação sobre preços não se constitui num fenômeno prevalecente na comunidade financeira) (Fama, 1970, p. 388).

## 2.2 Séries financeiras e presença de não-linearidade

Como já argumentado, informações avassaladoras não esperadas fazem com que os preços de ativos reagem através de um comportamento de dependência não-linear, ocasionada pela demora da resposta dos agentes, fruto da cautela e precaução por parte do mercado.

Antoniou *et al.* (1997) elencaram alguns fatores que podem induzir a existência de não-linearidade em séries de retornos de ações. Primeiramente, as próprias características das microestruturas de mercado podem causar dificuldades às transações de arbitragem, causando desse modo não-linearidade. Um exemplo disso são as restrições às vendas e/ou transações de curto prazo, imposta em muitos países, que atrasam a execução do processo de arbitragem. Além disso, as bases comportamentais dos agentes podem também causar limites à arbitragem. Em segundo lugar, a não-linearidade pode ser explicada pelos mecanismos de *feedback* (realimentação) não-lineares nos movimentos dos preços. Por exemplo, quando o preço diverge de seu valor fundamental, então forças de mercado conduzirão o preço para o seu nível de equilíbrio, mas a correção não será sempre proporcional à divergência original. McMillan e Speight (2006) afirmam que as divergências do equilíbrio surgem devido aos vieses cognitivos de investidores, e, também, devido às interações entre investidores informados e investidores residuais (aqueles que entram e sai do mercado todos os dias). Este mecanismo determinará a dinâmica não-linear do processo de ajuste. Ainda, estes autores perceberam que após a ocorrência de uma divergência do equilíbrio, como resultado de ações de investidores residuais, os investidores fundamentalistas<sup>4</sup> ou os de arbitragem agem sobre as pequenas divergências de equilíbrio mais rapidamente que eles o fazem com respeito às divergências maiores, possivelmente, devido às restrições de capital. Em terceiro, as não-linearidades poderiam ser racionalizadas pela existência de imperfeições de mercado, como os custos de transação. Dwyer *et al.* (1996) e Marten *et al.* (1998) empregaram um modelo autoregressivo, com a finalidade de levantar as não-linearidades que resultam da presença de custos de transação. Quarto, o comportamento de investidores desinformados, que demoram em apresentar as suas respostas ao mercado e esperam para ver como os investidores informados se comportam, isto porque eles não têm recursos para analisar completamente a informação ou porque a informação não é segura.

---

<sup>4</sup> Os investidores fundamentalistas são investidores de longo prazo, com ênfase na análise fundamentalista.

Brooks *et al.* (2000) conjecturaram que quando um choque inesperado assola o mercado, o processo de ajustamento dos preços, geralmente, gera um movimento de padrão não-linear. Isso ocorre porque, nesses casos, os investidores são cautelosos e não sabem como reagir, conseqüentemente, respondendo lentamente à nova informação. E por fim, os autores concordam que pode existir um tratamento diferenciado, por parte dos agentes, no tratamento da nova informação surgida. Isso acontece porque qualquer agente possui informações particulares adicionais, crenças e convicções diferentes anteriores, e/ou utiliza-se de diferentes modelos para avaliar a situação. Nesse contexto, não é difícil de esperar reações diferentes, onde alguns reagem rapidamente em comparação com outros, que reagem lentamente (Antoniou *et al.*, 1997, p. 175-190).

Os trabalhos de Lim e Brooks (2006a) apontaram alguns problemas relacionados à literatura existente, associada aos testes de existência ou não da fraca hipótese EMH. Os estudos realizados até então, por parte de diversos autores, baseiam-se nos seguintes aspectos: (i) parte-se da existência de eficiência de mercado que assume a forma de correlação linear nos preços; (ii) a eficiência é determinada em um período definido pelo autor, e; (iii) os trabalhos empíricos têm o intuito de testar a existência de um mercado totalmente eficiente ou totalmente ineficiente. Esses procedimentos associados ao processo de pesquisa podem comprometer os resultados e gerar controvérsias, conforme as apontadas por Lim e Brooks (2006a)<sup>5</sup>.

Os testes utilizados pela metodologia Mainstream<sup>6</sup>, na previsibilidade de retorno de ativos, entre outros, são: (i) o teste de autocorrelação de lucros de um período presente com os lucros de períodos passados ou por meio de modelos de regressão de séries temporais, do tipo Auto-regressivo; (ii) análises do comportamento de um passeio aleatório sobre séries de ativos de securitização; (iii) testes de igualdade de variâncias, estimadas com bases de dados em períodos de tempos distintos, e; (iv) testes de raiz unitária e suas variantes (Lim e Brooks,

---

<sup>5</sup> “In the U.S. stock market, the controversy is neatly summarized in the main title of three books, ‘*A random walk down Wall Street*’ by Malkiel (2003), Lo and MacKinlay (1999)’s ‘*A non-random walk down Wall Street*’, and Singal (2004)’s ‘*Beyond the random walk*’ being the latest addition”. (Lim and Brooks, 2005, p. 4)

<sup>6</sup> Mainstream is, generally, the common current of thought of the majority. Mainstream economics is a loose term used to refer to the non-heterodox economics taught in prominent universities, notably the University of Chicago, MIT, and Ivy League schools. It is most closely associated with neoclassical economics (Colander, 2000, p.35). Mainstream economists do not, in general, identify themselves as members of a particular school; they may, however, be associated with approaches within a field such as the rational-expectations approach to macroeconomics. Currently mainstream economics is dominated by the neoclassical synthesis, which combines neoclassical approach to microeconomics with Keynesian approach to macroeconomics (Clark, 1998). Some economists believe that the neoclassical "holy trinity" of rationality, greed, and equilibrium, is being replaced by the holy trinity of purposeful behavior, enlightened self-interest, and sustainability, considerably broadening the scope of what is mainstream (Colander, 2004).

2006a). A validade desses testes convencionais é questionada por Saadi *et al.* (2006), conforme enfatizado em Lim e Brooks (2006a), que descreve: “*a falta de correlações lineares não necessariamente implica em eficiência, sendo que as séries de retornos podem ser correlacionadas linearmente e ao mesmo tempo dependentes não-linearmente*”.

Granger e Andersen (1978) e Granger (1983), mais de duas décadas atrás, já haviam conjecturado o argumento de Saadi *et al.* (2006), questionando as implicações da existência de ruído branco em séries temporais. Esses estudos demonstraram que mesmo com autocorrelação igual a zero pode-se existir previsibilidade do comportamento das séries financeiras. Isso acontece porque os retornos de determinada séries, classificadas como aleatórias pelos testes estatísticos convencionais, podem possuir correlações temporais de ordem superior.

A solução para esse “*ataque de credibilidade aos testes convencionais*” é a introdução de novos métodos na análise de séries temporais. Cajueiro e Tabak (2004a) utilizaram-se do teste “*computed Hurst exponents*” e obtiveram resultados satisfatórios. Esse teste utiliza-se de um conjunto de janelas de dados com dimensão temporal fixa, cobrindo a amostra total dos dados, a partir das quais se determinam as intercorrelações, o que possibilitaria a detecção dos períodos não-lineares, normalmente presentes nas séries financeiras.

Hinich e Patterson (1995) desenvolveram a abordagem “*windowing*” que é capaz de detectar períodos de não-aleatoriedade, proporcionando a interferência de um fator exógeno (de caráter político ou econômico) ao comportamento usual de mercado. Na verdade, a não-aleatoriedade nos preços é usual na natureza, o que contraria a concepção clássica de mercados financeiros eficientes (ruído branco), conforme indicam os estudos de vários autores.

Essa breve discussão da literatura evidencia a existência de não-linearidade no comportamento dos preços dos ativos em determinados períodos de tempo. Dada a ruína da fraca hipótese EMH de mercados eficientes, a questão a ser discutida é: *como os mercados de valores evoluem com o passar do tempo?*

Para discutir e procurar respostas a esta questão Lim e Brooks (2006a), como o exposto anteriormente, defendem o uso de testes estatísticos que analisam períodos fragmentados de tempo. Isso resolveria a crítica comum aos testes convencionais que analisam um período como um todo e que, normalmente, chegam à simples conclusão que um mercado é eficiente ou não. Esses mesmos autores afirmam que é sensato esperar que com

mudanças tecnológicas, institucionais e de regulamentação dos mercados, estes ficarão mais eficientes com o passar do tempo.

Antoniou *et al.* (1997) em vez de se alongarem na tentativa de examinar um ponto isolado no tempo de um determinado mercado, conduziram esforços na direção de se identificar o impacto de mudanças regulatórias no funcionamento da Bolsa de Valores de Istambul através do exame da evolução. Esses autores analisaram a eficiência anualmente no período entre 1988 e 1993 e mostraram que a referida bolsa de valores ficou mais eficiente quando estavam presentes bons e apropriados ambientes institucionais e regulatórios.

Com o mesmo intuito que Antoniou *et al.* (1997), Groenewold *et al.* (2003) analisaram o impacto de marcos regulatórios na eficiência de mercado. Alguns bancos foram sujeitos a diferentes níveis de regulamentação em uma análise de três sub-períodos diferentes. Essa análise de sub-períodos foi bastante utilizada para comprovar (ou não) se a liberalização financeira nos mercados emergentes tornou-lhes mais eficientes a investidores estrangeiros. No entanto, tal método, conforme enfatizaram Lim *et al.* (2006a), assume a direção à eficiência através de uma mudança discreta que acontece em algum determinado ponto no tempo. A melhor opção seria o uso de uma análise que possibilitasse a observação de uma mudança contínua e lisa nas relações de dependência.

Nessa mesma linha, discutiram que a análise de eficiência em mercados recentemente abertos, como as economias de transição da Europa Central e Oriental não é sensata, tendo em vista a hipótese pouco aceitável de que o processo de formação de preços é conhecido por todos os integrantes que operam nesses mercados. Esse pensamento vai de encontro ao de Lim e Brooks (2006a) que afirmam: “*as markets operate and market microstructures develop, within a finite amount of time, they are likely to become more efficient*”.

O estudo de Emerson *et al.* (1997) aplicou uma análise de Filtro de Kalman<sup>7</sup> com parâmetros variantes no tempo e uma GARCH<sup>8</sup> nos resíduos. Os coeficientes auto-regressivos de variação no tempo tenderam a zero com o passar do tempo, comprovando a hipótese de maior eficiência, ao se passarem os anos. Zalewska-Mitura e Hall (1999) formalizaram essa metodologia como o Teste para a Evolução da Eficiência (Test for Evolving Efficiency –

---

<sup>7</sup> O filtro de Kalman é um algoritmo recursivo muito eficiente, capaz de estimar as variáveis de estado de sistemas representados por equações de estado lineares. Ele incorpora toda informação obtida a partir de medições ruidosas para estimar as variáveis desejadas. Pressupõe-se que o sistema seja perturbado por ruídos brancos e gaussianos, de forma que os estados possam ser tratados como variáveis aleatórias gaussianas (Bitencourt *et al.*, 2003, p.1.)

<sup>8</sup> O modelo GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) é uma generalização do modelo ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity), no qual a variância condicional de  $n$  no instante  $t$  depende não somente de perturbações ao quadrado passadas, mas também de variâncias condicionais passadas (Gurajati, 2000, p. 440).



TEE) o qual provê um indicador do grau de ineficiência do mercado através da medição do tempo necessário e a velocidade em que se atinge a eficiência.

Já Cajueiro e Tabak (2004a), utilizando a metodologia “computed Hurst exponents”, verificaram graus variados de eficiência de mercados, em um mesmo período de tempo. Para esses autores os mercados de ações apresentam níveis diferentes de variação no tempo devido a velocidade de informação, aos fluxos importantes e ao comércio não-sincronizado. A hipótese que se pode formular com base nesses estudos, conforme Lim e Brooks (2006a) afirmam é que “*the degree of market efficiency follows an evolutionary time path, consistent with the findings in extant literature that focused on autocorrelation coefficients and Hurst exponents*”.

No entanto, Lim *et al.* (2006a) coloca um ponto de interrogação na questão de como se dá a evolução e revela que a tendência inexorável para a eficiência pode não ser verdade. Nesse estudo, constata-se que os mercados emergentes de ações asiáticos, com exceção de Taiwan, os períodos de ineficiência alteram-se com os períodos de eficiência. Nesse caso, os coeficientes de auto-correlação e “computed Hurst exponents” não apresentam clara tendência em direção a eficiência. A resposta à essas contradições pode estar na Hipótese de Mercados Adaptáveis (AMH) de Lo (2004).

A partir da perspectiva biológica, Lo (2004) notou que uma teoria evolutiva para os mercados eficientes resolveria as controvérsias tão ferozmente debatidas entre os autores. Para isso, o autor criou a AMH que pode co-existir com a EMH. A argumentação básica que justifica esse enfoque adaptativo é a de que as razões básicas para a perda de racionalidade comportamental econômica (superconfiança, reações extremas, superstição) ocorrem devido à adaptação do indivíduo a mudanças no ambiente através da satisfação. Já a eficiência de mercado é nada mais que o impacto das forças evolutivas (competição, mutação, reprodução e seleção natural) nas instituições financeiras e participantes do mercado que diminuem os lucros e os fazem tender à zero.

As características da AMH, conforme aponta Lo (2005) são: (i) os indivíduos agem de acordo com os seus interesses; (ii) os indivíduos cometem erros; (iii) os indivíduos aprendem e se adaptam; (iv) competição gera adaptação e inovação; (v) a seleção natural molda a ecologia de mercado e; (vi) a evolução determina a dinâmica de mercado. De acordo com as assertivas anteriores, alguns novos aspectos podem ser ressaltados relativos ao funcionamento do mercado, em consoante a Lim e Brooks (2006a). Em primeiro lugar, o valor do prêmio de risco de algum determinado investimento e/ou ativo varia no tempo de acordo com o estado

atual do mercado de ações e com as características comportamentais dos investidores. Em segundo lugar, as oportunidades de lucros pelo processo de arbitragem surgem de vez em quando, o normal é a não-existência da possibilidade desse processo. Em terceiro, a rentabilidade dos ativos se movem em uma tendência cíclica na qual depende das condições atuais dos negócios, do número de competidores na indústria e do tipo e magnitude das oportunidades de lucros disponíveis. Em quarto lugar, a inovação é tida como a chave da sobrevivência; é ela que alavanca o mercado. E, finalmente, em quinto lugar, o princípio fundamental que move e transforma (que evolui) os mercados e a tecnologia financeira é o da **sobrevivência**.

A segunda consideração merece maior atenção na medida em que explica a coexistência da EMH com a AMH. Em períodos normais do mercado em que as oscilações dos preços se comportam de maneira aleatória não existem lucros. No entanto, a todo o momento novas oportunidades de lucros estão sendo continuamente criadas através da ação de grupos de participantes do mercado, das instituições e de mudança nas condições empresariais. Esse movimento dos indivíduos na procura do lucro é justificado por Grossman e Stiglitz (1980) que argumentam a necessidade de se haverem oportunidades de lucros que compensem o custo de transação, ou seja, os custos de comercialização e de obtenção de informações.

A partir disso, a implicação de eficiência nos mercados é alterada: não é uma condição em que todos os mercados são eficientes, mas sim, uma característica que varia continuamente com o passar do tempo e dos mercados. Lo (2005) afirma que a convergência ao equilíbrio não é garantida e que é incorreta a concepção que ao se evoluírem os mercados marcha-se inexoravelmente a um estado ideal estacionário. Conseqüentemente, a AMH insinua a existência de uma dinâmica de mercado extremamente complexa, com ciclos e tendência, pânico, manias, bolhas, estrondos e outros efeitos testemunhados dia-a-dia.

A já superada EMH e a inteirada AMH não põem um ponto final na discussão sobre eficiência nos mercados financeiros. Segundo Lim e Brooks (2006a) os estudos empíricos de séries temporais financeiras, em sua maioria, testam a existência de um mercado totalmente eficiente ou totalmente ineficiente. Para esclarecer essa questão, Campbell *et al.* (1997) criou a noção de **eficiência relativa**, que constitui a comparação de um mercado com outro; a eficiência de um mercado medida contra a eficiência de outro mercado, como p.ex. a eficiência relativa da Bolsa de Valores de São Paulo em comparação com a Bolsa de Valores de Nova York. Conforme discutido pelos autores, concepção relativa é mais aceitável que a extremista, de mercados eficientes ou ineficientes.

A sabedoria geral, conforme Lim e Brooks (2006a), dentro dessa discussão é a de que os mercados desenvolvidos possuem níveis altos de liquidez, investidores sofisticados com acesso a informações seguras e poucos impedimentos institucionais, seriam mais eficientes que os mercados emergentes (de pouca liquidez, pouco comércio, investidores portadores de informação privilegiada). O trabalho de Ma (2004) se constitui em uma resposta a essa hipótese. Esse autor ministrou um estudo comparativo entre dados primários de análise estatística (correlação serial em lucros diários) de ações chinesas com os resultados obtidos por Fama (1965) que apoiou a teoria de passeio aleatório na maioria dos países. Apareceu, entre as conclusões do estudo, que os mercados de valores da China são mais eficientes que os mercados da Bélgica, França, Alemanha, Itália, Kuwait, Malásia, Países Baixos, Arábia Saudita, Cingapura, Suécia, Reino Unido e EUA. Esse resultado é surpreendente até mesmo ao autor, que contraria a hipótese anteriormente formulada, no qual foi muito contestado. As críticas ao estudo são várias, dentre as mais importantes, destaca-se à natureza da variação do tempo dos coeficientes de autocorrelação nos quais uma breve ineficiência influenciaria os resultados dos testes convencionais e conduziria à conclusão que há padrões previsíveis simplesmente por causa de ineficiências passadas.

No entanto, um estudo mais informativo foi realizado por Cajueiro e Tabak (2004a) que confirma a sabedoria geral anteriormente citada. Eles utilizaram-se de uma amostra rolante e o teste “computed Hurst exponents” para avaliar a presença de um termo longo de previsibilidade. Dado que a amostra rolante produz milhares de “computed Hurst exponents” os autores defenderam o uso de médias, medianas e outras medidas estatísticas que possibilitem uma melhor avaliação da eficiência relativa dos mercados. As medianas são apropriadas porque esses “computed Hurst exponents” normalmente não são distribuídos. A conclusão de Cajueiro e Tabak (2004a) informou que os mercados de valores asiáticos são mais ineficientes que os da América Latina (com exceção do Chile) e que os mercados desenvolvidos EUA e Japão (ranqueados como os mais eficientes). É interessante salientar que em todos esses estudos nenhum mercado atingiu a plena eficiência (mediana igual a 0,5), onde em todos os casos as medianas são bem menores que 0,5.

Essa revisão da literatura sobre eficiência relativa constitui-se apenas na “*ponta do iceberg*”. Muitos já são os estudos realizados e muitas controvérsias percebidas. No entanto, Lim e Brooks (2006a) defendem a continuidade desses estudos para se fazer uma teoria nova, alternativa a EMH. Para isso, concordam que os testes utilizados devem seguir uma metodologia capaz de: (i) detectar ambas as dependências lineares e não-lineares; (ii) capturar

a dinâmica evolutiva desses padrões de comportamento descobertos com o passar do tempo; (iii) avaliar a eficiência relativa nos mercados de valores. Para isso, defendem o uso de amostras rolantes que permitem capturar mudanças contínuas e lisas no comportamento não-linear de lucros e também permitem a comparação relativa com os estudos já realizados com a abordagem de bi-correlação rolante.

Diversas são as possibilidades de métodos para realização de teste em séries temporais. Uma metodologia comum consiste em estimar como certa flutuação mensura, onde é geralmente denotada como  $F$ , escalas com tamanho  $\tau$  em uma janela de tempo considerada. Métodos específicos, como as diversas análises dos expoentes de Hurst ou as análises DFA (*detrended fluctuation analysis*), diferem basicamente na escolha da medida de flutuação. Se as séries temporais são correlacionadas espera-se  $F \sim \tau^{1/2}$ , como é o caso Standard Brownian Motion (SBM). Por outro lado, se  $F \sim \tau^H$  com  $H \neq \frac{1}{2}$  significa que a série temporal tem memória de longo prazo, com  $H > \frac{1}{2}$  evidenciando persistência e  $H < \frac{1}{2}$  antipersistência. O expoente  $H$  é geralmente referido como o expoente de Hurst (Costa e Vasconcelos 2003, p. 232).

Essa monografia apresenta três metodologias de teste para avaliar a existência de não-linearidade e a situação de eficiência relativa dos mercados: a correlação Portmanteau e o teste de bi-correlação em janelas rolantes, proposto por Hinich e Patterson (1995), os expoentes de Hurst e uma estrutura GARCH, que analisa os resíduos.

A primeira abordagem divide todo o período da amostra em janelas de igual comprimento não sobrepostas que se movem no tempo. A partir daí computa o teste Portmanteau de bi-correlação designado para detectar dependência serial não-linear em cada janela. Esse teste é bastante apropriado por duas razões. Em primeiro lugar, ele possui propriedades apropriadas à análise de curto prazo dos dados. Em segundo lugar, ele sugere uma forma funcional para a equação não-linear (Lim *et al.*, 2006a). Em particular, Brooks e Hinich (2001) demonstraram através do modelo de previsão univariado de bi-correlação que o mesmo pode ser utilizado para prever os valores futuros de séries em questão. No presente estudo, a evolução de padrões de previsão não-linear pode ser capturada pelas janelas que se movem no tempo. Especificamente, computando a estatística de teste de bi-correlação como uma função do tempo, permite-se um exame próximo do período preciso do tempo o qual a dependência serial não-linear está acontecendo. Na literatura, esta abordagem tem sido aplicada em séries financeiras (veja por exemplo, Lim *et al.* 2006a).

A segunda abordagem testa a existência de estruturas de dependência não-linear em longos horizontes de tempo através dos expoentes de Hurst. Esses expoentes podem ser calculados de diversas maneiras, como a utilização do método DFA<sup>9</sup>. Apesar da necessidade de se filtrarem os dados para que exista a possibilidade de diferenciação entre curto e longo prazos, optou-se pela metodologia R/S (que será descrita à frente). Algumas razões justificam essa escolha: (i) os estudos de diversos autores convergem para um mesmo resultado com a utilização desse método; (ii) este trabalho lida com séries de dados financeiras e a metodologia R/S é a mais popular (Cajueiro e Tabak, 2004a, p. 525).

Na metodologia padrão para estudo de eventos em séries temporais, os pesquisadores primeiramente selecionam um evento político e/ou econômico que cause um movimento não peculiar nos preços (fazem a hipótese), para, a partir daí, procurarem meios que provem e expliquem tal acontecimento (Lim *et al.* 2006b, p. 8). Esse estudo, em contraste, tem a preocupação, em primeiro lugar, em detectar padrões incomuns (não-lineares) nos preços para, daí então, tentar (diz-tentar porque o escopo do trabalho não busca causas, mas sim, conseqüências que se constituem em eventos não aleatórios) elencar hipóteses que expliquem determinado evento.

A terceira metodologia consiste em aplicar um modelo GARCH e analisar a dependência não-linear na variância. Em uma série temporal normal, com padrões gaussianos a variância é constante (homoscedasticidade). Em séries financeiras, no entanto, é comum a observação de variâncias não constantes, incluindo variâncias não constantes nos resíduos (heteroscedasticidade). A Seção (3.3) apresenta duas metodologias GARCH capazes de detectar padrões não-lineares nos mercados.

---

<sup>9</sup> The DFA, which is a modification of the usual variance analysis, was proposed independently albeit with different names as Moreira *et al.* (1994). The DFA has the advantage over the standard variance analysis of being able to detect long-term dependence in nonstationary time series. The idea of the method is to subtract possible deterministic trends from the original time series and then analyze the fluctuation of the detrended data (Costa e Vasconcelos, 2003, p. 236).

Segundo Costa e Vasconcelos (2005, p. 638) a metodologia DFA pode ser formalizada, como se segue: Considere  $Y(t)$  a série temporal integrada dos logaritmos dos retornos, isto é,  $Y(t) = \log(X(t))$ . Então, pode-se considerar  $\tau$  a “vizinhança” ao redor de cada ponto  $Y(t)$  da série temporal. A tendência local em cada caixa de tamanho  $\tau$  é aproximada por um polinômio de ordem  $m$ , denotado como  $Z(t)$ . Com isso, avalia-se o ruído local, isto é:

$$w^2(Y, \tau) = \frac{1}{\tau} \sum_{t \in \tau} (Y(t) - Z(t))^2.$$

É fácil, portanto, mostrar que:

$$[w^2(\tau)] \sim \tau^{2H}.$$

## **3 MÉTODOS E TÉCNICAS DE ANÁLISE DE EFICIÊNCIA DE MERCADOS FINANCEIROS E EFEITOS NÃO-LINEARES**

Neste estudo pretendemos esclarecer as características episódicas não-lineares das séries temporais, observadas em mercados financeiros. No contexto de comportamento das séries temporais, a presença de aleatoriedade, por longos períodos de tempo, nas séries de preços de ativos é consistente com hipótese fraca de mercados eficientes, onde a resposta do mercado é instantânea às novas informações inseridas no ambiente. Porém, quando surpresas ou choques inesperados batem no mercado, o processo de ajustamento dos preços, geralmente, gera um padrão de movimentos não-lineares, relativos às ações de cautela e insegurança dos investidores. Conforme já argumentado, pode-se observar choques isolados no mercado, caracterizados por uma sucessão de períodos breves e de intensa atividade, representados por faixas estreitas de frequências. Os estudiosos dessa temática afirmam que essas oscilações de volatilidade localizadas são ativadas por eventos de notícias externas ao mercado.

Seguindo esta linha de pensamento, iremos analisar o problema, utilizando algumas técnicas econométricas apropriadas ao estudo. Para tanto, neste capítulo descreveremos os procedimentos matemáticos a serem utilizados na pesquisa.

### **3.1 Expoentes de Hurst na avaliação de mercados eficientes**

A presença de dependência de longa memória em retornos de ativos tem, a longo tempo, intrigado acadêmicos e profissional do mercado financeiro. Mandelbrot (1971) foi um dos primeiros a considerar a existência desse comportamento de longo prazo em séries de dados temporais de retornos de ativos. Segundo Souza *et al.* (2006) “*Uma série de observações apresenta memória de longo prazo quando os valores observados em lags distantes são correlacionados entre si, ou ainda, se o efeito de um evento ocorrido em um instante pode ser detectado muitos lags depois*”. Em outras palavras, conforme esses mesmos autores apontam, existe a memória de longo prazo em uma série temporal estacionária em

covariância, se a sua função de autocovariância não for adicionável. A memória de longo prazo é caracterizada pelo decaimento hiperbólico da função de auto-covariância, definida por  $\gamma_k = \text{Cov}(X_k, X_0)$ . O decaimento tem uma taxa  $ck^{2d-1}$ , com  $0 < d < 0,5$ . Para ocorrer memória de longo prazo, deve-se ter que  $\sum_{j=-\infty}^{\infty} |\gamma_j| = \infty$ . Na memória de curto prazo, a função autocovariância decai de forma exponencial, e tendo a zero de forma rápida. Se apenas memórias de curto prazo existirem, a soma das autocovariâncias tem valor finito (Souza *et al.*, 2006).

A não identificação de memórias de longo prazo implica: (i) na não existência de um processo dinâmico que envolva a variável estudada e outros fatores, ou; (ii) essa dinâmica existe, no entanto, a memória é curta demais para que os efeitos do estado do sistema em um instante perdurem até um instante seguinte. Nesse caso, podem-se ter ocorrido alguns choques nas variáveis exógenas ao sistema, de tal modo que a reação ao sistema e a dissipação dos efeitos desses choques são muito rápidas. Assim, o estado do sistema em um determinado instante não guardará relação com o estado no instante posterior e, portanto, os valores registrados na série temporal estudada não guardarão relação entre si (Souza *et al.*, 2006).

Algumas implicações importantes, advindas da descoberta de memória de longo prazo em séries financeiras, podem ser ressaltadas. Em primeiro lugar, o consumo ótimo e as decisões de portfólio podem tornar-se muito sensíveis ao horizonte de investimento. Em segundo lugar, os métodos usados para previsões de preços financeiros, baseados em modelos martingales, não são mais aplicáveis. E por último, os modelos tradicionais de teste que se utilizam da Teoria de Arbitragem dos Preços e do Modelo de Preço de Ativos não podem ser aplicados em séries que apresentam a presença de dependência de longo prazo, pois ignoram este efeito. Além disso, a presença de longa memória invalida as hipóteses de caminho aleatório e de mercados eficientes (Cajueiro e Tabak, 2004, p 522).

Cajueiro e Tabak (2004) testaram a assertiva evidenciada na literatura financeira, de que mercados emergentes estão se tornando mais eficientes com o passar o tempo, através do uso dos expoentes de Hurst. Para isso, os autores levaram em consideração o fato de que os mercados emergentes exibem algumas propriedades diferentes das dos mercados desenvolvidos. Enquanto mercados desenvolvidos são muito eficientes em termos de velocidade da informação, nos mercados emergentes os investidores reagem lentamente às

novas informações<sup>10</sup>. Outra propriedade é a diferença de comportamento entre os dois mercados quando se trata de efeitos do fluxo de capital<sup>11</sup>. Além disso, o efeito do comércio não sincronizado é esperado ser mais severo nos mercados emergentes<sup>12</sup>. Esses fatores tiveram importância reduzida devido ao fato de que a competição de mercado é resultado, principalmente, pela necessidade de diversificação dos grandes investidores e fundos (Cajueiro e Tabak, 2004, p 522).

Outra questão importante a ser levantada trata-se do tempo correto em que o expoente de Hurst é calculado. Cajueiro e Tabak (2004) argumentaram a existência de um trade-off entre o número mínimo de pontos necessários para calcular-se o expoente e o tamanho máximo da janela temporal em que é esperado que o expoente de Hurst permaneça constante. No artigo citado, os autores utilizaram-se de uma janela de quatro anos (1008 observações), por ser o tempo que reflete os ciclos políticos na maioria dos países, podendo ser tempo suficiente para fornecer estimativas precisas desses expoentes (Cajueiro e Tabak, 2004, p 523). Contudo, estes próprios autores possuem consciência de que janelas de quatro anos podem não ser o ideal, em várias situações. Portanto, para dar suporte à escolha desse número de janelas temporais, os pesquisadores apresentaram gráficos com a variação no tempo do expoente de Hurst e os respectivos histogramas dos resultados anteriores, com a finalidade de encontrar um suporte convincente e evitar críticas de que as variações dos expoentes de Hurst no tempo ocorreria, simplesmente, em função de erros intrínsecos à série temporal. Na verdade, isto poderia ser o caso, se todos os histogramas estimados apresentassem distribuições normais (Cajueiro e Tabak, 2004, p 523).

Cajueiro e Tabak (2004) utilizaram o método R/S (a ser descrita posteriormente) para calcular o expoente de Hurst. Porém, seguindo as premissas de Lo (1991), de que o método R/S não distingue dependências de curto e de longo prazo, eles filtraram os dados através de médias de um procedimento AR-GARCH. Filtragens por meio do modelo AR-GARCH visam eliminar os componentes de curto-prazo presentes nas séries temporais e ao mesmo tempo, filtrar a volatilidade dos retornos. No entanto, se estimarmos os expoentes de Hurst para uma

---

<sup>10</sup> *In some countries the emergence and development of derivative markets in recent years can help investors improve their risk allocations by increasing the speed of information dissemination as well, which should increase market efficiency* (Cajueiro e Tabak, 2004, p 532).

<sup>11</sup> *The capital flow, which account for a significant proportion of investment in emerging stock markets has increased in the past years, and as these investors enter emerging markets, and have enlarged the base of shareholders providing liquidity or these markets, therefore, the speed of dissemination of information should increase. It is important to notice that in some cases this effect (capital flows effect) can move markets in the opposite direction as capital outflows outperform inflows* (Cajueiro e Tabak, 2004, p 532).

<sup>12</sup> *Emerging stock markets have markedly nonsynchronous trading if compared with developed markets. However, this effect should be reduced as markets become more mature and both trading volume and the number of trades placed in the market tend to increase substantially* (Cajueiro e Tabak, 2004, p 532).



volatilidade dos retornos não ajustada, a dependência dos componentes de longo-prazo, possivelmente, poderia ser reduzida e isso nos induziria a interpretar o fato como sendo devido aos efeitos de volatilidade comuns e persistentes nas séries financeiras temporais caracterizadas por mercados eficientes. Esse fato poderia nos induzir a erros, porque poderia sugerir-nos a existência de previsibilidade dos mercados, na média dos retornos (*in the mean*).

Descreveremos duas metodologias para a estimativa dos expoentes de Hurst. A primeira, a mais popular, trata-se do procedimento, no qual a análise R/S é aplicada no log do retorno da série temporal. Mais especificamente, considere  $X(t)$  o preço de uma ação no tempo  $t$  e  $r(t)$  o logaritmo do retorno. Assim,  $r(t) = \ln(X(t+1)/X(t))$ . A estatística R/S é a gama de somas parciais dos desvios das séries temporais de sua média, normalizada (redimensionada) pelos seus respectivos desvios padrões.

Para tanto, considere uma amostra composta de retornos contínuos de ativos  $\{r_1, r_2, \dots, r_\tau\}$  e  $\bar{r}_\tau$  a média da amostra, dada por  $1/\tau \sum_{t=1}^{\tau} r_t$ , onde  $\tau$  é o tempo considerado. Então, a estatística R/S é dada por:

$$(R/S)_\tau \equiv \frac{1}{s_\tau} [\max_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau) - \min_{1 \leq t \leq \tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau)] \quad (13)$$

onde  $s_\tau$  é o estimador do desvio padrão

$$s_\tau \equiv \left[ \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} (r_t - \bar{r}_\tau)^2 \right]^{\frac{1}{2}} . \quad (14)$$

Hurst (1951) detectou que a relação R/S, por muitos registros no tempo é muito bem descrita pela relação empírica a seguir:

$$(R/S)_\tau = (\tau/2)^H . \quad (15)$$

A segunda metodologia clássica da análise R/S é aplicada também para o log dos retornos das séries temporais, filtrados pelo processo AR(1)-GARCH(1,1). A equação para este processo é dado por:

$$r_t = c + \phi r_{t-1} + \varepsilon_t , \quad (16)$$

$$h_t = \bar{\omega} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} , \quad (17)$$

onde  $r_t$  é o logaritmo dos retornos da série de dados para cada  $t$ ,  $h_t$  é a variância condicional dos resíduos para a equação média em cada  $t$  e  $c$ ,  $\phi$ ,  $\bar{\omega}$  e  $\alpha$  são parâmetros não conhecidos e que precisam ser estimados. É importante ressaltar que em uma primeira análise das séries sugere-se que isto é uma representação parcimoniosa das mesmas. Nós ajustamos o modelo para todas as séries e conferimos usando o Ljung-Box Q-statistics para a correlação adicional, mas todas as Q-statistics acima do décimo lag foram achadas para ser insignificantes, isto é, o modelo filtrou os dados para correlação de curto prazo. Então, nós aplicamos o R/S nos resíduos padronizados  $\xi(t)$  para executar testes de dependência de longo alcance, onde  $\xi(t) = \varepsilon(t)/\sqrt{h(t)}$ . Estes resíduos (retornos filtrados) estão livres de problemas inerentes a modificação sugerida por Lo (1991), onde as dependências de curto prazo tanto na média quanto na variância condicional foram eliminadas.

O processo GARCH é mais bem definido tanto quanto melhor for satisfeita a condição  $\alpha + \beta < 1$ . Se essa condição não é satisfeita o processo de variância é não estacionário e nós teríamos que ajustar outro processo para variância condicional tal como o IGARCH (Integrated GARCH). No entanto, nós impusemos essa condição e para todas as séries essa condição é naturalmente satisfeita. Porém, nós podemos usar o desvio padrão condicional para padronizar os resíduos da equação média (4) e obter resíduos que tenha variância constante.

### **3.2 Correlação Portmanteau e a estatística de teste de bi-correlação em janelas que se movem no tempo**

A correlação Portmanteau e a estatística de teste de bi-correlação em janelas móveis no tempo foi inicialmente proposta por Hinich e Patterson (1995), agora publicado como Hinich e Patterson (2005). O procedimento consiste em dividir o período da amostra em janelas de comprimento fixo não sobrepostas que se movem no tempo (a escolha do comprimento da janela é arbitrária). Suponhamos que o comprimento da janela seja escolhido em 30 (trinta) dias: a primeira janela inclui os primeiros trinta dados da amostra, ou seja, vai

do dia útil um ao dia útil trinta. Já a segunda observação é formada pelos dias úteis de trinta e um a sessenta, e assim por diante, até se chegar ao fim da amostra. No entanto, a última janela não é utilizada se não existirem no mínimo trinta observações, o que completaria a última janela. Segundo Lim *et al.* (2006a) essa metodologia é semelhante à abordagem de janelas rolantes no tempo, já que o comprimento de ambas as janelas é fixo. A diferença está na forma como as janelas avançam no tempo. Sendo assim, a versão modificada de janelas rolantes computa a estatística de teste para a primeira janela com um comprimento fixo, e então, rola a amostra um ponto (um dia) à frente eliminando-se a primeira observação e incluindo-se a próxima, para a re-estimação da estatística de teste. Este processo continua até a última observação ser usada. Em outras palavras, em uma janela fixa rolante de 50 observações, a primeira janela começa no dia 1 e termina no dia 50; a segunda janela se inicia no dia 2 e encerra no dia 51, e assim por diante. A vantagem na aplicação de janelas rolantes, segundo Lim e Brooks (2006b) está na melhor possibilidade de se captar mudanças em breves períodos de tempos, na previsibilidade não-linear da série temporal.

Na aplicação da janela móvel, os dados em cada janela são padronizados para se obter uma amostra com média zero e com variância igual a um, por meio de um procedimento de normalização, no qual se subtrai a média dos valores da amostra e divide-se o resultado pelo desvio-padrão, também da amostra. Subseqüentemente, são calculadas duas estatísticas de teste para os dados unificados em cada janela.

A primeira é a correlação de Portmanteau, denotada como a estatística  $C$ , sendo uma versão modificada da “*Box-Pierce Q-statistic*”. Contudo, ao contrário da “*Box-Pierce Q-statistic*” que normalmente é aplicada nos resíduos de um modelo ARMA( $p$ ) (onde  $p$  é a ordem de defasagens utilizadas no modelo), a estatística  $C$  é uma função única das observações que compõem a janela móvel e do número de defasagens usados na estimativa dessa correlação de Portmanteau, logicamente, dependendo do tamanho da amostra da janela móvel.

A segunda estatística de teste é a bi-correlação de Portmanteau, denominada de estatística  $H$ . Essa estatística é uma extensão de terceira ordem do teste de correlação padrão para ruídos brancos<sup>13</sup>. A Hipótese Nula para cada janela é a de que os dados unificados são

---

<sup>13</sup> Definition of white noise process: the stochastic process  $X_t$  is white noise if the following holds

1.  $\mu_t = 0$ , and
2.  $\gamma_\tau = \begin{cases} \sigma^2 & \text{when } \tau = 0 \\ 0 & \text{when } \tau \neq 0. \end{cases}$

resultados de um processo de ruído branco estacionário que tem correlação e bi-correlação igual a zero. As distribuições das estatísticas  $C$  e  $H$  são assintoticamente distribuições Chi-Quadradas, com graus de liberdade, respectivamente, iguais a  $L$  e  $(L-1)(L/2)$ , onde  $L$  é o número de atrasos que definem a janela. Usando os dois testes estatísticos de Portmanteau, uma importância maior é dada àquelas janelas em que as séries temporais exibem um comportamento, tal que haja a presença de dependência serial linear (Autocorrelações significantes para as estatísticas  $C$ , rejeitando-se as Hipóteses Nulas, em cada caso) ou dependências seriais não-lineares (bi-correlações significantes para as estatísticas  $H$ , também rejeitando as Hipóteses Nulas, em cada caso). Em outras palavras, se a Hipótese Nula é rejeitada, na estatística  $C$  ou na estatística  $H$ , então, se evidencia um potencial de previsão para as séries em estudo e possibilidades de ganhos com arbitragens.

A derivação teórica completa dos comportamentos das estatísticas de testes  $C$  e  $H$  foram obtidas por meio de séries aleatórias geradas pela técnica de Monte Carlo, mescladas com impactos de dependências lineares e não-lineares, em estudos conduzidos por Hinich (1996) e Hinich e Patterson (1995, 2005).

### 3.2.1 Representação Matemática

Considere a seqüência  $\{y(t)\}$  como o processo de dados a serem testados, onde a unidade de tempo,  $t$ , é um número inteiro. Conforme já argumentado, no procedimento de teste, não há sobreposição de janelas, portanto, se  $n$  é o comprimento da janela, então a janela  $k$ -ésima é composta pelo seguinte conjunto de dados:  $\{y(t_k), y(t_k+1), \dots, y(t_k+n-1)\}$ . De forma semelhante, a próxima janela não sobreposta é dada pelo seguinte conjunto de dados:  $\{y(t_{k+1}), y(t_{k+1}+1), \dots, y(t_{k+1}+n-1)\}$ , onde  $t_{k+1} = t_k + n$  e assim subsequente.

A hipótese nula para cada janela de tempo é que  $y(t)$  é resultado de um processo de ruído branco puramente estacionário. Assim, sob a Hipótese Nula, as correlações  $C_{yy}(r) = E[y(t)y(t+r)]$  e as bi-correlações  $C_{yyy}(r, s) = E[y(t)y(t+r)y(t+s)]$  são todas iguais a zero, para todos os  $r$  e  $s$ , exceto se  $r = s = 0$ . A Hipótese Alternativa é que o processo na

---

*If  $X_t$  is a process from i.i.d. random values with expectation 0 and finite variance, then it is a white noise. This special case is called independent white noise. On the contrary the white noise could have dependent third or higher moments, and in this case it would not be independent.*

janela tem alguma correlação  $C$  ou  $H$  diferente de zero, para  $0 < r < s < L$ , onde  $L$  é o número de defasagens que definem a janela. Em outras palavras, se existir linearidade de segunda ordem ou dependência não-linear de terceira ordem no processo, então  $C_{yy}(r) \neq 0$  ou  $C_{yy}(r,s) \neq 0$ , para ao menos um valor de  $r$  ou um par de  $r$  e  $s$ , respectivamente.

Portanto, o procedimento inicia-se definindo  $Z(t)$  como as observações padronizadas, obtidas através de:

$$Z(t) = \frac{y(t) - m_y}{s_y} \quad (18)$$

para cada  $t = 1, 2, \dots, n$  e  $m_y$  e  $s_y$  são, respectivamente, a média e o Desvio-Padrão da amostra que compõe a janela em análise.

Na seqüência determinam-se as correlações  $C_{zz}(r)$ , tomando-se  $r$  defasagens, iniciando-se com  $r=1$  e aumentando sucessivamente. Assim, tem-se que:

$$C_{zz}(r) = (n-r)^{-1} \sum_{t=1}^{n-r} Z(t)Z(t+r) \quad (19)$$

A estatística  $C$ , que foi desenvolvida para testar a existência de correlações lineares (i.e. dependência linear), dentro de uma janela, sendo estimadas como segue:

$$C = \sum_{r=1}^L [C_{zz}(r)]^2 \sim X^2(L) \quad (20)$$

onde  $L$  é o número de lags utilizado na estimativa da correlação e sendo os graus de liberdade da distribuição Qui-quadrada na Fórmula (20), acima.

O coeficiente de bi-correlação  $(r, s)$  é estimado como segue:

$$C_{zzz}(r,s) = (n-s)^{-1} \sum_{t=1}^{n-s} Z(t)Z(t+r)Z(t+s), \quad \text{para } 0 \leq r \leq s \quad (21)$$

Como já evidenciado, a estatística  $H$  foi desenvolvida para testar a existência de dependência não-linear (isto é, a existência de bi-correlação diferente de zero), dentro de uma janela. As suas distribuições correspondentes são:

$$H = \sum_{s=2}^L \sum_{r=1}^{s-1} G^2(r,s) \sim \chi^2 \left[ (L-1) \left( \frac{L}{2} \right) \right] \quad (22)$$

onde  $G(r,s) = (n-s)^{\frac{1}{2}} C_{ZZZ}(r,s)$  e  $(L-1) \left( \frac{L}{2} \right)$  são os graus de liberdade da distribuição Qui-quadrada apresentada na Eq. (22), acima.

### 3.3 Modelos GARCH multivariados

No estudo de regressão múltipla, em geral, assumem-se que os resíduos seguem uma distribuição normal Gaussiana (isto é, a distribuição não é assimétrica ou leptocúrtica), que a variância é constante (não heteroscedástica) e que os estimadores dos parâmetros se encaixam no conceito BLUE (*the best linear unbiased estimators*), ou seja, os melhores estimadores imparciais lineares. No entanto, o mercado financeiro nem sempre segue essas regras, onde ocorrem que em muitos períodos de tempo as suposições acima se constituem inverdades. Se isso acontecer (como acontece diariamente e/ou semanalmente), os estimadores imparciais lineares são inferiores aos estimadores imparciais não-lineares (ZAHND, 2002).

Para remover alguns valores considerados periféricos, ZAHND (2002) elencou alguns métodos usuais, tais como: os mínimos quadrados ponderados (*weighted least squares*), métodos robustos como a mínima mediana dos quadrados LMS (*least median of squares*) ou o desvio absoluto mínimo LAD (*least absolute deviation*). Podem ser citados também os métodos não paramétricos em regressões múltiplas. Para séries de dados temporais, diferentes equações têm sido usadas, por exemplo, para a explicação de *movimentos Brownianos*<sup>14</sup>. A fórmula *Black and Scholes*<sup>15</sup> tentou explicar os movimentos Brownianos ou processos similares que ocorrem em mercados financeiros, com uma volatilidade constante.

<sup>14</sup> Segundo Pincus e Kalman (2004), “o FBM (*fractional Brownian Motion*)  $B_H(t)$ , especificado por  $0 < H < 1$ , se constitui em um processo aleatório com características Gaussianas que satisfaz a seguinte regra: para todo  $t$  e  $T$ , (i)  $E[B_H(t+T) - B_H(t)] = 0$  e (ii)  $E[B_H(t+T) - B_H(t)]^2 = T^{2H}$ . Para  $H = 1/2$ ,  $B_H(t)$  é o clássico **movimento Browniano**; para  $H > 1/2$ ,  $B_H(t)$  exibe persistência positiva, e, para  $H < 1/2$ ,  $B_H(t)$  exibe antipersistência”.

<sup>15</sup> The **Black-Scholes model** is a mathematical model of the market for an equity, in which the equity's price is a stochastic process. The fundamental insight of Black-Scholes is that the option is implicitly priced if the stock is traded (Fischer and Scholes, 1973).

Já os modelos GARCH (Generalized Autoregressive conditional heteroskedasticity) se constituem em um tipo de aproximação discreta de um processo contínuo, como por exemplo, os movimentos Brownianos. Esses modelos tentam explicar a heteroscedasticidade em séries temporais com variância não estática no tempo e apresentando uma distribuição não Gaussiana, ou seja, leptocúrticas e assimétricas. Isto significa que, se a suposição sobre a distribuição condicional é verdadeira, esses métodos proverão estimadores mais eficientes e mais consistentes do que os modelos lineares. Modelos não-lineares requerem que as distribuições condicionais (isto é, a distribuição dos resíduos padronizados, computados depois que a variância condicional tenha sido estimada pelo modelo) sejam reconhecidas como Gaussianas. O modelo deve remover a autocorrelação entre retornos ao quadrado (*squared returns*) das séries temporais. Para tanto, uma bateria de testes é usada para checar as propriedades dos resíduos e as propriedades dos resíduos ao quadrado. Se a hipótese nula de inexistência de autocorrelação nos resíduos ao quadrado é rejeitada, então, têm-se as condições necessárias para se obter um bom ajuste do modelo para os dados e estimadores eficientes para os parâmetros do modelo (ZAHND, 2002).

Modelos GARCH univariados são já bastante conhecidos. A variância condicional é feita dependente dos seus valores passados e dos seus resíduos ao quadrado passados. Variações especiais são representadas pelos modelos EGARCH (*exponential GARCH*) e TGARCH (*threshold GARCH*), que contam com a assimetria nos resíduos padronizados.

Os modelos GARCH multivariados são menos conhecidos que os modelos univariados, contudo, são mais eficientes para tratar séries temporais financeiras, devido à presença de não-linearidades em seus retornos. Os modelos multivariados permitem transferências de volatilidade e captam impactos mais complicados de variâncias condicionais nas séries de retornos, quando uma especificação BEKK<sup>16</sup> é usada. Nota-se ainda que os modelos GARCH multivariados, geralmente, revelam efeitos auto-regressivos significantes e, também, coeficientes significantes para variáveis explicativas adicionais, o que não poderiam ser observados sem a especificação GARCH, considerando, a priori, a presença de um desvio padrão condicional na série (ZAHND, 2002).

Neste estudo, para a análise de não-linearidades, onde os resíduos não são constantes, utilizar-se-á, além dos já descritos expoentes de Hurst e do teste de Portmanteau, uma metodologia GARCH. Abaixo, seguem-se dois modelos GARCH, conforme descritas por

---

<sup>16</sup> O modelo BEKK constitui uma versão restrita do modelo Vec que será explicado posteriormente. Esse modelo BEKK permite que as variâncias condicionais sejam dependentes de variâncias condicionais de uma variável e sobre valores defasados de uma outra, de modo que as causalidades nas variâncias podem ser modeladas.

ZAHND (2002): a CCC (Constant Condicional Correlation) que se constitui em um modelo de regressão multivariado, onde as correlações variam constantemente (com mesma taxa de variação); e a DVEC (diagonal-vec), um modelo GARCH não paramétrico com correlações que variam com o tempo.

### 3.3.1 Modelo CCC (Constant Condicional Correlation)

Em um modelo geral CCC para séries temporais, as variâncias e covariâncias  $h_{ijt}$  são variantes no tempo e as correlações  $\rho_{ij}$  são constantes:  $h_{ijt} = \rho_{ij} (h_{iit}h_{jjt})^{1/2}$ , com  $j = 1, \dots, N$  e  $i = j + 1, \dots, N$ , onde  $N$  é o número de amostras nas séries.

No modelo de correlação condicional, cada variância condicional é escrita no modelo na seguinte forma:

$$h_{iit} \equiv \omega_i \sigma_{it}^2, i = 1, \dots, N, \quad (23)$$

com  $\omega_i$  um escalar positivo invariante no tempo e  $\sigma_{it}^2 > 0$  para quase todo  $t$ . A matriz da covariância condicional  $H_t$  pode ser expressa como se segue:

$$H_t = D_t \Gamma D_t, \quad (24)$$

onde  $D_t$  denota a diagonal de uma matriz estocástica  $N \times N$ , e, conseqüentemente, simétrica, com os elementos variando no tempo:  $\sigma_{1t}, \dots, \sigma_{Nt}$ , e onde  $\Gamma$  constitui uma matriz  $N \times N$  invariante no tempo, com “*elementos típicos*”  $\rho_{ij}(\omega_i \omega_j)^{1/2}$ .



### 3.3.2 Modelo GARCH Multivariado diagonal-VEC (DVEC) com correlações variando no tempo

O modelo DVEC de ordem (1,1) pode ser estimado pelo método de Máxima Verossimilhança, usando o algoritmo BHHH<sup>17</sup>, escrito a seguir:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (\text{equação média}), \quad (25)$$

onde  $\mu_t$  é o vetor de constantes K (ou um conjunto de variáveis explicativas), e com

$$\varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (\text{equação da variância}), \quad (26)$$

com

$$H_t = C + \sum_{i=1}^p A_i \times (s_{t-i} s_{t-i}^T) + \sum_{i=1}^q B_i \times H_{t-i} \quad (27)$$

onde C,  $A_i$  e  $B_i$  devem ser matrizes simétricas e onde  $\times$  constitui o produto Hadamard (elemento obtido pela multiplicação ou não multiplicação).  $H_t$  contém as variâncias condicionais e as covariâncias dos resíduos das  $n$  equações.

Usando-se a notação matricial, pode-se também escrever o modelo diagonal de outra maneira (de acordo com Gouniéroux, 1997, p. 111 apud ZAHND (2002)):

$$\text{Vec h}(H_t) = \text{vec h} C + \sum_{i=1}^p \underline{A}_i \text{vec h}(s_{t-i} s_{t-i}') + \sum_{i=1}^q \underline{B}_i \text{vec h}(H_{t-i}) \quad (28)$$

onde  $\text{vec h}(H_t)$  denota o operador que representa a menor parte da matriz simétrica  $H_t$ , em uma forma vetorizada vertical e onde  $\underline{A}_i$  e  $\underline{B}_i$  constituem-se em matrizes apropriadas de dimensão  $Z \times Z$  (com Z igual ao número de elementos na metade inferior da matriz H, mais os

---

<sup>17</sup> BHHH é um método de otimização numérica elaborado por Berndt, E., Hall, B., Hall, R., & Hausman, J. (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 3/4: 653-665. Este método proporciona uma estimativa da matriz de covariância de um estimador de Máxima Verossimilhança (MLE). Em particular, a matriz de covariância para MLE depende da segunda derivada da função log-likelihood. Contudo, a segunda derivada tende ser uma função não-linear complicada e neste caso, a estimativa BHHH determina a matriz covariância usando derivadas de primeira ordem, ao invés de derivadas analíticas de segunda ordem, o que facilita os cálculos.



## 4 APLICAÇÃO EMPÍRICA

O objetivo deste trabalho se consistiu em determinar períodos que ocorrem não-linearidades nos mercados financeiros e associá-los a eventos políticos externos que possam, de alguma forma, explicar tais movimentos não usuais. Em um trabalho semelhante, com o intuito de detectar movimentos de dependência não-linear, Cajueiro e Tabak (2004) utilizaram-se de um modelo AR-GARCH para filtrar os dados de dependências de curto prazo e da volatilidade, comumente encontrados em séries temporais financeiras. No entanto, Brooks e Hinich (2001) argumentaram que este procedimento não se faz necessário para uma conseqüente aplicação do teste de bi-correlação, já que a presença de efeitos GARCH não causa a rejeição da hipótese nula de puro ruído branco. Isso ocorre porque um processo GARCH possui bi-correlação igual a zero e, por isso, os testes de bi-correlação não são afetados por efeitos GARCH. Sendo assim, nesse trabalho não se utilizou nenhum tipo de filtro, dada a não necessidade do mesmo.

O número de *lags* é especificado como  $L = \lceil n^b \rceil$  com  $0 < b < 0,5$ , onde  $b$  é um parâmetro de escolha ao usuário. Todos os *lags* iguais ou superiores a  $L$  são utilizados para computar as bi-correlações de cada janela. Baseados nas simulações de Monte Carlo, Hinich e Patterson (1995) recomendam o uso de  $b = 0,4$ , número esse suficiente para maximizar o poder dos testes e assegurar uma aproximação válida da teoria, ate mesmo para um  $n$  pequeno. Nesse trabalho, optou-se por utilizar de um a quinze *lags*, para se computar tanto a estatística  $C$  quanto a estatística  $H$  de Portmanteau.

Outro elemento que deve ser decidido é o tamanho da janela. Na verdade, não existe um único valor para o tamanho da janela. Maior comprimento de janelas (ou o maior número de *lags*) e, conseqüentemente, maior poder de teste aumentam a incerteza da data em que o determinado evento de dependência não-linear realmente ocorreu. Nesse trabalho, os dados são divididos em janelas móveis iguais e não sobrepostas de 30 observações cada uma. Esse tamanho de janela demonstrou ser suficientemente longo para validar a aplicação do teste e suficientemente curto para manter o processo de geração de dados aproximadamente constante.

A estatística  $C$ , que testa a existência de correlação linear, e a estatística  $H$  (que testa a existência de bi-correlação) são computados através do software STATA 10. As estatísticas

$C$  e  $H$  são mensuradas através de um  $p$ -valor obtido por teste de significância<sup>18</sup>, com distribuição chi-quadrada. Se o  $p$ -valor da estatística  $C$  e/ou  $H$  de cada janela for suficientemente baixo, rejeita-se a hipótese nula de puro ruído branco, e se aceita a hipótese  $H_1$  de existência de correlação linear (dependência linear no caso da estatística  $C$ ) e de bicorrelação (dependência não-linear no caso da estatística  $H$ ). No presente estudo, uma janela é considerada significativa se as estatísticas  $C$  e/ou  $H$  rejeitam a hipótese nula para um especificado nível de  $p$ -valor (um determinado  $\alpha$ ). Aqui, adotou-se um  $\alpha$  (nível de significância), mantido fixo em todas análises empíricas deste trabalho, igual a 5%<sup>19</sup>. Então, se o  $p$ -valor é menor ou igual a 5%, rejeita-se a hipótese nula e se aceita a hipótese alternativa; se for maior se aceita a hipótese nula, conseqüentemente, rejeita-se a hipótese alternativa.

Nesse estudo, foram utilizadas séries de dados financeiros da bolsa de valores de países em desenvolvimento da América do Sul e do Norte (Brasil - Ibovespa, Argentina - Merval, Chile - IPSA, México - IPC), de país em desenvolvimento da Ásia (Coréia do Sul - Kospi-s) e de países desenvolvidos (Estados Unidos - Dow Jones Index e Japão - Nikkei), retirados do banco de dados CRA Database. As observações foram computadas pelo preço de fechamento entre os dias 04/01/1999 e 15/10/2008. Optamos por esse período pelo fato de que ele compreende o período de vigência do regime de câmbio flutuante no Brasil. Os dados foram transformados em séries de retornos, isto é,  $r_t = \frac{p_{t+1} - p_t}{p_t}$ , onde  $p_t$  é o preço de fechamento do índice no dia  $t$ , e  $p_{t+1}$  o preço do dia posterior. As séries de dados de retornos dos diferentes países possuem números distintos de observações. O Ibovespa possui 2424 observações, o Merval 2413, o IPSA 2108, o BVM 2467, o Kospi-s 2424, o Dow Jones Index 2460 e o Nikkei 2413. Essa diferença é fruto do maior ou menor número de pregões realizados por cada país e implicou em números diferentes de janelas para cada série.

---

<sup>18</sup> O teste de significância é uma abordagem alternativa ao método do intervalo de confiança para testar hipóteses estatística. **Em linhas gerais, teste de significância é um procedimento pelo qual os resultados da amostra são usados para verificar a validade ou a falsidade de uma hipótese nula.** A idéia-chave por trás dos testes de significância é a de uma **estatística de teste** (estimador) e a distribuição de amostragem dessa estatística conforme a hipótese nula. A decisão de aceitar ou rejeitar  $H_0$  é tomada com base no valor da estatística de teste obtida com os dados disponíveis. (Gurajati, 2000, p. 114).

<sup>19</sup> Como se sabe, o nível de significância representa a probabilidade de cometer um erro do tipo I (rejeitar  $H_0$ , sendo ela verdadeira). Quando se diminui o  $\alpha$ , aumenta-se a probabilidade de cometer um erro do tipo I e quando se aumenta o  $\alpha$  aumenta-se a probabilidade de cometer um erro do tipo II (aceitar  $H_0$  sendo ela falsa). Em aplicações práticas o  $\alpha$  pode ser assumido entre 1% e 10%. Portanto, assumiu-se neste estudo um valor de  $\alpha$  intermediário.

## 4.1 Análises Preliminares

A Tabela (1) providencia as estatísticas descritivas para as séries de retornos de todos os sete mercados pesquisados, estimadas pelo software EVIEWS 5.1. Note-se que o índice IPSA do Chile é o que apresenta, relativamente, maior volatilidade média. Todos os índices apresentam algum grau de assimetria. O DJI, o Merval, o IBOVESPA, o IPC-Mex, o IPSA e o NIKKEI apresentam assimetria à direita; somente o KOSPI apresenta assimetria à esquerda. Contudo, pode-se observar que todos os índices, com exceção, do IPSA, podem ser considerados como tendo, em termos de simetria, um comportamento aproximadamente similar ao de uma distribuição normal<sup>20</sup>. Quanto ao coeficiente de curtose, podemos observar que os sete índices apresentam coeficientes com fortes excessos de curtose, no caso excessivamente maiores que três, o que significa que todos apresentam uma forte concentração de seus retornos, em torno da média, ou seja, constituem-se em distribuições leptocúrticas. Novamente, o IPSA chama a atenção pelo número elevado de seu coeficiente de assimetria e de curtose, constituindo-se na série mais peculiar das sete, em termos de estatísticas descritivas. O teste de normalidade Jarque-Bera<sup>21</sup> indica probabilidade de praticamente 100% para a rejeição da hipótese nula de normalidade. Sendo assim, a distribuição dos sete índices não segue a normalidade gaussiana.

Tabela 1: Estatísticas descritivas para retornos de ações

	DJI	NIKKEI	MERVAL	KOSPI	IBOVESPA	IPC_MEX	IPSA
Mean	5.43E-05	-3.52E-05	0.000676	0.000518	0.000912	0.000798	0.001287
Median	0.000322	0.000173	0.000776	0.001132	0.001268	0.001061	0.000550
Maximum	0.110803	0.141503	0.204090	0.080056	0.333992	0.110052	2.122166
Minimum	-0.07333	-0.096212	-0.106767	-0.120188	-0.099697	-0.079348	-0.692000
Std. Dev.	0.011614	0.014544	0.021963	0.018828	0.020938	0.015033	0.049339
Skewness	0.095616	0.030676	0.488147	-0.324500	1.608170	0.196311	36.39621
Kurtosis	9.838066	9.206592	9.886077	6.315539	31.15834	6.529827	1639.726

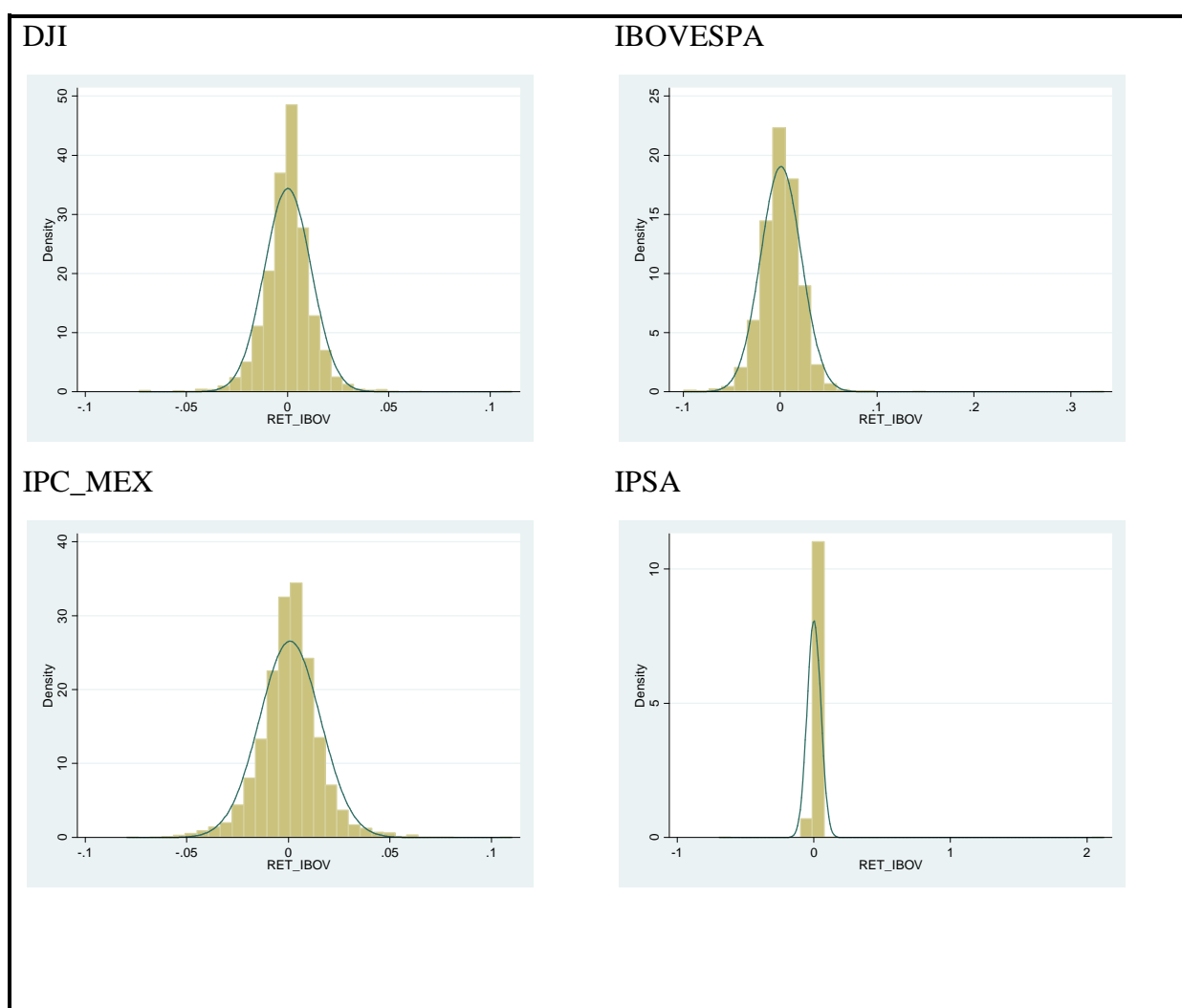
<sup>20</sup> Toma-se como base de análise, conforme sugerido por Chu (1989), se  $|Skewness| \leq 0,5$  a distribuição, em termos de assimetria, é aproximadamente simétrica; se  $0,5 \leq |Skewness| < 1$ , moderadamente assimétrica e se  $|Skewness| \geq 1$ , fortemente assimétrica.

<sup>21</sup> O teste de normalidade por meio da estatística de Jarque-Bera, estimado em função dos coeficientes de assimetria e curtose, passa-se de tal forma que essa estatística segue uma distribuição Qui-quadrado, com dois graus de liberdade. A cauda a direita desta distribuição mede-se a probabilidade de aceitar a hipótese  $H_0$ , a qual estabelece que os dados seguem uma distribuição normal, e rejeita-se a hipótese  $H_1$ , a qual estabelece que os dados não seguem uma distribuição normal (Gujarati, 2006). Adotou-se como nível de significância  $\alpha = 5\%$ . Ou seja, se aceita  $H_0$  se o p-valor for maior que 0,05.

Jarque-Bera	4796.561	3873.423	4861.307	1152.814	81126.94	1296.597	2.36E+08
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	0.133546	-0.084874	1.629308	1.256209	2.209956	1.969014	2.713239
Sum Sq. Dev.	0.331696	0.510210	1.163018	0.858898	1.062229	0.557296	5.129211
Observations	2460	2413	2412	2424	2424	2467	2108

Fonte: O autor.

A Figura (1), abaixo, que apresenta os histogramas para as séries financeiras em estudo (estimadas pelo software STATA 10.0), deixa evidente a peculiaridade dessas séries financeiras. Como afirmado anteriormente, todas fogem da normalidade e, em geral, possuem distribuição próxima à média, caracterizando-se como leptocúrticas. Chama-nos a atenção a verticalidade do IPSA e a forma não usual das distribuições do índice KOSPI e do Merval.



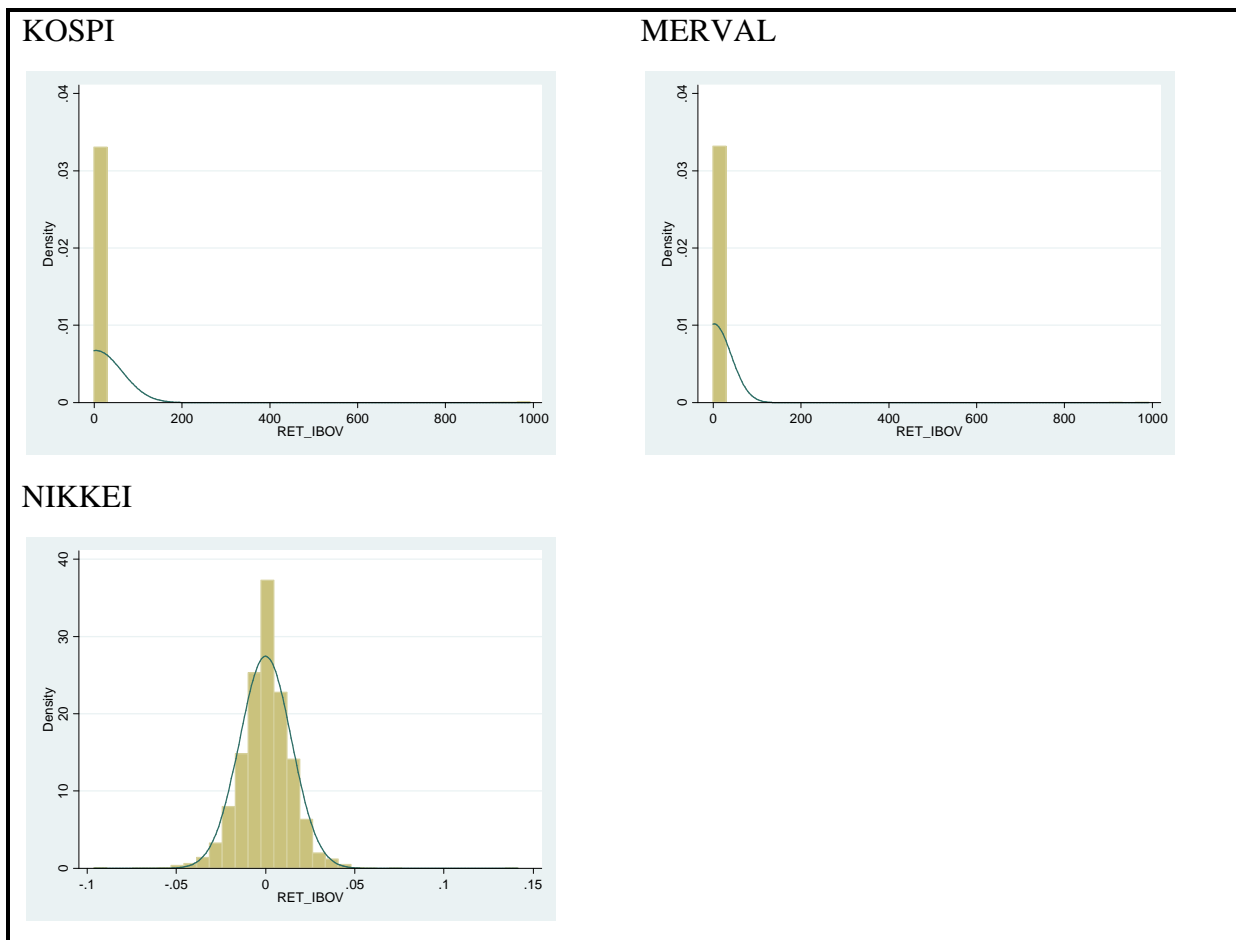


Figura 1: Gráficos dos Histogramas das séries de retornos.

O que se espera de um mercado financeiro, em termos de eficiência, é que o mesmo deva apresentar uma distribuição normal padrão. Ou seja, um mercado eficiente, que se regula pelas suas próprias forças. Neste caso, as oscilações de preços dos ativos passam-se, efetivamente, pelas ações dos investidores, em função de suas percepções do comportamento do mercado, o que é diferente para cada investidor. Nesse caso, não se pode esperar outra coisa, a não ser que estes efeitos atuem sobre os preços de forma aleatória, o que atribui aos dados um caráter de um passeio aleatório, onde a série de retorno se apresenta como normalmente e independentemente distribuída (NID). Claramente, de acordo com as propriedades estatísticas apresentadas na Tabela (1) e os histogramas mostrados na Figura (1), nenhuma das séries de índices acima se caracterizam com NID.

Contudo, também podemos estabelecer que quando duas distribuições normais se combinam linearmente entre si, elas apresentam uma covariância que mede as suas dependências uma em relação à outra, resultando em distribuições normais ou gaussianas. Mas, quando a dependência entre os dados de uma série é não-linear, a distribuição resultante

destes dados se apresentará como não normal ou Gaussiana. A análise com relação a este aspecto será feita, tomando-se como base as estatísticas descritivas acima, os histogramas da Figura (1) e os gráficos dos índices apresentados na Figura (2).

A Figura (2) apresenta os gráficos dos índices para as bolsas dos vários países em estudo. Existe uma grande diferença entre índices de países em desenvolvimento e países desenvolvidos. Percebe-se que nos países em desenvolvimento existe uma tendência de preços positiva, característica de uma tendência estocástica. Já nos países desenvolvidos os índices flutuam em torno da média, ou seja, os preços se movem, com características de um passeio aleatório. Nesse caso não se percebe uma tendência de subida ou de descida, apenas movimentos aleatórios em torno de um nível com média zero. Dentre as explicações para essa constatação pode-se citar o *trade off* entre prêmio de risco e retorno. Os países em desenvolvimento possuem tendência positiva nos índices por possuírem um prêmio de risco maior que os países desenvolvidos. O prêmio de risco precisa ser maior para que ajam incentivos de investimento em tais países, dado um risco calculado de mercado. Já nos países desenvolvidos, o mercado acionário é mais estabilizado e os juros da economia no geral são bem mais baixos. O risco é quase nulo e, portanto, o prêmio de risco é baixíssimo. O prêmio de risco se reflete em retornos, que se refletem nos preços dos ativos de uma economia.

Portanto, podemos conjecturar que se os prêmios de riscos fossem constantes, conforme características institucionais e de governanças de cada país, poderíamos constatar somente correlações lineares nos dados de evoluções das séries. Mas, o que se observa são variações freqüentes nos prêmios de risco em cada país, ao longo do tempo. Nesse caso, se desenvolvem intrínsecos efeitos de dependência não-linear nas interações dos indicadores financeiros das bolsas de valores de cada país. Pode-se dizer que as variações freqüentes nos prêmios de riscos acontecem, muito em função de ações políticas de nível nacional e internacional, que afetam os fundamentos financeiros de cada economia, tanto positivamente, como negativamente.



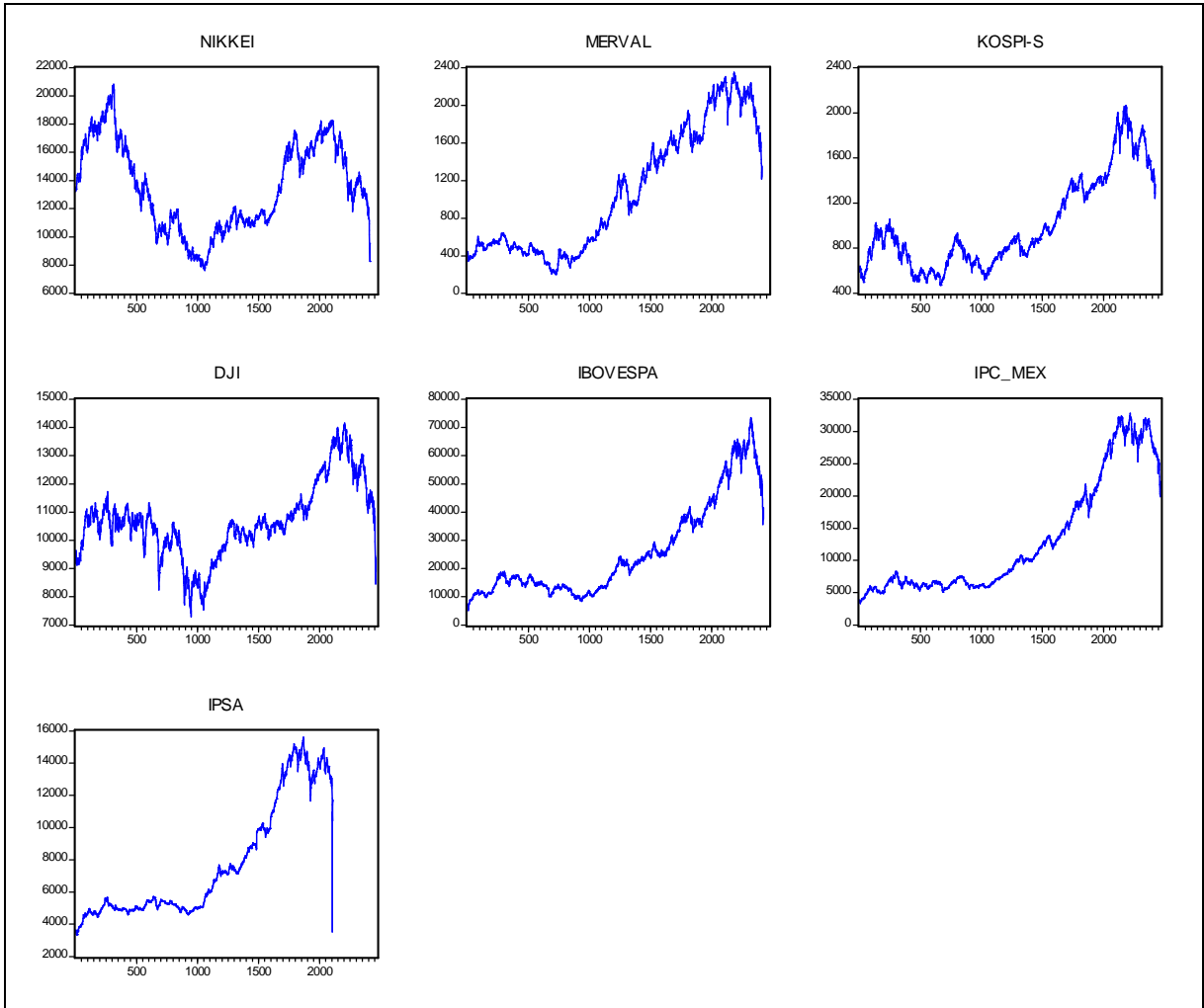


Figura 2: Gráficos de evolução dos índices das bolsas NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC\_MEX e IPSA.

Já essa segunda bateria de gráficos abaixo, conforme Figura (3), ilustra os retornos dos índices em análise, ou seja, os índices em termos de retornos ao invés de preços. Note-se que todas as séries são estacionárias na média e são voláteis na variância, o que caracteriza a presença de um desvio padrão condicional, demonstrando, claramente, a presença de correlações não-lineares. Dados com estas características podem ser modelados por meio de modelos não-lineares, capazes de identificar esses movimentos e estabelecer previsibilidades, em meio a aparentes imprevisibilidades e aleatoriedades. O índice IPSA possui anormalidade, devido à escala em que ele é projetado, essencialmente, devido à intensidade da volatilidade imposta sobre esse mercado pela crise mobiliária americana, recentemente.

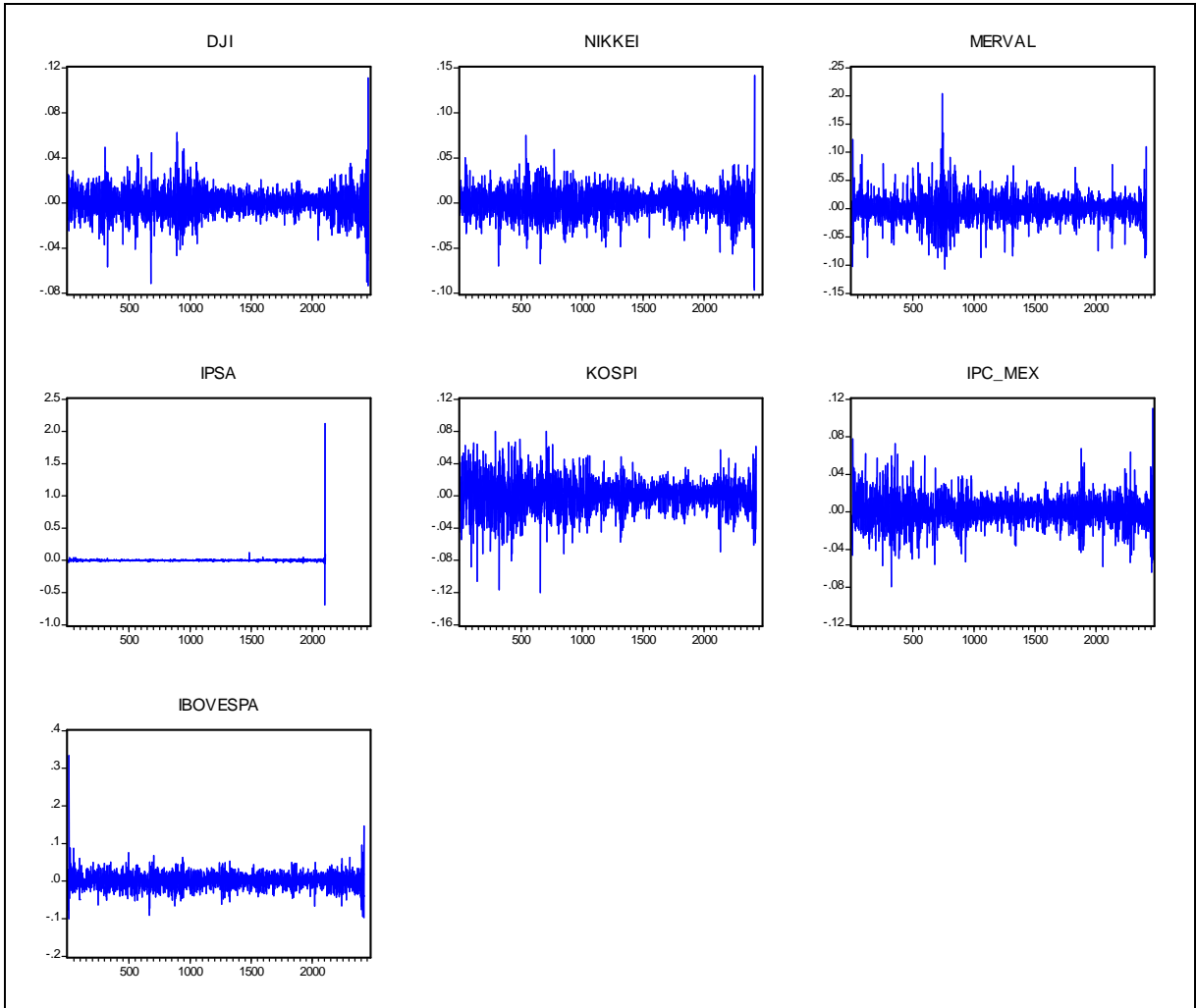


Figura 3: Séries de retornos dos índices das bolsas NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC\_MEX e IPSA.

## 4.2 A estatística $C$ de Portmanteau

A estatística  $C$  de Portmanteau, definida no item (3.2), foi computada para identificar movimentos de dependências lineares nas séries de retornos. Conforme já enfatizado, dependências lineares são ocasionadas por forças e/ou fraquezas do próprio mercado, caracterizadas por trade-off de prêmios de riscos e retornos nas bolsas de valores dos países.

Para esse estudo, foi desenvolvido um código computacional apropriado para as estimativas de coeficiente de correlação linear de Portmanteau,  $C$ , utilizando-se o software STATA 10.0. Deve salientar-se que o coeficiente de correlação de Portmanteau depende do número e da extensão das janelas especificadas para cada série. No nosso caso, o número de

janelas foi discriminado conforme a Tabela (2), para cada índice de bolsa analisado e a extensão das janelas foram constantes e iguais a trinta dados seqüentes. O procedimento foi o de janelas móveis e seqüenciais. Portanto, de acordo com este procedimento, entende-se nas análises que se seguem que o coeficiente de Portmanteau,  $C$ , refere-se à correlação em uma janela. Como as janelas em nosso estudo tiveram a duração de trinta dias, associamos as correlações de cada janela à sua data média.

Na análise do coeficiente de Correlação de Portmanteau,  $C$ , utilizar-se-á de dois tipos de gráficos, conforme os apresentados para o índice IBOVESPA, nas Figuras (4) e (5). Para os demais índices analisados apresentaremos os gráficos similares a estes no Apêndice (A), representados pelas Figuras (A.1) a (A.12). O primeiro tipo de gráfico, conforme Figura (4), computa os valores dos p-valores de cada janela, a linha P\_VALOR1. As linhas PPVALOR1 e PPVALOR21 são representantes do teste de significância: a primeira com  $\alpha$  igual a 0,05 e a segunda com  $\alpha$  igual a 0,10. É mais comum utilizar-se um nível de significância de 5%, no entanto, nada nos impede de utilizar um nível de significância de 10%, ainda dentro dos padrões normais de análise, podendo ser considerado como aceitável. Contudo, tomamos para análise os p-valores abaixo da linha de significância de 5%, os quais representam as janelas com correlações lineares,  $C$ , significantes e apontam anormalidades no mercado, ou seja, períodos de ajustamento dos preços em que a informação do respectivo período ainda está sendo absorvida pelos agentes.

O segundo tipo de gráfico, conforme Figura (5), é uma extensão do primeiro. Ao invés de computar todos os valores dos p-valores, são computados apenas aqueles significantes. Dessa forma, esse gráfico nos deixa mais claro a quantidade de correlações lineares significantes e os períodos em que os mesmos ocorreram, também, considerando significância de 5%.

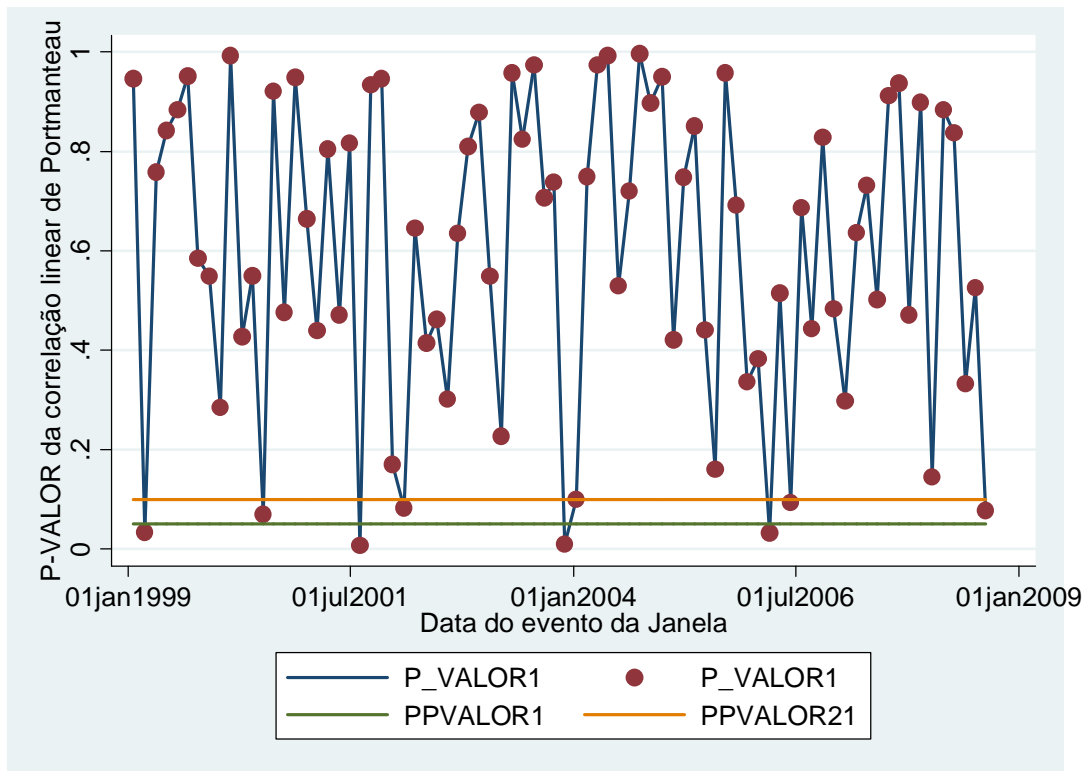


Figura 4: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

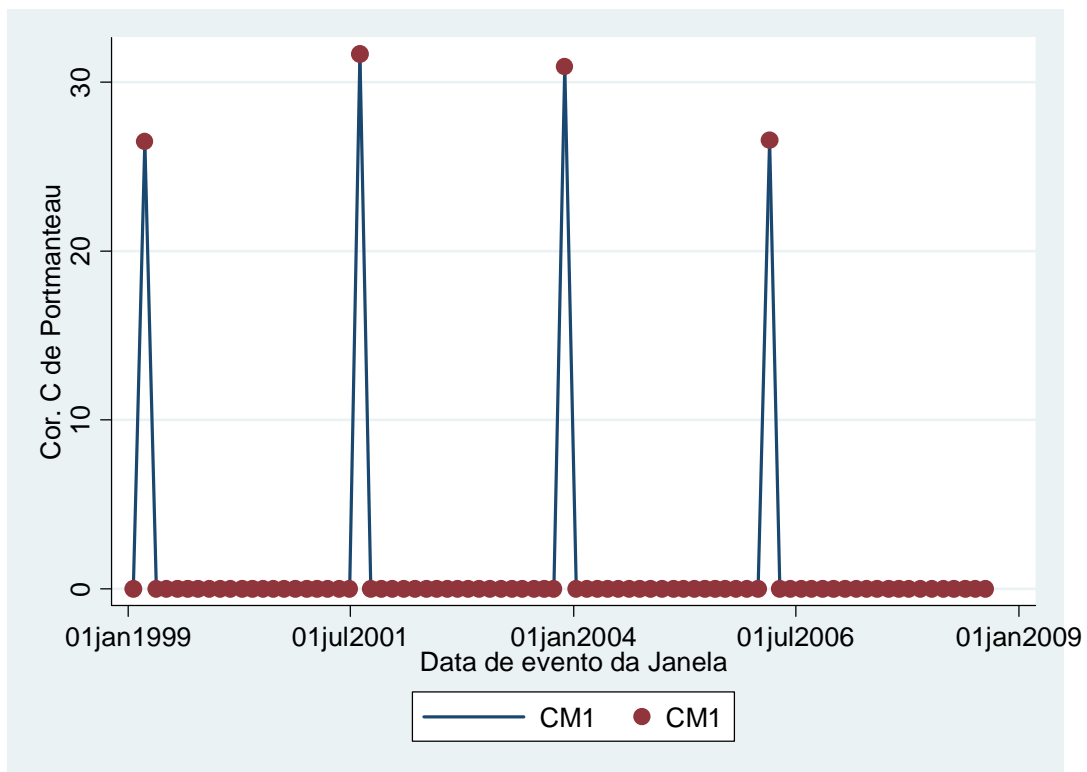


Figura 5: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

Tabela 2: Resultados do teste de correlação de Portmanteau (estatística  $C$ ), para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC\_MEX e IPSA.

ÍNDICE	No DE JANELAS	No DE Cs SIGNIFICANTES	PERCENTUAL %
DJI	82	6	7,32%
IBOVESPA	80	4	5,00%
IPC_MEX	82	5	6,10%
IPSA	70	5	7,14%
KOSPI	80	5	6,25%
MERVAL	80	4	5,00%
NIKKEI	80	6	7,50%

Fonte: O autor.

A Tabela (2), acima, resume os resultados obtidos na aplicação do teste de correlação Portmanteau,  $C$ , para todos os índices dos mercados analisados.

A partir dos resultados apresentados na Tabela (2), percebe-se que, percentualmente, os índices que apresentaram o maior número de estatísticas,  $C$ , significante são o NIKKEI e o DJI. Estes resultados indicam que mesmo os mercados mais antigos e mais importantes no mundo não se encontram insensíveis às crises internas das economias. Esses dados, no mínimo, são interessantes para desbancar a clássica hipótese de mercados eficientes (EMH) de Fama (1970), segundo a qual, os mercados evoluem a uma direção inexorável para a eficiência com o passar do tempo, que de acordo com esta hipótese, deveríamos obter correlações  $C$  nulas para todos os mercados clássicos, como os mercados japoneses e americanos. Em contrapartida, os índices que apresentaram menor número de correlações  $C$  significantes foram o IBOVESPA e o MERVAL. No entanto, tanto o mercado brasileiro como o mercado argentino são mercados de capitais mais recentes e menores que mercados em países desenvolvidos, como o japonês e o norte-americano, que se apresentaram, respectivamente, como o primeiro e o segundo mercado menos eficiente.

Pode-se sugerir que tanto as dependências lineares, medidas pelo coeficiente de correlação  $C$ , como as dependências não-lineares, medidas pelo coeficiente  $H$ , se originam, em função de incertezas nas economias, devido às ações políticas que se interagem interna ou externamente em cada economia. Mas, o que podemos ensinar é que as ineficiências de mercado, caracterizadas por dependências lineares, demonstram a presença de uma governança corporativa mais sólida do que naqueles sujeitos às dependências não-lineares. Isso ocorre, porque a governança corporativa institucional é mais clara e as ações políticas corretivas são mais rápidas, sinalizando aos agentes financeiros o curso que a economia,

provavelmente, irá tomar, o que gera maior previsibilidade no comportamento futuro do mercado.

Tabela 3: Datas de estatísticas  $C$  significantes para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC\_MEX e IPSA.

	DJI	IBOVESPA	IPC_MEX	IPSA	KOSPI	Merval	NIKKEI
Datas de estatísticas $C$ significantes	01/nov/00	10/03/1999	24/nov/99	04/mai/99	26/ago/99	19/abr/99	22/jul/99
	14/dez/00	09/ago/01	24/nov/04	02/fev/00	10/abr/01	12/nov/02	18/out/99
	30/jan/01	25/nov/03	07/jun/06	23/jan/01	02/mai/03	16/ago/05	31/mai/00
	23/mar/06	14/mar/06	26/dez/07	06/mar/01	10/mar/04	16/jan/08	09/jul/01
	07/dez/06		08/mai/08	23/jun/03	20/jul/07		08/mai/03
	27/jun/08						22/abr/08

Fonte: O autor.

As datas de cada evento de ocorrência de dependência linear podem ser observadas na Tabela (3). Como já enfatizado, essas datas correspondem à data média da janela com  $C$  significativa, o que não necessariamente, coincide com o evento político ou econômico que deu origem à instabilidade linear, mas sim, com o período de duração da janela. Pode-se observar ainda que os eventos ocorreram tanto nas janelas mais antigas, quanto nas mais recentes. Esse fato se constitui em mais um fator contra a hipótese EMH. Ora, se os mercados tornam-se mais eficientes com o tempo, correlações lineares não deveriam ocorrer em datas recentes; mas sim, deveriam se concentrar em datas mais antigas. No entanto, não é isso que ocorre. Este fato pode ser evidenciado em todas as figuras (Figuras (4) e (5) e Figuras (A.1) a (A.12)). Também, observamos que os eventos lineares se manifestam de forma quase periódica, em todos os mercados analisados, repetindo-se em uma moda cíclica quase constante. Isso nos faz conjecturar que instabilidades lineares podem advir de fatos políticos e/ou econômicos propositalmente criados para que os operantes do mercado obtenham, com expectativas de lucros, ganhos de arbitragem.

### 4.3 O teste de bi-correlação e a estatística $H$

Esta seção computa a bi-correlação ou a estatística  $H$  para cada janela de dados, que tem o intuito de determinar a localização no tempo desses eventos não-lineares. Procedimento

de cálculo é o mesmo seguido para estimar o coeficiente de correlação linear de Portmanteau,  $C$ . A formulação matemática desta estatística encontra-se apresentada no item (3.2). Os resultados gerais podem ser observados na Tabelas (4) e na Tabela (5); e os resultados individuais para o IBOVESPA encontra-se ilustrado nas Figuras (6) e (7). Para os demais índices analisados neste estudo, os resultados estão apresentados no Apêndice B, pelas Figuras (B.1) a (B.12).

Tabela 4: Resultados do teste de bi-correlação de Portmanteau (estatística  $H$ ), para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC\_MEX e IPSA.

ÍNDICE	No DE JANELAS	No DE Hs SIGNIFICANTES	PERCENTUAL %
DJI	82	10	12,20%
IBOVESPA	80	11	13,75%
IPC_MEX	82	15	18,29%
IPSA	70	20	28,57%
KOSPI	80	13	16,25%
Merval	80	20	25,00%
NIKKEI	80	13	16,25%

Fonte: O autor.

Os resultados apresentados na Tabela (4) foram obtidos através do cálculo das estatísticas  $H$  em cada janela (para o DJI, 82 janelas; para o IBOVESPA, 80 janelas e assim por diante, conforme ilustrado na Tabela (4)). Cada janela gera uma estatística que deve ser submetida ao teste de significância, cujo critério foi o mesmo para o teste de significância do coeficiente de correlação  $C$ . Nesse procedimento utilizou-se como critério 5% de significância, donde se aceita  $H_0$  (hipótese de não existência de correlação não linear) se o p-valor estimado, a partir da estatística Qui-quadrado, conforme definido item (3.2), for maior que 0,05 e aceita-se  $H_1$  (hipótese de existência de correlação não-linear), se o p-valor for menor ou igual a 0,05. Este procedimento encontra-se ilustrado nas Figuras (6) e (7), abaixo.

Em resumo, os  $Hs$  significantes são aqueles que rejeitam a hipótese  $H_0$  de puro ruído branco e aceitam a hipótese  $H_1$  de existência de bi-correlações (não-linearidades). Sendo assim, através dos resultados expressos na Tabela (4), foi possível visualizar que, percentualmente, o índice que apresenta mais  $Hs$  significantes é o IPSA de Santiago com 28,57% das janelas contendo não-linearidades; e o que menos apresenta é o DJI com 12,2% das janelas afetadas. As datas dos eventos que interrompem o puro ruído branco das séries podem ser observadas na Tabela (5) abaixo:

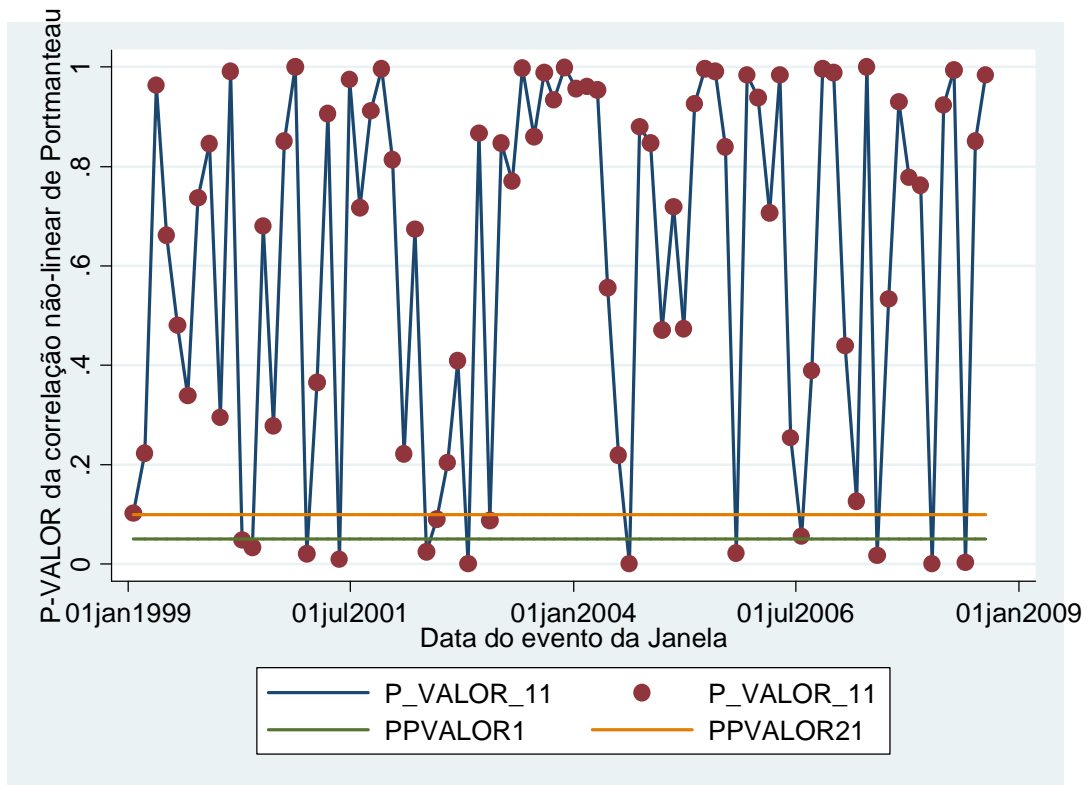


Figura 6: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

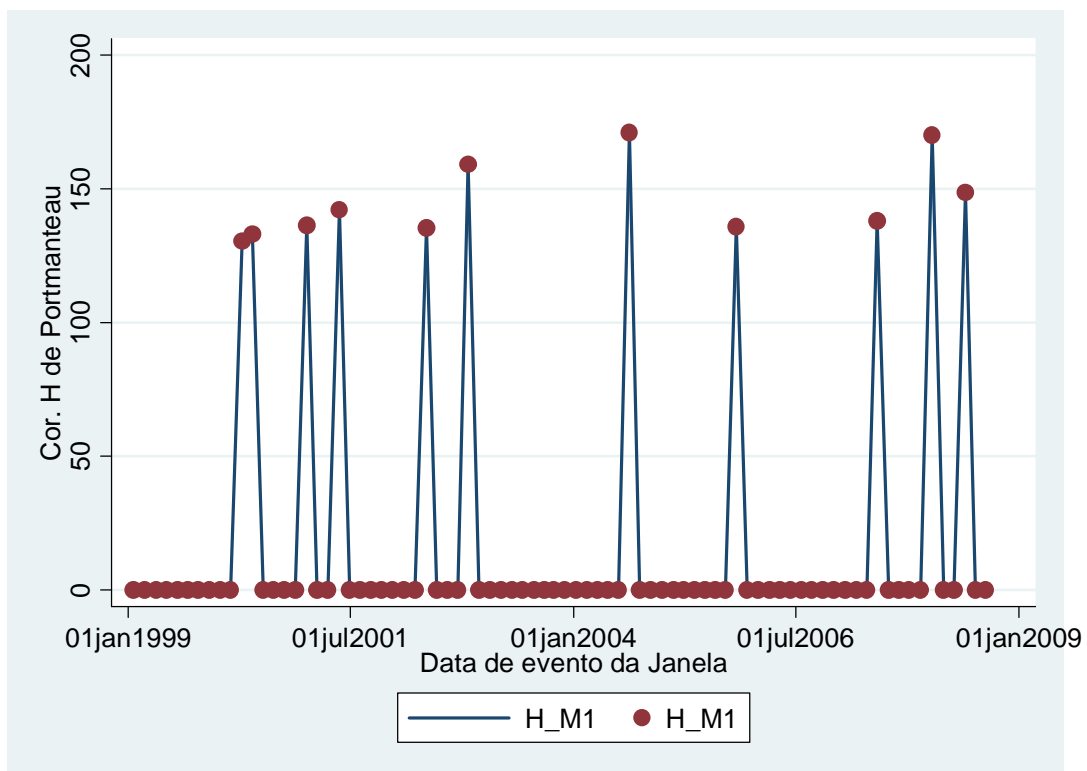


Figura 7: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IBOVESPA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.



Tabela 5: Datas de estatísticas  $H$  significantes para os mercados NIKKEI, Merval, KOSPI-S, DJI, IBOVESPA, IPC\_MEX e IPSA.

		DJI	IBOVESPA	IPC_MEX	IPSA	KOSPI	Merval	NIKKEI
Datas de estatísticas significantes	$H$	02/jun/99	11/04/2000	20/abr/99	26/jan/99	14/jul/99	19/abr/99	25/jan/99
		04/jan/00	25/05/2000	06/jan/00	11/mar/99	05/abr/00	16/jul/99	22/jul/99
		26/jun/00	02/jan/01	22/ago/02	04/mai/99	05/out/01	12/out/99	18/jan/00
		07/out/02	15/mai/01	14/nov/02	28/jun/99	16/nov/01	23/nov/99	13/abr/00
		02/fev/04	07/mai/02	14/mai/03	25/out/00	02/jul/02	19/mar/01	10/jan/01
		16/mar/04	25/out/02	11/mar/04	23/jan/01	18/jun/03	26/out/01	15/nov/01
		12/abr/05	17/ago/04	07/jun/04	06/mar/01	17/set/03	07/mai/03	11/fev/03
		24/mai/05	31/out/05	05/jan/05	31/mai/01	10/mar/04	15/set/03	09/dez/03
		06/jul/05	31/mai/07	01/nov/05	16/jul/01	11/jan/05	28/out/03	04/jun/04
		08/mar/07	11/jan/08	19/jul/06	11/out/01	04/jul/05	11/dez/03	16/jul/04
			27/mai/08	23/fev/07	26/nov/01	15/jun/06	26/nov/04	22/jun/06
				24/mai/07	10/jan/02	09/mar/07	04/jul/05	16/mar/07
				09/nov/07	12/mar/04	17/out/07	03/fev/06	25/jan/08
				31/jul/08	09/jun/04		16/jun/06	
				11/set/08	19/out/04		25/jan/07	
			28/mar/07		08/mar/07			
			07/ago/07		23/jul/07			
			04/fev/08		16/jan/08			
			17/mar/08		27/fev/08			
			29/abr/08		04/set/08			

Fonte: O autor.

Novamente, assim como a Tabela (3), a data do evento foi expressa na data média de cada janela. Sendo assim, os eventos podem ter ocorrido em todo o período da janela. Algumas observações gerais podem ser feitas através da inspeção das Tabelas (4) e (5) e dos gráficos apresentados nas Figuras (6) e (7) e nas Figuras de (B.1) a (B.12). Em primeiro lugar, dado os p-valores, escritos como uma função do tempo, os gráficos demonstram que o grau de eficiência de mercado segue um caminho evolucionário<sup>22</sup>. Este resultado é consistente com os descritos na literatura, focando os seus estudos nas técnicas dos coeficientes de autocorrelação e dos expoentes de Hurst. Em particular, todas as séries de retornos seguem um processo de puro ruído branco por longos períodos de tempo e em breves períodos são perturbadas por previsibilidade não-linear. Conseqüentemente, os resultados apresentados adicionam suporte empírico ao argumento de que os mercados não se encontram em um estado-estacionário ou em um estado sem volta, em termos de eficiência, pelo menos os

<sup>22</sup> O termo evolucionário refere-se ao fato de que a eficiência não melhora com o tempo e sim, evolui em ciclos através das forças evolutivas do mercado (adaptação, seleção, mutação), de acordo com a Hipótese de Mercados Adaptáveis (AMH) de Lo (2004).

mercados de ações de países emergentes. Esse argumento pode ser reforçado por estudos anteriores, que também avaliaram a eficiência em mercados emergentes (veja, por exemplo, Lim *et al.*, 2006a e Lim e Brooks, 2006). Nesse estudo, todos os índices, inclusive o DJI e o NIKKEI de países desenvolvidos, apresentaram  $H$ s significantes em tempos recentes, confirmando que a eficiência não melhora com o tempo e sim, evolui em ciclos através das forças evolutivas do mercado (adaptação, seleção, mutação), de acordo com a Hipótese de Mercados Adaptáveis (AMH) de Lo (2004).

Em termos de eficiência relativa, de acordo com o proposto por Campbell *et al.* (1997), esse estudo traz resultados interessantes. A presença da estatística  $H$  em determinada janela significa que o mercado atingido (ou expressado pelo índice em questão) demorou a responder a eventos políticos externos, fruto da cautela e precaução por parte dos agentes do mercado (Antoniou *et al.*, 1997; Brooks *et al.*, 2000 apud Lim e Hinich, 2005). Também ocorre que os agentes menos informados, por possuírem menos recursos para obter informações, esperam os agentes bem informados tomarem atitudes, para daí sim, tomarem alguma decisão. Essas ações de incerteza geram movimentos de dependência não-linear. Sendo assim, quanto maior a demora à resposta a eventos políticos externos, ou em outras palavras, quanto maior a presença de estatísticas  $H$ , mais um mercado é ineficiente. A Tabela (4) apresenta os resultados de eficiência relativa para os índices em estudo. É revelado, portanto, que em ordem os mercados (representados pelos índices) mais eficientes são: DJI (EUA), IBOVESPA (Brasil), NIKKEI (Japão), KOSPI (Coreia do Sul), IPC-Mex (México), Merval (Argentina) e IPSA (Chile).

O estudo de eficiência relativa levanta a questão, já debatida no Capítulo (2): existe a relação entre estágio de desenvolvimento do mercado e eficiência? Com o mercado acionário dos EUA, em primeiro lugar, e o do Japão, em terceiro, pode-se sugerir que os mercados em estágios mais desenvolvidos apresentam graus de eficiência maiores. Em geral, este resultado já era esperado, porque de fato os países desenvolvidos possuem níveis mais elevados de liquidez, investidores sofisticados com acesso a informações de mais alta qualidade e confiabilidade e, ao contrário de países em desenvolvimento, possuem poucos impedimentos institucionais. No entanto, o Brasil aparece como uma exceção dos países emergentes, levantando novamente dúvidas quanto à pergunta anterior. É claro que esse estudo abrangeu somente um período de tempo, por isso, para assegurar os resultados, outros trabalhos devem ser feitos nessa área. No entanto, vários trabalhos concordam que os países emergentes não aparecem na frente de países desenvolvidos, simplesmente, por acaso. Estão nessas posições,

porque o grau de desenvolvimento do mercado não responde completamente em eficiência (para mais detalhes veja Lim e Brooks 2006).

#### 4.4 Eventos políticos externos que causam movimentos de dependência não-lineares

Essa seção constitui-se em uma tentativa de elencar eventos políticos globais que possam ter gerado movimentos de dependência não-lineares nos índices, como um todo. Metodologia semelhante foi aplicada em Lim e Hinich (2005b), onde os autores detectaram a presença da estatística  $H$  no mercado da Malásia com o uso do teste de bi-correlação de Hinich e Patterson (1995) (também apresentado nesse trabalho), e através da observação de fatos e eventos políticos relevantes, elencaram uma série de fatores que despertaram esses movimentos de dependência, nas datas das janelas com  $H$  significantes.

Como nesse estudo não foi analisado somente um índice como o caso de Lim e Hinich (2005b), foi necessário realizar um procedimento de sobreposição das datas. Somente foi considerado um movimento não-linear global se em um mesmo período existissem  $H$ s significantes, em pelo menos três índices. A Tabela abaixo apresenta as datas, os mercados atingidos e os eventos que possam ter ocasionado os choques.

Tabela 6: Eventos políticos mundiais em datas de  $H$  significantes

<b>DATAS DE H SIGNIFICANTES</b>	<b>H MERCADOS ATINGIDOS POR CORRELAÇÃO NÃO-LINEAR</b>	<b>EVENTOS</b>
19/abr/99 - 04/mai/99	IPC_MEX, IPSA e Merval	Crise nos Bálcãs, guerra de Kôsovo, e problemas no abastecimento de petróleo.
07/jul/99 - 13/jul/99	IPSA, KOSPI, Merval e NIKKEI	Crise na Europa, Guerra de Kosovo, guerra na Índia (Caxemira) e protestos no Irã.
03/jan/00 - 19/jan/00	DJI, IPC_MEX e NIKKEI	Segunda Guerra da Chechênia, crises entre Paquistão e Índia.
29/mar/00 - 20/abr/00	IBOVESPA, KOSPI e NIKKEI	Possibilidade de encontro

		entre os líderes das duas Coreias, crise na América Latina (Bolívia), crise no Oriente Médio.
08/jan/01 - 17/jan/01	IBOVESPA, IPSA e NIKKEI	Instabilidade no Oriente Médio, possibilidade de acordo; Colômbia sob a guerrilha.
11/out/01 - 20/out/01	IPSA, KOSPI e Merval	Consequências do ataque às torres gêmeas nos EUA; possibilidade de guerra e crise de segurança internacional.
01/nov/01 - 29/nov/01	IPSA, KOSPI e NIKKEI	Quebra da Argentina e desconfiança sobre os países do terceiro mundo.
01/mar/04 - 25/mar/04	DJI, IPC_MEX, IPSA e KOSPI	Ataques terroristas à Madri.
25/mai/04 - 19/jun/04	DJI, KOSPI e Merval	É instaurado um novo governo no Iraque; instabilidade no Paquistão, problemas de abastecimento de petróleo.
07/jun/06 - 30/jun/06	KOSPI, Merval e NIKKEI	Movimentação e ataques no oriente médio.
01/mar/07 - 23/mar/07	DJI, IPC_MEX, IPSA, KOSPI, Merval e NIKKEI	Bush faz viagem à América Latina; problemas nucleares dos EUA com a Coreia do Norte.
20/jan/08 - 26/jan/08	IBOVESPA, IPSA, Merval e NIKKEI	México em guerra com cartéis; ataques suicidas no Iraque e instabilidades no abastecimento de petróleo; Fórum Econômico Mundial em Davos.

Fonte: notícias retiradas do *The New York Times Journal*, escolhido por se um jornal de relevância mundial.

A tentativa de observação de eventos mundiais que atingiram mercados específicos sob a forma de movimentos de dependências não-lineares nas séries de retornos não põe fim à discussão. Trata-se apenas de uma iniciação ao tema, visto que esses tipos de estudo são recentes nas comunidades econométricas mundiais. Portanto, ensejamos que uma análise mais

detalhada e um estudo mais completo sobre as associações entre eventos de dependência não-linear e fatos políticos sejam realizados, de forma mais criteriosa, contudo, isto constitui num trabalho árduo que exige tempo, o que não condiz com o período estabelecido para desenvolver um trabalho de monografia.

Ainda, podemos dizer que não somente eventos políticos e econômicos internacionais causam a presença de dependência não-linear nas séries de indicadores de mercados financeiros. Os eventos políticos nacionais conduzem os mercados a se interagirem com evoluções não-lineares, o que, também, deve ser objeto de uma análise mais detalhada neste aspecto.

A presença de evoluções de dependências não lineares em mercados financeiros pode produzir o caos, em curtos períodos de tempo. Contudo, podemos evidenciar de forma mais conclusiva, conforme a nossa análise e os resultados do estudo, que os mercados financeiros não evoluem para uma eficiência total, ao longo do tempo, conforme Fama (1970), pois, os mercados financeiros submetidos a melhores governanças corporativas e melhores desempenhos institucionais inibem mais que os demais a instalação de interações não lineares no seu processo evolutivo. Pode ser comprovado que os mercados japoneses e americanos, teoricamente mais eficientes, são os que menos apresentaram correlações não-lineares e mais correlações lineares, a priori, devido os seus agentes financeiros se aventurarem na busca de alternativas de lucro, isto devido a sua maior confiabilidade no processo.

## 5 CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Este trabalho expôs e debateu três assuntos da literatura econométrica que têm sido largamente ignorados pelos estudos convencionais. A discussão no Capítulo 2 sugere que os testes de eficiência devem ser capazes de (i) detectar ambos os tipos de dependência serial: linear e não-linear; (ii) capturar a dinâmica que envolve os padrões detectados com o passar do tempo; e (iii) avaliar a eficiência relativa entre os mercados de ações. Guiados por esses critérios, o presente trabalho adotou a abordagem de Hinich e Patterson (1995) com a aplicação de janelas móveis sobre as séries de dados e a computação do teste de correlação linear e de bi-correlação de Portmanteau. O primeiro teste foi capaz de identificar relações de dependência linear; e o segundo de detectar movimentos de dependência não-linear. Em adição a isso, o percentual de janelas com  $H$ s significantes foi utilizado como um indicador para comparação da eficiência relativa dos mercados. Outra contribuição desse trabalho foi a utilização na amostra de países em desenvolvimento e desenvolvidos, permitindo-nos fazer inferências se o grau de desenvolvimento de um mercado implica necessariamente em eficiência.

Os maiores resultados desse trabalho podem ser observados como se segue. Em primeiro lugar, o teste de bi-correlação revela que o grau de eficiência nos mercados varia em uma moda cíclica com o passar do tempo. Esse fato contradiz a suposição da inexorável tendência à eficiência da hipótese EMH de mercados eficientes formulada por Fama (1970). De fato, os resultados estão de acordo com a Hipótese de Mercados Adaptáveis (AMH) de Lo (2004), que argumentou que a eficiência de mercado é determinada por impactos das forças evolucionárias nas instituições financeiras e nos participantes do mercado. Por outro lado, a evidência da existência de previsibilidade em retornos providencia-nos uma justificativa aos incessantes estudos e análises das corretoras e técnicos/analistas a um mercado aparentemente eficiente. Ora, se existe previsibilidade, os mercados não são eficientes, e existem oportunidades de lucros.

Em segundo lugar, com base no percentual de janelas com a estatística  $H$  significativa, argumenta-se que em geral mercados desenvolvidos são mais eficientes que mercados emergentes. No entanto, existem casos excepcionais como apontou esse estudo, e pode-se justificar tal fato a uma provável classificação errônea de “mercado desenvolvido” e “mercado em desenvolvimento” utilizada nos diversos meios (acadêmico, jornalístico) assim

como argumentou Lim e Brooks (2006). Na verdade, a existência de dependência serial não-linear questionou a suposição de racionalidade definida pela EMH assim como a implicação resultante da resposta instantânea à informação.

Em terceiro lugar, assim como fizeram Hinich e Patterson (1995), através dos períodos das janelas utilizadas no teste de bi-correlação, foi possível identificar as datas (mesmo que não precisas) dos eventos externos que possam ter ocasionado tal comportamento não usual de mercado. A partir disso, através da observação de notícias do *The New York Times Journal*, foram achadas notícias políticas relevantes que certamente influenciam no andamento dos mercados e na rapidez à resposta dos agentes às novas informações surgidas. Por exemplo, no período de 01/mar/07 a 23/mar/07 ocorreram  $H_s$  significantes em seis mercados diferentes (DJI, IPC\_MEX, IPSA, KOSPI, Merval e NIKKEI). Esse fato evidencia a existência de um fenômeno e/ou notícia global que influenciou múltiplos mercados. E de fato, ao observarmos as notícias da época, a viagem de Bush a América Latina, com inúmeros protestos e acordos, assim como problemas nucleares entre EUA e Coreia do Sul podem ter influenciado as bolsas da América Latina, EUA e Leste asiático.

Em quarto lugar, a aplicação do teste de correlação linear de Portmanteau pôs ainda mais dúvidas se o grau de evolução de um mercado implica em eficiência. Nesse teste, o Brasil e a Argentina apareceram como os mercados mais eficientes e o Japão e os EUA como os menos eficientes. Esse teste, no entanto, apresentou poucos  $C_s$  significantes e o tamanho da amostra, ou das janelas podem ter viciado os resultados. De fato, para o estudo da eficiência relativa, o uso do teste de bi-correlação é mais apropriado, assim como o fizeram Lim *et al.* (2006) e Lim e Brooks (2006). O maior número de  $C_s$  significantes nos mercados desenvolvidos é melhor explicado pela existência de melhor governança corporativa capaz de indicar os rumos de um determinado mercado, possibilitando maior previsibilidade no andamento do mercado e, a partir disso, maior potencial de geração de lucros.

Por fim justifica-se a não utilização do método dos Expoentes de Hurst e de modelos GARCH multivariados (descritos no Capítulo (3)) na observação de fenômenos de origens não-lineares pelo pouco tempo destinado à atividade monográfica. Por isso, sugere-se: (i) a aplicação desses testes em outros trabalhos posteriores, para a comparação dos resultados quanto à eficiência de mercado e quanto à avaliação dos próprios métodos aplicados; (ii) a aplicação desses testes em um número maior de mercados e de períodos; (iii) a variação no tamanho das janelas e o uso de janelas rolantes.

## REFERÊNCIAS

Ammermann, P.A. and D.M. Patterson (2003) **“The cross-sectional and cross-temporal universality of nonlinear serial dependencies: evidence from world stock indices and the Taiwan Stock Exchange”** Pacific-Basin Finance Journal 11, 175-195.

Antoniou, A., N. Ergul and P. Holmes, 1997, **Market efficiency, thin trading and non-linear behaviour: evidence from an emerging market**, European Financial Management 3, 175-190.

Bitencourt, Hudson Jr.; Tôrres, Leonardo A.B; Aguirre, Luis Antônio. **“O Filtro de Kalman para sistemas não-lineares”**. Universidade Federal de Minas Gerais. 2003, p.1.

Black, Fischer; Myron Scholes (1973). **“The Pricing of Options and Corporate Liabilities”**. *Journal of Political Economy* 81 (3): 637–654.

Brooks, C. and M.J. Hinich (1998) **“Episodic nonstationarity in exchange rates”** Applied Economics Letters 5, 719-722.

Brooks, C., Hinich, M.J., Molyneux, R., 2000. **Episodic nonlinear event detection: political epochs in exchange rates**. In: Richards, D. (Ed.), Political Complexity: Political. Epochs in Exchange Rates. Michigan University Press, Ann Arbor, MI.

Brooks, C. and M.J. Hinich, 2001, **Bicorrelations and cross-bicorrelations as non-linearity tests and tools for exchange rate forecasting**, Journal of Forecasting 20, 181-196.

Cajueiro, D.O., Tabak, B.M., 2004a. **The Hurst exponent over time: testing the assertion that emerging markets are becoming more efficient**. Physica A 336, 521-537.

Cajueiro, D. O., Tabak, B. M (2005). **Possible causes of long-range dependence in the Brazilian stock market**. Physica A 345 (2005) 635–645.

Campbell, J.Y., Lo, A.W., MacKinlay, A.C., 1997. **The Econometrics of Financial Markets**. Princeton University Press, Princeton.

Clark, B. (1998). **Political-economy: A comparative approach**. Westport, CT: Praeger.



Colander, D. C, 2000. **Complexity and History of Economic Thought**, New York: Routledge Publishers.

Colander, D. C.; Holt, R. P. F.; Rosser, J. B. (2004), **The Changing Face of Economics**, University of Michigan Press.

Costa, R.L., Vasconcelos, G.L., 2003. **Long-range correlations and nonstationarity in the Brazilian stock market**. Physica A 329, 231-248.

Chou, Ya-kun. 1989, **Statistical Analysis for Business and Economics**, Elsevier: New York.

Dwyer, G.P., Locke, P., Yu, W., 1996. **Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash**. Review of Financial Studies 9(1), 301-332.

Emerson, R., Hall, S.G., Zalewska-Mitura, A., 1997. **Evolving market efficiency with an application to some Bulgarian shares**. Economics of Planning 30, 75-90.

Fama, E.F., 1965. **The behavior of stock-market prices**. Journal of Business 38, 34-105.

Fama, E.F., 1970. **Efficient capital markets: a review of theory and empirical work**. Journal of Finance 25, 383-417.

Granger, C.W.J., 1983. **Forecasting white noise**. In Zellner, A. (Ed.), Applied Time Series Analysis of Economic Data, Proceedings of the Conference on Applied Time Series Analysis of Economic Data. U.S. Government Printing Office, pp.308-314.

Granger, C.W.J., Andersen, A.P., 1978. **An Introduction to Bilinear Time Series Models**. Vandenhoeck and Ruprecht, Gottingen.

Grossman, S., Stiglitz, J., 1980. **On the impossibility of informationally efficient markets**. American Economic Review 70, 393-408.

Gujarati, Damodar N. **Econometria Básica/ Damodar N. Gujarati**. 3.ed. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

Gujarati, D., 2006, **Econometria Básica**, Editora Campus.

Hinich, M.J. and D.M. Patterson (1995) **“Detecting epochs of transient dependence in white noise”** Mimeo, University of Texas at Austin.

Hurst, E. **Trans. Am. Soc. Civil Eng.** 116 (1951) 770.

Lim, K.P., M.J. Hinich and V.K.S. Liew (2003) **“Episodic non-linearity and non-stationarity in ASEAN exchange rates returns series”** Labuan Bulletin of International Business and Finance 1(2), 79-93.

Lim, K.P., Hinich, M.J., 2005a. **Cross-temporal universality of non-linear dependencies in Asian stock markets.** Economics Bulletin 7(1), 1-6.

Lim, K.P., Hinich, M.J., 2005b. **Non-linear Market Behavior: Events Detection in the Malaysian Stock Market,** Economics Bulletin Submission Number: EB-05G10005S.

Lim, K.P., Brooks, R.D., Hinich, M.J., 2006a. **Testing the assertion that emerging Asian stock markets are becoming more efficient.** SSRN, <http://ssrn.com/abstract=906515>.

Lim, K. P., Hinich, M., Brooks, R.D, 2006b. **Events that Shook the Market: An Insight from Nonlinear Serial Dependencies in Intraday Returns.** Social Science Electronic Publishing.

Lo, A.W. **Econometrica** 59 (1991) 1279.

Lo, A.W., 2004. **The Adaptive Markets Hypothesis: market efficiency from an evolutionary perspective.** Journal of Portfolio Management 30, 15-29.

Lo, A.W., 2005. **Reconciling efficient markets with behavioral finance: the Adaptive Markets Hypothesis.** Journal of Investment Consulting 7(2), 21-44.

Lo, A.W., MacKinlay, A.C., 1999. **A Non-random Walk down Wall Street.** Princeton University Press, Princeton.

Ma, S., 2004. **The Efficiency of China’s Stock Market.** Ashgate, Aldershot.

Malkiel, B.G., 2003b. **A Random Walk down Wall Street: The Time-tested Strategy for Successful Investing,** 8th edition. W. W. Norton & Company, New York.

Mandelbrot, B. **Rev. Econ. Stat.** 53 (1971) 225.

Martens, M., Kofman, P., Vorst, T.C.F., 1998. **A threshold error-correction model for intraday futures and index returns.** *Journal of Applied Econometrics* 13, 245-263.

McMillan, D.G., Speight, A.E.H., 2006. **Nonlinear dynamics and competing behavioral interpretations: evidence from intra-day FTSE-100 index and futures data.** *Journal of Futures Markets* 26(4), 343-368.

Moreira, J.G., Kamphorst, J. L. S., Oliffson Kamphorst, S., **J. Phys. A** 27 (1994) 8079.

Pincus S., Kalman R. E., 2004. **Irregularity, volatility, risk, and financial market time series.** *PNAS*, vol. 101, no. 38. P. 13712

Ramsey, J.B. and Z. Zhang (1997) **“The analysis of foreign exchange data using waveform dictionaries”** *Journal of Empirical Finance* 4, 341-372.

Romero-Meza, R., C.A. Bonilla and M.J. Hinich (2005) **“Episodic nonlinearity in Latin American stock market indices”** *Applied Economics Letters*, forthcoming.

Saadi, S., Gandhi, D., Elmawazini, K., 2006. **On the validity of conventional statistical tests given evidence of non-synchronous trading and non-linear dynamics in returns generating process.** *Applied Economics Letters* 13, 301-305.

Singal, V., 2004. **Beyond the Random Walk: A Guide to Stock Market Anomalies and Low Risk Investing.** Oxford University Press, Oxford.

Souza, S. R. S., Tabak, B. M., Cajueiro, D. O. **Investigação da memória de longo prazo na taxa de câmbio no Brasil.** *Rev. Bras. Econ.* vol.60 no.2 Rio de Janeiro Apr./June 2006.

Sutcliffe, Charles M.S. **“Stock index futures”**. 3 ed. England: Ashgate, 2006. 464p.

Zahnd, E., 2002. **PhD thesis: The application of multivariate GARCH models to turbulent financial markets.** *Dissertation.de*, Berlin.

Zalewska-Mitura, A. and S.G. Hall, 2000, **Do market participants learn? The case of the Budapest Stock Exchange**, *Economics of Planning* 33, 3-18.

## APÊNDICE A: FIGURAS ILUSTRATIVAS DO TESTE DE CORRELAÇÃO DE PORTMANTEAU

Os gráficos abaixo representam a estatística C de Portmanteau, para os índices: DJI, IBOVESPA, IPC\_Mex, IPSA, KOSPI, Merval e NIKKEI. Observe:

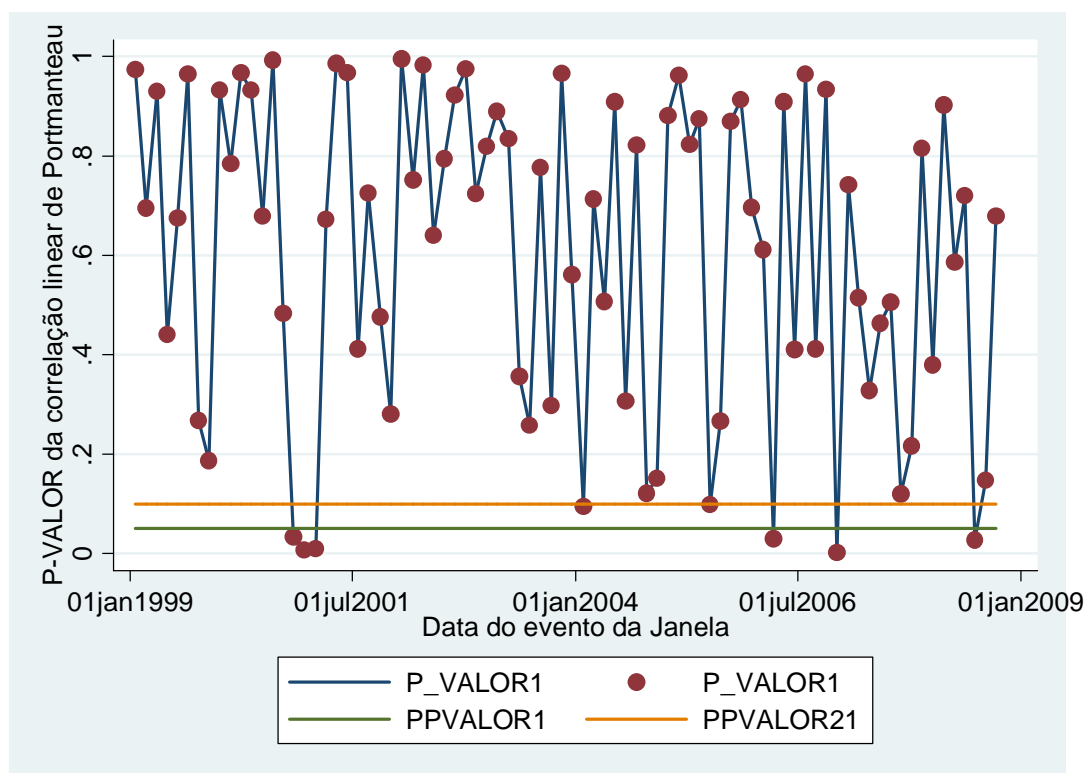


Figura A.1: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série DJI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

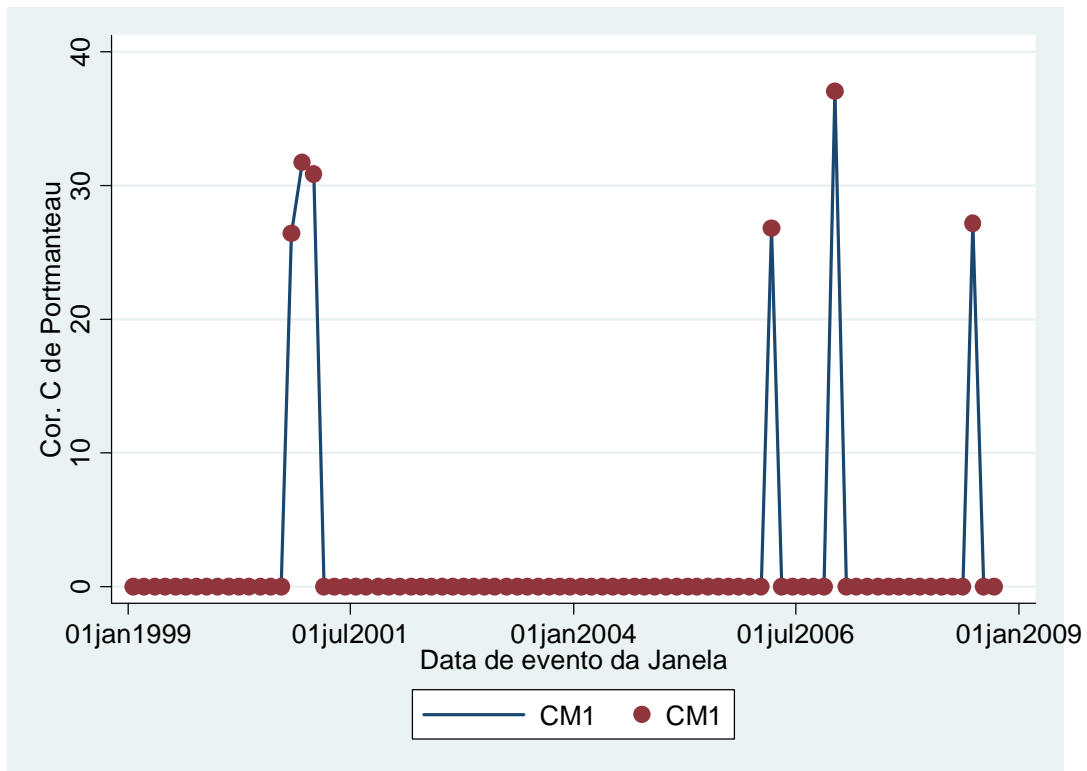


Figura A.2: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série DJI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

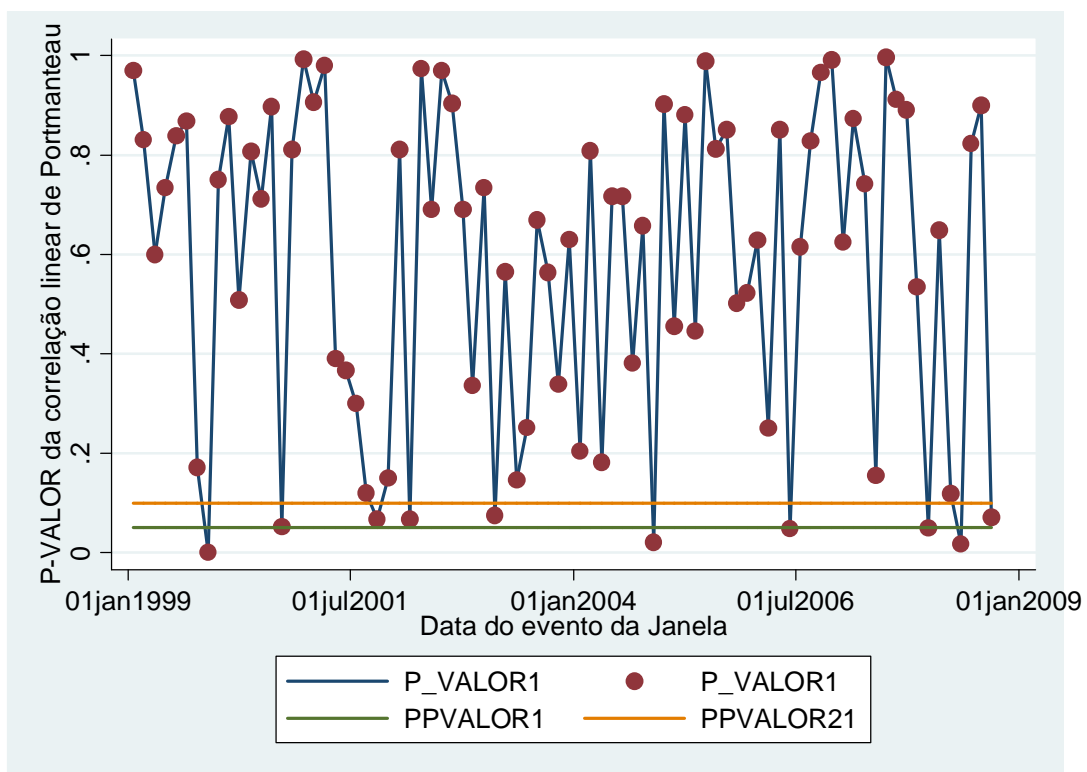


Figura A.3: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série IPC-MEX, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

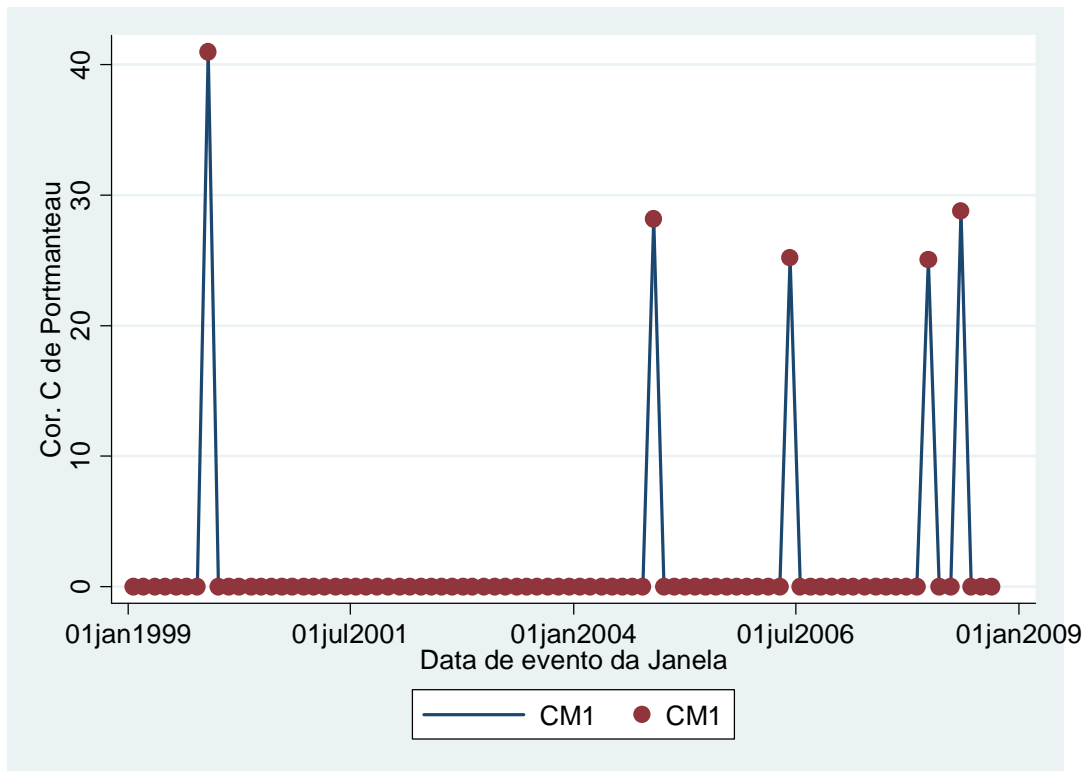


Figura A.4: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série IPC-MEX, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

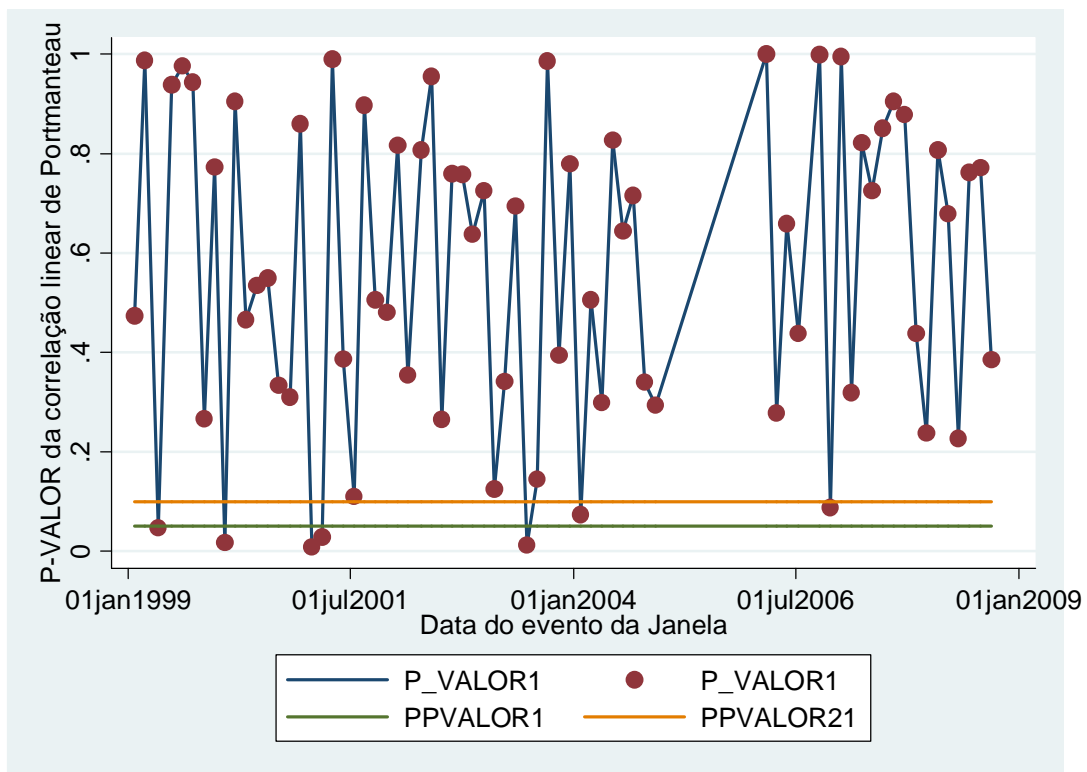


Figura A.5: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série IPSA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

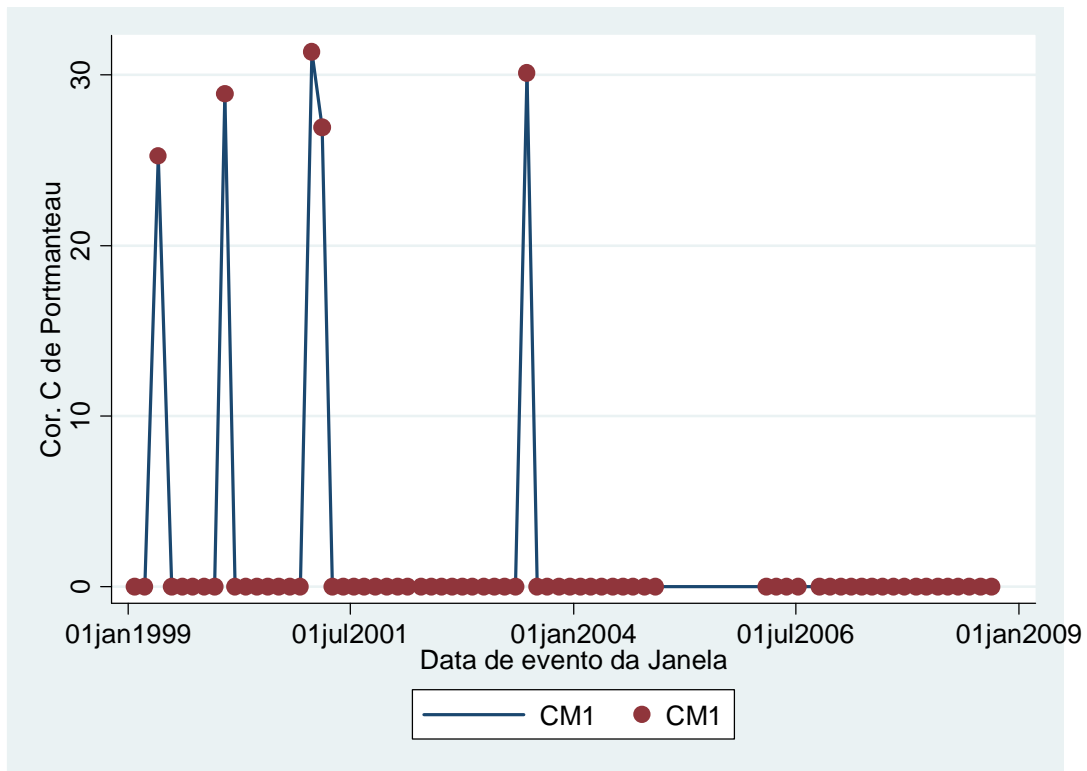


Figura A.6: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série IPSA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

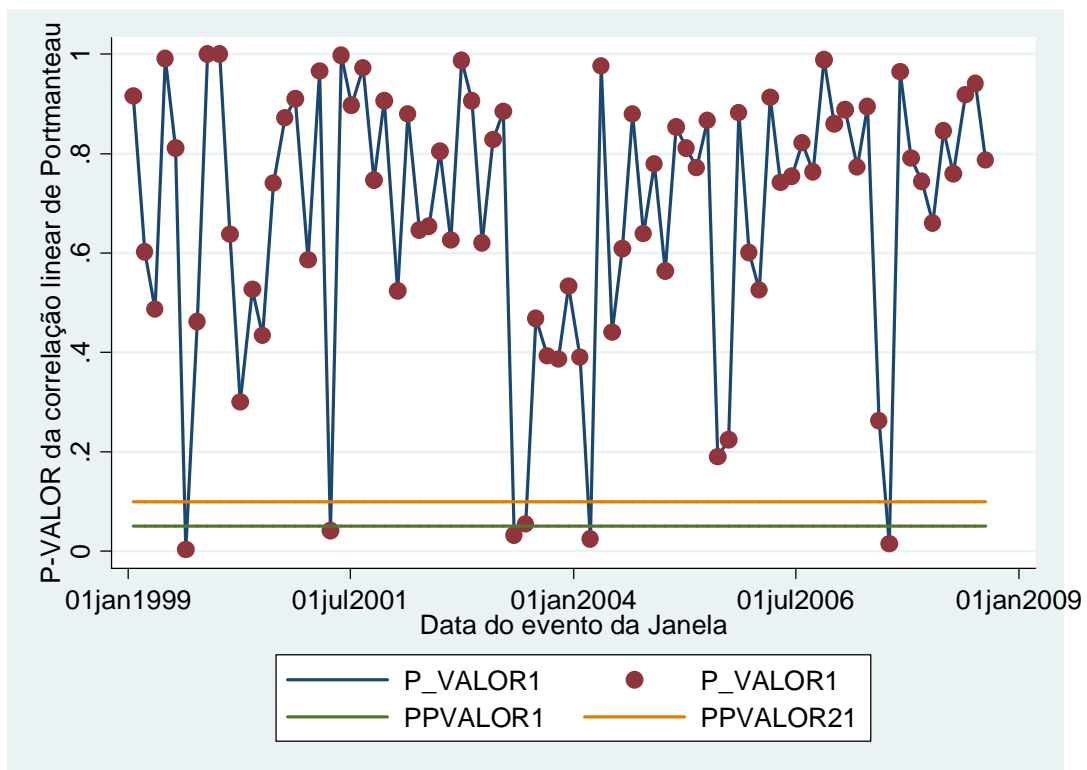


Figura A.7: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série KOSPI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.



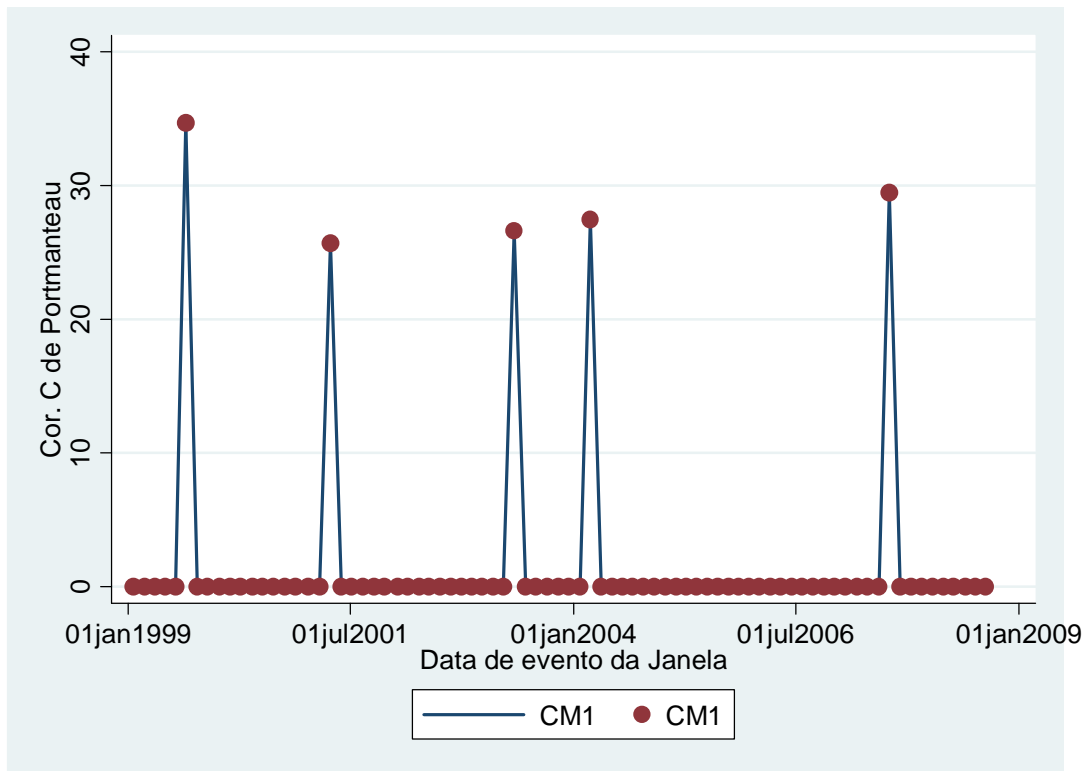


Figura A.8: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série KOSPI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

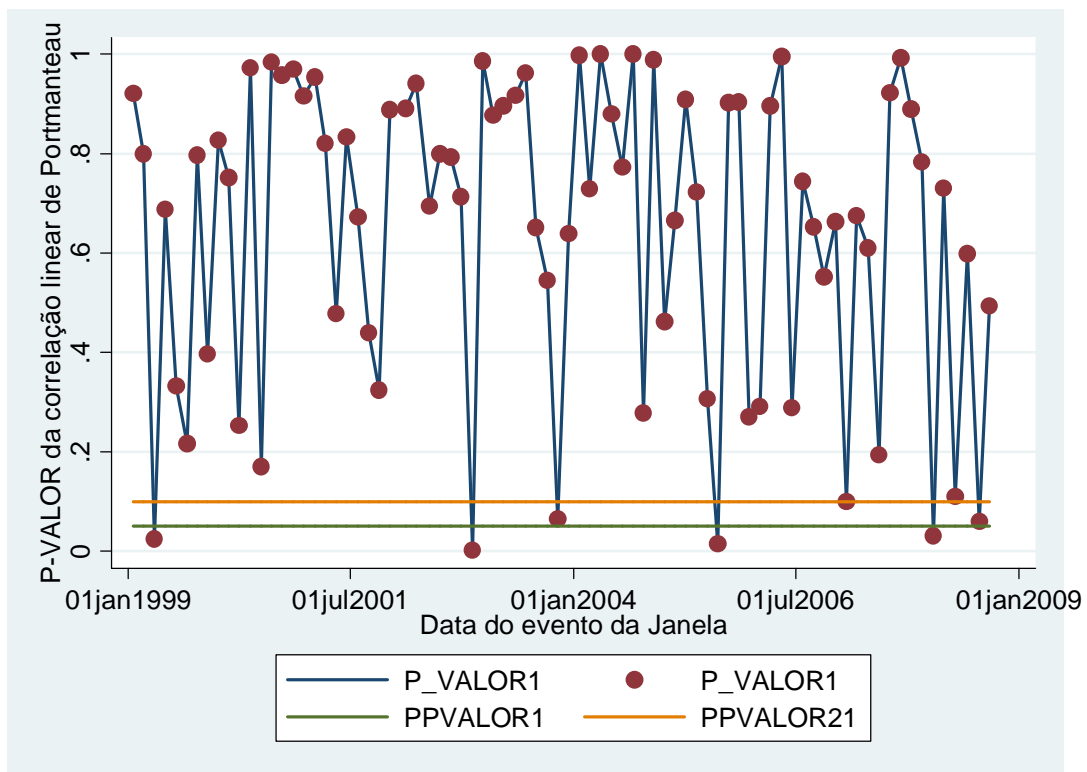


Figura A.9: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série Merval, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

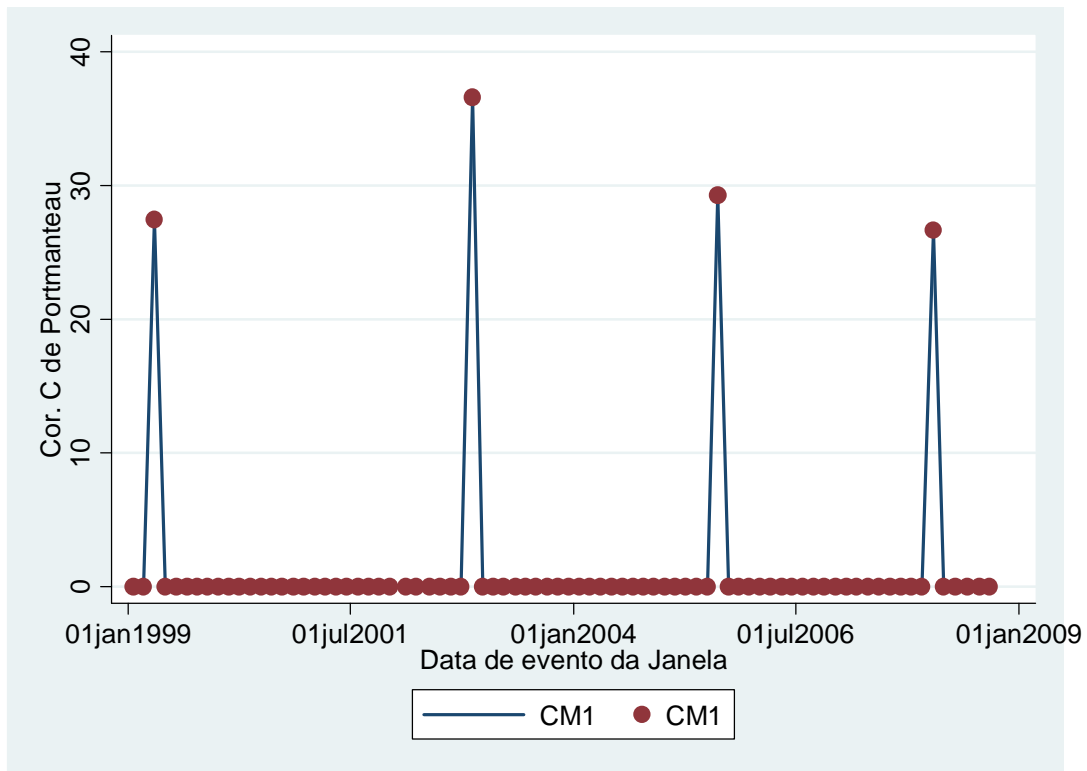


Figura A.10: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série Merval, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

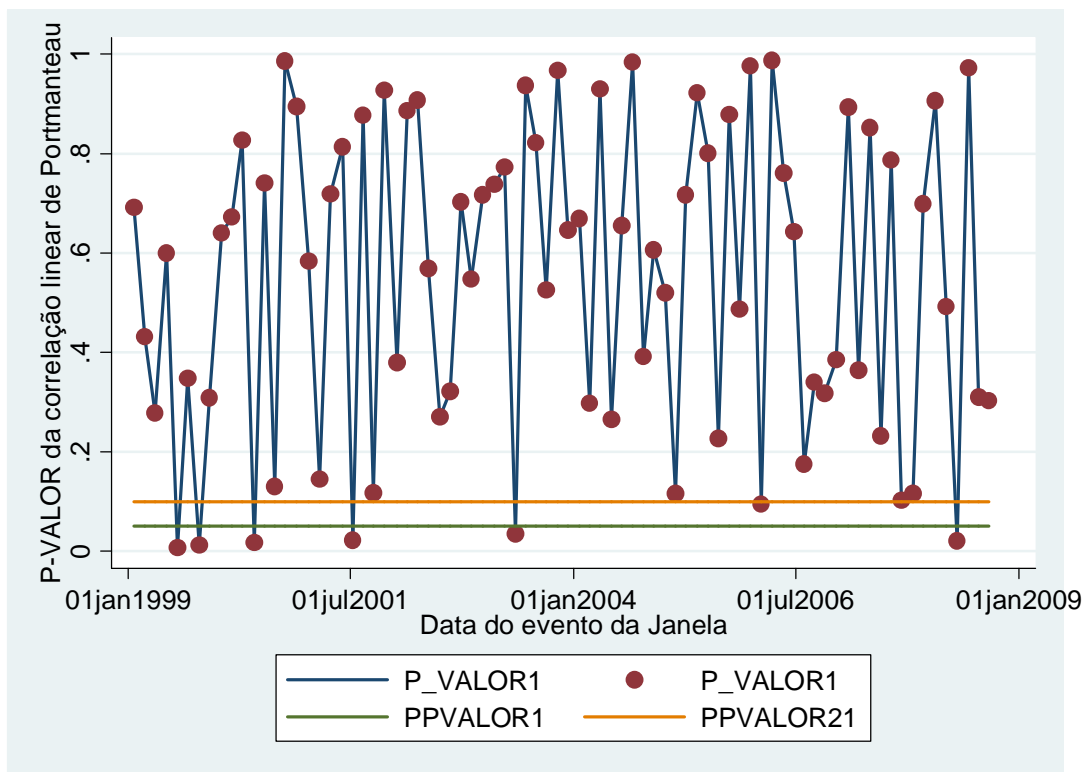


Figura A.11: Gráfico da evolução dos p-valores da correlação de Portmanteau, estimadas para série NIKKEI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

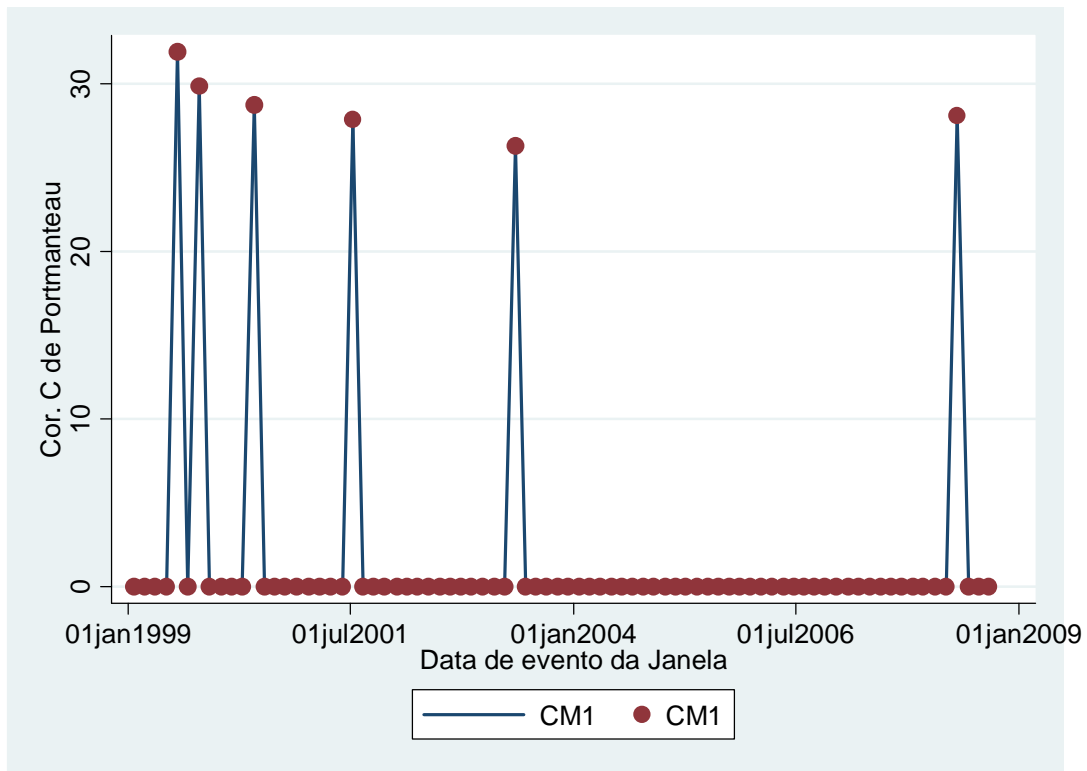


Figura A.12: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da correlação de Portmanteau, estimadas para série NIKKEI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

## APÊNDICE B: FIGURAS ILUSTRATIVAS DO TESTE DE BI-CORRELAÇÃO DE PORTMANTEAU

Os gráficos abaixo representam a estatística  $H$  do teste de bi-correlação de Portmanteau, para os índices: DJI, IBOVESPA, IPC-Mex, IPSA, KOSPI, Merval e NIKKEI. Observe:

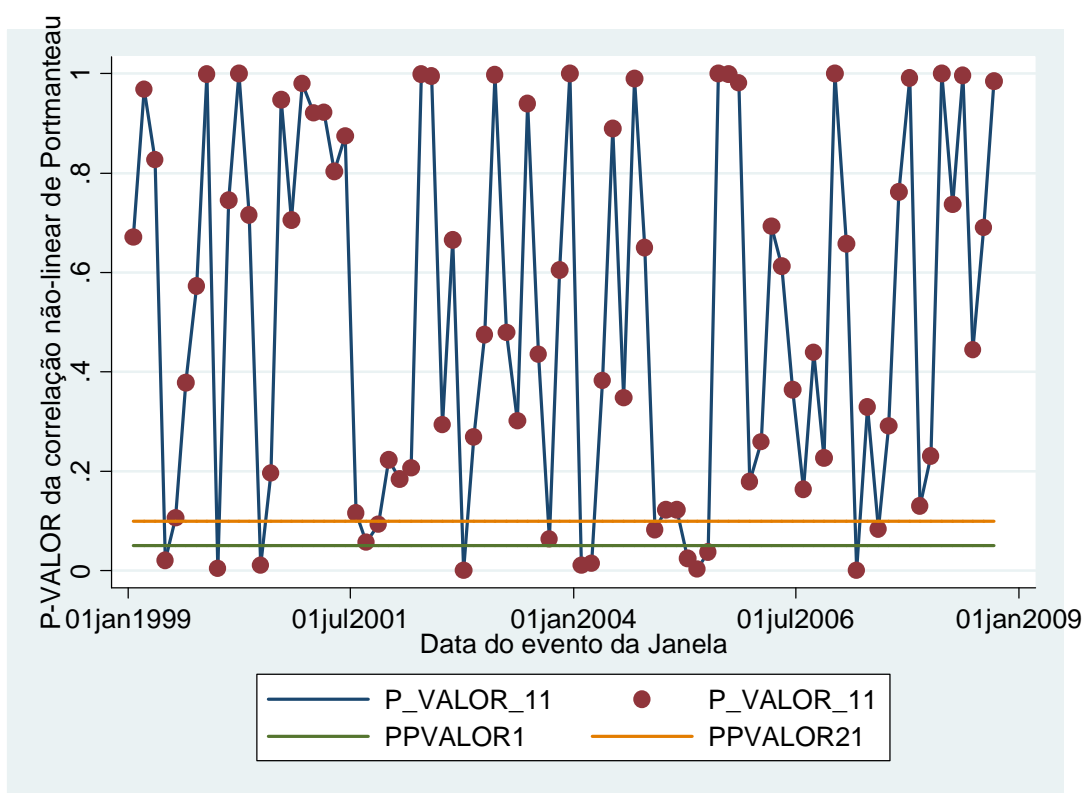


Figura B.1: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série DJI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

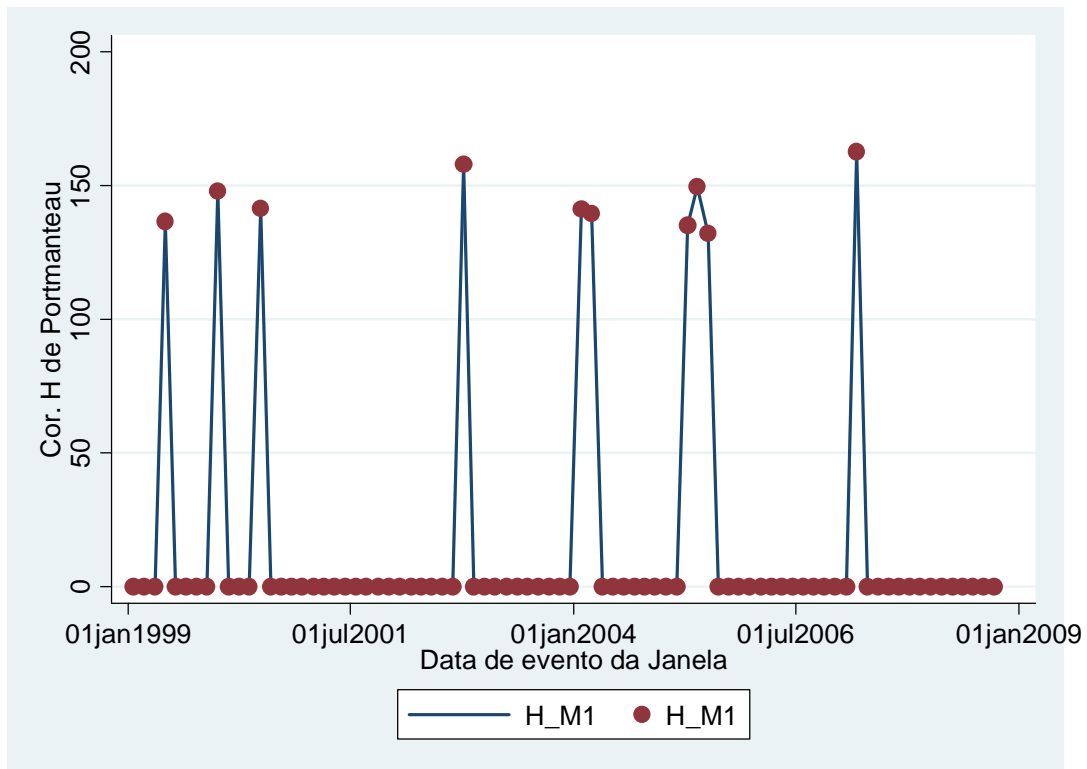


Figura B.2: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série DJI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

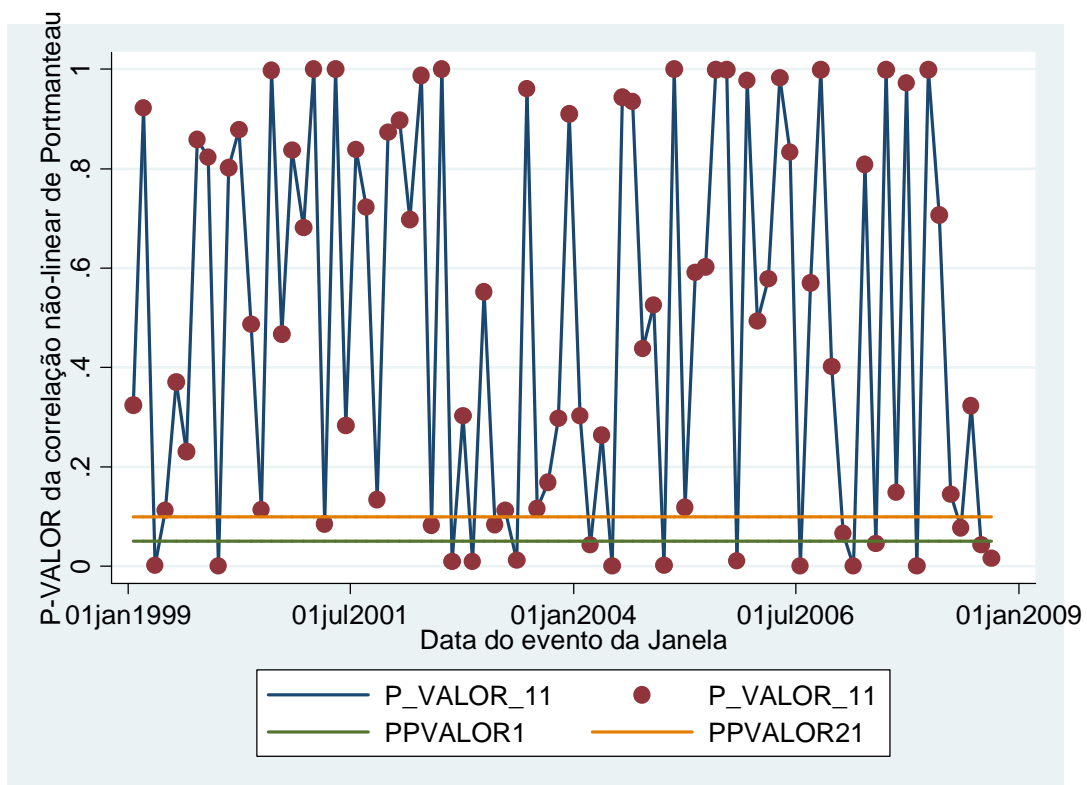


Figura B.3: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IPC-MEX, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

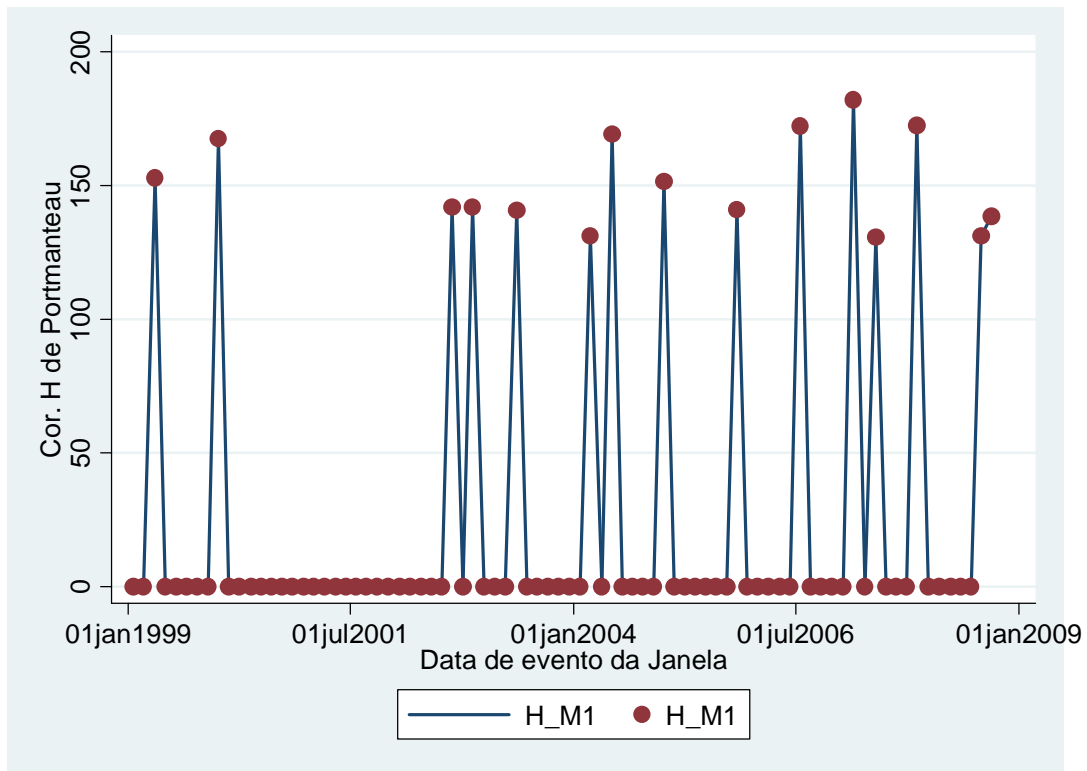


Figura B.4: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IPC-MEX, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

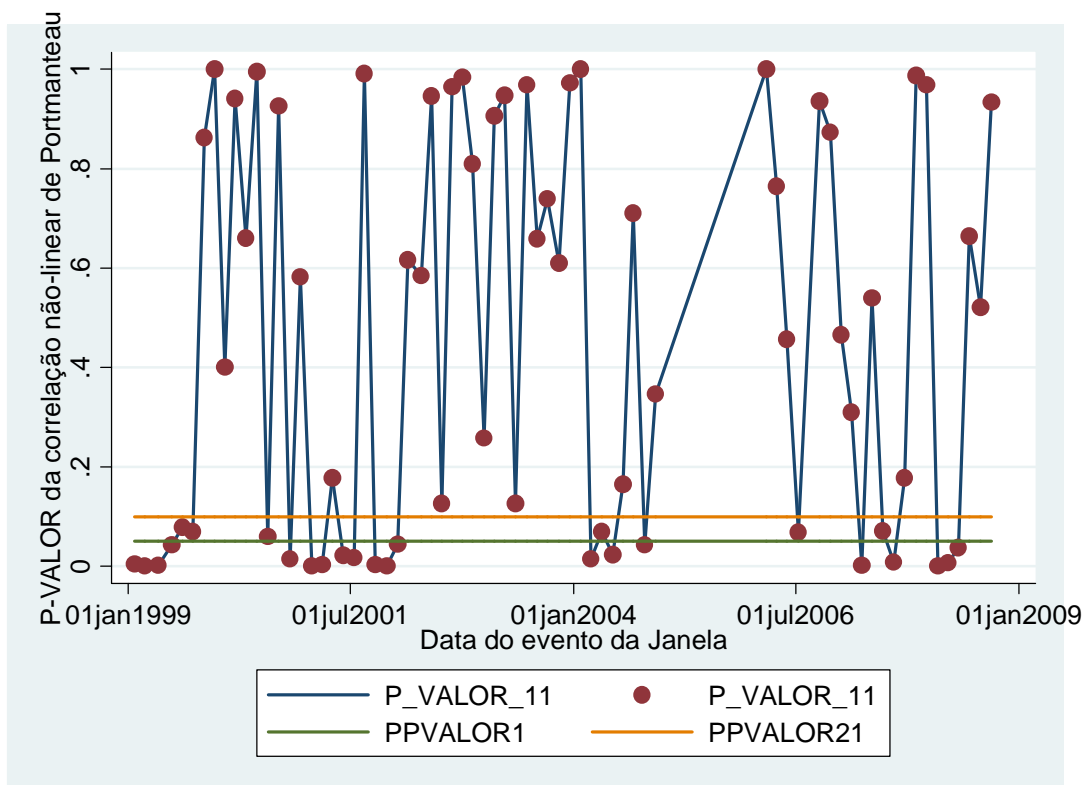


Figura B.5: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IPSA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

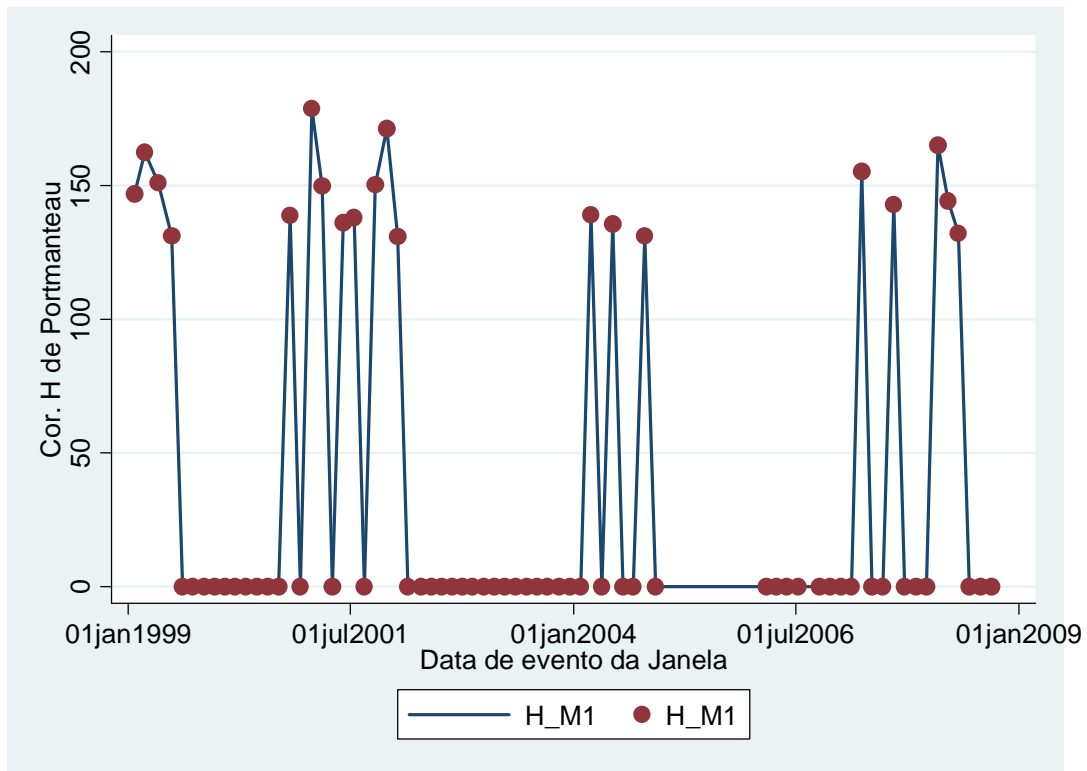


Figura B.6: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série IPSA, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

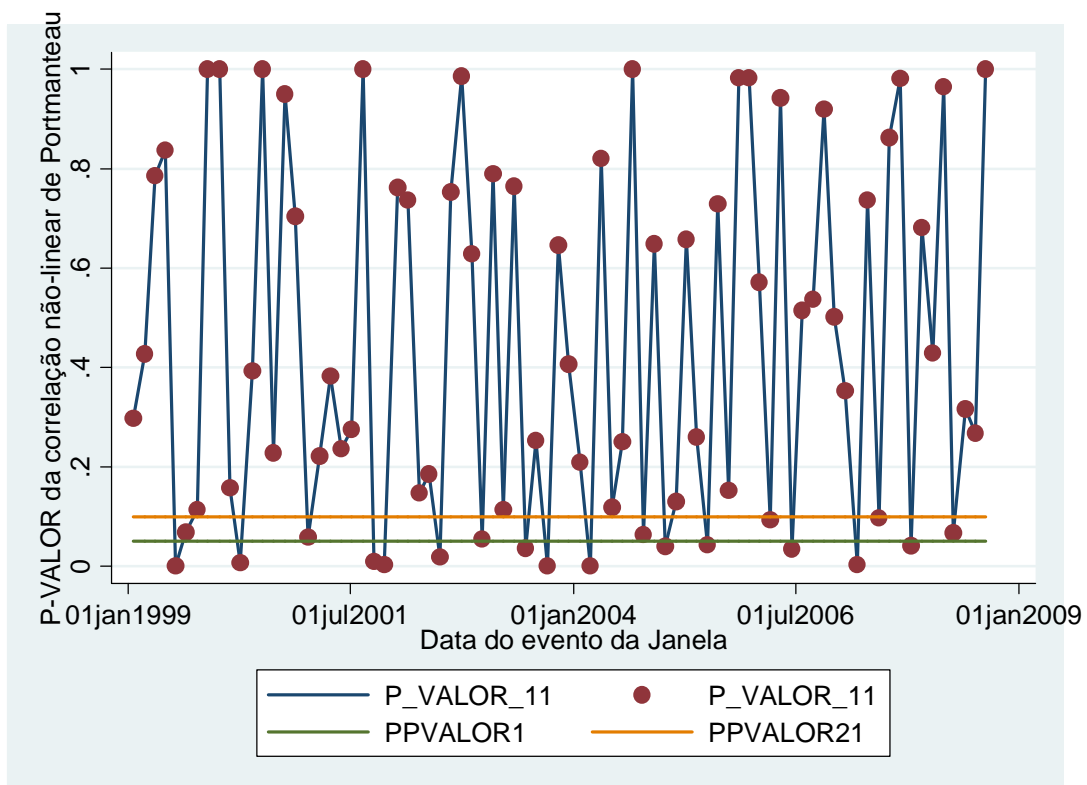


Figura B.7: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série KOSPI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

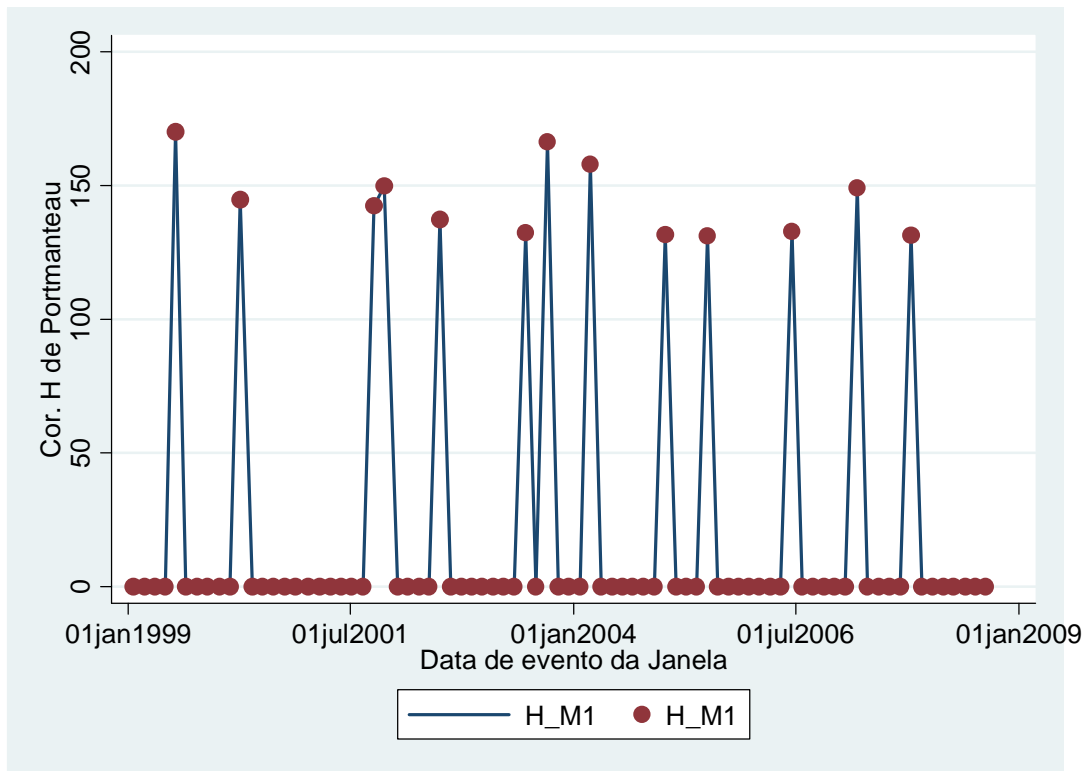


Figura B.8: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série KOSPI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

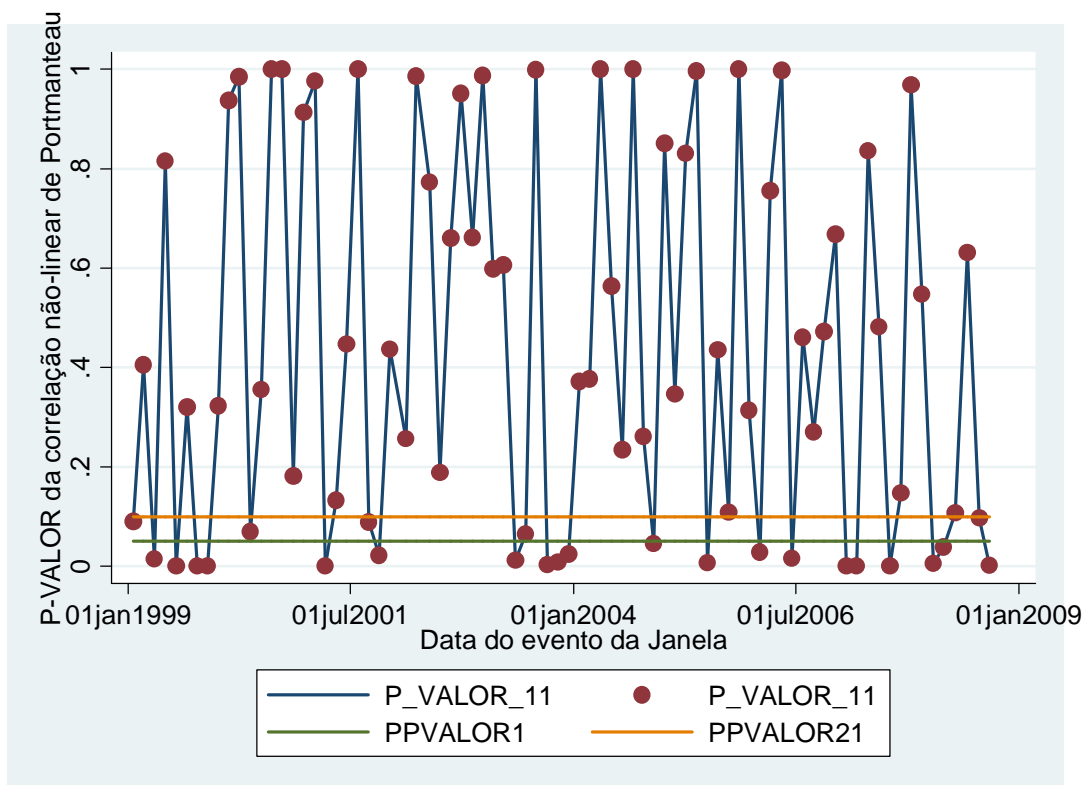


Figura B.9: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série Merval, de 4/1/1999 a 15/10/2008.



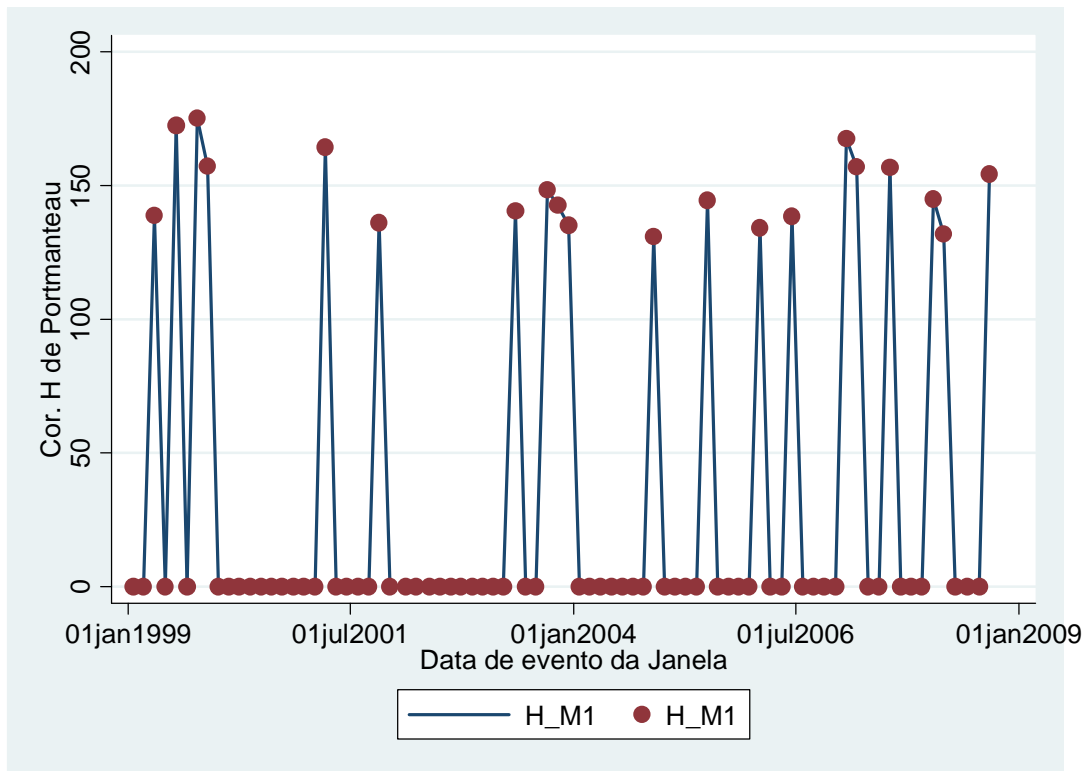


Figura B.10: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série Merval, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

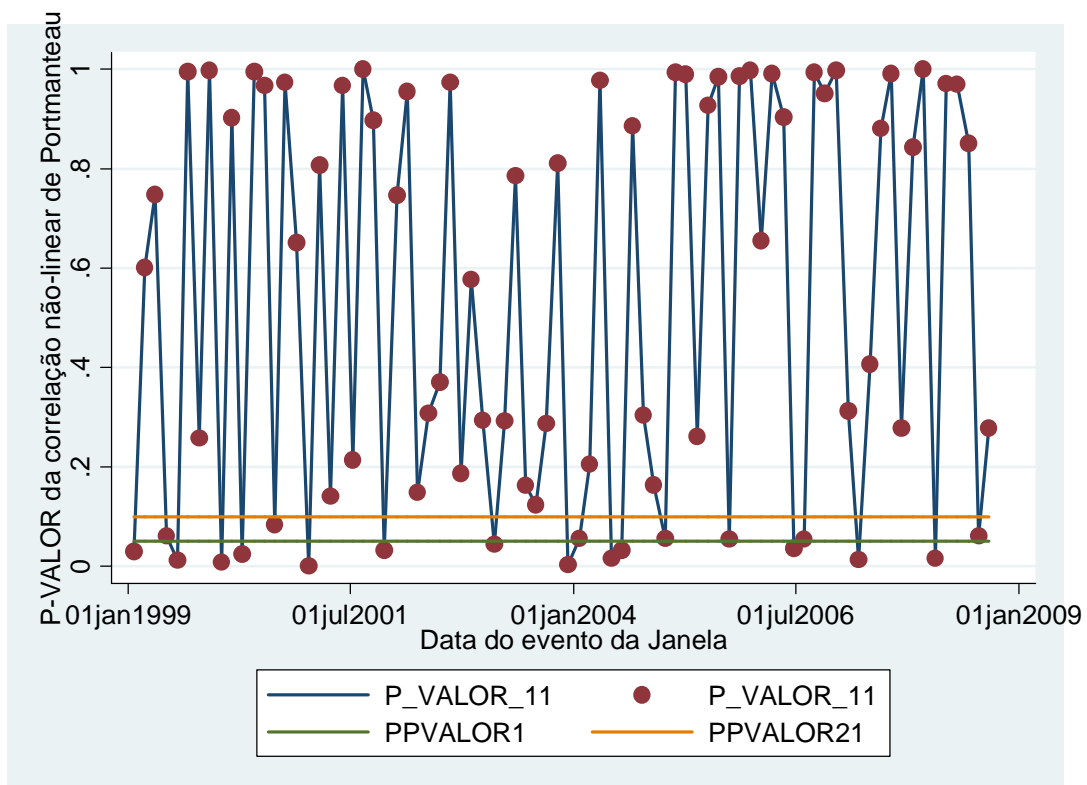


Figura B.11: Gráfico da evolução dos p-valores da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série NIKKEI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.

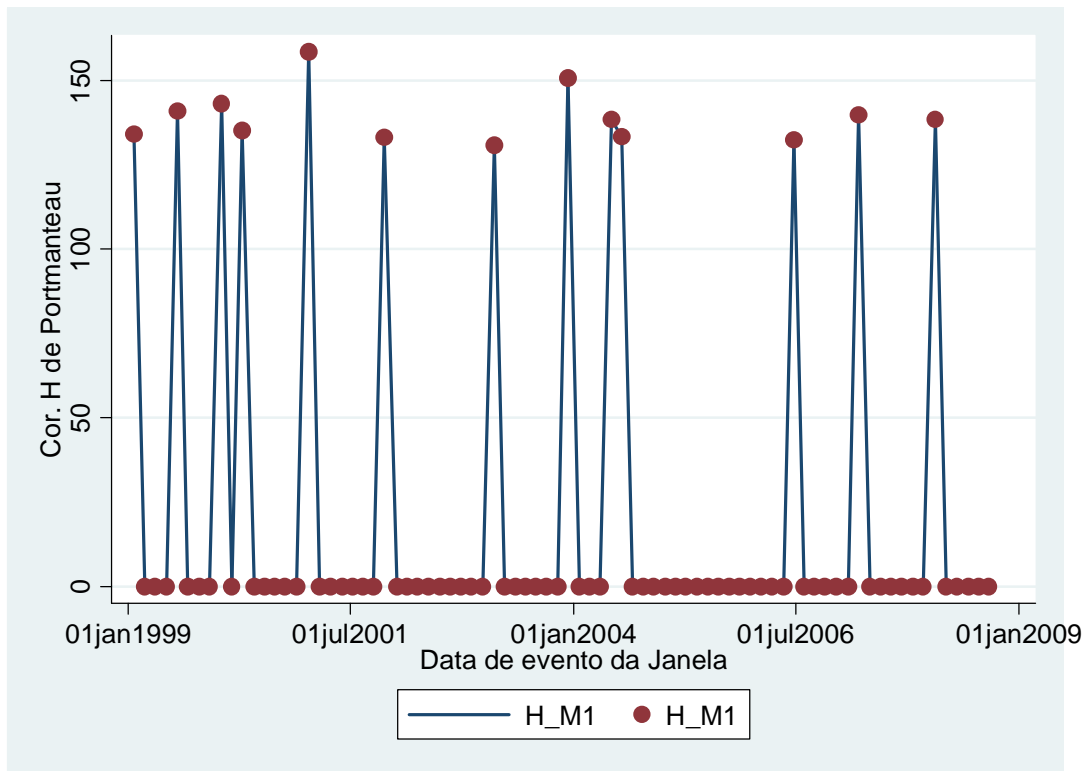


Figura B.12: Gráfico da evolução dos p-valores significantes da bi-correlação de Portmanteau, estimadas para série NIKKEI, de 4/1/1999 a 15/10/2008.