

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
MESTRADO EM ECONOMIA DO DESENVOLVIMENTO

FERNANDO JOSÉ SCHILD ORTIZ

**MODELOS DE GESTÃO DE PORTFÓLIOS
E EFICIÊNCIA DE MERCADO**

Porto Alegre

Maio de 2011

FERNANDO JOSÉ SCHILD ORTIZ

**MODELOS DE GESTÃO DE PORTFÓLIOS
E EFICIÊNCIA DE MERCADO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia como requisito parcial à obtenção do grau de mestre em Economia do Desenvolvimento na pontificia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Professor Orientador: Augusto Mussi Alvim

Porto Alegre

Maio de 2011

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

O77m Ortiz, Fernando José Schild

Modelos de gestão de portfólios e
eficiência de mercado / Fernando José
Schild Ortiz. Porto Alegre, 2011.
137 f.; il.

Dissertação (Mestrado) – Faculdade de
Administração, Contabilidade e Economia,
Mestrado em Economia do
Desenvolvimento, PUCRS, 2011.

Orientador: Prof. Augusto Mussi Alvim.

1. Economia. 2. Gestão de Portfólios. 3.
Alocação de Ativos. 4. Eficiência de
Mercado. I. Alvim, Augusto Mussi. II. Título.

CDD 332.6

Bibliotecária Responsável

Isabel Merlo Crespo
CRB 10/1201

Fernando José Ortiz

"MODELOS DE GESTÃO DE PORTFÓLIOS E EFICIÊNCIA DE MERCADO: UMA ABORDAGEM ALTERNATIVA"

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia, pelo Mestrado em Economia do Desenvolvimento da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovada em 28 de março de 2011, pela Banca Examinadora.

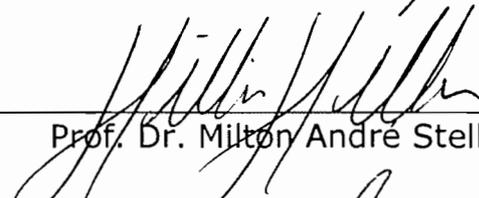
BANCA EXAMINADORA:



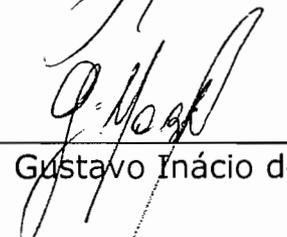
Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim
Presidente da Sessão



Prof. Dr. Valter José Stulp



Prof. Dr. Milton André Stella



Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes

RESUMO

O objetivo deste trabalho é, primeiramente, revisar a *Modern Portfolio Theory* (MPT) e o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e apontar os pressupostos comuns adotados pelos dois modelos, quais sejam o de eficiência dos mercados e a utilização da distribuição normal para descrever os retornos esperados para os ativos. O conceito de eficiência de mercado, sendo um dos pressupostos básicos desses modelos, é também revisado. Uma das mais recentes análises sobre o comportamento dos mercados, a chamada “Teoria das Finanças Comportamentais”, é brevemente discutida no intuito de investigar possíveis fontes de ineficiência. Estudos empíricos já realizados em diferentes mercados para verificar a existência de anomalias são igualmente apresentados. Posteriormente, como objetivo principal do trabalho, são apresentados os resultados de estudos empíricos realizados para testar a hipótese de eficiência no mercado de capitais brasileiro e contribuir para a discussão sobre eficiência de mercado e sobre modelos que se valem desse pressuposto. Posteriormente, são traçadas conclusões sobre os testes realizados e o princípio da transação de frações fixas (*optimal f*) – um modelo alternativo de construção de portfólios – é mencionado como sugestão para futuras pesquisas.

Palavras-Chave: Gestão de portfólios, alocação de ativos, eficiência de mercado.

Classificação do JEL: D81, G11

ABSTRACT

The primary aim of this work is to review the Modern Portfolio Theory (MPT) and the Capital Asset Pricing Model (CAPM) while pointing out the common assumptions of these models, which are the market efficiency and the use of normal distribution to describe assets returns. The concept of market efficiency, which is a basic assumption behind these models, is reviewed as well. One of the latest analysis on market behavior, the so-called “Behavioral Finance Theory”, is briefly discussed as an attempt to speculate about possible sources of inefficiency. Empirical studies that have been already performed in different markets to verify the existence of market anomalies are as well presented. Afterwards, as the primary goal of the work, the results of empirical studies performed to test the market efficiency hypothesis in the Brazilian markets are showed in order to contribute to the discussion regarding market efficiency and models using this underlying assumption. Conclusions about the performed tests are drawn thereafter and the fixed fractional trading principle (*optimal f*) – an alternative model for portfolio construction – is mentioned as a suggestion for future research.

KEYWORDS: Portfolio management, asset allocation, market efficiency.

JEL Classification: D81, G11

SUMÁRIO

RESUMO	03
ABSTRACT	04
1 INTRODUÇÃO	07
2 TEORIAS CLÁSSICAS DE GESTÃO DE PORTIFÓLIOS	90
2.1 TEORIA MODERNA DOS PORTIFÓLIOS – MPT	10
2.1.1 Pressupostos do Modelo	11
2.1.2 Estrutura do Modelo	12
2.2 MODELO DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS – CAPM	16
2.2.1 Pressupostos do Modelo	16
2.2.2 Estrutura do Modelo	18
2.3 TEORIA DOS MERCADOS EFICIENTES	21
3 FINANÇAS COMPORTAMENTAIS E ANOMALIAS DE MERCADO	26
3.1 FINANÇAS COMPORTAMENTAIS	26
3.2 ANOMALIAS DE MERCADO	29
4 ANÁLISE EMPÍRICA DE EFICIÊNCIA NO MERCADO BRASILEIRO	41
4.1 ASPECTOS METODOLÓGICOS	44
4.2 RESULTADOS OBTIDOS	48
5 CONCLUSÃO	56
REFERÊNCIAS	61
ANEXO I - Testes de Correlação Serial (com correção automática de heteroscedasticidade através do procedimento de White) e Testes de Breusch-Godfrey de Autocorrelação de Ordem Superior	63
ANEXO II - Testes de Raiz Unitária	99
ANEXO III - Estatísticas Descritivas (Testes de Normalidade Jarque-Bera)	115

ANEXO IV - Teste de Normalidade da Distribuição das Séries	126
ANEXO V - Testes com Variáveis Dummies	132

1 INTRODUÇÃO

O objetivo inicial do presente trabalho é o de revisar as teorias clássicas de gestão de portfólios de investimento – a Teoria Moderna dos Portfólios (*Modern Portfolio Theory – MPT*), proposta por Harry Markowitz, em 1952, e o Modelo de Precificação de Ativos (*Capital Asset Pricing Model – CAPM*), apresentado por William Sharpe, em 1964. Sendo a eficiência dos mercados um dos pressupostos comuns adotados pelas teorias clássicas, o objetivo seguinte é a revisão da Teoria dos Mercados Eficientes e, como contraponto, da Teoria das Finanças Comportamentais.

Por fim, o presente trabalho tem como principal objetivo verificar a eficiência do mercado de capitais brasileiro através de testes econométricos aplicados sobre os retornos apresentados por ativos negociados na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA).

O Capítulo 2 deste trabalho traz a revisão das teorias clássicas, de tal forma que possam ser verificadas as hipóteses básicas de cada um dos modelos, bem como os aspectos metodológicos envolvidos na utilização dos mesmos. Dado que a hipótese de eficiência dos mercados é comum à MPT e ao CAPM, o conceito de eficiência de mercado é igualmente revisado neste capítulo.

O Capítulo 3 faz uma investigação sobre a Teoria das Finanças Comportamentais com o intuito de especular sobre possíveis fontes das ineficiências que os mercados podem apresentar. Proposta por Daniel Kahneman e Amos Tversky, em 1979, essa teoria propõe um tratamento diferente para prever o comportamento dos agentes quando estes enfrentam problemas envolvendo situações em que há riscos de perda ou de ganho, pois que o comportamento dos agentes seria diferente em cada um desses domínios e, portanto, não perfeitamente racional. O Capítulo 3 traz, ainda, uma resenha de anomalias identificadas em diferentes mercados e apresentadas em diversos artigos escritos no *Journal of Economic Perspectives* pelo Prof. Richard Thaler entre os anos de 1987 e 2001, todos sob o título *Anomalies*.

No Capítulo 4, os resultados de estudos empíricos realizados para testar a hipótese de eficiência no mercado de capitais brasileiro, bem como para verificar a aderência dos retornos a distribuições de probabilidades específicas, são mostrados. Os testes foram feitos com base na análise dos dados de retornos passados apresentados por ativos negociados neste mercado.

O último Capítulo traça conclusões sobre os resultados dos testes realizados em contraste com resultados obtidos por testes realizados por outros autores em mercados diversos e sugere, ainda, o modelo de transação de frações fixas (*optimal f*) como modelo alternativo a ser estudado.

2 TEORIAS CLÁSSICAS DE GESTÃO DE PORTIFÓLIOS

A partir do início dos anos 50, o modelo de gestão de portfólio elaborado por Harry Markowitz abriu espaço para uma revolução que modificaria a tomada de decisão de investimentos nos ativos disponíveis no mercado de capitais. Desde muito se sabe que “todos os ovos não devem ser colocados em uma mesma cesta”, mas esse conceito só pôde ser cientificamente incorporado às decisões de investimento com o advento do modelo E-V (modelo de média e variância) de Markowitz (1952).

Posteriormente, em 1964, William Sharpe tornaria possível incorporar os conceitos do modelo de Markowitz ao cotidiano dos gestores de investimento. Até aquele momento, o modelo de Markowitz, embora fosse revolucionário, exigia, além de um grande esforço de análise para a obtenção das informações necessárias ao modelo, uma capacidade de processamento de informações não disponível à época. Essa exigência aumentava exponencialmente em função do número de ativos contemplados na formação das carteiras de investimento. A criação do Modelo de Precificação de Ativos (*Capital Asset Pricing Model – CAPM*) proposto por Sharpe, ao simplificar o modelo de Markowitz através da utilização das correlações dos ativos com um único índice de mercado, permitiu reduzir o esforço de análise e processamento de informações. Tal inovação tornou possível aos gestores de carteiras de investimento a identificação da alocação ótima sem que o tempo necessário para a realização dos cálculos inviabilizasse o processo. Embora ainda não fosse realizada em tempo real, o que hoje é possível com a ajuda de simples computadores pessoais, a alocação (ou realocação) das carteiras podia ser feita sem que o tempo entre a introdução das variáveis no modelo e a efetiva tomada de decisão comprometesse os resultados.

Esses dois modelos revolucionários partem de um pressuposto comum sobre o funcionamento dos mercados. Ambos supõem que o mercado opera de forma eficiente, ou seja, que todos os ativos são negociados sempre pelo seu valor justo e que, portanto, qualquer tentativa de identificar ativos mal precificados é fútil. Segundo Sharpe (1995):

“Um mercado (perfeitamente) eficiente é aquele no qual o preço de cada ativo equivale sempre ao seu valor de investimento”.

Esse pressuposto fundamental, e comum aos dois modelos, tem constituído fonte de polémica e de estudos académicos ao longo do tempo e, portanto, será abordado em detalhe a seguir.

Este capítulo está dividido em três partes. Nas duas primeiras seções são apresentados os elementos principais que compõem as teorias clássicas de gestão de portfólios – a MPT e o CAPM. Na terceira seção é discutido em profundidade o conceito de Eficiência de Mercado.

2.1 TEORIA MODERNA DOS PORTIFÓLIOS – MPT

Em 1952 Henry Markowitz publicou trabalho que passou a ser amplamente aceito como aquele que deu origem à Moderna Teoria dos Portfólios (MPT) como abordagem de investimento. O MPT trata da seleção dos portfólios que maximizam os retornos esperados dado um determinado nível de risco aceito pelo investidor (SHARPE, ALEXANDER, BAILEY, 1995).

Os investidores não investem usualmente em um único ativo. Tal decisão seria contrária à noção clássica de diversificação. Ao invés disso, os investidores mantêm um conjunto – ou portfólio – de ativos. Entretanto, a otimização do retorno esperado desses portfólios não depende exclusivamente dos retornos esperados para cada um dos ativos individualmente, mas de outros atributos de cada um dos ativos, especialmente da variância do retorno esperado e da covariância dos retornos. Em outros termos, a otimização do portfólio está diretamente ligada à tendência dos retornos dos ativos se movimentarem juntos ou, alternativamente, se alguns ativos apresentam bons retornos enquanto outros apresentam retornos ruins (ELTON e GRUBER, 1995).

A combinação de ativos, dados os atributos individuais, é, portanto, o problema a ser solucionado. Uma vez que o retorno esperado para o portfólio não é simplesmente a média aritmética dos retornos de cada um dos ativos, a identificação da composição ótima de um portfólio, dado um determinado nível de risco escolhido pelo investidor, dependerá da correlação entre os ativos. É esta a complexidade endereçada pelo modelo e a razão da abordagem da MPT.

Por outro ângulo, podemos apresentar a solução do modelo em termos do nível de risco obtido para o portfólio. Uma vez combinados os ativos, o risco do portfólio poderá ser diferente da média aritmética dos riscos individuais dos ativos, mantendo-se o retorno esperado. Igualmente, esta possibilidade é dada pelos atributos individuais dos ativos que, uma vez combinados, podem maximizar o retorno do portfólio mantendo um determinado nível de risco, ou reduzir o nível de risco mantendo um determinado alvo para o retorno esperado. De uma forma ou de outra, o portfólio, em função das características individuais dos ativos e da correlação entre os retornos, é superior aos ativos que o compõem, salvo se o coeficiente de correlação entre todos os ativos for igual a 1, como veremos a seguir.

2.1.1 Pressupostos do Modelo

O modelo da MPT inicialmente assume que o investidor tem um determinado montante de recursos e que este montante será investido por um determinado período de tempo. Ao final deste período os ativos investidos serão vendidos e os recursos obtidos serão utilizados em consumo ou reinvestidos em novos ativos (ou uma parte será utilizada em consumo e uma parte será reinvestida). Por esta razão, o modelo pode ser visto como uma abordagem de investimento em um único período ou, em outros termos, estática (SHARPE, ALEXANER e BALEY, 1995).

Assim, o investidor precisa tomar a decisão de em quais ativos investir. Como um portfólio é uma coleção de ativos, essa decisão é equivalente à escolha do melhor portfólio dentre diversos portfólios possíveis. Neste processo, o investidor deve ter em mente que o retorno dos ativos e, portanto, do portfólio, é desconhecido. O investidor poderia, simplesmente, estimar o retorno esperado (médio) para cada um dos ativos sob consideração de investimento e investir naquele ativo com maior retorno esperado. Esta decisão não seria adequada, de acordo com Markowitz, pois o investidor médio busca não só o maior retorno, mas também o retorno mais garantido. Isto significa que o investidor buscando maximizar o retorno e minimizar a incerteza (aqui tomada como a medida de risco) tem dois objetivos conflitantes que devem ser equilibrados em função da curva de indiferença que melhor representa a sua preferência por risco e retorno, a qual pode ser traçada a partir do perfil e dos objetivos do investidor. Implícita na discussão das curvas de indiferença está o pressuposto da

nonsatiation ou o princípio que define que um investidor, dada a escolha entre dois portfólios idênticos, escolheria aquele portfólio com maior retorno médio esperado.

Outro pressuposto do modelo é a aversão ao risco. Presume-se que o investidor racional prefere menos a mais risco e, portanto, escolherá o portfólio com o menor desvio padrão. Em termos gerais, o investidor avesso ao risco seria aquele que, em face a um jogo com resultado médio igual a zero, preferiria não participar de tal jogo. Essa escolha seria, intuitivamente, motivada pelo potencial “desprazer” de uma eventual perda considerada superior ao “prazer” de um eventual ganho.

2.1.2 Estrutura do Modelo

A construção de um portfólio composto por ativos de risco depende da decisão do gestor a respeito de quais ativos serão contemplados na composição e qual será a proporção dos recursos investidos em cada um deles. Essa alocação de recursos deve ser tal que, dado um determinado nível de risco estabelecido pela curva de utilidade do investidor, o portfólio escolhido seja aquele que apresenta o máximo retorno dentre os portfólios que podem ser compostos e que apresentam esse mesmo nível de risco. Aquele portfólio que proporciona a maximização dos retornos em um dado nível de risco é dito *eficiente*.

Um ativo é considerado de risco quando não é possível determinar com certeza o seu retorno esperado, ou seja, quando não é possível associar apenas um único valor ao retorno esperado. Nestes casos, o retorno deve ser descrito como sendo um conjunto de resultados possíveis com probabilidades de ocorrência associadas a cada um deles. Esse conjunto de resultados com probabilidades associadas pode ser representado por uma função de frequência, também chamada de distribuição de probabilidade de retornos.

A função de frequência pode ser paramétrica, ou seja, passível de ser descrita através de determinados parâmetros, ou não-paramétrica. Segundo o pressuposto da eficiência de mercado, como será visto adiante, espera-se que as variações dos retornos esperados ocorram de forma independente e aleatória. Eventos que obedecem a esse padrão de comportamento podem ser descritos pela chamada distribuição normal, a qual possui dois parâmetros: uma média, que é a medida de tendência central e, neste caso, o retorno esperado para o ativo em questão; e um desvio padrão, que é a medida de dispersão em torno da média e, neste caso, o risco associado ao ativo em questão.

O retorno esperado é dado por:

$$\bar{R}_i = \sum_{j=1}^M P_{ij} R_{ij}, \text{ onde:}$$

\bar{R}_i é o retorno médio esperado para o ativo

R_{ij} é o j -ésimo retorno possível para o i -ésimo ativo

P_{ij} é a j -ésima probabilidade associada ao j -ésimo retorno possível para o i -ésimo ativo

E a dispersão é dada por:

$$\sigma_i^2 = \sum_{j=1}^M P_{ij} (R_{ij} - \bar{R}_i)^2, \text{ onde:}$$

σ_i^2 é a variância do i -ésimo ativo

No caso de um portfólio de ativos, o retorno é simplesmente a média ponderada dos retornos de cada um dos ativos, sendo a ponderação feita pela fração do portfólio investida em cada um deles. O retorno de um portfólio é dado por:

$$R_{pj} = \sum_{i=1}^M X_i R_{ij} \quad (1)$$

Onde:

R_{pj} é o j -ésimo retorno do portfólio

X_i é a i -ésima fração dos recursos investidos no i -ésimo ativo

R_{ij} é a j -ésima probabilidade associada ao j -ésimo retorno possível para o i -ésimo ativo

O retorno esperado do portfólio é, igualmente, a média ponderada dos retornos esperados de cada um dos ativos que o compõem e, portanto, é dado por:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^M X_i \bar{R}_i \quad (2)$$

Onde:

\bar{R}_p é o retorno esperado do portfólio

A dispersão dos retornos do portfólio, entretanto, não é tão facilmente calculada. O risco de um portfólio depende da forma como os retornos dos ativos tendem a se mover uns

em relação aos outros, ou seja, se eles tendem a se mover na mesma direção, em direções opostas ou, ainda, de forma independente.

A variância de um portfólio é dada pela variância e pela covariância dos ativos que o compõem:

$$\sigma_P^2 = \sum_{j=1}^N X_j^2 \sigma_j^2 + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N X_j X_k \sigma_{jk} \quad (3)$$

Ou se considerarmos a padronização da medida de covariância para a obtenção do coeficiente de correlação, dado por:

$$\rho_{jk} = \frac{\sigma_{jk}}{\sigma_j \sigma_k} \quad (4)$$

E substituirmos (3) em (4), então teremos:

$$\sigma_P^2 = \sum_{j=1}^N X_j^2 \sigma_j^2 + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N X_j X_k \sigma_j \sigma_k \rho_{jk} \quad (5)$$

E o desvio padrão será dado por:

$$\sigma_P = \left[\sum_{j=1}^N X_j^2 \sigma_j^2 + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N X_j X_k \sigma_j \sigma_k \rho_{jk} \right]^{1/2} \quad (6)$$

Em função dessas características, dado um universo de ativos possíveis, existe um conjunto de portfólios eficientes, ou seja, aqueles que maximizam os retornos para cada nível de risco e que podem ser construídos com os ativos desse universo. Esse conjunto de portfólios eficientes seria representado por uma curva em um plano formado pelas variáveis de média e variância. Essa curva dependeria diretamente dos coeficientes de correlação entre os ativos e é chamada de fronteira eficiente. No caso simples de um portfólio composto por dois ativos A e B, essa representação seria vista na figura 1.

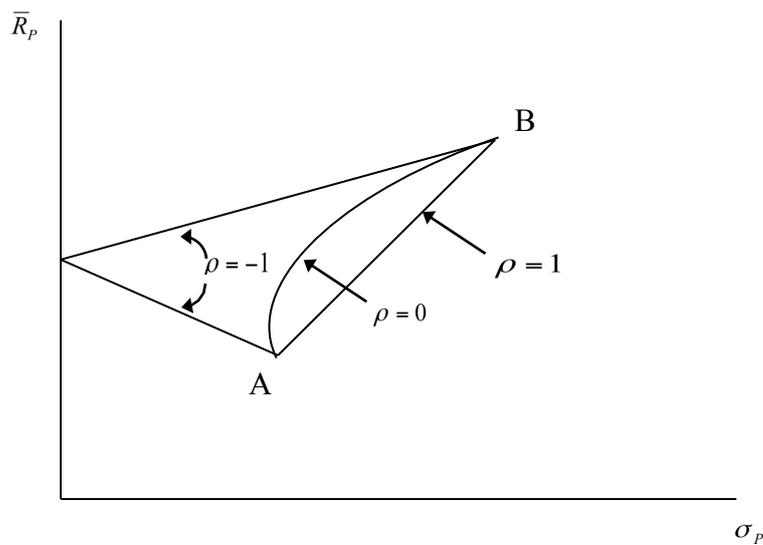


Figura 1. Representação da fronteira eficiente para diferentes valores do coeficiente de correlação entre dois ativos A e B (ELTON e GRUBER, 1995).

Os portfólios que apresentam o máximo retorno dado um determinado nível de risco são aqueles que se encontram sobre a fronteira eficiente e deveriam ser escolhidos pelos investidores avessos ao risco, independentemente da tolerância ao risco que cada um apresenta.

Como demonstra a Figura 1, se o coeficiente de correlação ρ entre os ativos A e B for igual a 1, significando que o movimento do ativo A está perfeitamente associado ao movimento do ativo B, a diversificação não traria qualquer efeito de redução do risco para um determinado nível de retorno esperado. Entretanto, se o coeficiente de correlação ρ for menor que 1, a diversificação promove a redução do risco para um determinado nível de retorno esperado. Embora esta situação não seja verificada na vida real, este risco poderia até mesmo ser eliminado quando o coeficiente de correlação ρ for igual a -1, pois, neste caso, quando o movimento do ativo A fosse negativo, a perda seria compensada pelo movimento positivo do ativo B.

2.2 MODELO DE PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS – CAPM

Como já vimos, o modelo de média e variância de Markowitz exige uma grande quantidade de *inputs* e uma enorme capacidade de processamento dessas informações. Esses foram os dois motivos que impediram a implementação da teoria, desenvolvida ainda no início dos anos 50, pelos gestores de portfólios do mundo inteiro. Foi devido a essas dificuldades que os acadêmicos que sucederam Markowitz nos estudos sobre a construção de portfólios concentraram seus esforços na simplificação do modelo, de tal forma que a necessidade de inputs e de capacidade de processamento pudesse ser reduzida.

Sharpe (1964) obteve essa simplificação através da elaboração do modelo de um índice, ou *single index model*.

2.2.1 Pressupostos do Modelo

A observação empírica dos preços dos ativos nos mercados de capital revela que quando o mercado como um todo (medido por um índice de ações) sobe, os demais ativos tendem a acompanhar essa mesma tendência, o mesmo ocorrendo quando o mercado desce. A razão para tal comportamento pode ser explicada pelo fato de que os preços dos ativos obedecem a uma correlação comum com as mudanças de mercado. Assim, uma forma simples de obter a medida desta correlação seria através da análise conjunta dos retornos apresentados por cada um dos ativos em comparação aos retornos de um índice do mercado de ações.

Para Fabozzi (1995), os pressupostos do modelo são: (i) os investidores tomam suas decisões baseadas em dois fatores: a média e a variância dos retornos esperados; (ii) os investidores são racionais e avessos ao risco e utilizam a abordagem de Markowitz na determinação dos portfólios; (iii) todos os investidores investem pelo mesmo período de tempo; (iv) os investidores compartilham das mesmas expectativas sobre os ativos; (v) existe um ativo livre de risco e os investidores podem emprestar ou tomar emprestado qualquer montante na taxa do ativo livre de risco; e (vi) os mercados de capitais são completamente competitivos e livres de atrito, ou seja é possível comprar e vender ativos a qualquer momento, em qualquer quantidade e sem a incidência de taxas de corretagem ou impostos.

Para Sharpe, Alexander e Baley (1995) os pressupostos do modelo são essencialmente os mesmos apresentados por Fabozzi (1995), mas dois pressupostos são adicionados aos já apresentados acima. O primeiro, embora possa ser visto como integrante do pressuposto de ausência de atrito, detalha este primeiro ao adotar a noção de que os ativos são infinitamente divisíveis e que, portanto, os investidores podem comprar ou vender qualquer fração de ações se assim o desejarem. O segundo pressuposto adicionado aos já apresentados é de que, não só existe um ativo livre de risco disponível à todos os investidores, mas que a taxa de juros praticada é a mesma para todos os investidores.

Em termos técnicos, um pressuposto central deste modelo apresentado por Elton e Gruber (1995) é de que a única razão para o movimento conjunto e sistemático do preço das ações é o co-movimento com o mercado, ou seja, não há efeitos além do mercado que afetem o movimento do preço das ações, tais como efeitos específicos do setor ou da indústria nos quais a empresa está inserida. Este pressuposto é expresso da seguinte forma:

Dado que o retorno de um ativo pode ser representado por:

$$R_i = a_i + \beta_i R_m$$

Onde:

a_i é o componente do retorno do i -ésimo ativo independente do retorno do mercado.

R_m é a taxa de retorno do índice de mercado.

β_i é a constante que mede a expectativa de variação em R_i dada uma variação em R_m .

Esta equação divide o retorno de um ativo em dois componentes, sendo um deles função do retorno do mercado e o outro independente do mercado, e apresenta uma constante que mede a sensibilidade do ativo às variações do mercado. O termo a_i é o termo independente do retorno do mercado. Se adotarmos α_i como o valor esperado para a_i e incluirmos e_i como elemento aleatório de a_i , então teremos:

$$a_i = \alpha_i + e_i$$

Onde e_i tem valor esperado de zero. Assim, a equação para o retorno de uma ação pode ser escrita como:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i$$

O pressuposto adotado, então é o de que R_m e e_i são variáveis aleatórias não correlacionadas. Neste caso, temos que:

$$\text{Cov}(R_m e_i) = E[(e_i - 0)(R_m - \bar{R}_m)] = 0$$

E que e_i é independente de e_j para todos os valor de i e j ou, formalmente, $E(e_i e_j) = 0$, o que implica que a única razão para o movimento do preço das ações é o movimento do mercado.

2.2.2 Estrutura do Modelo

Pelo modelo desenvolvido por Markowitz, sabemos que para obter a fronteira eficiente é necessário determinar o retorno esperado e o desvio padrão de todos os portfólios que podem ser construídos com os ativos disponíveis. Como vimos anteriormente, a medida do retorno esperado para um portfólio é dada por:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^M X_i \bar{R}_i \quad (7)$$

Enquanto o desvio padrão é dado por:

$$\sigma_p = \left[\sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij} \right]^{1/2} \quad (8)$$

Essas equações determinam a quantidade de *inputs* necessários à realização da análise dos portfólios. A equação que define o retorno esperado dos portfólios exige que sejam feitas estimativas dos retornos esperados para cada ativo que pode integrá-los. Da mesma forma, a equação que define o desvio padrão exige que sejam feitas estimativas sobre a variância de cada um dos ativos e, ainda, sobre a correlação entre todos os pares possíveis de ativos que estão sendo considerados.

Se N ativos estão sendo considerados na formação de um portfólio, há necessidade de serem estimados N retornos esperados, N covariâncias e $N(N-1)/2$ coeficientes de correlação. Assim, o número total de variáveis necessárias ao modelo é:

$$I = 2N + \frac{N(N-1)}{2} \quad (9)$$

Ou

$$I = \frac{N^2 + 3N}{2} \quad (10)$$

Um gestor que contemple a utilização de 50 ativos para compor um determinado portfólio terá que fazer, portanto, estimativas sobre 1.325 variáveis. Se o número de ativos for igual a 100, a quantidade de estimativas passa para 5.150.

O modelo simplificado de Sharpe assume que o co-movimento entre os ativos de risco deve-se a uma influência comum de mercado que pode ser representada por um índice. Este índice é utilizado na estimação da matriz de correlação e diminui a quantidade de estimativas exigidas pelo modelo anterior.

A observação de ativos de risco mostra que, quando o mercado, representado por um índice, se move para cima, a maioria das ações tende a apresentar valorização e, quando ele se move para baixo, o inverso ocorre. Esse comportamento sugere que os ativos respondem de forma semelhante às modificações de mercado e que, portanto, uma medida de correlação pode ser obtida relacionando o retorno de uma ação ao retorno de um índice de mercado. Assim, o retorno de uma ação pode ser obtido por:

$$R_i = a_i + \beta_i R_m \quad (11)$$

Onde:

a_i é o componente do retorno do ativo i que é independente do desempenho do mercado – uma variável aleatória

R_m é taxa de retorno do mercado – igualmente uma variável aleatória

β_i é a constante que mede a variação esperada no retorno do ativo i dada uma variação do retorno do mercado quando representado por um índice

Aqui é conveniente decompor o termo a_i em dois componentes:

$$a_i = \alpha_i + e_i \quad (12)$$

Onde:

α_i é o valor esperado de a_i

e_i representa o componente aleatório de a_i e tem valor esperado igual à zero

Assim, a equação do retorno de um ativo pode ser reescrita como:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i \quad (13)$$

Se denotarmos o desvio padrão das variáveis e_i e R_m por σ_{ei}^2 e σ_m^2 , respectivamente, e derivarmos o desvio padrão e a covariância quando o *single index model* é utilizado para representar o movimento conjunto dos ativos, teremos a variância dos retornos de um ativo dada por:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{ei}^2 \quad (14)$$

E a covariância dos retornos verificada entre os ativos dada por:

$$\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2 \quad (15)$$

Assim, voltamos para o cálculo do retorno e da variância de um portfólio no modelo de um índice. O retorno esperado de um portfólio, como foi visto no modelo anterior, é dado por:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^M X_i \bar{R}_i \quad (16)$$

Substituindo \bar{R}_i temos:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^M X_i \alpha_i + \sum_{i=1}^M X_i \beta_i \bar{R}_m \quad (17)$$

Da mesma forma, como vimos anteriormente, a variância de um portfólio é dada por:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \sigma_{ij} \quad (18)$$

Substituindo σ_i^2 e σ_{ij} temos:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^N X_i^2 \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N X_i X_j \beta_i \beta_j \sigma_m^2 + \sum_{i=1}^N X_i^2 \sigma_{ei}^2 \quad (19)$$

Como é possível perceber pela forma da variância do portfólio, a quantidade de informação é drasticamente reduzida neste modelo em função da utilização de um índice ao qual todos os ativos são relacionados.

2.3 TEORIA DOS MERCADOS EFICIENTES

Os modelos clássicos de gestão de portfólios, amplamente utilizados nos mercados financeiros e de capitais, partem do pressuposto de que os mercados são eficientes. Como consequência desse pressuposto, parte dos portfólios de investimento no mundo inteiro é construída tendo como pilar fundamental a hipótese de que os retornos esperados para cada um dos ativos que os compõem obedecem a uma distribuição de probabilidades do tipo normal. Esse seria o comportamento esperado dos retornos se a hipótese de eficiência fosse válida. Entretanto, estudos empíricos mostram que os retornos no mundo real se distribuem de acordo com uma distribuição conhecida como *stable paretian*, na qual a expectativa de ocorrências extremas é significativamente maior do que aquela esperada quando os retornos são normalmente distribuídos (VINCE, 1992).

Conforme observa Damodaram (1996), a questão da eficiência de mercado é fonte de polêmica entre acadêmicos e estudiosos do assunto, haja vista os diversos estudos realizados (Ver FAMA, 1970). A posição de Damodaram revela o grau de controvérsia que envolve o tema:

“A eficiência do mercado foi testada em centenas de estudos ao longo das últimas décadas. A evidência destes estudos tem sido às vezes contraditória, pois os pesquisadores examinaram as mesmas questões de várias formas diferentes, utilizando diferentes técnicas estatísticas e períodos de tempo distintos para seus testes. O pêndulo da opinião de consenso tem se movimentado entre a visão de que os mercados são, em sua grande maioria, eficientes e a visão de que há ineficiências significantes nos mercados financeiros”.

Embora o termo “eficiência” seja utilizado para denotar diferentes fenômenos econômicos, ele adquiriu um significado muito específico para a área das finanças. Neste aspecto do estudo da economia, mercados de capitais eficientes são aqueles nos quais os preços refletem instantaneamente todas as informações relevantes disponíveis sobre cada um dos ativos negociados (ELTON e GRUBER, 1995).

Tal concepção parte da premissa de que, dado um determinado nível de risco escolhido por um investidor segundo a sua função de utilidade, este investidor não poderia obter um retorno superior ao oferecido pelo mercado. Para entendimento mais profundo sobre a questão que envolve a eficiência (ou ineficiência) dos mercados, cabe uma breve revisão sobre o objetivo e o funcionamento dos mercados financeiros e de capitais.

O objetivo do mercado de capitais é a transferência eficiente de fundos entre financiadores e tomadores de empréstimos. Tanto para os financiadores quanto para os tomadores de recursos, a existência de um mercado de capitais facilita o encontro desses agentes e permite a alocação eficiente dos recursos disponíveis nas oportunidades de investimento existentes.

Indivíduos ou firmas podem ter um excesso de oportunidades de investimento produtivo com taxas de retorno conhecidas que excedam a taxa de aplicação determinada pelo mercado, mas podem não ter recursos suficientes para explorar tais oportunidades. Estes agentes tenderão a buscar recursos junto aos agentes que tenham recursos disponíveis. Da mesma forma, financiadores podem ter excesso de recursos após exaurir todas as suas alternativas de investimento produtivo que apresentavam taxas de retorno esperado superior às taxas de aplicação determinadas pelo mercado. Estes agentes tenderão a buscar alternativas de investimento para os seus recursos (FARHI, 1998).

A função primordial do mercado de capitais é a alocação do estoque de capital da economia. Em termos gerais, um mercado ideal é aquele no qual os preços proporcionam sinais precisos para a alocação de recursos. Dito de outra forma, um mercado ideal é aquele que permite aos investidores escolherem entre ações que representam a propriedade sobre as atividades das empresas sob a suposição de que os preços, em qualquer momento, refletem completamente toda a informação disponível. Um mercado que funciona de tal forma que, a todo instante, os preços refletem toda a informação disponível, é dito *eficiente* (VARIAN, 1991).

A busca dos agentes econômicos para obter a melhor alocação de recursos possível será uma função dos objetivos de cada um desses agentes e do grau de risco escolhido por cada um deles. Segundo a teoria da utilidade esperada, os agentes econômicos agem de forma racional e com o objetivo de maximizar as suas funções de utilidade (MILLER, 1981). A tomada de decisão em situações que envolvem risco seria uma escolha entre possibilidades ou jogos que apresentam resultados possíveis. Essas possibilidades, ou jogos, seriam contratos do tipo $(x_1, p_1; \dots; x_n, p_n)$ que apresentam retorno x_i com probabilidade associada p_i , onde $p_1 + p_2 + \dots + p_n = 1$.

$\dots + p_n = 1$. A aplicação da teoria da utilidade esperada para a escolha entre as possibilidades tem como base três princípios:

(i) Expectativa: $U(x_1, p_1; \dots; x_n, p_n) = p_1 u(x_1) + p_2 u(x_2) + \dots + p_n u(x_n)$.

Ou seja, a utilidade total de um jogo é a soma da utilidade esperada de seus resultados.

(ii) Integração de Ativos: w é aceitável na posição de ativos $(x_1, p_1; \dots; x_n, p_n)$ se

$$U(w + x_1, p_1; \dots; w + x_n, p_n) > u(w)$$

Ou seja, uma possibilidade é aceitável na integração com outros ativos se a utilidade resultante da integração excede a utilidade desses ativos.

(iii) Aversão ao Risco: u é uma função côncava ($u'' < 0$)

Ou seja, uma pessoa é avessa ao risco se preferir certa possibilidade $u(x)$ a qualquer outra possibilidade de risco com valor esperado x .

Para Fama (1965), a eficiência dos mercados se dá em termos da diferença entre o retorno esperado pelos investidores com base em um conjunto específico de informações e o retorno efetivo obtido em função do preço praticado nas transações dos ativos. Os mercados são eficientes quando o valor esperado para esta diferença é igual à zero. Sendo assim, na situação de eficiência não existe a possibilidade de obtenção de retornos anormais ou superiores dado um determinado nível de risco.

A hipótese de mercado eficiente é a simples declaração de que os preços dos ativos refletem completamente toda a informação disponível. A pré-condição para que essa forte hipótese seja verdadeira é de que a informação e os custos de transação, ou seja, os custos de fazer com que os preços reflitam essa informação, sejam sempre zero. (GROSSMANN e STIGLITZ, 1980 in FAMA, 1991). Outra versão menos importante e economicamente mais sensata da hipótese da eficiência diz que os preços refletem a informação até o ponto em que os benefícios marginais obtidos através da utilização da informação (os lucros) não excedem os custos marginais gerados pela obtenção e utilização dessa mesma informação (JENSEN, 1978 in FAMA 1991).

Para Copeland (1992), um mercado de capitais perfeito teria as seguintes características:

- (i) Mercados livres de atrito, ou seja, inexistência de custos transação ou taxas; ativos perfeitamente divisíveis e negociáveis e inexistência de regras restritivas;
- (ii) Concorrência perfeita no mercado de capitais. Isto significa que todos os participantes seguem um comportamento de tomadores de preços;
- (iii) Mercados eficientes em termos de informações. A informação tem custo zero e é assimilada instantânea e simultaneamente por todos os participantes;
- (iv) Todos os participantes são racionais e agem para maximizar suas funções de utilidade esperadas.

De acordo com Fama e Macbeth (1973), para que o mercado de capitais seja eficiente, os preços dos títulos negociados devem ser justos, isto é, todos os participantes (compradores e vendedores) devem ter conhecimento sobre os prováveis retornos futuros. A determinação do preço justo está intimamente relacionada à eficiência no processamento das informações, ou seja, qualquer informação disponível estaria incorporada aos preços das ações instantaneamente e simultaneamente por todos os participantes. Desse modo, não haveria espaço para qualquer ganho superior através da utilização da informação disponível.

Na visão de Damodaram (1996):

“Um mercado eficiente é aquele em que o preço dos ativos é uma expectativa não-tendenciosa do valor real do investimento”.

Na sua conceituação, os preços do mercado não têm necessariamente que espelhar o preço justo das ações a todo o momento, ou seja, podem existir ações subavaliadas ou superavaliadas. No entanto, a probabilidade de encontrar tais ativos não compensaria o custo de encontrá-los. Outro aspecto relevante da discussão é de que existem diferentes graus de eficiência no mercado em relação aos investidores. Isto ocorre porque os custos, principalmente os custos de transação, são diferentes de investidor para investidor.

A teoria dos mercados de capitais eficientes, entretanto, recai muito especialmente sobre o pressuposto da informação perfeita. De acordo com estudos apresentados por Fama (1970), a teoria dos mercados eficientes poderia ser subdividida em três categorias, de acordo com diferentes tipos de informação:

- (i) Forma Fraca de Eficiência: nenhum investidor poderia obter retornos em excesso mediante a análise dos preços históricos. Em outras palavras, as informações contidas nos preços (ou retornos) passados não seriam úteis ou relevantes na obtenção de retornos extraordinários.
- (ii) Forma Semiforte de Eficiência: nenhum investidor poderia obter retornos extraordinários baseado em quaisquer informações públicas (relatórios anuais de empresas, notícias publicadas em revistas, jornais, etc.). Os preços rapidamente se ajustariam às novas informações.
- (iii) Forma Forte de Eficiência: nenhum investidor poderia obter retornos anormais usando qualquer informação, mesmo com base em dados confidenciais que não foram tornados públicos.

A hipótese de eficiência dos mercados tem enorme relevância para a análise de investimentos. Se todas as formas de eficiência forem suportadas por evidências empíricas, a própria ciência da análise de investimentos estaria comprometida, pois não haveria possibilidade de obtenção de retornos superiores através da análise de investimentos. Obviamente, este não é o caso, já que boa parte das suposições envolvidas na teoria da eficiência são, quando muito, aproximações da realidade.

3 FINANÇAS COMPORTAMENTAIS E ANOMALIAS DE MERCADO

Em função da controvérsia envolvendo o pressuposto da eficiência de mercado, teorias alternativas foram elaboradas para justificar possíveis fontes de ineficiência. Entre as mais reconhecidas, destaca-se a Teoria das Finanças Comportamentais, segundo a qual os agentes agem de maneira distinta quando enfrentam situações de risco. Apresentada em estudo elaborado por Daniel Kahneman e Amos Tversky, em 1979, esta teoria pretende explicar o comportamento discrepante dos agentes nos domínios positivo e negativo da função de utilidade em situações de risco. No domínio positivo, tal comportamento estaria de acordo com a teoria da utilidade esperada, enquanto que no domínio negativo o comportamento seria inverso e, portanto, violaria o princípio da utilidade esperada. Os elementos que compõem a Teoria das Finanças Comportamentais são mostrados na primeira seção deste capítulo.

O comportamento dos agentes com relação ao domínio negativo das situações de risco levaria os mercados a operarem de forma não-eficiente e seria gerador de *anomalias*, ou seja, resultados incompatíveis com o paradigma da racionalidade dos agentes. Tais anomalias foram estudadas e apresentadas por Richard Thaler em diversos ensaios publicados consecutivamente no *Jornal of Economic Perspectives* entre os anos de 1987 e 2001, todos sob o título *Anomalies*. Os referidos ensaios formam uma base empírica para desenvolver um argumento de contestação à teoria dos mercados eficientes. Essas anomalias foram observadas também na análise do comportamento dos preços dos ativos e seriam provocadas pela ação não-racional dos agentes econômicos. Pela relevância desses estudos no entendimento de possíveis causas de ineficiências presentes no funcionamento dos mercados, faz-se na segunda seção do capítulo uma resenha das anomalias registradas em tais estudos.

3.1 FINANÇAS COMPORTAMENTAIS

A Teoria das Finanças Comportamentais, originada em importante *paper* elaborado por Kahneman e Tversky (1979) sob o título *Prospect Theory: An Analysis of Decision Under*

Risk, formula uma crítica à Teoria da Utilidade Esperada como modelo de análise das tomadas de decisão do agentes econômicos em situações que envolvem risco.

Estudos com base na Teoria da Finanças Comportamentais foram realizados por Richard Thaler e seus resultados foram apresentados em diversos ensaios publicados consecutivamente no *Jornal of Economic Perspectives* entre os anos de 1987 e 2001, todos sob o título *Anomalies*. O segundo item desta seção aborda alguns exemplos das anomalias de mercado estudadas e apresentadas nestes ensaios, as quais foram observadas com base em respostas obtidas de alunos de universidades para problemas hipotéticos de escolha, conforme demonstram os ensaios.

Os resultados dos testes conduzidos por Thaler nos estudos mencionados demonstraram uma série de fenômenos que violam os princípios da Teoria da Utilidade Esperada, pois ilustram comportamentos comuns das pessoas com relação às situações de risco que não são capturados pelos modelos de utilidade esperada.

Uma das discrepâncias mais gritantes com relação à Teoria da Utilidade Esperada é o chamado *Efeito Reflexo*. Os testes demonstraram que as pessoas apresentam comportamento de aversão ao risco no domínio positivo dos resultados dos jogos, o que estaria de acordo com a Teoria da Utilidade Esperada, mas apresentam comportamento contrário no domínio negativo. Quando a expectativa dos jogos é negativa, é possível observar uma inversão da curva de utilidade, pois o comportamento é de procura pelo risco. Assim, a imagem da curva de utilidade se mostra como o reflexo de um espelho, no qual a imagem da curva no domínio positivo é o inverso da imagem da curva no domínio negativo. A figura 2 apresenta a curva de utilidade segundo o *Efeito Reflexo* (note que, apesar do termo reflexo, a curva no quadrante negativo é mais inclinada do que a curva no quadrante positivo):

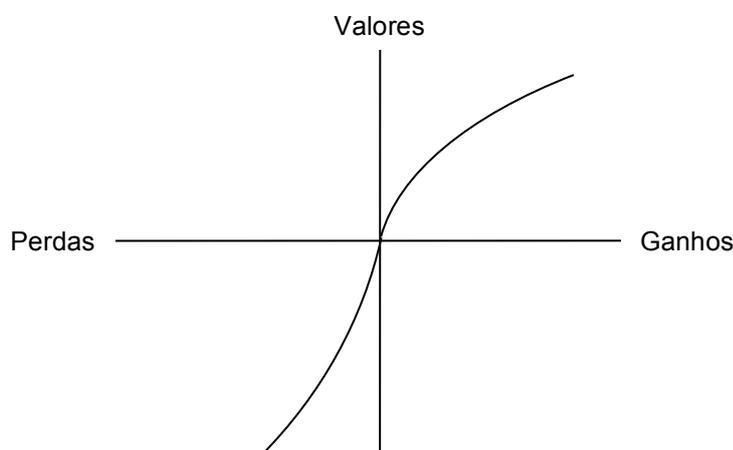


Figura 2. Representação da função de utilidade nos domínios positivo e negativo em situações de risco (Efeito Reflexo), segundo a Teoria das Finanças Comportamentais (Kahneman e Tversky, 1979).

Outro efeito verificado pelos pesquisadores foi o *Efeito Isolamento*. Segundo a observação empírica obtida nos testes realizados, as pessoas tendem a focar sua atenção nas características distintivas dos problemas e desconsiderar as características comuns aos mesmos na tentativa de simplificar o processo de tomada de decisão. Essa abordagem, entretanto, produz resultados inconsistentes com aqueles esperados para agentes racionais, pois as características dos problemas podem ser decompostas de diferentes formas e diferentes decomposições podem levar a diferentes curvas de preferência.

A Teoria das Possibilidades pressupõe duas fases distintas no processo de decisão: (i) a revisão das informações e (ii) a avaliação das informações. A fase de revisão consiste em uma análise preliminar das possibilidades envolvidas nos problemas, enquanto a fase de avaliação consiste em identificar os resultados que oferecem o maior valor e escolher aquele que maximiza a utilidade do investidor.

Grande parte das anomalias apresentadas nas preferências dos investidores está associada à fase de verificação das possibilidades. Algumas dessas anomalias foram objetos de estudos do Prof. Richard Thaler são apresentadas nos estudos a seguir.

3.2 ANOMALIAS DE MERCADO

Thaler (1987) busca a explicação de Thomas Kuhn para o que sejam anomalias: “*uma anomalia é um resultado inconsistente com o presente paradigma econômico*”. Neste caso, o paradigma econômico refere-se à crença de que o comportamento dos agentes pode ser explicado assumindo que estes têm preferências estáveis e bem definidas e que fazem escolhas racionais e consistentes com essas preferências. Um resultado empírico é anômalo, portanto, se for difícil racionalizá-lo ou se pressupostos implausíveis forem necessários para explicá-lo dentro deste paradigma.

O Efeito Janeiro

No primeiro artigo publicado por Richard Thaler sob o título *Anomalies*, o autor apresenta uma anomalia bastante conhecida dos mercados de capitais: o Efeito Janeiro. Esse efeito de sazonalidade, verificado por Rozeff e Kinney (1976), mostra que a média dos retornos apresentados pela *New York Stock Exchange* no período 1904-1974 foi de 3,5% para o mês de janeiro contra apenas 0,5% dos demais meses. Ou seja, um terço dos retornos ocorreu apenas no mês de janeiro!

Uma explicação possível para esse efeito foi trazida por Marc Reinganum (1983 in THALER, 1987). Segundo este autor, o efeito de crescimento das cotações foi verificado exclusivamente nas ações de baixa capitalização que apresentaram perdas no ano anterior e seria causado por investidores interessados em realizar vendas para reduzir a “perda” causada pelos impostos. O argumento é de que os preços das ações que apresentaram queda continuariam a declinar nos meses finais do ano em função da pressão de venda motivada pela realização de perdas de capital para evitar impostos. Estes preços voltariam a subir após a virada do ano quando a pressão de venda se extinguisse.

Embora esse argumento tenha seus méritos, cabe ressaltar que esse tipo de comportamento está longe de ser caracterizado como um comportamento racional dos agentes. Ainda que a hipótese de venda para evitar a perda de impostos seja válida e que alguns investidores vendessem ações, o comportamento racional do mercado seria a antecipação de outros investidores que, sabendo de antemão sobre esse tipo de comportamento, operariam de forma especulativa com esses papéis para obter retornos

superiores, o que traria como consequência a eliminação dessa anomalia. Não foi, entretanto, o que ocorreu ano após ano no mercado americano.

No intuito de investigar a hipótese de venda de ações para realização de perdas e redução de impostos, outros pesquisadores conduziram estudos semelhantes em outros países. Gultekin e Gultekin (1983 in THALER, 1987) verificaram padrões sazonais em 16 países e os resultados apontaram para efeitos semelhantes aos obtidos no mercado americano, com retornos no mês de janeiro excepcionalmente elevados em 15 destes. De fato, segundo os estudos realizados por estes pesquisadores, o efeito janeiro no mercado americano foi significativamente menor do que o mesmo efeito verificado em países como a Itália, a Bélgica e a Holanda.

As evidências de estudos internacionais sugerem que, embora contribuam para o efeito de elevação dos preços das ações nos meses de janeiro, os impostos não são a única explicação para tal anomalia. No Japão, onde não há impostos sobre ganhos de capital ou a possibilidade de compensação de impostos com eventuais perdas, o efeito janeiro também ocorre (KATO e SCHALLHEIM, 1985 in THALER, 1987), assim como no Canadá, onde até 1972 não havia impostos sobre ganhos de capital (BERGERS, McCONNELL e SCHLARBAUM, 1984 in THALER, 1987), e na Inglaterra e Austrália, onde os anos fiscais iniciam em abril e julho, respectivamente¹. Por outro lado, é possível que esses movimentos identificados em mercados onde não há associação com impostos sejam derivados da integração com outros mercado onde os impostos influenciam de forma relevante a tomada de decisão dos investidores. Ou seja, tais movimentos seriam função da interdependência entre os mercados.

Em estudo de avaliação do *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), Tinic e West (1984 in THALER, 1987) verificaram que o retorno para ações de maior risco (ações com $\beta > 1$) ocorre apenas em janeiro e que nos demais meses o retorno apresentado pelas ações de maior risco não são superiores. Ou seja, o risco das ações com $\beta > 1$ não é compensado por retornos superiores àqueles apresentados pelo mercado como um todo e, portanto, a validade do CAPM seria um fenômeno exclusivo dos meses de janeiro.

Outra contribuição para a discussão sobre efeitos sazonais vem de estudo conduzido por Keim (1986 in THALER, 1987). Segundo suas conclusões, duas anomalias foram verificadas na avaliação dos retornos apresentados por ações que pagam altos dividendos.

¹ Embora seja possível verificar a ocorrência de retornos superiores no mês de janeiro, tanto na Inglaterra como na Austrália, os retornos são igualmente elevados no primeiro mês dos anos fiscais nestes países, o que sugere

Supostamente, os retornos de tais ações deveriam ser superiores para compensar os impostos pagos sobre dividendos. Entretanto, os maiores retornos estão associados às ações que não pagam dividendos e os retornos superiores, tanto para o grupo de ações que paga dividendos quanto o grupo de ações que não paga, estão concentrados no mês de janeiro.

Uma vez identificadas tais anomalias, a pergunta natural que surge é: seria possível explorar tais anomalias de forma rentável? Embora a resposta a esta pergunta não possa ser dada de forma tão simples, tal fato não torna estas anomalias menos interessantes. Os custos de transação, bem como os especialmente largos *spreads* entre os preços de compra e venda de ações de baixa liquidez parecem diminuir as oportunidades de operações lucrativas oferecidas por anomalias como esta, mas resta posta a questão do por quê da existência de tais anomalias.

Efeitos fim-de-semana, feriado, virada do mês e intra-dia

Se os retornos de um determinado dia são determinados pela variação (mais dividendos) entre o valor de fechamento do dia anterior e o valor de fechamento do dia em questão, seria de se esperar que os retornos de uma segunda-feira fossem superiores ao retorno dos demais dias, uma vez que há três dias entre o fechamento de sexta-feira e o fechamento de segunda-feira. De fato, seria de se esperar que os retornos fossem três vezes superiores aos retornos de um dia normal. Essa hipótese, entretanto, não é consistente com os dados empíricos.

A sabedoria comum sobre os mercados é de que os preços tendem a declinar nas sextas-feiras por que os investidores têm receio de manter suas posições ao longo do fim-de-semana, onde o risco de eventos inéditos alterarem os preços dos ativos seria superior. As evidências trazidas por Cross (1973 in THALER, 1987), no entanto, apontam para a direção oposta. Segundo seus estudos sobre as variações do índice *Standard and Poor's* no período 1953 a 1970, o índice subiu 62% das sextas-feiras e apenas 39,5% das segundas-feiras, sendo as médias dos retornos desses dias iguais a 0,12% e -0,18%, respectivamente. Segundo Cross, “a probabilidade de uma diferença dessa magnitude ocorrer por acaso é menor do que uma em um milhão”. Estudos de French (1980 in THALER, 1987) sobre o mesmo índice no período 1953 a 1977 apresentam uma média de retorno para as segundas-feiras de -0,168% e corroboram as evidências apresentadas por Cross. Para as amostras de subperíodos de 5 anos, a média das segundas-feiras permanece negativa. Todos os demais dias apresentam médias de

retornos positivas, sendo as quartas e as sextas-feiras os dias que apresentam as médias mais altas.

A análise dos pesquisadores mostrou, entretanto, que a queda dos preços ocorre durante o fim-de-semana, pois a média de retorno entre a abertura e o fechamento das segundas-feiras é positiva. Assim, o “efeito segunda-feira” passou a ser conhecido como “efeito fim-de-semana”. Tais resultados foram obtidos por Rogalski (1984 in THALER, 1987) em estudos sobre os índices DJIA e S&P 500 nos períodos de outubro de 1974 a abril de 1984 e de janeiro de 1979 a abril de 1984, respectivamente.

Lakonishok e Smidt (1987 in THALER, 1987) apresentaram evidências de que os dias anteriores aos feriados apresentam retornos médios de 0,219% contra retornos médios de 0,0094% para os demais dias do ano, o que corresponde a uma taxa de 23 para um. Esses números são respaldados por um fato impressionante: nos 90 anos anteriores a 1987, 51% dos ganhos de capital obtidos no *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) ocorreram em aproximadamente dez dias por ano que antecederam os feriados. Em estudo sobre o comportamento de 160 dias que antecederam feriados no período de 1963 a 1982, Ariel (1985 in THALER, 1987) obteve como resultado uma média de retorno de 0,529% para os dias pré-feriados contra 0,056% para os demais dias quando analisado um índice de ações não ponderado e de 0,365% contra 0,026% quando analisado um índice de ações ponderado pelo valor de mercado das ações.

Estudo conduzido também por Ariel (1987 in THALER, 1987) apresentou um padrão interessante para o comportamento dos retornos dentro dos meses. No período entre 1963 e 1981, todos os retornos positivos ocorreram na primeira metade dos meses. Esse estudo foi aprofundado por Lakonishok e Smidt que apresentaram resultados igualmente surpreendentes. Em uma série de 90 anos do DJIA, nos quatro dias em torno da virada dos meses (iniciando no último dia de cada mês e terminando no terceiro dia do mês subsequente) o retorno médio foi de 0,473% contra 0,0612% dos demais períodos de quatro dias. Esse resultado é superior à média total dos meses, igual a 0,35%. Ou seja, depois dos quatro dias em torno da virada do mês, o DJIA, na média, cai!

Anomalias semelhantes foram encontradas por Lawrence Harris (1986 in THALER, 1987) no comportamento dos preços intra-dia. O pesquisador verificou que os preços sobem significativamente nos primeiros 45 minutos de pregão, exceto nas segundas-feiras, quando a queda dos preços nesse período tende a prolongar o “efeito fim-de-semana”. Outra evidência é de que os retornos tendem a ser maiores nos últimos instantes do pregão, sendo

especialmente altos nas últimas transações. A hipótese de que tais resultados se devessem aos erros nas informações ou à manipulação dos preços por *market makers* foi rejeitada por Harris em estudos subsequentes.

A maldição dos vencedores

Uma parábola trazida por Thaler (1988) é ilustrativa da maldição dos vencedores:

*“Da próxima vez que você estiver sem dinheiro para o almoço, tente realizar o seguinte experimento na sua classe. Pegue um jarro, coloque algumas moedas dentro e anote o valor total das moedas. Agora faça um leilão do jarro (oferecendo pagar ao vencedor o valor das moedas em notas para controlar a aversão aos trocados). As chances são grandes de que o seguinte aconteça: (1) a oferta média será significativamente menor do que o valor das moedas (os ofertantes são avessos ao risco); (2) a oferta vencedora será significativamente maior do que o valor das moedas. Assim você terá dinheiro para o almoço e os seus alunos terão aprendido uma lição sobre a ‘maldição dos vencedores’”.*²

A evidência de ocorrência da maldição dos vencedores em mercados organizados constitui uma clara anomalia, já que tal fato não aconteceria se todos os agentes se comportassem de maneira racional (ver COX e ISAAC, 1984). Entretanto, a ação racional em esquemas de leilão pode ser bastante difícil, pois seria necessário que todos os ofertantes pudessem distinguir entre o valor esperado do bem leilado, dadas certas informações previamente conhecidas, e o valor esperado do bem leilado condicionado à oferta vencedora do leilão.

Segundo Thaler (1988), a maldição dos vencedores é um protótipo do tipo de problema onde ocorrem ilusões cognitivas (uma tarefa mental que induz a maioria dos sujeitos a cometerem erros sistemáticos) que impedem os agentes de atuarem de maneira racional nos esquemas de leilão e, portanto, ocasionam anomalias nos mercados.

² Tradução livre do autor. De Thaler, R. *Anomalies: The Winner's Curse. Journal of Economic Perspectives, Vo.1 2, Number 1, Winter 1988, pages 191-202.*

Tahler traz como exemplo um leilão de direitos de exploração de petróleo sobre determinada área. Assumindo que os direitos têm o mesmo valor para todas as empresas, que cada empresa obtém estimativas de seus especialistas sobre o valor dos direitos e que essas estimativas são não viesadas de forma que a média das estimativas é igual ao valor dos direitos, qual seria o resultado do leilão? Dada a dificuldade de se estimar a quantidade de petróleo em uma determinada área, as estimativas dos especialistas variariam significativamente, umas muito para cima e outras muito para baixo. Uma vez que a estimativa de valor dos direitos depende da estimativa da quantidade de petróleo a ser explorada, mesmo que a empresa dê um lance abaixo daquele valor projetado pelos seus especialistas, tende a ganhar aquela empresa que projetou o maior valor para os direitos de exploração da área. Neste caso, a empresa vencedora do leilão tenderá a ter um prejuízo, caso a estimativa dos especialistas esteja muito abaixo do valor dos direitos, ou a ter resultados abaixo daqueles esperados, caso o valor dos direitos seja ligeiramente inferior à estimativa dos especialistas.

Dois fatores concorrem em um leilão deste tipo: um aumento no número de participantes eleva as chances de que haja uma estimativa com maior dispersão em torno do valor do bem leiloadado e, portanto, será necessário fazer uma oferta mais agressiva, o que, por sua vez aumenta as chances de que a sua própria estimativa esteja superestimada.

A historia citada acima, sobre leilão de trocados, foi de fato extraída de experimento conduzido por Bazerman e Samuelson (1983 in THALER 1998).

Mercados de Apostas tipo *Parimutel*: Corridas de Cavalos e Loterias

Embora o estudo dos mercados de capitais seja alvo constante da análise do grau de eficiência do comportamento dos agentes econômicos, os jogos de azar são um ambiente ainda mais propício para esse tipo de análise. Esse argumento se deve a simples razão de que, ao contrário dos mercados de capitais, os jogos de azar apresentam resultados que, a partir de um determinado momento, são precisamente definidos e geram *feed back* instantâneo para os jogadores, facilitando o aprendizado. A ausência dessa característica nos mercados de capitais dificulta o trabalho de avaliação do grau de racionalidade dos agentes.

No caso das corridas de cavalos, se assumirmos que os apostadores são maximizadores das suas expectativas e que suas expectativas são construídas de forma

racional, então duas definições de eficiência para esses “mercados” poderiam ser consideradas:

- (i) Nenhuma aposta deveria ter valor esperado positivo (condição fraca);
- (ii) Todas as apostas deveriam ter valores esperados iguais a $(1 - t)$ vezes o valor da aposta, onde t é igual à probabilidade de vencer a aposta (condição forte).

Entretanto, embora as corridas de cavalos se aproximem razoavelmente de uma situação de eficiência, ambas as condições são violadas, demonstrando a presença de anomalias nesse tipo de “mercado”.

A explicação para esse tipo de anomalia está associada a um comportamento denominado como sendo “localmente de procura por de risco”. Nestes casos, os apostadores apresentam uma relação de risco/retorno inversa que corrobora a idéia já apresentada de *Efeito Reflexo* para as curvas de utilidade.

Loterias são, na grande maioria dos casos, maus investimentos para investidores racionais, já que a expectativa de retorno é frequentemente negativa. De outra forma não haveria possibilidade de lucro para o promotor do jogo o que, em última análise, é a razão da existência das loterias. Entretanto, é possível obter valores esperados positivos, pois diversos números são impopulares junto ao público. Ora, esse tipo de padrão é absolutamente contrário a qualquer argumento racional para a escolha de números, embora esse pareça ser o caso nos jogos de loterias.

Cooperação

Geralmente, as teorias econômicas, e em especial as teoria dos jogos, tomam como pressuposto básico a ação racional e egoísta dos agentes. Este é o caso nas previsões sobre o comportamento dos jogadores em jogos como o “dilema dos prisioneiros”, no qual se espera a delação por parte de um dos prisioneiros, ou na utilização de bens públicos, onde surge a figura o “caroneiro”. Em ambos os casos, assim com em diversos outros, a ação esperada é aquela identificada como sendo a estratégia dominante e que maximiza os resultados dos agentes que a adotam, independente dos resultados que estas possam produzir para os demais jogadores. Ou seja, espera-se que os jogadores sejam suficientemente inteligentes para identificar a estratégia dominante e que a adotem sem considerações éticas sobre os efeitos desta estratégia sobre outras pessoas.

Entretanto, em ambientes de cooperação ou de jogos de múltiplas jogadas, nos quais considerações éticas passam a participar das decisões dos agentes, esses pressupostos são frequentemente violados. Este é o caso quando pessoas vão a restaurantes nos quais provavelmente nunca mais voltarão e, ainda assim, dão gorjetas.

Seja qual for o comportamento que leva à violação dos pressupostos clássicos das teorias econômicas, o fato é que há um componente ético envolvido nas decisões. Algumas análises conduzidas por pesquisadores e apresentadas por Thaler (1988), sugerem a existência desse componente.

Também são verificadas anomalias em experimentos sobre bens públicos em testes de uma tentativa, onde a teoria econômica utiliza a hipótese do “caroneiro” na sua forma forte, ou seja prevê a adoção da estratégia dominante de Nash. Neste caso, um agente se eximiria de contribuir para o bem público na esperança de que os demais agentes contribuíssem e o primeiro tivesse o maior retorno possível, qual seja manter o valor que deveria ter sido dado em favor do bem público e obter parte do valor que fosse contribuído pelos demais agentes e que seria dividido entre todos.

Este, entretanto, não é o resultado dos experimentos, os quais suportam tão somente uma forma fraca da hipótese do “caroneiro”. Nesta forma, a hipótese é de que algumas pessoas irão “pegar carona”, o que geraria um resultado subotimizado para o bem público, mas superior a zero em função de contribuições maiores por parte dos participantes. Essa contribuição, a qual na média é de 40-60 por cento de contribuição para o bem público, tende a ser maior nos experimentos nos quais os participantes estão participando desse tipo de jogo pela primeira vez ou, ainda, em grupos de estudo com poucos participantes. Entende-se que nestes casos os participantes ainda não conseguem prever os resultados ou têm preocupação com o que os demais participantes possam pensar, ou seja, surge a questão ética como componente das decisões dos agentes. Interessante notar que quando esse mesmo experimento foi conduzido por Marvell e Ames (1981 in THALLER 1988) tendo como participantes os estudantes de Economia da Universidade Wisconsin os resultados encontrados foram de uma taxa de contribuição de apenas 20%, o que levou os pesquisadores a intitular o estudo “Economistas Pegam Carona, Mais Alguém o Faz? (*“Economists Free Ride, Does Anyone Else?”*)”.

Esta mesma redução na contribuição dos participantes é verificada em experimentos com múltiplas repetições (KIM e WALKER, 1984 in THALER, 1988). Imagina-se que esta redução seja função do processo de aprendizagem dos participantes que, após algumas

jogadas, identificam a estratégia dominante e passam a adotá-la. Entretanto, tal hipótese não é suportada por outros experimentos conduzidos por Isaac e Walker (1984 in THALER, 1988) nos quais, mesmo tendo participantes com experiência em jogos de múltiplas jogadas, os resultados médios encontrados para a primeira jogada foram de 50% de contribuição. O mesmo resultado foi obtido quando Andreoni (1987 in THALER, 1988) testou diretamente a hipótese de aprendizado conduzindo o experimento por 10 jogadas e reiniciando o experimento por mais 10 jogadas com os mesmos participantes. Neste caso, nas primeiras 10 jogadas a contribuição decresceu rapidamente, mas quando reiniciado o experimento a taxa de contribuição voltou a subir para uma média de 44% contra 48% da primeira rodada. Tais resultados refutam a hipótese de cooperação baseada em um baixo entendimento do experimento ou desconhecimento da estratégia dominante.

Uma popular explicação para a cooperação dentro e fora de ambientes de estudo seria o mecanismo de altruísmo recíproco, no qual as pessoas tenderiam a replicar as ações dos seus pares, respondendo generosidade com generosidade, cooperação com cooperação, hostilidade com hostilidade e delação com delação. Uma estratégia baseada nesse princípio é a do TIT-FOR-TAT. Nesta estratégia o jogador adota a cooperação como ação para a primeira jogada e passa a adotar a mesma ação do outro jogador na jogada seguinte. Essa estratégia se mostrou bem sucedida em diversos experimentos de dilemas sociais. Uma conclusão que surge desses experimentos é de que as pessoas tendem a cooperar até que identifiquem que as pessoas com as quais estão interagindo estejam tirando vantagem delas. Entretanto, em experimentos de repetição infinita, é possível que a estratégia de cooperação por norma gere bons frutos para aqueles que a praticam, pois outros seriam incitados a cooperar também e atrairiam outros cooperadores. Ainda, essa estratégia não seria possível para não cooperadores, pois seria impossível fingir cooperação por períodos extensos de tempo.

Ainda, a cooperação poderia ser explicada pelo puro altruísmo, ou “o prazer através do prazer dos outros”, embora o prazer obtido por tal ação possa ser considerado egoístico, já que o altruísmo é uma impossibilidade por definição. Outra possibilidade é a de que a cooperação seja uma razão nela mesma, independente dos resultados, ou seja, de que as pessoas, independente de resultados, optam por “fazer a coisa certa”, ou “fazer o bem” ou, ainda, “agir de forma honrada”.

A cooperação é ainda incrementada quando os agentes interagem entre eles em casos de dilemas sociais. Esta interação desencadearia preocupações éticas, o que levaria ao aumento da cooperação, especialmente quando os agentes acreditam que os benefícios dessa

cooperação serão auferidos por pessoas que pertencem a um mesmo grupo social com o qual se identificam ou quando há promessas de cooperação entre os participantes.

Em termos gerais, fica claro que existe o problema do “caroneiro” e que não se pode esperar que todas as pessoas contribuam para o bem público. Entretanto, a forma forte da hipótese do “caroneiro” claramente não se sustenta, como seria o esperado quando levadas em consideração as teorias econômicas clássicas que tomam como pressuposto a racionalidade e o egoísmo como princípio das ações dos agentes econômicos.

O Jogo do Ultimato

Em casos onde o consumidor identifica que a troca está gerando um benefício exagerado para a outra parte na divisão do excedente da produção, a tendência é que esta situação gere uma insatisfação que impede a aquisição de bens e serviços. Este é o caso em que o produtor pratica uma política de preços seletivos. Exemplos destas situações são preços praticados por hotéis ou empresas aéreas em momentos de demanda excessiva, como feriados e períodos de férias.

Essa prática se assemelha aos jogos de ultimato, nos quais a expectativa seria que os agentes agissem de forma racional e aceitassem qualquer tipo de barganha que maximizasse os seus resultados, independente dos resultados obtidos pelos demais participantes. Entretanto, assim como nos jogos, nas situações reais de ultimato ou prática abusiva de preços, a noção de justiça passa a vigorar na tomada de decisão dos agentes e os leva a contradizer os princípios clássicos da teoria dos jogos (racionalidade e egoísmo).

Não fica claro qual é o ponto de equilíbrio entre as posições adotadas por agentes puramente justos ou altruístas e agentes puramente jogares ou racionalmente egoístas. Todavia, parece certo que a ação dos agentes não se assemelha inteiramente a estes extremos e estão associadas diretamente ao contexto nos quais estes dilemas emergem.

Uma Caminhada Invertida por Wall Street

Poucas noções são sustentadas tão firmemente pelo mundo acadêmico quanto a eficiência dos mercados de capitais e o equilíbrio dos preços das ações em relação aos seus valores intrínsecos. Isto significa que, para os acadêmicos, o preço das ações refletem a todos os momentos a previsão racional do valor presente de futuros pagamentos de dividendos.

Também associada a esta noção é a hipótese de que os preços futuros das ações são imprevisíveis e que os mercados de capitais eficientes “não tem memória”, ou seja, não é possível prever preços futuros com base em preços passados.

A razão para esta crença é de que se a previsão dos preços fosse possível os investidores comprariam ativos com preços baixos e venderiam na alta e que as forças competitivas do mercado e a arbitragem racional eventualmente eliminariam esta possibilidade pelo ajuste dos preços e que, a partir daí, os preços novamente passariam a se mover aleatoriamente em resposta a eventos imprevisíveis.

Mas a ideia de que a irracionalidade dos agentes participa dos mercados e determina os preços dos ativos é advogada por diversos pesquisadores. Muitos acreditam na existência de investidores racionais que operam com base em informações e corretas distribuições de probabilidade dos retornos esperados, assim como de investidores irracionais que operam sem informações e com base em incorretas distribuições de retornos. Em um mundo onde investidores irracionais participam do mercado não existe certeza teórica de que os preços dos ativos sejam iguais aos seus valores intrínsecos, mas, se existir uma tendência de tais preços de gravitar em torno do valor de equilíbrio determinado pelos fundamentos associados a cada empresa, eles serão, de alguma forma, previsíveis.

A questão sobre a previsibilidade dos preços das ações é antiga. Artigos famosos de Fama (1965) e (1988 in THALER, 1988) apresentam resultados contraditórios, por exemplo. Mas de fato parece haver algum tipo de previsibilidade no preço das ações, embora possa ser discutida a capacidade dos agentes de utilizar tal previsibilidade de forma consistente a ponto de obterem retornos superior e consistentes ao longo do tempo, uma vez que as fontes de ineficiência variam rapidamente. Assim, uma determinada estratégia de compra e venda de ativos que apresenta resultados positivos durante um determinado momento de mercado pode ser inviabilizada pelo retorno do mercado ao ponto de equilíbrio.

Especialmente na observação de longo prazo, ou de ações que apresentam variações de preços extremas, estudos evidenciam a existência de correlação serial negativa entre os retornos. Esses resultados sugerem um comportamento dos preços de “reversão para a média”. Após os estudos de Fama (1965) que levaram à conclusão de que os preços obedecem a um padrão de caminhada aleatória, embora exista alguma correlação serial positiva (considerada muito baixa para ter significância econômica), em estudos posteriores conduzidos por French e Roll (1986 in THALER, 1988) em períodos maiores, os resultados revelaram forte correlação serial negativa entre os retornos diários. O próprio Fama,

juntamente com French (1988 in THALER, 1988), em procedimento no qual os retornos de um período de tempo T de uma ação foram regredidos sobre os retornos de um índice de mercado no mesmo período, obteve consideráveis reversões de média indicadas por regressões com ângulo negativo nos retornos mensais analisados sobre períodos de tempo entre 18 meses e 5 anos. E essa característica de previsibilidade é ainda maior em mercados menos sofisticados, conforme estudo apresentado por Porteba e Summers (1988 in THALER, 1988).

Os mercados financeiros, em função da possibilidade de retornos oferecidos, são alvo constante de busca por ineficiências. As suposições para esta busca incessável derivam do fato de que, além dos potenciais retornos que poderiam ser obtidos por aqueles que explorassem tais anomalias de forma consistente, os mercados financeiros apresentam teorias bem especificadas e podem ser testadas, os dados são abundantes e confiáveis e apresentam diversas anomalias. Mas o verdadeiro desafio é a produção de novas teorias de precificação de ativos que venham a incorporar os fatos empíricos conhecidos e que apresentem previsões verificáveis, pois os modelos tradicionais que assumem a racionalidade dos agentes não têm demonstrado sucesso no passado recente.

4 ANÁLISE EMPÍRICA DE EFICIÊNCIA NO MERCADO BRASILEIRO

Os testes empíricos realizados e aqui apresentados tiveram por objetivo verificar a possível existência de ineficiências ou anomalias no mercado de capitais brasileiro. Este capítulo destina-se a descrever os aspectos metodológicos do processo de investigação e os resultados das análises feitas com base em dados passados dos retornos apresentados por diversas ações negociadas na Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA), bem como dos retornos apresentados por índices representativos do mercado de ações.

Foram escolhidos para a realização dos testes o Índice de Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA), assim como as 10 ações com maior índice de liquidez apresentado no período escolhido. O índice de liquidez em bolsa é dado por:

$$ILB = 100 \left(\frac{p}{P} \right) \sqrt{\left(\frac{n}{N} \right) \left(\frac{v}{V} \right)}$$

Onde:

p é o número de dias em que houve pelo menos um negócio com a ação dentro do período escolhido

P é o número total de dias do período escolhido

n é o número negócios com a ação dentro do período escolhido

N é o número de negócios com todas as ações dentro do período escolhido

v é volume em dinheiro com a ação dentro do período escolhido

V é volume em dinheiro com todas as ações dentro do período escolhido

As ações escolhidas são, portanto, em ordem: Petrobras PN (PETR4), Vale do Rio Doce PNA (VALE5), Telemar PN (TNLP4), Bradesco PN (BBDC4), Usiminas PNA (USIM5), Eletrobras PNB (ELET6), Banco Itau PN (ITAU4), Cemig PN (CMIG4), Siderúrgica Nacional ON (CSNA3) e Gerdau PN (GGBR4). Estas ações, em conjunto, representavam, ao final do ano de 2006, 48,58% do índice Ibovespa, conforme demonstra a tabela abaixo.

	Código na Bolsa	Índice de Liquidez	Presença nos Pregões (% de dias)	Participação no Índice (%)
Petrobras	PETR4	7,956989	99,86537	11,993
Vale Rio Doce	VALE5	4,497615	99,96634	11,670
Telemar-Tele NL Par	TNLP4	3,884492	69,06765	3,282
Bradesco	BBDC4	3,248173	100,00000	4,215
Usiminas	USIM5	2,665087	99,96634	4,668
Eletrobras	ELET6	2,635350	100,00000	1,727
Bco Itau Hold Finan	ITAU4	2,202316	100,00000	3,181
Cemig	CMIG4	2,174368	99,96634	2,056
Sid Nacional	CSNA3	1,914290	99,76439	3,038
Gerdau	GGBR4	1,596347	99,09122	2,753

Tabela 1 – Características das Ações Estudadas em 31.12.2006 (Fonte: Economática, 2008)

De fato, a décima ação com maior índice de liquidez seria Petrobras ON, entretanto, optou-se por excluir esta ação, uma vez que a empresa já estaria representada nos testes por sua ação preferencial. Em substituição, foi incluída a ação preferencial da Gerdau.

O período utilizado nos testes compreende o primeiro dia útil do ano 2000 e o último dia útil do ano 2006. Esta opção se deve a estabilidade econômica do período, o qual não apresentou eventos extremos que pudessem impactar significativamente na variação dos preços das ações no mercado brasileiro. Inicialmente, optou-se por utilizar dados posteriores à implementação do plano de estabilização econômica do então Ministro da Fazenda, Fernando Henrique Cardoso do Governo do Presidente Itamar Franco, o chamado Plano Real.

Criado em 14 de julho de 1993, o plano foi implantado em três etapas. A primeira etapa foi o Plano de Ação Imediata (PAI) que estabeleceu um conjunto de medidas para obtenção de redução e racionalização dos gastos da União no exercício de 1993. Já no ano de 1994, foi editada a Medida Provisória nº 434, de 28 de fevereiro de 1994, a qual criou a Unidade Real de Valor (URV). Posteriormente, a URV seria substituída pela nova moeda, o Real. Por fim, em 30 de junho de 1994 foi emitida pelo Presidente Itamar Franco a Medida Provisória nº 542, a qual disciplinou o Plano Real, o Sistema Monetário Nacional, as regras e condições para a emissão da nova moeda e os critérios para a conversão das obrigações para o Real. Esta última medida foi enviada pelo então Ministro da Fazenda, Rubens Ricupero, o qual assumiu o cargo no lugar de Fernando Henrique Cardoso quando este se desincompatibilizou para concorrer à presidência da república.

Somente após a terceira fase do Plano Real, e em função da estabilidade de preços obtida pelo mesmo, é que se pode verificar uma variação dos preços das ações em moeda local sem significativo componente inflacionário.

Entretanto, a variação nos preços das ações carregou um forte componente de incerteza até meados do ano de 1999. A política monetária do governo do Presidente Fernando Cardoso, baseada fortemente na chamada “âncora” cambial, gerava incerteza sobre o real valor dos ativos e elevava a volatilidade dos preços. Na medida em que as reservas cambiais começaram a se mostrar insuficientes para garantir a paridade da moeda local dentro das bandas cambiais estabelecidas pelo Banco Central do Brasil e com o conseqüente colapso do sistema de bandas cambiais em janeiro de 1999, houve aumento expressivo na volatilidade dos preços das ações. A brusca desvalorização da moeda brasileira gerou o efeito chamado de *overshooting*. Tal efeito teve como causas a elevada incerteza em torno do real valor da moeda e a tentativa dos agentes do mercado de encontrar um novo ponto de equilíbrio para o valor da moeda em um sistema de câmbio flutuante.

Após o abandono do sistema de bandas cambiais, volatilidade do preço da moeda se refletiu também nos preços das ações. O valor nominal das ações no mercado Brasileiro passou a acomodar as bruscas valorizações ou desvalorizações diárias da moeda local em relação à moeda estrangeira, neste caso o dólar americano. Foi somente em meados do ano de 1999 que o mercado atingiu um novo ponto de equilíbrio e que a volatilidade dos preços, tanto da moeda quanto das ações, diminuiu.

Em função deste histórico apresentado pelo mercado brasileiro, optou-se por utilizar o período que se inicia no ano 2000. Tal opção é fruto do entendimento de que somente a partir deste momento o Brasil passou a ter um sistema econômico minimamente estável em relação às taxas de inflação e livre em relação ao câmbio e, portanto, tais componentes deixaram de ser determinantes na variação dos preços das ações.

A data de término do período foi escolhida simplesmente por ter sido 2006 o ano anterior ao início deste trabalho e, portanto, o ano com dados completos disponíveis para a realização dos testes aqui propostos.

4.1. ASPECTOS METODOLÓGICO

Testes de Correlação Serial

Inicialmente, a hipótese da eficiência na sua forma fraca é testada através do procedimento de verificação da existência de dependência entre os retornos apresentados pelos ativos em períodos distintos. Os testes de correlação serial têm por objetivo identificar a natureza da relação linear entre retornos apresentados em diferentes períodos pelas ações que são objeto do estudo.

O modelo adotado para esta análise é o seguinte:

$$r_t = \alpha + \beta r_{t-j} + e, \quad j \geq 1, \text{ onde:}$$

Os termos r_t e r_{t-j} correspondem ao retorno medido pela variação nos preços ocorrido entre um determinado período e o j -ésimo período anterior, respectivamente. O termo α corresponde à variação mínima esperada para o período seguinte não relacionada à variação do período anterior. O termo β mede a relação entre a variação dos preços em um dado período e a variação apresentada no período anterior. O termo e é um termo de erro aleatório que incorpora a variabilidade das variações não relacionadas com as variações do período anterior (GUJARATI, 2000).

São feitas regressões com diferentes defasagens para análise da correlação entre as variações diárias dos preços das ações. A análise dos resultados das regressões é feita, fundamentalmente, através da interpretação do coeficiente de determinação R^2 , dado por:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{e}_i^2}{\sum (r_{t_i} - \bar{r}_t)^2},$$

bem como da estatística t de Student obtida para o coeficiente de correlação (KASHIGAN, 1986).

Adicionalmente, são realizados testes de verificação da presença de eventuais problemas de autocorrelação e heteroscedasticidade. Para a verificação da existência de autocorrelação, são analisados a estatística de Durbin-Watson e o resultado dos testes de Breusch-Godfrey de autocorrelação de ordem superior. Neste último caso, a realização dos testes é feita com um período de defasagem em relação ao período da série, ou seja, se a regressão for feita observando o resultado obtido com $t-1$ sobre t , então é analisado o

resultado de autocorrelação com dois *lags* (períodos), se $t-2$ sobre t , então com três *lags* (períodos), e assim sucessivamente.

Para a verificação da existência de heteroscedasticidade, são realizadas análises informais de visualização dos gráficos dos resíduos obtidos nas regressões. Como método formal, é aplicado o teste geral de heteroscedasticidade de White. Cabe ressaltar neste ponto que, como medida preventiva, a totalidade das regressões é realizada com a opção de correção automática de heteroscedasticidade através do procedimento de White, já disponível nos pacotes estatísticos.

Em caso de existência de autocorrelação apontada pelo resultado dos testes de Breusch-Godfrey, as regressões são refeitas com a aplicação do método de correção de Newey-West.

Para efeito de aceitação das hipóteses de significância dos coeficientes de correlação, bem como para os testes realizados para a constatação da presença de heteroscedasticidade e autocorrelação, é adotado o critério de 95% de confiança.

Os testes de correlação serial são realizados a semelhança dos testes realizados por Fama (1970).

Testes de Raiz Unitária

Um processo auto-regressivo de primeira ordem AR(1) para uma série temporal Y_t (neste caso uma série temporal dos retornos apresentados pelos ativos), onde Y_t depende de valores passados, isto é, defasados, de Y_t e um termo de distúrbio aleatório, é dado por:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Um caso especial desse processo, e de grande interesse para o estudo em questão, ocorre quando $\phi = 1$. Neste caso temos:

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ou, na forma geral:

$$Y_t = Y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

Essa é a equação de um processo de passeio aleatório puro, ou *random walk*. A noção de passeio aleatório é importante para diversas áreas da economia, especialmente onde o conceito de mercados plenamente eficientes elimina a possibilidade de especulação lucrativa com base na análise dos preços de ativos financeiros (PATTERSON, 2000). O processo de *random walk* implica que a melhor estimativa para Y_{t+1} , dada a informação no momento t , seja Y_t , pois a estrutura desse processo auto-regressivo não permite previsões e ε_t , por definição, tem média igual a zero, variância constante e não apresenta correlação entre os períodos defasados. Portanto, em um passeio aleatório, não é possível explorar o histórico de Y_t ou de ε_t para obter resultados sistemáticos com a especulação de ativos que obedecem a esse padrão.

Outro aspecto de interesse é a possibilidade de um passeio aleatório com tendência. Nesse caso, esperasse que o caminho, uma vez tendo iniciado em uma direção, mantenha a direção, embora não seja possível prever para que lado a série vá se mover no próximo período. Para capturar essa possibilidade, uma constante μ é adicionada ao modelo de *random walk*, e temos:

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ou, no caso geral:

$$Y_t = Y_0 + \mu t + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

Uma característica comum das séries econômicas é a presença de uma tendência positiva como aquela descrita pelo modelo de *random walk* com tendência. Essas séries são não estacionárias, embora contenham uma tendência determinística e um termo de distúrbio que é estacionário.

Partindo do pressuposto de que existe uma tendência histórica de crescimento da economia e, portanto, do valor dos ativos, é possível que os retornos dos ativos financeiros apresentem semelhança com processos auto-regressivos com tendência determinística e os testes que são realizados têm por objetivo verificar essa hipótese, bem como a hipótese do passeio aleatório.

Para verificar as hipóteses acima descritas, são realizados testes de existência de raiz unitária nas séries de dados coletadas. Para tanto, é adotado o método de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) disponível nos pacotes estatísticos.

Teste de Normalidade da Distribuição das Séries

Sendo a natureza da distribuição das variações dos preços dos ativos uma questão fundamental para a discussão acerca da eficiência dos mercados, são realizados testes para verificar a adequação dos retornos observados para as ações do mercado brasileiro à distribuições de probabilidade específica. A natureza da distribuição pode afetar tanto o tipo de análise estatística que deve ser empregada nos testes como a interpretação dos resultados obtidos e é, portanto, questão relevante a ser observada na avaliação da hipótese dos mercados eficientes.

Se as variações nos preços dos ativos são variáveis aleatórias identicamente distribuídas com variâncias finitas e independentes ao longo do tempo, e se as transações que dão origem a essas variações são uniformemente divididas ao longo do tempo e ocorrem em grande número nos dias, semanas e meses, então o Teorema Central do Limite nos levaria a esperar que essas variações apresentassem distribuições normais (Gaussianas). Entretanto, em estudos conduzidos por Osborne (1959, in FAMA 1970), Moore (1962, in FAMA 1970) e Kendall (1953, in FAMA 1970) foram observadas distribuições com caudas mais altas para os dados analisados do que aquelas que seriam esperadas se a distribuição fosse normal. Esse tipo de distribuição poderia ser uma dentre as diversas distribuições da classe das distribuições estáveis, da qual a distribuição normal é um caso específico. Fama (1965, in Fama 1970), após diversos testes, concluiu que, de fato, as distribuições não-normais estáveis fornecem uma descrição mais adequada para o comportamento da variação dos preços dos ativos.

O mesmo tipo de análise conduzida por Fama (1965), é replicado para os dados coletados para as ações do mercado brasileiro. Para esta análise, inicialmente são calculadas as medidas de obliquidade ou assimetria (*skewness*) e de “achatamento” ou curtose (*kurtosis*) das distribuições e, com base nestas medidas, é realizado o teste de normalidade de Jarque-Bera. Serão realizados, ainda, testes de normalidade da distribuição das séries observadas através dos métodos de Lilliefors, Cramer-von Mises, Watson e Anderson-Darling, todos disponíveis nos pacotes estatísticos.

Testes com Variáveis Dummies para Efeito Dia da Semana

Posteriormente, são, ainda, analisados os retornos com o objetivo de identificar possíveis anomalias semelhantes àquelas apresentadas nos estudos de Thaler (1988). Quando

há semelhança entre os mercados utilizados como objeto desses estudos e o mercado brasileiro, são empregadas técnicas simples de médias aritméticas para verificar a presença de anormalidade sazonal na variação dos preços dos ativos. Dada a expectativa de obtenção de médias idênticas para todos os períodos em termos de retornos apresentados pelos ativos, caso seja verdadeira a hipótese de eficiência, as médias obtidas são testadas para verificar se os valores obtidos em cada período são estatisticamente diferentes.

Neste caso, são feitos testes com variáveis Dummies associadas aos dias da semana com o objetivo de verificar eventual anomalia no comportamento dos retornos apresentados em cada um destes dias. Para tanto, é utilizado o seguinte modelo:

$$r_t = \alpha + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \beta_5 D_{5t} + \beta_6 D_{6t} + \varepsilon_t$$

Onde:

r_t é o retorno apresentado no dia da semana t

α é o retorno esperado para as segundas-feiras

β_3 , β_4 , β_5 e β_6 são as diferenças entre os retornos esperados para as segundas-feiras e os retornos esperados para cada um dos outros dias da semana

D_{3t} , D_{4t} , D_{5t} e D_{6t} são as variáveis Dummy para cada dia da semana

ε_t é um termo de resíduo ou perturbação aleatória

4.2. RESULTADOS OBTIDOS

Resultados dos Testes de Correlação Serial

Os testes de correlação serial, de acordo com a metodologia proposta na seção anterior, foram realizados sobre os dados dos ativos escolhidos para o período que compreende os anos de 2000 a 2006. Os testes foram conduzidos a semelhança dos testes realizados por Fama (1970).

A partir da regressão dos valores diários dos retornos apresentados pelos ativos analisados e de acordo com a equação de regressão apresentada na seção anterior para a

verificação de existência de correlação serial, a tabela abaixo surge como resultante da compilação dos coeficientes de correlação (β) e determinação (R^2):

Tabela 2 – Resultados dos Testes de Correlação Serial

Ações	t-1		t-2		t-3		t-4		t-5	
	β	R^2	β	R^2	β	R^2	β	R^2	β	R^2
Ibovespa	0,0410	0,0017	(0,0501)	0,0026	(0,0024)	0,0000	0,0127	0,0002	(0,0219)	0,0005
PETR4	0,0984*	0,0100	(0,0607)**	0,0038	(0,0469)	0,0022	(0,0444)	0,0020	0,0170	0,0003
VALE5	0,0749*	0,0056	(0,0932)*	0,0088	(0,0501)**	0,0025	(0,0366)	0,0014	(0,0098)	0,0001
TNLP4	0,0576**	0,0035	(0,0711)*	0,0052	(0,0137)	0,0002	(0,0224)	0,0005	(0,0285)	0,0008
BBDC4	0,0888*	0,0077	(0,0515)	0,0026	(0,0506)**	0,0026	(0,0100)	0,0001	(0,0561)**	0,0032
USIM5	0,1091*	0,0121	(0,0250)	0,0006	(0,0623)**	0,0039	(0,0075)	0,0001	(0,0114)	0,0001
ELET6	0,0294	0,0009	(0,0109)	0,0001	(0,0333)	0,0011	(0,0089)	0,0001	(0,0682)*	0,0047
ITAU4	0,0840*	0,0071	(0,0911)*	0,0084	(0,0309)	0,0010	(0,0315)	0,0010	(0,0233)	0,0006
CMIG4	0,0325	0,0010	(0,0636)*	0,0041	(0,0656)*	0,0043	(0,0470)	0,0023	(0,0455)	0,0021
CSNA3	0,1113*	0,0124	(0,0013)	0,0000	(0,0569)**	0,0032	(0,0601)**	0,0036	(0,0128)	0,0002
GGBR4	0,0851*	0,0075	(0,0149)	0,0002	(0,0034)	0,0000	(0,0496)	0,0025	(0,0132)	0,0002

* significativo dentro do intervalo de 99% de confiança

** significativo dentro do intervalo de 95% de confiança

Demais coeficientes não significativos

Fonte: Resultados da pesquisa

Fica claro pela análise da tabela acima que o nível de correlação serial apresentado pelas regressões entre os preços em $t-1$ e $t-j$, onde j equivale ao período em dias com variação entre um e cinco dias, é, na maioria dos casos, insignificante, ou seja, sem significância estatística e que, portanto, não há previsibilidade possível. E mesmo nos casos em que os coeficientes de correlação são estatisticamente significativos, tendo como métrica o intervalo de 95% confiança, os coeficientes de determinação são extremamente baixos, sendo em apenas três casos iguais ou superiores a 1%.

Entretanto, a existência de algum nível de correlação significativa, quando a expectativa em casos de mercados plenamente eficientes seria zero, dado que os preços obedeceriam a um padrão de passeio aleatório, demonstra alguma relação entre os retornos apresentados pelos ativos em períodos próximos, ainda que esta relação seja fraca.

Outra evidência desta relação é o excessivo número de coeficientes negativos com significância estatística. Entre 21 coeficientes estatisticamente significativos, 13 são negativos e apenas 8 são positivos. Ainda, os coeficientes positivos estão concentrados todos nas regressões entre os períodos t e $t-1$, o que sugere que há uma relação positiva entre os preços de um determinado dia e os preços do dia imediatamente anterior, mas que esta relação é negativa em relação aos preços de dois, três, quatro e cinco dias imediatamente anteriores.

Estes resultados sugerem, à semelhança dos resultados obtidos por Fama (1965 e 1970), que os retornos dos ativos no mercado brasileiro, quando observadas as variações de curto prazo, apresentam ineficiências. Resta, porém, a questão sobre a possibilidade de utilização dessa informação para a adoção de uma estratégia de investimento que gere resultados superiores e consistentes ao longo do tempo, dada a fraqueza das relações encontradas e considerando-se que o efeito de comissões, impostos ou a incapacidade de execução de ordens de compra e venda nos exatos preços em função das variações das ofertas de compra e venda, poderiam facilmente cancelar essa vantagem.

Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Os testes de raiz unitária foram feitos, igualmente, sobre a base dados das variações de preços diários dos ativos sob consideração neste estudo. Para tanto, foi adotado o método de Dick Fuller Aumentado (ADF) e considerada uma extensão de até 24 períodos (*lags*) e a utilização do Critério de Schartz.

Os testes foram feitos em nível para a hipóteses de raiz unitária com constante (intercepto), com constante e tendência linear e sem constante ou tendência. A verificação das hipóteses de raiz unitária para cada um dos três casos foi feita com base nos valores de τ_c , τ_t e τ , respectivamente. Na tabela abaixo são apresentados os resultados obtidos:

Tabela 3 – Resultados dos Testes de Raiz Unitária

	τ_c	τ_t	τ
Ibovespa	-39,54	-39,55	-39,50
PETR4	-37,48	-37,49	-37,38
VALE5	-37,85	-37,84	-37,69
TNLP4	-39,24	-39,23	-39,25
BBDC4	-36,92	-36,92	-36,81
USIM5	-36,49	-36,49	-36,40
ELET6	-39,06	-39,06	-39,06
ITAU4	-37,23	-37,21	-37,11
CMIG4	-39,29	-39,30	-39,24
CSNA3	-36,49	-36,48	-36,35
GGBR4	-38,04	-38,03	-37,90

Fonte: Resultados da pesquisa

Os elevados valores negativos de τ obtidos para todos os casos demonstram a provável existência de raiz unitária em todas as séries observadas. Também foram verificadas as

ausências de interceptos ou tendências lineares estatisticamente significativas. Esses resultados atestam o caráter estocástico, ou não determinístico, das séries de dados.

A partir desta constatação, surge nova evidência sobre a eficiência dos mercados ou, pelo menos, sobre a independência das variações dos preços dos ativos no curto prazo, o que reforça a hipótese do passeio aleatório (*random walk*). Ainda, a possibilidade de evidência de uma tendência de alta de preços, a qual refletiria o crescimento histórico da economia como um todo, fica descartada.

Assim, novamente é possível questionar a capacidade de utilização de relações de curto prazo entre as variações de preços dos ativos, também no mercado de capitais brasileiro, como base para estratégias especulativas. A extensão desta hipótese para o mercado brasileiro, embora nem todas as ações do mercado local tenham sido analisadas, deriva do fato de que 48,58% do índice Ibovespa ser composto por estas ações, conforme já mostrado na seção anterior na Tabela 1.

Resultados dos Testes de Normalidade

À semelhança dos testes de normalidade realizados por Fama (1965), foram também realizados os testes de normalidade aplicados às séries de dados dos ativos escolhidos para o estudo em questão. Os resultados destes testes suportam as evidências de não normalidade na distribuição dos retornos, já encontradas em outros mercados.

Inicialmente fica claro pela análise dos valores de curtose e assimetria que as distribuições apresentam configuração diferente daquela esperada para distribuições normais. A medida de curtose, que para a distribuição normal é igual a 3, é ultrapassada na análise de dados nas séries de todos os ativos. Os valores encontrados demonstram a característica leptocúrtica das distribuições, o que significa uma quantidade excessiva de valores concentrada próximo da média da distribuição. Ainda, valores diferentes de zero para a medida de assimetria demonstram que também há uma concentração excessiva de valores nas caudas da distribuição em relação ao esperados para a distribuição normal.

Essas características de não-normalidade das distribuições são corroboradas pelas estatísticas de Jarque-Bera, Lilliefors, Cramer-von Mises, Watson e Anderson-Darling calculadas para as séries do estudo. Todas elas apresentam alto grau de significância estatística suportando a hipótese de desconformidade das distribuições com a curva de distribuição de probabilidade normal. Estes resultados são apresentados na Tabela 4, abaixo:

Tabela 4 – Resultados dos Testes de Normalidade

	Jarque-Bera	Lilliefors	Cramer-von Mises	Watson	Anderson-Darling
Ibovespa	57,75	0,024915*	0,195073	0,185265	1,3542
PETR4	175,26	0,035491	0,642266	0,642251	4,1511
VALE5	144,56	0,033222	0,584182	0,557913	3,6255
TNLP4	180,02	0,037208	0,794845	0,785418	4,6998
BBDC4	150,87	0,037780	0,768937	0,740414	4,6564
USIM5	37,97	0,024233*	0,195427	0,179028	1,2290
ELET6	143,61	0,029516	0,245078	0,208064	1,5924
ITAU4	55,70	0,043311	0,602618	0,540768	3,4096
CMIG4	32,49	0,032194	0,305081	0,248824	1,9606
CSNA3	92,31	0,025909	0,304307	0,290267	1,8471
GGBR4	119,49	0,027142	0,391710	0,370014	2,4915

* significativos dentro do intervalo de 95% de confiança

Todos os demais significativos dentro do intervalo de 99% de confiança

Fonte: Resultados da pesquisa

Aqui é interessante notar que uma das questões centrais deste estudo, qual seja a utilização da distribuição normal para a descrição dos retornos esperados para os ativos, como consequência do pressuposto de eficiência dos mercados, pode ser tratada. Se os mercados fossem plenamente eficientes, a distribuição normal seria aquela mais adequada para descrever os retornos esperados para os ativos negociados no mercado de capitais brasileiro e a utilização de tais distribuições em modelos de alocação de recursos, como a MPT ou o CAPM, seria também adequada. Entretanto, é possível questionar se a correta seleção dos portfólios de investimento deveria ser feita em função dos resultados de tais modelos ou se outros modelos que possuem a capacidade de lidar com distribuições de probabilidade diferentes da distribuição normal não trariam resultados mais precisos para os gestores de recursos.

Importante notar que, embora a verificação de não normalidade dos retornos implique violação do pressuposto de eficiência neste caso, o inverso não é necessariamente verdadeiro. É possível que outras distribuições de probabilidade sejam mais adequadas para descrever os resultados da interação dos agentes econômicos e que estes resultados sejam função de interações perfeitamente racionais.

Cabe salientar que os resultados destes testes não implicam a violação da hipótese de eficiência fraca no mercado de capitais, mas levanta dúvidas sobre a eficiência nas suas formas semiforte e forte. Assim, tais resultados não implicam em que haja relação entre as variações de preços dos ativos no curto prazo, apenas que tais variações não são puramente aleatórias. Se assim o fossem, estas variações obedeceriam a uma curva de distribuição normal.

Resultados dos Testes com Variáveis Dummies para Efeito Dia da Semana

Voltando à expectativa sobre a racionalidade dos mercados, advogada como pressuposto básico dos modelos clássicos de gestão de portfólios, seria de se esperar que não houvesse qualquer tipo de anomalia com relação aos retornos apresentados pelos ativos nos diferentes dias da semana. Assim, a média dos retornos deveria ser igual para todos os dias. Apenas para as segundas-feiras, poderia ser esperada uma média superior às dos demais dias, pois há um acúmulo de tempo no fim-de-semana. Assim, se é verdadeira a hipótese de elevação histórica dos preços dos ativos ao longo do tempo em compasso com o crescimento da economia e das empresas, as segundas-feiras deveriam ter retorno até 3 vezes superiores em relação aos demais dias. Entretanto, em caso de eficiência, os investidores sabedores deste padrão sazonal no movimento dos preços, estariam operando ou arbitrando este padrão e, como consequência, ele seria cancelado.

A Tabela 5 apresenta os resultados para o modelo de regressão múltipla utilizado para averiguar eventual existência de padrões ou efeitos semanais. Para a apresentação de tais resultados foram considerados os coeficientes das variáveis Dummies, assim com a constante do modelo, sendo esta a expectativa de retorno para as segundas-feiras e os demais coeficientes a expectativa para os demais dias da semana. São apontado os valores dos coeficientes que apresentam significância de 1%, 5% e 10%.

Tabela 5 – Resultados dos Testes com Variáveis Dummies

	α	β_3	β_4	β_5	β_6
	seg	ter	qua	qui	sex
Ibovespa	-0.133343	0.169557	0.312945**	0.172996	0.369065*
PETR4	-0.064294	0.219294	0.497135*	0.124178	0.113889
VALE5	0.050144	0.212139	0.028776	-0.002052	0.259827
TNLP4	-0.127752	0.141220	0.178690	0.154515	0.321943***
BBDC4	-0.003977	0.057445	0.223522	0.151636	0.298052
USIM5	-0.056921	0.369998	0.463810**	-0.028405	0.426359***
ELET6	-0.282522***	0.281220	0.460894***	0.511960**	0.567344**
ITAU4	-0.083724	0.133991	0.350265**	0.212511	0.368576**
CMIG4	-0.227291	0.225268	0.495104**	0.384661***	0.602175*
CSNA3	0.055764	0.258600	0.047248	0.026173	0.325017
GGBR4	-0.043977	0.253399	0.385625***	0.019728	0.470682**

* coeficientes significativos a 1%

** coeficientes significativos a 5%

*** coeficientes significativos a 10%

Todos os demais coeficiente não significativos

Fonte: Resultados da pesquisa

Pelos resultados obtidos, é possível observar que dentre todas as ações que participaram do estudo, apenas as ações da Vale do Rio Doce (VALE5), do Banco Bradesco

(BBDC4) e da Siderúrgica Nacional (CSNA3) não apresentam qualquer efeito semanal significativo. Para todas as demais há dias nos quais os retornos são estatisticamente diferentes daqueles esperados caso o mercado fosse perfeitamente eficiente, se considerados níveis de significância de 10%.

Ainda, embora apenas o coeficiente da ação preferencial tipo B da Eletrobras seja significativo ao nível de 10%, os retornos das segundas-feiras foram negativos para 9 entre 11 séries observadas e ligeiramente positivos para duas delas. Este resultado aponta que um eventual efeito final de semana, o qual seria causado pelo crescimento histórico dos preços e representado pelo retorno das segundas-feiras como acumulação de três dias (sábado, domingo e a própria segunda-feira), não ocorre no mercado Brasileiro. Pelo contrário, as médias negativas (ou baixas quando positivas) dos retornos verificados neste dia indicam um comportamento inverso dos investidores, especialmente quando esta análise é feita em conjunto com os resultados obtidos para as sextas-feiras.

Especialmente nas sextas-feiras é que foram verificadas as médias mais altas de retornos para as séries analisadas, sendo 9 delas estatisticamente significativas. Na média, os retornos médios foram de 0,37%. Este resultado poderia levar a conclusão de que os investidores, antecipando os efeitos do final de semana, geram uma pressão de demanda por estes ativos o que criaria este padrão de alta nas sextas-feiras. Este padrão mostra clara violação do pressuposto de eficiência de curto prazo no mercado brasileiro. As elevadas médias de retorno apresentadas pelas sextas-feiras poderiam, ainda, derivar de cálculos de valor presente dos retornos que deveriam ser auferidos ao longo dos dias do fim-de-semana, nos quais não há negociação dos ativos.

Também para as quartas-feiras foram verificadas médias positivas elevadas, sendo 7 delas significativas. Esta anomalia em retornos deste dia também demonstra violação na expectativa de um comportamento racional e eficiente dos agentes. Entretanto, não foi possível identificar na literatura hipóteses levantadas para explicar tal comportamento no dia central da semana, embora as pressões geradas pelo vencimento dos contratos de índice futuro e opções de compra e venda de ações, o qual ocorre historicamente neste dia, poderiam trazer indícios para uma explicação deste fenômeno.

Ainda, para as quintas-feiras foram observadas médias elevadas e significativas em duas das séries. Novamente temos anomalias identificadas para este dia que não condizem com uma variação aleatória esperada em mercados eficientes. Apenas para as terças-feiras não

foram observadas médias com significância estatística, embora todas sejam positivas para as séries analisadas.

5 CONCLUSÃO

Em 1975, a eficiência dos mercados era dada como certa pela maior parte dos economistas financeiros (THALER, 1988). Entretanto, muitos estudos posteriores levantaram questionamento sobre esta eficiência e novas teorias sobre o comportamento dos agentes econômicos. Especialmente conduzidos tendo como objeto o mercado de capitais, estes estudos demonstraram a existência de anomalias no comportamento dos agentes e apresentaram abordagens alternativas para explicar a existência destas anomalias.

Embora muitos autores sugiram que essas anomalias não possam ser exploradas de forma a produzir resultados superiores e consistentes ao longo do tempo para os portfólios, a busca por novas descobertas nessa área parece atrair muitos analistas de investimento. Talvez a promessa de ganhos superiores, em um ambiente onde as recompensas financeiras são tão elevadas se comparadas a outros setores da economia, e a simples competição entre as mentes mais brilhantes do mundo sejam as razões que induzem novos estudos nesta área.

A dificuldade associada a exploração das anomalias de mercado é função da violação de outro pressuposto da teoria dos mercados eficientes: a inexistência de atrito na transação de ativos no mercado. No mundo real, comissões, impostos, quantidades não fracionáveis de ações, *spreads* entre ofertas de compra e venda e limites de quantidades são alguns exemplos de atrito que eliminariam a possibilidade de exploração de padrões que aparecem nos estudos sobre a eficiência dos mercados, ou pelo menos esta é alegação daqueles que advogam em favor da teoria da eficiência. Esta impossibilidade está associada, também, ao fato de que o retorno marginal obtido pela utilização dessas anomalias não seria suficiente para justificar o custo marginal de exploração das mesmas.

Quando analisamos os resultados obtidos nos testes de raiz unitária e nos testes de correlação serial realizados com os dados levantados para as ações e para o índice da bolsa de valores brasileira que participaram do estudo, notamos que estes resultados são muito semelhantes àqueles obtidos por Fama (1970) e outros autores já discutidos.

Os testes de raiz unitária indicam processos estocásticos e sem tendência definida e os resultados dos testes de correlação serial, embora indiquem algum grau de correlação, corroboram a ideia de que estas relações não sejam exploráveis no curto prazo. Assim como os resultados obtidos em outros mercados, os coeficientes de correlação obtidos são baixos,

sendo muitos estatisticamente não significativos. Ademais, assim que aumenta o número de dias entre a variável dependente e a variável observada, a quantidade de coeficientes significativos parece diminuir. Da mesma forma os coeficientes de determinação são praticamente insignificantes, sendo apenas 3, dentre 55 coeficientes obtidos, capazes de explicar 1% ou mais das variações apresentadas pela variação do dia imediatamente anterior.

Outra questão polêmica é a fonte de eventuais anomalias. Embora muitas teorias e hipóteses sejam levantadas, o certo é que não há uma única explicação satisfatória para a existência de padrões na variação dos preços. Por outro lado, há uma consideração intrigante: por que buscar explicações para a fonte das anomalias ao invés de simplesmente encontrá-las e explorá-las? Se os estudos empíricos demonstram a existência de anomalias, os agentes do mercado não conseguiriam explorá-las independente de considerações teóricas sobre a causa dessas anomalias?

Os resultados dos testes para verificação de padrões nas variações dos preços nos diferentes dias foram ainda mais intrigantes, pois se assemelham muito aos obtidos por Cross (1973 in THALER, 1987) e French (1980 in THALER, 1987). Assim como nestes estudos, o estudo com as ações do mercado brasileiro apontaram médias de retorno negativas para as segundas-feiras e positivas para os demais dias, sendo as quartas e sextas-feiras aquelas com maior significância estatística e também as mais elevadas. No estudo de French, realizado sobre a série de retornos do índice S&P 500, a média de retorno para as segundas-feiras foi de -0,168%, enquanto a média de retorno obtida neste estudo para os retornos das segundas-feiras do índice Ibovespa foi de -0,133%. Para as quartas e sextas-feiras do índice S&P 500 os retornos médios obtidos por French foram de 0,097% e 0,087%, respectivamente. Já para as do índice brasileiro os retornos foram ainda maiores: 0,313% para as quartas-feiras e 0,369% para as sextas-feiras. Novamente, assim como nos mercados americanos, a sabedoria comum sobre a tendência de declínio dos preços nas sextas-feiras é contrariada.

Independente das anomalias, em mercados não perfeitamente eficientes surge a questão sobre a validade dos pressupostos utilizados pelos modelos clássicos de gestão dos portfólios de investimento. Embora tais teorias não sejam invalidadas pelas recentes descobertas sobre o comportamento dos agentes nos mercados de capitais, é possível que os resultados dos modelos montados com base nos pressupostos de eficiência gerem resultados limitados.

Em especial em ambientes com alto grau de alavancagem permitida por instrumentos financeiros derivativos, no quais as distribuições de probabilidade são função da natureza

desses instrumentos e podem ser específicas, e mesmo pela constatação de que os retornos esperados para os ativos não alavancados não obedecem à curva de distribuição normal, parece interessante considerar a adoção de modelos que tenham capacidade de lidar com curvas de distribuição não paramétricas.

Nos testes de normalidade das séries surgem novamente indícios de anomalias. Nestes testes as estatísticas descritivas das séries apontam para distribuições de probabilidade diferentes da distribuição normal, sendo todas as estatísticas que suportam esta conclusão altamente significativas.

Um modelo alternativo com a capacidade de assimilar a utilização de distribuições não paramétricas, e que aqui é mencionado como sugestão para futuras pesquisas, é o Modelo de Transações de Frações Fixas – *Optimal f*, criado por Ralph Vince (1990).

O Modelo de Transação de Frações Fixas – *Optimal f* – deriva do Critério de Kelly (1956, in Vince 1995), o qual é ampliado por Ralph Vince (1990) para distribuições quaisquer. O Critério de Kelly, embora tenha sido elaborado para o campo da informação, deriva de duas importantes teorias: a Teoria dos Jogos (NEUMANN e MORGENSTEIN, 1944) e a Teoria Matemática das Comunicações (SHANNON in VINCE, 1995) e foi utilizado por Vince para elaborar um modelo que se aplicasse ao mercado de capitais.

O Critério de Kelly pressupõe a maximização da taxa de crescimento do capital como objetivo, em contraste com a teoria da utilidade que defende a busca pela maximização da utilidade esperada do resultado (em casos onde a função de utilidade de um indivíduo fosse logarítmica, o critério de Kelly maximizaria esta utilidade e não haveria conflito).

A apresentação do modelo de *Optimal f* neste trabalho tem com objetivo contribuir para a discussão sobre a escolha de modelos de gestão de portfólios, especialmente em função do pressuposto de eficiência dos mercados, o qual é adotado por muitos deles. Este trabalho, portanto, permite a discussão sobre modelos que, embora utilizem as mesmas bases teóricas e cálculos matemáticos, apresentam diferenças de abordagem, seja sobre os seus pressupostos, seja sobre os resultados buscados.

Enquanto os modelos clássicos criados por Markowitz (1952) e Sharpe (1965) buscam a maximização das médias aritméticas, o modelo de Vince (1995) introduz a noção de alavancagem como progressão geométrica da realocação dos ativos. Se para os modelos de Markowitz e Sharp o mercado é eficiente, ou se pelo menos esta é a simplificação que torno os modelos possíveis, para Vince essa questão é irrelevante, pois permite que o pressuposto

seja utilizado, mantendo-se a utilização de distribuições gaussianas, ou abandonado em favor de uma visão mais complexa e aproximada dos mercados e da utilização de distribuições não-paramétricas.

Este modelo, não só tem capacidade de lidar com qualquer tipo de distribuição de probabilidade, mas também permite que a cada ativo, ou estratégia de investimento, seja associada uma distribuição de probabilidade, seja ela paramétrica ou específica. Ainda, o modelo permite que distribuições identificadas por análises empíricas sobre ativos ou estratégias de investimentos possam ser incorporadas no modelo.

Como consequência da utilização do modelo de *Optimal f*, é possível que os resultados sejam mais fieis à realidade dos mercados de capitais. A escolha dos portfólios ótimos passa a ser feita com base não em apenas dois parâmetros que competem entre si (risco x retorno) e que são resultado de um modelo bidimensional, mas com base na análise de um modelo multidimensional que tem como variável central a alavancagem. Esta alavancagem é a variável de escolha do investidor que define qual o portfólio ótimo em função de uma progressão esperada para o crescimento geométrico dos recursos investidos, independente de sua função de utilidade e aversão ao risco.

A eficiência dos mercados e os novos modelos e gestão de portfólios são campos férteis para a análise econômica. A busca por alternativas que possam dar respostas mais precisas às questões envolvendo as decisões de investimento é objetivo de diversos pesquisadores exatamente pelas recompensas que podem ser obtidas por aqueles que operam nos mercados de capitais. Por esta razão, os estudos e as análises apresentadas neste trabalho servem tão somente como ponto de partida para o aprofundamento destas questões e como contribuição para a discussão sobre os temas aqui abordados.

A discussão sobre a eficiência não se esgotará tão facilmente. Desde a publicação de *The Nature of Capital and Income* (A Natureza do Capital e da Renda) por Irving Fisher, em 1906, a ideia de racionalidade dos agentes tornou-se pedra fundamental da teoria econômica.

Esta mesma noção foi a precursora da teoria dos mercados eficientes, ganhou força com o passeio aleatório proposto por Fred Macaulay em 1938, foi adotada como pressuposto dos modelos de investimento por Markowitz em 1952 e por Sharpe em 1964, foi transformada em convicção pelo resultados dos estudos de Eugene Fama em 1965, foi detalhada nas suas formas fraca, semiforte e forte por Harry Roberts em 1967, foi utilizada também como premissa no modelo de precificação de opções criado por Fischer Black e Myron Scholes em

1969, começou a ser contestada em 1974 por Daniel Kahnemann e Amos Tversky e, finalmente, foi revisada pelo próprio Fama e por Kenneth French em 1991 (Fox, 2009).

Há mais de 100 anos, e o próprio Fisher sabia disso, o célebre matemático Henri Poincaré escrevia:

“Quando os homens se juntam, não decidem mais por acaso ou de maneira independente uns dos outros, mas reagem uns sobre os outros. Muitas causas entram em ação. Elas incomodam os homens e os puxam para um lado ou para outro, mas tem uma coisa que eles não conseguem destruir: o hábito de se comportarem como as ovelhas de Panurge”. (FOX, 2010).

Talvez seja esse comportamento de manada o fator que impede que os mercados sejam plenamente eficientes e que se reflète nas largas caudas das distribuições de probabilidade que se aproximam do mundo real. De fato, os mercados parecem não ser racionais. Mas pela exata razão de serem fruto da interação humana, não deveriam refletir também a natureza humana?

REFERÊNCIAS

- COPELAND, Thomas E., *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison Wesley, 1992.
- COVEL, M. ,*Trend Following: How Great Traders Make Millions in Up and Down Markets*, New Jersey, Financial Times Prentice Hall, 2004.
- COX, James C. ISAAC, Mark R., *In Search of the Winner's Curse*, Economic Inquiry, 1984.
- DAMODARAN, Aswath., *Avaliação de Investimentos: ferramentas e técnicas para a determinação do valor de qualquer ativo*, Rio de Janeiro, Qualitymark Ed., 1996
- ECONOMÁTICA, Software de Apoio a Investidores Ltda., 2008.
- ELTON, Edwin, GRUBER, Martin, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, New York, John Wiley & Sons, 1995.
- FOX, Justin, *O Mito dos Mercados Racionais*, Rio de Janeiro, BestSeller, 2010.
- FABOZZI, Frank J., *Investment Management*, New Jersey, Prentice Hall, 1995.
- FAMA, Eugene, *The Behavior of Stock Market Prices*, Journal of Business, 1965.
- FAMA, Eugene F., *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, The Journal of Finance, 1970.
- FAMA, Eugene F., *Efficient Capital Market II*, The Journal of Finance, 1991.
- FAMA, Eugene F., Macbeth, J., *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests*, Journal of Political Economy, 1973.
- FARHI, M., *O Futuro no Presente: Um Estudo dos Mercados de Derivativos Financeiros*, Campinas, Instituto de Economia da Universidade de Campinas, 1998.
- GUJARATI, Damodar, *Econometria Básica*, São Paulo, Makron Books, 2000.
- KAHNEMAN, Daniel, TVERSKY, Amos, *Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk*. Econometrica, 1979.
- KASHIGAN, S., *Statistical Analysis*, New York, Radius Press, 1986.
- MARKOWITZ, Harry, *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*, New York, John Wiley & Sons, 1959.
- McMILLAN, L., *Options as a Strategic Investment: A Comprehensive Analysis of Listed Option Strategies*, New York, New York Institute of Finance, 1993.
- MILLER, Roger L., *Microeconomia: Teoria Questões e Aplicações*, McGraw Hill, São Paulo, 1981.
- MALKIEL, B., *A Random Walk Down Wall Street*, New York, Norton, 1995.
- PATERSON, Kerry, *An Introduction to Applied Econometrics*, New York, Palgrave, 2000.
- ROZEFF, Michael S., KINNEY, William R., *Capital Market Seasonality: The Case of Stock Market Returns*, Journal of Financial Economics, 1976.
- SHARPE, William., GORDON, Alexander., BAILEY, Jeffery, *Investments*, New Jersey, Prentice Hall, 1995.
- SIMON, Carl, BLUME, Lawrence, *Matemática para Economistas*, Bookman, Porto Alegre, 2004.
- THALER, Richard H., *Anomalies: The January Effect*, Journal of Economic Perspectives, 1987.

THALER, Richard H., *Anomalies: Seasonal Movements in Security Prices II: Weekend, Holiday, Turn of the Month and Intraday Effects*, Journal of Economic Perspectives, 1987.

THALER, Richard H., *Anomalies: The Winner's Curse*, Journal of Economic Perspectives, 1988.

THALER, Richard H., ZIEMBA, William, *Anomalies: Parimutuel Betting: Racetracks and Lotteries*, Journal of Economic Perspectives, 1988.

THALER, Richard H., DAWES, Robyn M., *Anomalies: Cooperation*, Journal of Economic Perspectives, 1988.

THALER, Richard H., *The Ultimatum Game*, Journal of Economic Perspectives, 1988.

THALER, Richard H., *A Mean-Reverting Walk Down Wall Street*, Journal of Economic Perspectives, 1989.

VINCE, Ralph, *Portfolio Management Formulas*, New York, John Wiley & Sons, 1990.

VINCE, Ralph, *The Mathematics of Money Management*, New York, John Wiley & Sons, 1992.

VINCE, Ralph, *The New Money Management*, New York, John Wiley & Sons, 1995.

VON NEUMANN, John, MORGENSTERN, Oskar, *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, 1944.

Anexo I – Testes de Correlação Serial (com correção automática de heteroscedasticidade através do procedimento de White) e Testes de Breusch-Godfrey de Autocorrelação de Ordem Superior

Índice Ibovespa

Dependent Variable: IBOV
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 00:52
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.065663	0.044783	1.466236	0.1428
IBOV(-1)	0.040961	0.024254	1.688842	0.0914
R-squared	0.001713	Mean dependent var		0.067873
Adjusted R-squared	0.001113	S.D. dependent var		1.827041
S.E. of regression	1.826025	Akaike info criterion		4.043361
Sum squared resid	5541.716	Schwarz criterion		4.049871
Log likelihood	-3362.076	Hannan-Quinn criter.		4.045774
F-statistic	2.852186	Durbin-Watson stat		2.000717
Prob(F-statistic)	0.091437			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.682698	Prob. F(2,1660)	0.0094
Obs*R-squared	9.335295	Prob. Chi-Square(2)	0.0094

Dependent Variable: IBOV
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 01:01
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006
 Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.063303	0.044411	1.425381	0.1542
IBOV(-2)	-0.050139	0.024071	-2.082979	0.0374
R-squared	0.002629	Mean dependent var		0.060364
Adjusted R-squared	0.002023	S.D. dependent var		1.803810
S.E. of regression	1.801984	Akaike info criterion		4.016867
Sum squared resid	5344.804	Schwarz criterion		4.023429
Log likelihood	-3307.898	Hannan-Quinn criter.		4.019300
F-statistic	4.338800	Durbin-Watson stat		1.930358
Prob(F-statistic)	0.037407			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared 0.000000 Prob. Chi-Square(3) NA

Dependent Variable: IBOV
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 01:11
Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006
Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054530	0.045122	1.208508	0.2270
IBOV(-3)	-0.002381	0.024604	-0.096778	0.9229
R-squared	0.000006	Mean dependent var		0.054375
Adjusted R-squared	-0.000602	S.D. dependent var		1.830039
S.E. of regression	1.830590	Akaike info criterion		4.048367
Sum squared resid	5515.845	Schwarz criterion		4.054929
Log likelihood	-3333.854	Hannan-Quinn criter.		4.050800
F-statistic	0.009366	Durbin-Watson stat		1.875550
Prob(F-statistic)	0.922915			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.747841	Prob. F(4,1642)	0.0270
Obs*R-squared	10.95818	Prob. Chi-Square(4)	0.0270

Dependent Variable: IBOV
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 01:15
Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006
Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.088272	0.044986	1.962226	0.0499
IBOV(-4)	-0.012709	0.024345	-0.522036	0.6017
R-squared	0.000165	Mean dependent var		0.087317
Adjusted R-squared	-0.000441	S.D. dependent var		1.825966
S.E. of regression	1.826369	Akaike info criterion		4.043747
Sum squared resid	5500.442	Schwarz criterion		4.050300
Log likelihood	-3336.113	Hannan-Quinn criter.		4.046176
F-statistic	0.272521	Durbin-Watson stat		1.903300
Prob(F-statistic)	0.601716			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(5)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Dependent Variable: IBOV
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 01:18
Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.095444	0.044904	2.125514	0.0337
IBOV(-5)	-0.021928	0.024308	-0.902062	0.3672
R-squared	0.000492	Mean dependent var		0.093819
Adjusted R-squared	-0.000113	S.D. dependent var		1.825198
S.E. of regression	1.825301	Akaike info criterion		4.042574
Sum squared resid	5507.337	Schwarz criterion		4.049114
Log likelihood	-3343.230	Hannan-Quinn criter.		4.044999
F-statistic	0.813716	Durbin-Watson stat		1.909275
Prob(F-statistic)	0.367155			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.086659	Prob. F(6,1647)	0.9976
Obs*R-squared	0.522315	Prob. Chi-Square(6)	0.9976

Dependent Variable: IBOV

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 01:20

Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.095444	0.045359	2.104193	0.0355
IBOV(-5)	-0.021928	0.027622	-0.793846	0.4274
R-squared	0.000492	Mean dependent var		0.093819
Adjusted R-squared	-0.000113	S.D. dependent var		1.825198
S.E. of regression	1.825301	Akaike info criterion		4.042574
Sum squared resid	5507.337	Schwarz criterion		4.049114
Log likelihood	-3343.230	Hannan-Quinn criter.		4.044999
F-statistic	0.813716	Durbin-Watson stat		1.909275
Prob(F-statistic)	0.367155			

Petrobras PN

Dependent Variable: PETR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:03

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006

Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.108109	0.050865	2.125423	0.0337
PETR4(-1)	0.098402	0.024049	4.091679	0.0000
R-squared	0.009973	Mean dependent var		0.120174
Adjusted R-squared	0.009377	S.D. dependent var		2.081181

S.E. of regression	2.071400	Akaike info criterion	4.295528
Sum squared resid	7131.141	Schwarz criterion	4.302039
Log likelihood	-3571.879	Hannan-Quinn criter.	4.297941
F-statistic	16.74183	Durbin-Watson stat	1.969535
Prob(F-statistic)	0.000045		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.893755	Prob. F(2,1660)	0.0028
Obs*R-squared	11.73260	Prob. Chi-Square(2)	0.0028

Dependent Variable: PETR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:05

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.109307	0.051246	2.133005	0.0331
PETR4(-2)	-0.060653	0.024256	-2.500554	0.0125
R-squared	0.003784	Mean dependent var		0.101802
Adjusted R-squared	0.003179	S.D. dependent var		2.080086
S.E. of regression	2.076776	Akaike info criterion		4.300724
Sum squared resid	7099.199	Schwarz criterion		4.307286
Log likelihood	-3541.796	Hannan-Quinn criter.		4.303157
F-statistic	6.252768	Durbin-Watson stat		1.777116
Prob(F-statistic)	0.012497			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.538624	Prob. F(3,1643)	0.0000
Obs*R-squared	25.29939	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Dependent Variable: PETR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:08

Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.109359	0.051721	2.114406	0.0346
PETR4(-3)	-0.046875	0.024507	-1.912746	0.0560
R-squared	0.002218	Mean dependent var		0.103283
Adjusted R-squared	0.001612	S.D. dependent var		2.097370
S.E. of regression	2.095679	Akaike info criterion		4.318846
Sum squared resid	7229.021	Schwarz criterion		4.325408
Log likelihood	-3556.729	Hannan-Quinn criter.		4.321279
F-statistic	3.658596	Durbin-Watson stat		1.786326
Prob(F-statistic)	0.055954			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.146216	Prob. F(4,1642)	0.0000
Obs*R-squared	28.19842	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Dependent Variable: PETR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:09

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006

Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.134744	0.051539	2.614413	0.0090
PETR4(-4)	-0.044428	0.024438	-1.817977	0.0692
R-squared	0.002000	Mean dependent var		0.129043
Adjusted R-squared	0.001395	S.D. dependent var		2.091729
S.E. of regression	2.090270	Akaike info criterion		4.313674
Sum squared resid	7204.857	Schwarz criterion		4.320227
Log likelihood	-3558.938	Hannan-Quinn criter.		4.316103
F-statistic	3.305041	Durbin-Watson stat		1.799950
Prob(F-statistic)	0.069249			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.773907	Prob. F(5,1644)	0.0021
Obs*R-squared	18.73485	Prob. Chi-Square(5)	0.0022

Dependent Variable: PETR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:10

Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.139817	0.051683	2.705299	0.0069
PETR4(-5)	0.017005	0.024488	0.694429	0.4875
R-squared	0.000292	Mean dependent var		0.142145
Adjusted R-squared	-0.000313	S.D. dependent var		2.097777
S.E. of regression	2.098105	Akaike info criterion		4.321154
Sum squared resid	7276.583	Schwarz criterion		4.327694
Log likelihood	-3573.755	Hannan-Quinn criter.		4.323579
F-statistic	0.482232	Durbin-Watson stat		1.758395
Prob(F-statistic)	0.487511			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.531276	Prob. F(6,1647)	0.0018
Obs*R-squared	21.02016	Prob. Chi-Square(6)	0.0018

Vale do Rio Doce PNA

Dependent Variable: VALE5
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:13
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.138717	0.051304	2.703829	0.0069
VALE5(-1)	0.074937	0.024438	3.066480	0.0022
R-squared	0.005626	Mean dependent var		0.147578
Adjusted R-squared	0.005028	S.D. dependent var		2.094750
S.E. of regression	2.089477	Akaike info criterion		4.312906
Sum squared resid	7256.151	Schwarz criterion		4.319417
Log likelihood	-3586.338	Hannan-Quinn criter.		4.315319
F-statistic	9.403297	Durbin-Watson stat		1.959276
Prob(F-statistic)	0.002201			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.853235	Prob. F(2,1660)	0.0011
Obs*R-squared	13.62698	Prob. Chi-Square(2)	0.0011

Dependent Variable: VALE5
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:14
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006
 Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.170779	0.051201	3.335420	0.0009
VALE5(-2)	-0.093178	0.024335	-3.828975	0.0001
R-squared	0.008828	Mean dependent var		0.157451
Adjusted R-squared	0.008226	S.D. dependent var		2.082328
S.E. of regression	2.073746	Akaike info criterion		4.297803
Sum squared resid	7078.492	Schwarz criterion		4.304365
Log likelihood	-3539.389	Hannan-Quinn criter.		4.300236
F-statistic	14.66105	Durbin-Watson stat		1.820909
Prob(F-statistic)	0.000134			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.210393	Prob. F(3,1643)	0.0851
Obs*R-squared	6.624623	Prob. Chi-Square(3)	0.0849

Dependent Variable: VALE5
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:15
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006

Included observations: 1648 after adjustments
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.170779	0.051532	3.314011	0.0009
VALE5(-2)	-0.093178	0.028182	-3.306287	0.0010
R-squared	0.008828	Mean dependent var		0.157451
Adjusted R-squared	0.008226	S.D. dependent var		2.082328
S.E. of regression	2.073746	Akaike info criterion		4.297803
Sum squared resid	7078.492	Schwarz criterion		4.304365
Log likelihood	-3539.389	Hannan-Quinn criter.		4.300236
F-statistic	14.66105	Durbin-Watson stat		1.820909
Prob(F-statistic)	0.000134			

Dependent Variable: VALE5
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:16
Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006
Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.184210	0.051808	3.555607	0.0004
VALE5(-3)	-0.050102	0.024485	-2.046178	0.0409
R-squared	0.002537	Mean dependent var		0.176936
Adjusted R-squared	0.001931	S.D. dependent var		2.100264
S.E. of regression	2.098235	Akaike info criterion		4.321283
Sum squared resid	7246.660	Schwarz criterion		4.327845
Log likelihood	-3558.737	Hannan-Quinn criter.		4.323716
F-statistic	4.186845	Durbin-Watson stat		1.834295
Prob(F-statistic)	0.040897			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.143986	Prob. F(4,1642)	0.0024
Obs*R-squared	16.47025	Prob. Chi-Square(4)	0.0024

Dependent Variable: VALE5
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:17
Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006
Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.179691	0.051708	3.475129	0.0005
VALE5(-4)	-0.036553	0.024459	-1.494480	0.1352
R-squared	0.001353	Mean dependent var		0.173816
Adjusted R-squared	0.000747	S.D. dependent var		2.095713
S.E. of regression	2.094931	Akaike info criterion		4.318128
Sum squared resid	7237.022	Schwarz criterion		4.324681
Log likelihood	-3562.615	Hannan-Quinn criter.		4.320558

F-statistic	2.233470	Durbin-Watson stat	1.833248
Prob(F-statistic)	0.135242		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.613577	Prob. F(5,1644)	0.1532
Obs*R-squared	8.062669	Prob. Chi-Square(5)	0.1528

Dependent Variable: VALE5

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:18

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006

Included observations: 1651 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.179691	0.050632	3.548988	0.0004
VALE5(-4)	-0.036553	0.025805	-1.416530	0.1568
R-squared	0.001353	Mean dependent var		0.173816
Adjusted R-squared	0.000747	S.D. dependent var		2.095713
S.E. of regression	2.094931	Akaike info criterion		4.318128
Sum squared resid	7237.022	Schwarz criterion		4.324681
Log likelihood	-3562.615	Hannan-Quinn criter.		4.320558
F-statistic	2.233470	Durbin-Watson stat		1.833248
Prob(F-statistic)	0.135242			

Dependent Variable: VALE5

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:19

Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.167927	0.051541	3.258147	0.0011
VALE5(-5)	-0.009767	0.024497	-0.398705	0.6902
R-squared	0.000096	Mean dependent var		0.166260
Adjusted R-squared	-0.000509	S.D. dependent var		2.089317
S.E. of regression	2.089848	Akaike info criterion		4.313268
Sum squared resid	7219.421	Schwarz criterion		4.319807
Log likelihood	-3567.229	Hannan-Quinn criter.		4.315692
F-statistic	0.158965	Durbin-Watson stat		1.847986
Prob(F-statistic)	0.690162			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.477693	Prob. F(6,1647)	0.1820
Obs*R-squared	8.861522	Prob. Chi-Square(6)	0.1815

Dependent Variable: VALE5
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:20
 Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006
 Included observations: 1655 after adjustments
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.167927	0.048569	3.457502	0.0006
VALE5(-5)	-0.009767	0.026579	-0.367466	0.7133
R-squared	0.000096	Mean dependent var		0.166260
Adjusted R-squared	-0.000509	S.D. dependent var		2.089317
S.E. of regression	2.089848	Akaike info criterion		4.313268
Sum squared resid	7219.421	Schwarz criterion		4.319807
Log likelihood	-3567.229	Hannan-Quinn criter.		4.315692
F-statistic	0.158965	Durbin-Watson stat		1.847986
Prob(F-statistic)	0.690162			

Telemar PN

Dependent Variable: TNLP4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:23
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015894	0.059932	0.265204	0.7909
TNLP4(-1)	0.057640	0.024011	2.400584	0.0165
R-squared	0.003455	Mean dependent var		0.016917
Adjusted R-squared	0.002856	S.D. dependent var		2.448183
S.E. of regression	2.444684	Akaike info criterion		4.626910
Sum squared resid	9932.912	Schwarz criterion		4.633421
Log likelihood	-3847.589	Hannan-Quinn criter.		4.629323
F-statistic	5.762801	Durbin-Watson stat		2.032222
Prob(F-statistic)	0.016478			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.269731	Prob. F(3,1659)	0.0052
Obs*R-squared	12.74936	Prob. Chi-Square(3)	0.0052

Dependent Variable: TNLP4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:24
 Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006
 Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.024943	0.060696	0.410955	0.6812

TNLP4(-2)	-0.071107	0.024297	-2.926586	0.0035
R-squared	0.005177	Mean dependent var		0.023210
Adjusted R-squared	0.004572	S.D. dependent var		2.469510
S.E. of regression	2.463858	Akaike info criterion		4.642547
Sum squared resid	9992.201	Schwarz criterion		4.649109
Log likelihood	-3823.458	Hannan-Quinn criter.		4.644980
F-statistic	8.564907	Durbin-Watson stat		1.880113
Prob(F-statistic)	0.003474			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(3)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Dependent Variable: TNLP4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:25

Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009248	0.061086	0.151386	0.8797
TNLP4(-3)	-0.013726	0.024558	-0.558951	0.5763
R-squared	0.000190	Mean dependent var		0.008865
Adjusted R-squared	-0.000418	S.D. dependent var		2.479162
S.E. of regression	2.479680	Akaike info criterion		4.655349
Sum squared resid	10120.95	Schwarz criterion		4.661911
Log likelihood	-3834.008	Hannan-Quinn criter.		4.657782
F-statistic	0.312426	Durbin-Watson stat		1.874963
Prob(F-statistic)	0.576271			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.395373	Prob. F(4,1642)	0.0089
Obs*R-squared	13.51930	Prob. Chi-Square(4)	0.0090

Dependent Variable: TNLP4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:26

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006

Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.062103	0.061033	1.017526	0.3091
TNLP4(-4)	-0.022435	0.024558	-0.913533	0.3611
R-squared	0.000506	Mean dependent var		0.061405
Adjusted R-squared	-0.000100	S.D. dependent var		2.479612
S.E. of regression	2.479736	Akaike info criterion		4.655392
Sum squared resid	10139.85	Schwarz criterion		4.661944
Log likelihood	-3841.026	Hannan-Quinn criter.		4.657821

F-statistic	0.834542	Durbin-Watson stat	1.872221
Prob(F-statistic)	0.361096		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(5)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Dependent Variable: TNLP4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:28
Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006
Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055545	0.060687	0.915269	0.3602
TNLP4(-5)	-0.028473	0.024362	-1.168771	0.2427
R-squared	0.000826	Mean dependent var		0.054393
Adjusted R-squared	0.000221	S.D. dependent var		2.468781
S.E. of regression	2.468508	Akaike info criterion		4.646313
Sum squared resid	10072.61	Schwarz criterion		4.652852
Log likelihood	-3842.824	Hannan-Quinn criter.		4.648737
F-statistic	1.366026	Durbin-Watson stat		1.890259
Prob(F-statistic)	0.242664			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(6)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Bradesco PN

Dependent Variable: BBDC4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:37
Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.136013	0.058977	2.306213	0.0212
BBDC4(-1)	0.088802	0.024674	3.598947	0.0003
R-squared	0.007733	Mean dependent var		0.145228
Adjusted R-squared	0.007136	S.D. dependent var		2.412145
S.E. of regression	2.403523	Akaike info criterion		4.592949
Sum squared resid	9601.244	Schwarz criterion		4.599460
Log likelihood	-3819.334	Hannan-Quinn criter.		4.595362
F-statistic	12.95242	Durbin-Watson stat		1.994912
Prob(F-statistic)	0.000329			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.042375	Prob. F(2,1660)	0.1300
Obs*R-squared	4.084543	Prob. Chi-Square(2)	0.1297

Dependent Variable: BBDC4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:38

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006

Included observations: 1664 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.136013	0.054161	2.511292	0.0121
BBDC4(-1)	0.088802	0.025583	3.471106	0.0005
R-squared	0.007733	Mean dependent var		0.145228
Adjusted R-squared	0.007136	S.D. dependent var		2.412145
S.E. of regression	2.403523	Akaike info criterion		4.592949
Sum squared resid	9601.244	Schwarz criterion		4.599460
Log likelihood	-3819.334	Hannan-Quinn criter.		4.595362
F-statistic	12.95242	Durbin-Watson stat		1.994912
Prob(F-statistic)	0.000329			

Dependent Variable: BBDC4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:39

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.147914	0.059571	2.483009	0.0131
BBDC4(-2)	-0.051538	0.024764	-2.081158	0.0376
R-squared	0.002624	Mean dependent var		0.141311
Adjusted R-squared	0.002019	S.D. dependent var		2.417310
S.E. of regression	2.414870	Akaike info criterion		4.602380
Sum squared resid	9598.805	Schwarz criterion		4.608943
Log likelihood	-3790.361	Hannan-Quinn criter.		4.604814
F-statistic	4.331218	Durbin-Watson stat		1.805111
Prob(F-statistic)	0.037574			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.977574	Prob. F(3,1643)	0.0005
Obs*R-squared	17.79309	Prob. Chi-Square(3)	0.0005

Dependent Variable: BBDC4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:40

Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.107009	0.058715	1.822505	0.0686
BBDC4(-3)	-0.050617	0.024579	-2.059397	0.0396
R-squared	0.002570	Mean dependent var		0.101232
Adjusted R-squared	0.001964	S.D. dependent var		2.383198
S.E. of regression	2.380856	Akaike info criterion		4.574010
Sum squared resid	9330.314	Schwarz criterion		4.580573
Log likelihood	-3766.985	Hannan-Quinn criter.		4.576444
F-statistic	4.241117	Durbin-Watson stat		1.823615
Prob(F-statistic)	0.039613			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.200613	Prob. F(4,1642)	0.0004
Obs*R-squared	20.61727	Prob. Chi-Square(4)	0.0004

Dependent Variable: BBDC4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:41

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006

Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.152018	0.059139	2.570528	0.0102
BBDC4(-4)	-0.009960	0.024658	-0.403902	0.6863
R-squared	0.000099	Mean dependent var		0.150594
Adjusted R-squared	-0.000507	S.D. dependent var		2.398071
S.E. of regression	2.398679	Akaike info criterion		4.588924
Sum squared resid	9487.789	Schwarz criterion		4.595477
Log likelihood	-3786.157	Hannan-Quinn criter.		4.591354
F-statistic	0.163137	Durbin-Watson stat		1.796741
Prob(F-statistic)	0.686337			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.414565	Prob. F(5,1644)	0.0005
Obs*R-squared	21.87314	Prob. Chi-Square(5)	0.0006

Dependent Variable: BBDC4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:43

Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.185556	0.058607	3.166110	0.0016
BBDC4(-5)	-0.056099	0.024298	-2.308826	0.0211
R-squared	0.003214	Mean dependent var		0.177583

Adjusted R-squared	0.002611	S.D. dependent var	2.383196
S.E. of regression	2.380082	Akaike info criterion	4.573355
Sum squared resid	9363.899	Schwarz criterion	4.579894
Log likelihood	-3782.451	Hannan-Quinn criter.	4.575779
F-statistic	5.330676	Durbin-Watson stat	1.819726
Prob(F-statistic)	0.021076		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.008961	Prob. F(6,1647)	0.0063
Obs*R-squared	17.94476	Prob. Chi-Square(6)	0.0064

Usiminas PNA

Dependent Variable: USIM5
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:47
Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.160190	0.075943	2.109344	0.0351
USIM5(-1)	0.109115	0.024408	4.470446	0.0000

R-squared	0.012127	Mean dependent var	0.179466
Adjusted R-squared	0.011520	S.D. dependent var	3.078915
S.E. of regression	3.061129	Akaike info criterion	5.076671
Sum squared resid	15255.20	Schwarz criterion	5.083292
Log likelihood	-4135.487	Hannan-Quinn criter.	5.079128
F-statistic	19.98489	Durbin-Watson stat	1.994453
Prob(F-statistic)	0.000008		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.283478	Prob. F(2,1626)	0.1023
Obs*R-squared	4.565368	Prob. Chi-Square(2)	0.1020

Dependent Variable: USIM5
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:48
Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
Included observations: 1630 after adjustments
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.160190	0.069705	2.298124	0.0217
USIM5(-1)	0.109115	0.024841	4.392484	0.0000

R-squared	0.012127	Mean dependent var	0.179466
Adjusted R-squared	0.011520	S.D. dependent var	3.078915
S.E. of regression	3.061129	Akaike info criterion	5.076671

Sum squared resid	15255.20	Schwarz criterion	5.083292
Log likelihood	-4135.487	Hannan-Quinn criter.	5.079128
F-statistic	19.98489	Durbin-Watson stat	1.994453
Prob(F-statistic)	0.000008		

Dependent Variable: USIM5
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:49
Sample (adjusted): 3/03/2000 12/28/2006
Included observations: 1614 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.146979	0.075632	1.943336	0.0521
USIM5(-2)	-0.024953	0.024394	-1.022923	0.3065

R-squared	0.000649	Mean dependent var	0.142844
Adjusted R-squared	0.000029	S.D. dependent var	3.034191
S.E. of regression	3.034148	Akaike info criterion	5.058977
Sum squared resid	14840.16	Schwarz criterion	5.065651
Log likelihood	-4080.594	Hannan-Quinn criter.	5.061454
F-statistic	1.046372	Durbin-Watson stat	1.797450
Prob(F-statistic)	0.306498		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.663896	Prob. F(3,1609)	0.0000
Obs*R-squared	22.73822	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Dependent Variable: USIM5
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 12:50
Sample (adjusted): 3/06/2000 12/28/2006
Included observations: 1613 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.152978	0.076618	1.996634	0.0460
USIM5(-3)	-0.062338	0.024759	-2.517796	0.0119

R-squared	0.003920	Mean dependent var	0.141754
Adjusted R-squared	0.003301	S.D. dependent var	3.077006
S.E. of regression	3.071923	Akaike info criterion	5.083724
Sum squared resid	15202.54	Schwarz criterion	5.090402
Log likelihood	-4098.023	Hannan-Quinn criter.	5.086203
F-statistic	6.339298	Durbin-Watson stat	1.763071
Prob(F-statistic)	0.011905		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.949225	Prob. F(4,1607)	0.0034
Obs*R-squared	15.70154	Prob. Chi-Square(4)	0.0034

Dependent Variable: USIM5
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:50
 Sample (adjusted): 3/07/2000 12/28/2006
 Included observations: 1616 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.199698	0.076801	2.600207	0.0094
USIM5(-4)	-0.007529	0.024694	-0.304909	0.7605
R-squared	0.000058	Mean dependent var		0.198292
Adjusted R-squared	-0.000562	S.D. dependent var		3.080916
S.E. of regression	3.081781	Akaike info criterion		5.090129
Sum squared resid	15328.76	Schwarz criterion		5.096797
Log likelihood	-4110.825	Hannan-Quinn criter.		5.092604
F-statistic	0.092969	Durbin-Watson stat		1.785359
Prob(F-statistic)	0.760475			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.544424	Prob. F(5,1609)	0.0034
Obs*R-squared	17.60531	Prob. Chi-Square(5)	0.0035

Dependent Variable: USIM5
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:52
 Sample (adjusted): 3/08/2000 12/28/2006
 Included observations: 1620 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.207571	0.076917	2.698636	0.0070
USIM5(-5)	-0.011413	0.024898	-0.458376	0.6467
R-squared	0.000130	Mean dependent var		0.205463
Adjusted R-squared	-0.000488	S.D. dependent var		3.089557
S.E. of regression	3.090311	Akaike info criterion		5.095654
Sum squared resid	15451.94	Schwarz criterion		5.102309
Log likelihood	-4125.480	Hannan-Quinn criter.		5.098124
F-statistic	0.210109	Durbin-Watson stat		1.789609
Prob(F-statistic)	0.646744			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(6)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Eltrobras PN

Dependent Variable: ELET6
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 12:57
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006

Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069392	0.077864	0.891197	0.3730
ELET6(-1)	0.029442	0.024842	1.185173	0.2361
R-squared	0.000862	Mean dependent var		0.070748
Adjusted R-squared	0.000248	S.D. dependent var		3.143672
S.E. of regression	3.143281	Akaike info criterion		5.129638
Sum squared resid	16085.00	Schwarz criterion		5.136259
Log likelihood	-4178.655	Hannan-Quinn criter.		5.132094
F-statistic	1.404634	Durbin-Watson stat		1.960832
Prob(F-statistic)	0.236122			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.254861	Prob. F(2,1626)	0.7751
Obs*R-squared	0.510817	Prob. Chi-Square(2)	0.7746

Dependent Variable: ELET6

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:58

Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006

Included observations: 1630 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069392	0.072530	0.956741	0.3388
ELET6(-1)	0.029442	0.027460	1.072174	0.2838
R-squared	0.000862	Mean dependent var		0.070748
Adjusted R-squared	0.000248	S.D. dependent var		3.143672
S.E. of regression	3.143281	Akaike info criterion		5.129638
Sum squared resid	16085.00	Schwarz criterion		5.136259
Log likelihood	-4178.655	Hannan-Quinn criter.		5.132094
F-statistic	1.404634	Durbin-Watson stat		1.960832
Prob(F-statistic)	0.236122			

Dependent Variable: ELET6

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 12:59

Sample (adjusted): 3/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1614 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.056120	0.076694	0.731740	0.4644
ELET6(-2)	-0.010899	0.024445	-0.445845	0.6558
R-squared	0.000123	Mean dependent var		0.055353
Adjusted R-squared	-0.000497	S.D. dependent var		3.079623
S.E. of regression	3.080388	Akaike info criterion		5.089227
Sum squared resid	15295.93	Schwarz criterion		5.095901
Log likelihood	-4105.006	Hannan-Quinn criter.		5.091704

F-statistic	0.198778	Durbin-Watson stat	1.925804
Prob(F-statistic)	0.655769		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.506399	Prob. F(3,1609)	0.0575
Obs*R-squared	7.507478	Prob. Chi-Square(3)	0.0574

Dependent Variable: ELET6

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:01

Sample (adjusted): 3/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1614 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.056120	0.075505	0.743261	0.4574
ELET6(-2)	-0.010899	0.025138	-0.433549	0.6647

R-squared	0.000123	Mean dependent var	0.055353
Adjusted R-squared	-0.000497	S.D. dependent var	3.079623
S.E. of regression	3.080388	Akaike info criterion	5.089227
Sum squared resid	15295.93	Schwarz criterion	5.095901
Log likelihood	-4105.006	Hannan-Quinn criter.	5.091704
F-statistic	0.198778	Durbin-Watson stat	1.925804
Prob(F-statistic)	0.655769		

Dependent Variable: ELET6

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:01

Sample (adjusted): 3/06/2000 12/28/2006

Included observations: 1613 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.062559	0.077162	0.810738	0.4176
ELET6(-3)	-0.033325	0.024503	-1.360025	0.1740

R-squared	0.001147	Mean dependent var	0.059988
Adjusted R-squared	0.000527	S.D. dependent var	3.098898
S.E. of regression	3.098082	Akaike info criterion	5.100682
Sum squared resid	15462.55	Schwarz criterion	5.107360
Log likelihood	-4111.700	Hannan-Quinn criter.	5.103161
F-statistic	1.849668	Durbin-Watson stat	1.894915
Prob(F-statistic)	0.174012		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.694709	Prob. F(4,1607)	0.5956
Obs*R-squared	2.784398	Prob. Chi-Square(4)	0.5945

Dependent Variable: ELET6

Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:02
 Sample (adjusted): 3/06/2000 12/28/2006
 Included observations: 1613 after adjustments
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.062559	0.076676	0.815878	0.4147
ELET6(-3)	-0.033325	0.026034	-1.280037	0.2007
R-squared	0.001147	Mean dependent var		0.059988
Adjusted R-squared	0.000527	S.D. dependent var		3.098898
S.E. of regression	3.098082	Akaike info criterion		5.100682
Sum squared resid	15462.55	Schwarz criterion		5.107360
Log likelihood	-4111.700	Hannan-Quinn criter.		5.103161
F-statistic	1.849668	Durbin-Watson stat		1.894915
Prob(F-statistic)	0.174012			

Dependent Variable: ELET6
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:03
 Sample (adjusted): 3/07/2000 12/28/2006
 Included observations: 1616 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.110878	0.077045	1.439125	0.1503
ELET6(-4)	-0.008879	0.024452	-0.363117	0.7166
R-squared	0.000082	Mean dependent var		0.110025
Adjusted R-squared	-0.000538	S.D. dependent var		3.094916
S.E. of regression	3.095748	Akaike info criterion		5.099173
Sum squared resid	15468.02	Schwarz criterion		5.105841
Log likelihood	-4118.132	Hannan-Quinn criter.		5.101648
F-statistic	0.131854	Durbin-Watson stat		1.901112
Prob(F-statistic)	0.716565			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.310132	Prob. F(5,1609)	0.9071
Obs*R-squared	1.555906	Prob. Chi-Square(5)	0.9065

Dependent Variable: ELET6
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:04
 Sample (adjusted): 3/07/2000 12/28/2006
 Included observations: 1616 after adjustments
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.110878	0.075347	1.471575	0.1413
ELET6(-4)	-0.008879	0.027054	-0.328191	0.7428
R-squared	0.000082	Mean dependent var		0.110025

Adjusted R-squared	-0.000538	S.D. dependent var	3.094916
S.E. of regression	3.095748	Akaike info criterion	5.099173
Sum squared resid	15468.02	Schwarz criterion	5.105841
Log likelihood	-4118.132	Hannan-Quinn criter.	5.101648
F-statistic	0.131854	Durbin-Watson stat	1.901112
Prob(F-statistic)	0.716565		

Dependent Variable: ELET6
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:05
Sample (adjusted): 3/08/2000 12/28/2006
Included observations: 1620 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.104967	0.077583	1.352959	0.1763
ELET6(-5)	-0.068236	0.024674	-2.765527	0.0057
R-squared	0.004705	Mean dependent var		0.099833
Adjusted R-squared	0.004090	S.D. dependent var		3.128176
S.E. of regression	3.121773	Akaike info criterion		5.115913
Sum squared resid	15768.17	Schwarz criterion		5.122568
Log likelihood	-4141.890	Hannan-Quinn criter.		5.118383
F-statistic	7.648138	Durbin-Watson stat		1.952699
Prob(F-statistic)	0.005748			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(6)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Banco Itau PN

Dependent Variable: ITAU4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:11
Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.131901	0.057436	2.296507	0.0218
ITAU4(-1)	0.083963	0.024602	3.412818	0.0007
R-squared	0.007104	Mean dependent var		0.141773
Adjusted R-squared	0.006494	S.D. dependent var		2.323478
S.E. of regression	2.315922	Akaike info criterion		4.518719
Sum squared resid	8731.771	Schwarz criterion		4.525341
Log likelihood	-3680.756	Hannan-Quinn criter.		4.521176
F-statistic	11.64733	Durbin-Watson stat		1.981092
Prob(F-statistic)	0.000659			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.061070	Prob. F(2,1626)	0.0024
Obs*R-squared	12.06204	Prob. Chi-Square(2)	0.0024

Dependent Variable: ITAU4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:12
Sample (adjusted): 3/03/2000 12/28/2006
Included observations: 1614 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.132740	0.057617	2.303819	0.0214
ITAU4(-2)	-0.091134	0.024663	-3.695182	0.0002
R-squared	0.008399	Mean dependent var		0.121320
Adjusted R-squared	0.007784	S.D. dependent var		2.320468
S.E. of regression	2.311419	Akaike info criterion		4.514839
Sum squared resid	8612.366	Schwarz criterion		4.521514
Log likelihood	-3641.475	Hannan-Quinn criter.		4.517316
F-statistic	13.65437	Durbin-Watson stat		1.820209
Prob(F-statistic)	0.000227			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(3)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Dependent Variable: ITAU4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:20
Sample (adjusted): 3/06/2000 12/28/2006
Included observations: 1613 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.104166	0.057749	1.803782	0.0715
ITAU4(-3)	-0.030887	0.024692	-1.250905	0.2112
R-squared	0.000970	Mean dependent var		0.100502
Adjusted R-squared	0.000350	S.D. dependent var		2.316739
S.E. of regression	2.316333	Akaike info criterion		4.519087
Sum squared resid	8643.658	Schwarz criterion		4.525765
Log likelihood	-3642.644	Hannan-Quinn criter.		4.521566
F-statistic	1.564763	Durbin-Watson stat		1.828575
Prob(F-statistic)	0.211151			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.970739	Prob. F(4,1607)	0.0001
Obs*R-squared	23.62108	Prob. Chi-Square(4)	0.0001

Dependent Variable: ITAU4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:21

Sample (adjusted): 3/07/2000 12/28/2006
 Included observations: 1616 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.135963	0.058066	2.341509	0.0193
ITAU4(-4)	-0.031509	0.024901	-1.265353	0.2059
R-squared	0.000991	Mean dependent var		0.131652
Adjusted R-squared	0.000372	S.D. dependent var		2.330648
S.E. of regression	2.330214	Akaike info criterion		4.531034
Sum squared resid	8763.855	Schwarz criterion		4.537702
Log likelihood	-3659.076	Hannan-Quinn criter.		4.533509
F-statistic	1.601117	Durbin-Watson stat		1.835284
Prob(F-statistic)	0.205928			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(5)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Dependent Variable: ITAU4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:22
 Sample (adjusted): 3/08/2000 12/28/2006
 Included observations: 1620 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.144006	0.057724	2.494739	0.0127
ITAU4(-5)	-0.023345	0.024613	-0.948478	0.3430
R-squared	0.000556	Mean dependent var		0.140735
Adjusted R-squared	-0.000062	S.D. dependent var		2.319113
S.E. of regression	2.319185	Akaike info criterion		4.521543
Sum squared resid	8702.609	Schwarz criterion		4.528197
Log likelihood	-3660.450	Hannan-Quinn criter.		4.524012
F-statistic	0.899610	Durbin-Watson stat		1.861343
Prob(F-statistic)	0.343028			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(6)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Cemig PN

Dependent Variable: CMIG4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:25
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.117788	0.066181	1.779787	0.0753
CMIG4(-1)	0.032468	0.024620	1.318779	0.1874
R-squared	0.001045	Mean dependent var		0.120144
Adjusted R-squared	0.000444	S.D. dependent var		2.699279
S.E. of regression	2.698680	Akaike info criterion		4.824604
Sum squared resid	12104.13	Schwarz criterion		4.831114
Log likelihood	-4012.070	Hannan-Quinn criter.		4.827016
F-statistic	1.739177	Durbin-Watson stat		2.001764
Prob(F-statistic)	0.187425			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.135399	Prob. F(2,1660)	0.0437
Obs*R-squared	6.262252	Prob. Chi-Square(2)	0.0437

Dependent Variable: CMIG4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:26
Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006
Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.121717	0.066241	1.837504	0.0663
CMIG4(-2)	-0.063550	0.024525	-2.591260	0.0096
R-squared	0.004063	Mean dependent var		0.114951
Adjusted R-squared	0.003458	S.D. dependent var		2.691645
S.E. of regression	2.686987	Akaike info criterion		4.815931
Sum squared resid	11883.96	Schwarz criterion		4.822493
Log likelihood	-3966.327	Hannan-Quinn criter.		4.818364
F-statistic	6.714628	Durbin-Watson stat		1.936591
Prob(F-statistic)	0.009647			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.392418	Prob. F(3,1643)	0.0044
Obs*R-squared	13.11219	Prob. Chi-Square(3)	0.0044

Dependent Variable: CMIG4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:27
Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006
Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.096958	0.066098	1.466876	0.1426
CMIG4(-3)	-0.065610	0.024551	-2.672464	0.0076
R-squared	0.004320	Mean dependent var		0.089982
Adjusted R-squared	0.003715	S.D. dependent var		2.686202
S.E. of regression	2.681207	Akaike info criterion		4.811624

Sum squared resid	11832.88	Schwarz criterion	4.818186
Log likelihood	-3962.778	Hannan-Quinn criter.	4.814057
F-statistic	7.142066	Durbin-Watson stat	1.926408
Prob(F-statistic)	0.007604		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.956676	Prob. F(4,1642)	0.0190
Obs*R-squared	11.78504	Prob. Chi-Square(4)	0.0190

Dependent Variable: CMIG4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:28

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006

Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.133857	0.066383	2.016440	0.0439
CMIG4(-4)	-0.047003	0.024359	-1.929572	0.0538

R-squared	0.002253	Mean dependent var	0.128474
Adjusted R-squared	0.001648	S.D. dependent var	2.697140
S.E. of regression	2.694917	Akaike info criterion	4.821823
Sum squared resid	11975.99	Schwarz criterion	4.828375
Log likelihood	-3978.415	Hannan-Quinn criter.	4.824252
F-statistic	3.723247	Durbin-Watson stat	1.913477
Prob(F-statistic)	0.053831		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.115279	Prob. F(5,1644)	0.0010
Obs*R-squared	20.40857	Prob. Chi-Square(5)	0.0010

Dependent Variable: CMIG4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:29

Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.141879	0.066048	2.148129	0.0318
CMIG4(-5)	-0.045483	0.024466	-1.859060	0.0632

R-squared	0.002086	Mean dependent var	0.136350
Adjusted R-squared	0.001483	S.D. dependent var	2.686202
S.E. of regression	2.684209	Akaike info criterion	4.813857
Sum squared resid	11909.83	Schwarz criterion	4.820397
Log likelihood	-3981.467	Hannan-Quinn criter.	4.816281
F-statistic	3.456104	Durbin-Watson stat	1.927515
Prob(F-statistic)	0.063196		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.448051	Prob. F(6,1647)	0.0232
Obs*R-squared	14.62918	Prob. Chi-Square(6)	0.0233

Siderúrgica Nacional ON

Dependent Variable: CSNA3

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:31

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006

Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.166427	0.066803	2.491293	0.0128
CSNA3(-1)	0.111301	0.024352	4.570433	0.0000
R-squared	0.012412	Mean dependent var		0.185198
Adjusted R-squared	0.011818	S.D. dependent var		2.736119
S.E. of regression	2.719903	Akaike info criterion		4.840271
Sum squared resid	12295.26	Schwarz criterion		4.846781
Log likelihood	-4025.105	Hannan-Quinn criter.		4.842684
F-statistic	20.88886	Durbin-Watson stat		2.024271
Prob(F-statistic)	0.000005			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.085220	Prob. F(2,1660)	0.0170
Obs*R-squared	8.150013	Prob. Chi-Square(2)	0.0170

Dependent Variable: CSNA3

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:32

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.167645	0.067304	2.490872	0.0128
CSNA3(-2)	-0.001262	0.024429	-0.051672	0.9588
R-squared	0.000002	Mean dependent var		0.167415
Adjusted R-squared	-0.000606	S.D. dependent var		2.725445
S.E. of regression	2.726271	Akaike info criterion		4.844959
Sum squared resid	12233.98	Schwarz criterion		4.851521
Log likelihood	-3990.246	Hannan-Quinn criter.		4.847392
F-statistic	0.002670	Durbin-Watson stat		1.837391
Prob(F-statistic)	0.958796			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.268355	Prob. F(3,1643)	0.0001
-------------	----------	-----------------	--------

Obs*R-squared 21.58496 Prob. Chi-Square(3) 0.0001

Dependent Variable: CSNA3
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:33
Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006
Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.177091	0.068027	2.603239	0.0093
CSNA3(-3)	-0.056948	0.024625	-2.312582	0.0209
R-squared	0.003239	Mean dependent var		0.167227
Adjusted R-squared	0.002633	S.D. dependent var		2.759801
S.E. of regression	2.756166	Akaike info criterion		4.866771
Sum squared resid	12503.75	Schwarz criterion		4.873333
Log likelihood	-4008.219	Hannan-Quinn criter.		4.869204
F-statistic	5.348034	Durbin-Watson stat		1.795220
Prob(F-statistic)	0.020868			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.032037	Prob. F(4,1642)	0.0167
Obs*R-squared	12.08322	Prob. Chi-Square(4)	0.0167

Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:33
Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006
Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.203346	0.067785	2.999852	0.0027
CSNA3(-4)	-0.060139	0.024584	-2.446211	0.0145
R-squared	0.003616	Mean dependent var		0.192059
Adjusted R-squared	0.003011	S.D. dependent var		2.752049
S.E. of regression	2.747902	Akaike info criterion		4.860763
Sum squared resid	12451.55	Schwarz criterion		4.867316
Log likelihood	-4010.560	Hannan-Quinn criter.		4.863193
F-statistic	5.983950	Durbin-Watson stat		1.798402
Prob(F-statistic)	0.014540			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.907720	Prob. F(5,1644)	0.0128
Obs*R-squared	14.47252	Prob. Chi-Square(5)	0.0129

Dependent Variable: CSNA3
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:34
Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.201869	0.067800	2.977434	0.0029
CSNA3(-5)	-0.012770	0.024624	-0.518590	0.6041
R-squared	0.000163	Mean dependent var		0.199498
Adjusted R-squared	-0.000442	S.D. dependent var		2.751320
S.E. of regression	2.751928	Akaike info criterion		4.863688
Sum squared resid	12518.35	Schwarz criterion		4.870228
Log likelihood	-4022.702	Hannan-Quinn criter.		4.866113
F-statistic	0.268935	Durbin-Watson stat		1.767651
Prob(F-statistic)	0.604116			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.240623	Prob. F(6,1647)	0.2824
Obs*R-squared	7.446242	Prob. Chi-Square(6)	0.2815

Dependent Variable: CSNA3

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:35

Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006

Included observations: 1655 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.201869	0.070708	2.854950	0.0044
CSNA3(-5)	-0.012770	0.029423	-0.434004	0.6643
R-squared	0.000163	Mean dependent var		0.199498
Adjusted R-squared	-0.000442	S.D. dependent var		2.751320
S.E. of regression	2.751928	Akaike info criterion		4.863688
Sum squared resid	12518.35	Schwarz criterion		4.870228
Log likelihood	-4022.702	Hannan-Quinn criter.		4.866113
F-statistic	0.268935	Durbin-Watson stat		1.767651
Prob(F-statistic)	0.604116			

Gerdau PN

Dependent Variable: GGBR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:37

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006

Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.153495	0.063341	2.423332	0.0155
GGBR4(-1)	0.085144	0.024049	3.540496	0.0004
R-squared	0.007486	Mean dependent var		0.168173
Adjusted R-squared	0.006889	S.D. dependent var		2.587188

S.E. of regression	2.578261	Akaike info criterion	4.733309
Sum squared resid	11048.03	Schwarz criterion	4.739820
Log likelihood	-3936.113	Hannan-Quinn criter.	4.735722
F-statistic	12.53511	Durbin-Watson stat	1.980734
Prob(F-statistic)	0.000410		

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.612620	Prob. F(2,1660)	0.5421
Obs*R-squared	1.227286	Prob. Chi-Square(2)	0.5414

Dependent Variable: GGBR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:38

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006

Included observations: 1664 after adjustments

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.153495	0.058935	2.604497	0.0093
GGBR4(-1)	0.085144	0.031359	2.715105	0.0067
R-squared	0.007486	Mean dependent var		0.168173
Adjusted R-squared	0.006889	S.D. dependent var		2.587188
S.E. of regression	2.578261	Akaike info criterion		4.733309
Sum squared resid	11048.03	Schwarz criterion		4.739820
Log likelihood	-3936.113	Hannan-Quinn criter.		4.735722
F-statistic	12.53511	Durbin-Watson stat		1.980734
Prob(F-statistic)	0.000410			

Dependent Variable: GGBR4

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 13:38

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/28/2006

Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.171522	0.064106	2.675600	0.0075
GGBR4(-2)	-0.014896	0.024291	-0.613220	0.5398
R-squared	0.000228	Mean dependent var		0.169150
Adjusted R-squared	-0.000379	S.D. dependent var		2.597192
S.E. of regression	2.597684	Akaike info criterion		4.748331
Sum squared resid	11107.15	Schwarz criterion		4.754893
Log likelihood	-3910.624	Hannan-Quinn criter.		4.750764
F-statistic	0.376039	Durbin-Watson stat		1.802245
Prob(F-statistic)	0.539816			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(3)	NA
---------------	----------	---------------------	----

Dependent Variable: GGBR4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:39
 Sample (adjusted): 1/06/2000 12/27/2006
 Included observations: 1648 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.151388	0.064809	2.335916	0.0196
GGBR4(-3)	-0.003437	0.024492	-0.140319	0.8884
R-squared	0.000012	Mean dependent var		0.150789
Adjusted R-squared	-0.000596	S.D. dependent var		2.624453
S.E. of regression	2.625235	Akaike info criterion		4.769431
Sum squared resid	11344.00	Schwarz criterion		4.775993
Log likelihood	-3928.011	Hannan-Quinn criter.		4.771864
F-statistic	0.019690	Durbin-Watson stat		1.820257
Prob(F-statistic)	0.888425			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.897773	Prob. F(4,1642)	0.0006
Obs*R-squared	19.43085	Prob. Chi-Square(4)	0.0006

Dependent Variable: GGBR4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:40
 Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006
 Included observations: 1651 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.208739	0.064691	3.226700	0.0013
GGBR4(-4)	-0.049596	0.024522	-2.022493	0.0433
R-squared	0.002474	Mean dependent var		0.199322
Adjusted R-squared	0.001870	S.D. dependent var		2.624202
S.E. of regression	2.621748	Akaike info criterion		4.766770
Sum squared resid	11334.50	Schwarz criterion		4.773322
Log likelihood	-3932.969	Hannan-Quinn criter.		4.769199
F-statistic	4.090477	Durbin-Watson stat		1.825569
Prob(F-statistic)	0.043287			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.021886	Prob. F(5,1644)	0.0728
Obs*R-squared	10.09042	Prob. Chi-Square(5)	0.0727

Dependent Variable: GGBR4
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:41
 Sample (adjusted): 1/07/2000 12/28/2006

Included observations: 1651 after adjustments
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=7)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.208739	0.066224	3.151994	0.0017
GGBR4(-4)	-0.049596	0.027033	-1.834622	0.0667
R-squared	0.002474	Mean dependent var		0.199322
Adjusted R-squared	0.001870	S.D. dependent var		2.624202
S.E. of regression	2.621748	Akaike info criterion		4.766770
Sum squared resid	11334.50	Schwarz criterion		4.773322
Log likelihood	-3932.969	Hannan-Quinn criter.		4.769199
F-statistic	4.090477	Durbin-Watson stat		1.825569
Prob(F-statistic)	0.043287			

Dependent Variable: GGBR4
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 13:42
Sample (adjusted): 1/10/2000 12/28/2006
Included observations: 1655 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.188761	0.064748	2.915332	0.0036
GGBR4(-5)	-0.013233	0.024632	-0.537222	0.5912
R-squared	0.000175	Mean dependent var		0.186356
Adjusted R-squared	-0.000430	S.D. dependent var		2.627180
S.E. of regression	2.627745	Akaike info criterion		4.771337
Sum squared resid	11414.04	Schwarz criterion		4.777877
Log likelihood	-3946.281	Hannan-Quinn criter.		4.773761
F-statistic	0.288608	Durbin-Watson stat		1.826353
Prob(F-statistic)	0.591186			

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.396697	Prob. F(6,1647)	0.0261
Obs*R-squared	14.32496	Prob. Chi-Square(6)	0.0262

Anexo II - Testes de Raiz Unitária

Índice Ibovespa

Null Hypothesis: IBOV has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.54114	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IBOV)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:55
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IBOV(-1)	-0.959039	0.024254	-39.54114	0.0000
C	0.065663	0.044783	1.466236	0.1428
R-squared	0.484731	Mean dependent var		0.013924
Adjusted R-squared	0.484421	S.D. dependent var		2.543075
S.E. of regression	1.826025	Akaike info criterion		4.043361
Sum squared resid	5541.716	Schwarz criterion		4.049871
Log likelihood	-3362.076	Hannan-Quinn criter.		4.045774
F-statistic	1563.501	Durbin-Watson stat		2.000717
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: IBOV has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.55567	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IBOV)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:14

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IBOV(-1)	-0.960195	0.024275	-39.55567	0.0000
C	-0.021108	0.089711	-0.235292	0.8140
@TREND(1/03/2000)	9.53E-05	8.53E-05	1.116232	0.2645
R-squared	0.485118	Mean dependent var		0.013924
Adjusted R-squared	0.484498	S.D. dependent var		2.543075
S.E. of regression	1.825889	Akaike info criterion		4.043813
Sum squared resid	5537.562	Schwarz criterion		4.053579
Log likelihood	-3361.452	Hannan-Quinn criter.		4.047432
F-statistic	782.4894	Durbin-Watson stat		1.999984
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: IBOV has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.50151	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(IBOV)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:56
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IBOV(-1)	-0.957999	0.024252	-39.50151	0.0000
R-squared	0.484065	Mean dependent var		0.013924
Adjusted R-squared	0.484065	S.D. dependent var		2.543075
S.E. of regression	1.826656	Akaike info criterion		4.043451
Sum squared resid	5548.884	Schwarz criterion		4.046707
Log likelihood	-3363.152	Hannan-Quinn criter.		4.044658
Durbin-Watson stat	2.000140			

Petrobras PN

Null Hypothesis: PETR4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.48973	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETR4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:57
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETR4(-1)	-0.901598	0.024049	-37.48973	0.0000
C	0.108109	0.050865	2.125423	0.0337
R-squared	0.458187	Mean dependent var		-0.002434
Adjusted R-squared	0.457861	S.D. dependent var		2.813253
S.E. of regression	2.071400	Akaike info criterion		4.295528
Sum squared resid	7131.141	Schwarz criterion		4.302039
Log likelihood	-3571.879	Hannan-Quinn criter.		4.297941
F-statistic	1405.480	Durbin-Watson stat		1.969535
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: PETR4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.49222	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETR4)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:17
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

PETR4(-1)	-0.902010	0.024059	-37.49222	0.0000
C	0.041868	0.101766	0.411412	0.6808
@TREND(1/03/2000)	7.27E-05	9.68E-05	0.751566	0.4524
R-squared	0.458371	Mean dependent var		-0.002434
Adjusted R-squared	0.457719	S.D. dependent var		2.813253
S.E. of regression	2.071671	Akaike info criterion		4.296390
Sum squared resid	7128.717	Schwarz criterion		4.306156
Log likelihood	-3571.596	Hannan-Quinn criter.		4.300009
F-statistic	702.8385	Durbin-Watson stat		1.969456
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: PETR4 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.38995	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(PETR4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:58
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PETR4(-1)	-0.898635	0.024034	-37.38995	0.0000
R-squared	0.456715	Mean dependent var		-0.002434
Adjusted R-squared	0.456715	S.D. dependent var		2.813253
S.E. of regression	2.073590	Akaike info criterion		4.297040
Sum squared resid	7150.524	Schwarz criterion		4.300296
Log likelihood	-3574.138	Hannan-Quinn criter.		4.298247
Durbin-Watson stat	1.969587			

Vale do Rio Doce PNA

Null Hypothesis: VALE5 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.85420	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VALE5)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 13:59
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VALE5(-1)	-0.925063	0.024438	-37.85420	0.0000
C	0.138717	0.051304	2.703829	0.0069
R-squared	0.462995	Mean dependent var		0.029333
Adjusted R-squared	0.462671	S.D. dependent var		2.850478
S.E. of regression	2.089477	Akaike info criterion		4.312906
Sum squared resid	7256.151	Schwarz criterion		4.319417
Log likelihood	-3586.338	Hannan-Quinn criter.		4.315319
F-statistic	1432.940	Durbin-Watson stat		1.959276
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: VALE5 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.84126	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VALE5)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:19
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

VALE5(-1)	-0.925311	0.024452	-37.84126	0.0000
C	0.104716	0.102664	1.019986	0.3079
@TREND(1/03/2000)	3.73E-05	9.76E-05	0.382391	0.7022
R-squared	0.463042	Mean dependent var		0.029333
Adjusted R-squared	0.462395	S.D. dependent var		2.850478
S.E. of regression	2.090014	Akaike info criterion		4.314020
Sum squared resid	7255.512	Schwarz criterion		4.323786
Log likelihood	-3586.265	Hannan-Quinn criter.		4.317639
F-statistic	716.1753	Durbin-Watson stat		1.959005
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: VALE5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.69041	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(VALE5)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:01
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VALE5(-1)	-0.921341	0.024445	-37.69041	0.0000
R-squared	0.460632	Mean dependent var		0.029333
Adjusted R-squared	0.460632	S.D. dependent var		2.850478
S.E. of regression	2.093438	Akaike info criterion		4.316093
Sum squared resid	7288.069	Schwarz criterion		4.319349
Log likelihood	-3589.990	Hannan-Quinn criter.		4.317300
Durbin-Watson stat	1.957316			

Telemar PN

Null Hypothesis: TNLP4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.24728	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TNLP4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:01
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TNLP4(-1)	-0.942360	0.024011	-39.24728	0.0000
C	0.015894	0.059932	0.265204	0.7909
R-squared	0.481006	Mean dependent var		-0.000829
Adjusted R-squared	0.480694	S.D. dependent var		3.392431
S.E. of regression	2.444684	Akaike info criterion		4.626910
Sum squared resid	9932.912	Schwarz criterion		4.633421
Log likelihood	-3847.589	Hannan-Quinn criter.		4.629323
F-statistic	1540.349	Durbin-Watson stat		2.032222
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TNLP4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.23429	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TNLP4)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:20
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

TNLP4(-1)	-0.942326	0.024018	-39.23429	0.0000
C	0.043269	0.120118	0.360224	0.7187
@TREND(1/03/2000)	-3.00E-05	0.000114	-0.262998	0.7926
R-squared	0.481028	Mean dependent var		-0.000829
Adjusted R-squared	0.480403	S.D. dependent var		3.392431
S.E. of regression	2.445369	Akaike info criterion		4.628071
Sum squared resid	9932.498	Schwarz criterion		4.637837
Log likelihood	-3847.555	Hannan-Quinn criter.		4.631690
F-statistic	769.7777	Durbin-Watson stat		2.032371
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: TNLP4 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.25736	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TNLP4)

Method: Least Squares

Date: 11/08/10 Time: 14:02

Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006

Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TNLP4(-1)	-0.942315	0.024004	-39.25736	0.0000
R-squared	0.480984	Mean dependent var		-0.000829
Adjusted R-squared	0.480984	S.D. dependent var		3.392431
S.E. of regression	2.444001	Akaike info criterion		4.625751
Sum squared resid	9933.332	Schwarz criterion		4.629006
Log likelihood	-3847.625	Hannan-Quinn criter.		4.626957
Durbin-Watson stat	2.032222			

Bradesco PN

Null Hypothesis: BBDC4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.92899	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BBDC4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:03
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BBDC4(-1)	-0.911198	0.024674	-36.92899	0.0000
C	0.136013	0.058977	2.306213	0.0212
R-squared	0.450715	Mean dependent var		0.041454
Adjusted R-squared	0.450384	S.D. dependent var		3.242042
S.E. of regression	2.403523	Akaike info criterion		4.592949
Sum squared resid	9601.244	Schwarz criterion		4.599460
Log likelihood	-3819.334	Hannan-Quinn criter.		4.595362
F-statistic	1363.750	Durbin-Watson stat		1.994912
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: BBDC4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.92916	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BBDC4)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:21
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

BBDC4(-1)	-0.911656	0.024687	-36.92916	0.0000
C	0.063923	0.118080	0.541354	0.5883
@TREND(1/03/2000)	7.91E-05	0.000112	0.704748	0.4811
R-squared	0.450879	Mean dependent var		0.041454
Adjusted R-squared	0.450218	S.D. dependent var		3.242042
S.E. of regression	2.403887	Akaike info criterion		4.593852
Sum squared resid	9598.374	Schwarz criterion		4.603618
Log likelihood	-3819.085	Hannan-Quinn criter.		4.597472
F-statistic	681.9170	Durbin-Watson stat		1.994650
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: BBDC4 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.81585	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BBDC4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:03
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BBDC4(-1)	-0.908728	0.024683	-36.81585	0.0000
R-squared	0.448957	Mean dependent var		0.041454
Adjusted R-squared	0.448957	S.D. dependent var		3.242042
S.E. of regression	2.406642	Akaike info criterion		4.594942
Sum squared resid	9631.969	Schwarz criterion		4.598198
Log likelihood	-3821.992	Hannan-Quinn criter.		4.596149
Durbin-Watson stat	1.993168			

Usiminas PNA

Null Hypothesis: USIM5 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.49958	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434157	
5% level	-2.863108	
10% level	-2.567653	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(USIM5)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:05
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USIM5(-1)	-0.890885	0.024408	-36.49958	0.0000
C	0.160190	0.075943	2.109344	0.0351
R-squared	0.450041	Mean dependent var		0.002810
Adjusted R-squared	0.449703	S.D. dependent var		4.126512
S.E. of regression	3.061129	Akaike info criterion		5.076671
Sum squared resid	15255.20	Schwarz criterion		5.083292
Log likelihood	-4135.487	Hannan-Quinn criter.		5.079128
F-statistic	1332.219	Durbin-Watson stat		1.994453
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: USIM5 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.49612	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963683	
5% level	-3.412569	
10% level	-3.128244	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(USIM5)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:22
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

USIM5(-1)	-0.891396	0.024424	-36.49612	0.0000
C	0.072785	0.151964	0.478963	0.6320
@TREND(3/01/2000)	9.80E-05	0.000148	0.664072	0.5067
R-squared	0.450190	Mean dependent var		0.002810
Adjusted R-squared	0.449514	S.D. dependent var		4.126512
S.E. of regression	3.061655	Akaike info criterion		5.077627
Sum squared resid	15251.06	Schwarz criterion		5.087559
Log likelihood	-4135.266	Hannan-Quinn criter.		5.081312
F-statistic	666.1014	Durbin-Watson stat		1.993988
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: USIM5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.40008	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566381	
5% level	-1.941018	
10% level	-1.616569	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(USIM5)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:06
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USIM5(-1)	-0.887962	0.024395	-36.40008	0.0000
R-squared	0.448538	Mean dependent var		0.002810
Adjusted R-squared	0.448538	S.D. dependent var		4.126512
S.E. of regression	3.064369	Akaike info criterion		5.078173
Sum squared resid	15296.89	Schwarz criterion		5.081484
Log likelihood	-4137.711	Hannan-Quinn criter.		5.079402
Durbin-Watson stat	1.994776			

Eltrobras PN

Null Hypothesis: ELET6 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.06903	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434157	
5% level	-2.863108	
10% level	-2.567653	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ELET6)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:06
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ELET6(-1)	-0.970558	0.024842	-39.06903	0.0000
C	0.069392	0.077864	0.891197	0.3730
R-squared	0.483894	Mean dependent var		0.024681
Adjusted R-squared	0.483577	S.D. dependent var		4.374016
S.E. of regression	3.143281	Akaike info criterion		5.129638
Sum squared resid	16085.00	Schwarz criterion		5.136259
Log likelihood	-4178.655	Hannan-Quinn criter.		5.132094
F-statistic	1526.389	Durbin-Watson stat		1.960832
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: ELET6 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.06286	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963683	
5% level	-3.412569	
10% level	-3.128244	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ELET6)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:23
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

ELET6(-1)	-0.970886	0.024854	-39.06286	0.0000
C	-0.005588	0.156063	-0.035807	0.9714
@TREND(3/01/2000)	8.40E-05	0.000151	0.554419	0.5794
R-squared	0.483991	Mean dependent var		0.024681
Adjusted R-squared	0.483357	S.D. dependent var		4.374016
S.E. of regression	3.143950	Akaike info criterion		5.130676
Sum squared resid	16081.96	Schwarz criterion		5.140608
Log likelihood	-4178.501	Hannan-Quinn criter.		5.134361
F-statistic	763.0237	Durbin-Watson stat		1.960555
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: ELET6 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.06262	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566381	
5% level	-1.941018	
10% level	-1.616569	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ELET6)
Method: Least Squares
Date: 11/08/10 Time: 14:07
Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ELET6(-1)	-0.970232	0.024838	-39.06262	0.0000
R-squared	0.483642	Mean dependent var		0.024681
Adjusted R-squared	0.483642	S.D. dependent var		4.374016
S.E. of regression	3.143083	Akaike info criterion		5.128899
Sum squared resid	16092.84	Schwarz criterion		5.132209
Log likelihood	-4179.052	Hannan-Quinn criter.		5.130127
Durbin-Watson stat	1.960518			

Banco Itau PN

Null Hypothesis: ITAU4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.23375	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434157	
5% level	-2.863108	
10% level	-2.567653	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ITAU4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ITAU4(-1)	-0.916037	0.024602	-37.23375	0.0000
C	0.131901	0.057436	2.296507	0.0218
R-squared	0.459917	Mean dependent var		0.024202
Adjusted R-squared	0.459585	S.D. dependent var		3.150362
S.E. of regression	2.315922	Akaike info criterion		4.518719
Sum squared resid	8731.771	Schwarz criterion		4.525341
Log likelihood	-3680.756	Hannan-Quinn criter.		4.521176
F-statistic	1386.352	Durbin-Watson stat		1.981092
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: ITAU4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.21457	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963683	
5% level	-3.412569	
10% level	-3.128244	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ITAU4)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:23
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

ITAU4(-1)	-0.916183	0.024619	-37.21457	0.0000
C	0.110521	0.114984	0.961190	0.3366
@TREND(3/01/2000)	2.40E-05	0.000112	0.214657	0.8301
R-squared	0.459932	Mean dependent var		0.024202
Adjusted R-squared	0.459269	S.D. dependent var		3.150362
S.E. of regression	2.316601	Akaike info criterion		4.519918
Sum squared resid	8731.524	Schwarz criterion		4.529850
Log likelihood	-3680.733	Hannan-Quinn criter.		4.523603
F-statistic	692.7931	Durbin-Watson stat		1.980884
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: ITAU4 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.11660	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566381	
5% level	-1.941018	
10% level	-1.616569	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ITAU4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 3/02/2000 12/28/2006
 Included observations: 1630 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ITAU4(-1)	-0.913191	0.024603	-37.11660	0.0000
R-squared	0.458168	Mean dependent var		0.024202
Adjusted R-squared	0.458168	S.D. dependent var		3.150362
S.E. of regression	2.318958	Akaike info criterion		4.520727
Sum squared resid	8760.058	Schwarz criterion		4.524037
Log likelihood	-3683.392	Hannan-Quinn criter.		4.521955
Durbin-Watson stat	1.979846			

Cemig PN

Null Hypothesis: CMIG4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.29935	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CMIG4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:09
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CMIG4(-1)	-0.967532	0.024620	-39.29935	0.0000
C	0.117788	0.066181	1.779787	0.0753
R-squared	0.481668	Mean dependent var		0.047572
Adjusted R-squared	0.481356	S.D. dependent var		3.747285
S.E. of regression	2.698680	Akaike info criterion		4.824604
Sum squared resid	12104.13	Schwarz criterion		4.831114
Log likelihood	-4012.070	Hannan-Quinn criter.		4.827016
F-statistic	1544.439	Durbin-Watson stat		2.001764
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CMIG4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.30002	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CMIG4)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:24
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

CMIG4(-1)	-0.968178	0.024636	-39.30002	0.0000
C	0.026188	0.132590	0.197515	0.8434
@TREND(1/03/2000)	0.000101	0.000126	0.797295	0.4254
R-squared	0.481866	Mean dependent var		0.047572
Adjusted R-squared	0.481242	S.D. dependent var		3.747285
S.E. of regression	2.698975	Akaike info criterion		4.825423
Sum squared resid	12099.50	Schwarz criterion		4.835189
Log likelihood	-4011.752	Hannan-Quinn criter.		4.829042
F-statistic	772.3680	Durbin-Watson stat		2.001333
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CMIG4 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-39.24005	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CMIG4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:10
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CMIG4(-1)	-0.966349	0.024627	-39.24005	0.0000
R-squared	0.480680	Mean dependent var		0.047572
Adjusted R-squared	0.480680	S.D. dependent var		3.747285
S.E. of regression	2.700438	Akaike info criterion		4.825306
Sum squared resid	12127.20	Schwarz criterion		4.828561
Log likelihood	-4013.654	Hannan-Quinn criter.		4.826512
Durbin-Watson stat	2.000148			

Siderúrgica Nacional ON

Null Hypothesis: CSNA3 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.49337	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CSNA3)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:11
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CSNA3(-1)	-0.888699	0.024352	-36.49337	0.0000
C	0.166427	0.066803	2.491293	0.0128
R-squared	0.444846	Mean dependent var		0.016544
Adjusted R-squared	0.444512	S.D. dependent var		3.649356
S.E. of regression	2.719903	Akaike info criterion		4.840271
Sum squared resid	12295.26	Schwarz criterion		4.846781
Log likelihood	-4025.105	Hannan-Quinn criter.		4.842684
F-statistic	1331.766	Durbin-Watson stat		2.024271
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CSNA3 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.48756	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CSNA3)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:24
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

CSNA3(-1)	-0.889022	0.024365	-36.48756	0.0000
C	0.104616	0.133637	0.782832	0.4338
@TREND(1/03/2000)	6.79E-05	0.000127	0.534081	0.5934
R-squared	0.444942	Mean dependent var		0.016544
Adjusted R-squared	0.444273	S.D. dependent var		3.649356
S.E. of regression	2.720488	Akaike info criterion		4.841301
Sum squared resid	12293.15	Schwarz criterion		4.851067
Log likelihood	-4024.962	Hannan-Quinn criter.		4.844920
F-statistic	665.7395	Durbin-Watson stat		2.023977
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: CSNA3 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-36.35222	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(CSNA3)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:11
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CSNA3(-1)	-0.884969	0.024344	-36.35222	0.0000
R-squared	0.442773	Mean dependent var		0.016544
Adjusted R-squared	0.442773	S.D. dependent var		3.649356
S.E. of regression	2.724157	Akaike info criterion		4.842796
Sum squared resid	12341.18	Schwarz criterion		4.846052
Log likelihood	-4028.206	Hannan-Quinn criter.		4.844003
Durbin-Watson stat	2.024162			

Gerdau PN

Null Hypothesis: GGBR4 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.04184	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.434076	
5% level	-2.863072	
10% level	-2.567633	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GGBR4)
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/10 Time: 14:13
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GGBR4(-1)	-0.914856	0.024049	-38.04184	0.0000
C	0.153495	0.063341	2.423332	0.0155
R-squared	0.465454	Mean dependent var		-0.004213
Adjusted R-squared	0.465133	S.D. dependent var		3.525363
S.E. of regression	2.578261	Akaike info criterion		4.733309
Sum squared resid	11048.03	Schwarz criterion		4.739820
Log likelihood	-3936.113	Hannan-Quinn criter.		4.735722
F-statistic	1447.181	Durbin-Watson stat		1.980734
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GGBR4 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-38.03466	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963568	
5% level	-3.412512	
10% level	-3.128210	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GGBR4)
 Method: Least Squares
 Date: 08/08/10 Time: 20:30
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

GGBR4(-1)	-0.915133	0.024061	-38.03466	0.0000
C	0.098669	0.126684	0.778855	0.4362
@TREND(1/03/2000)	6.02E-05	0.000120	0.499766	0.6173
R-squared	0.465535	Mean dependent var		-0.004213
Adjusted R-squared	0.464891	S.D. dependent var		3.525363
S.E. of regression	2.578844	Akaike info criterion		4.734360
Sum squared resid	11046.37	Schwarz criterion		4.744127
Log likelihood	-3935.988	Hannan-Quinn criter.		4.737980
F-statistic	723.3889	Durbin-Watson stat		1.980493
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: GGBR4 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-37.90914	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.566352	
5% level	-1.941014	
10% level	-1.616571	

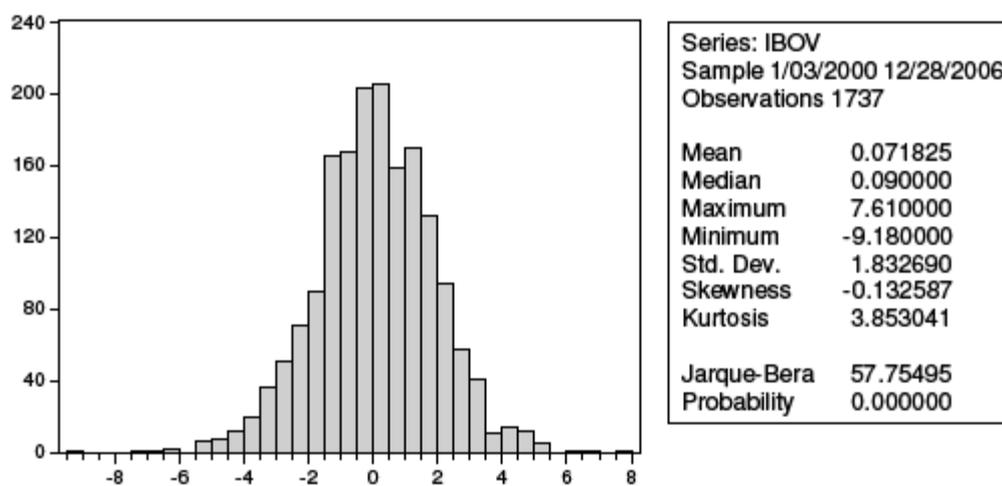
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

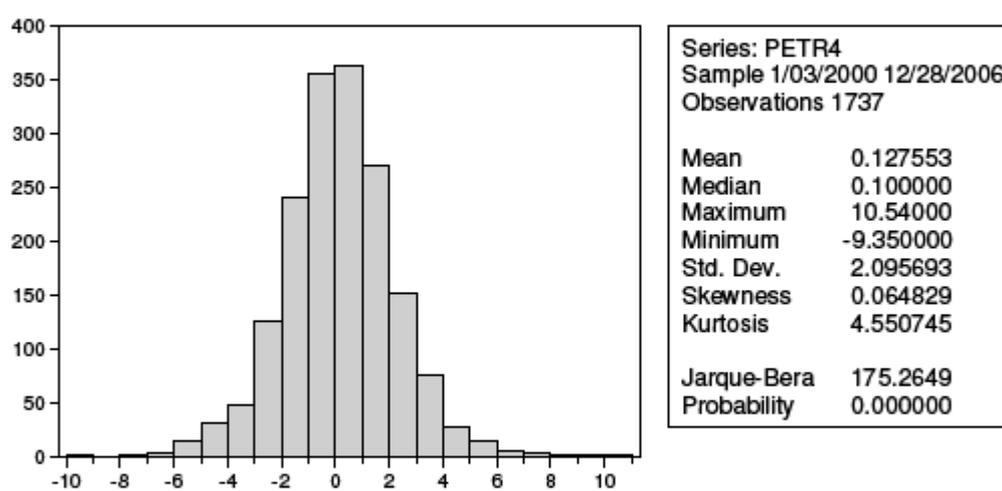
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GGBR4)
 Method: Least Squares
 Date: 03/13/11 Time: 16:13
 Sample (adjusted): 1/04/2000 12/28/2006
 Included observations: 1664 after adjustments

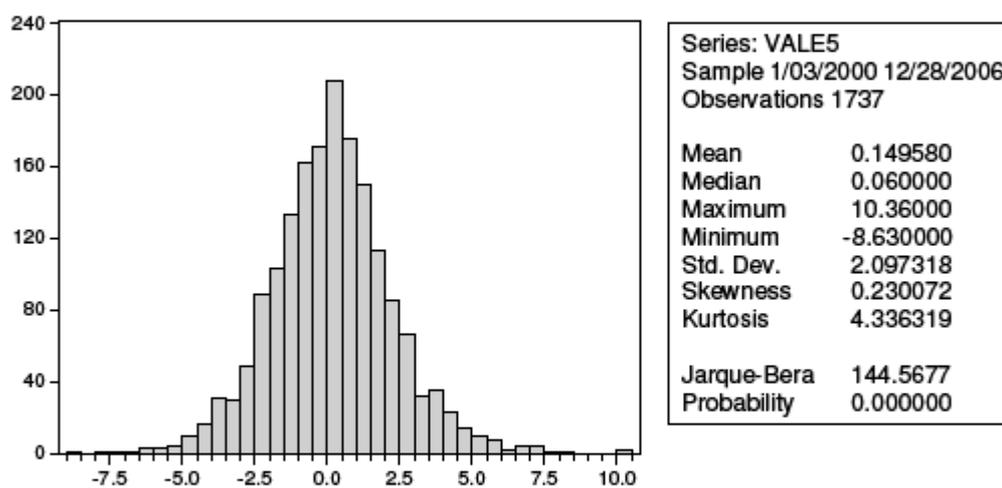
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GGBR4(-1)	-0.911041	0.024032	-37.90914	0.0000
R-squared	0.463565	Mean dependent var		-0.004213
Adjusted R-squared	0.463565	S.D. dependent var		3.525363
S.E. of regression	2.582036	Akaike info criterion		4.735634
Sum squared resid	11087.07	Schwarz criterion		4.738890
Log likelihood	-3939.048	Hannan-Quinn criter.		4.736841
Durbin-Watson stat	1.981176			

Anexo III – Estatísticas Descritivas (Testes de Normalidade Jarque-Bera)

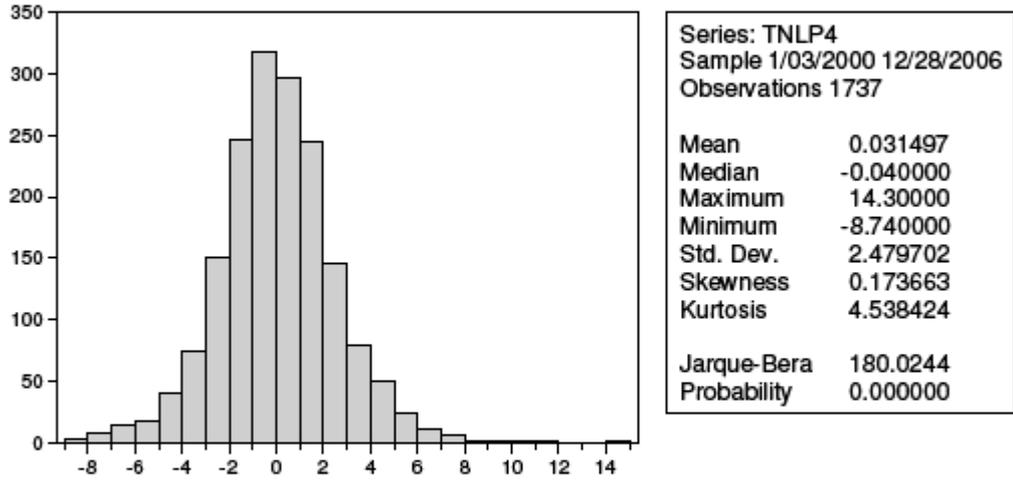
Índice Ibovespa

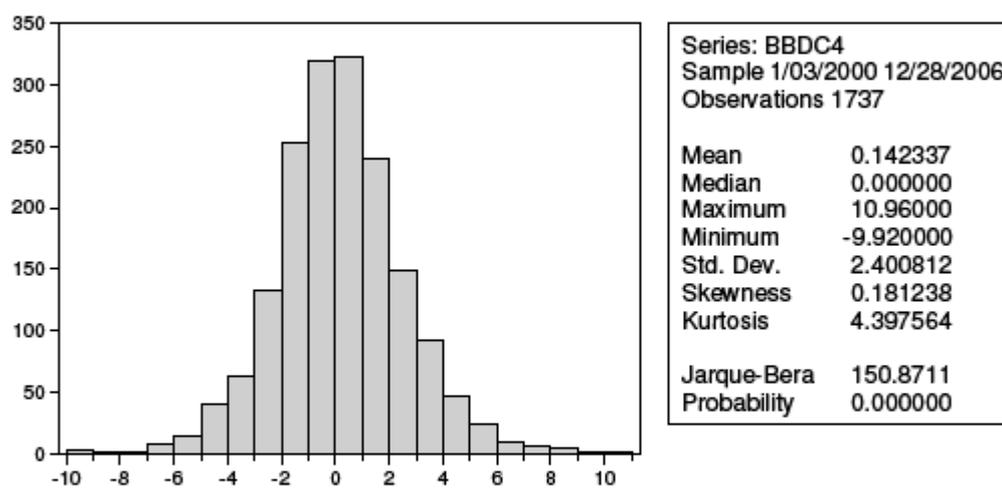


Petrobras PN

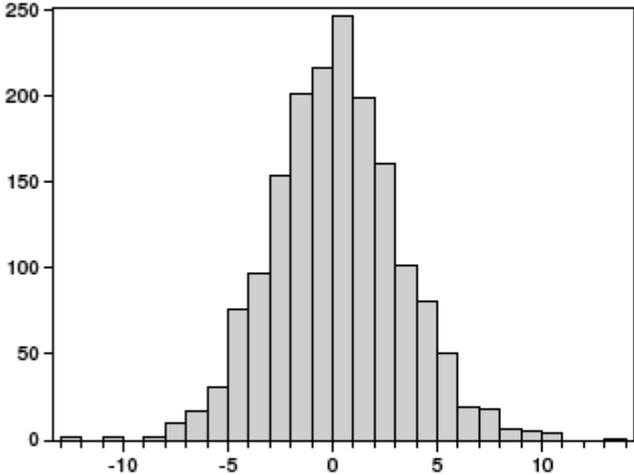
Vale do Rio Doce PNA

Telemar PN



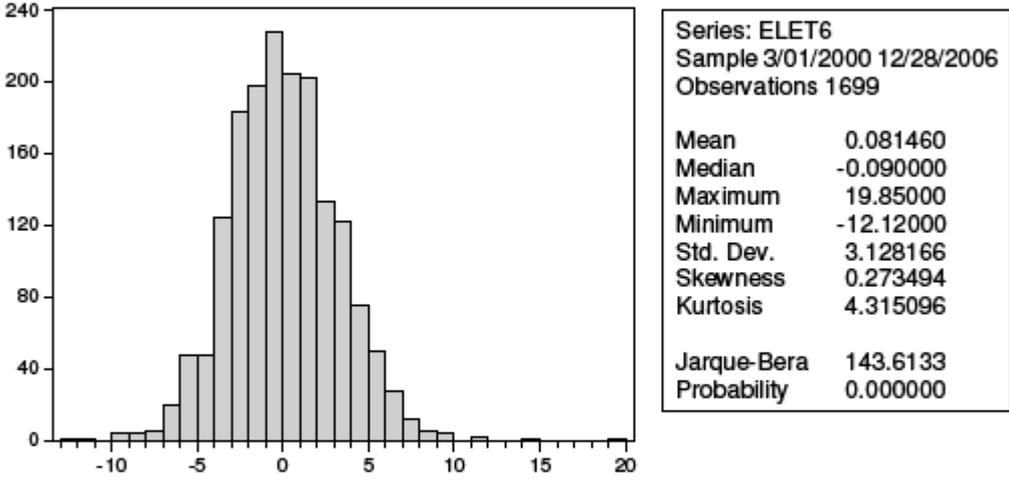
Bradesco PN

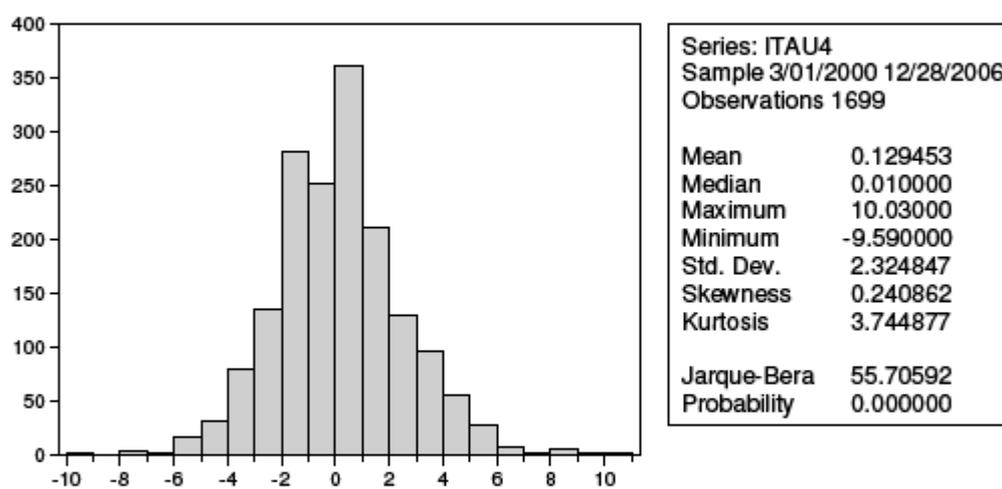
Usiminas PNA



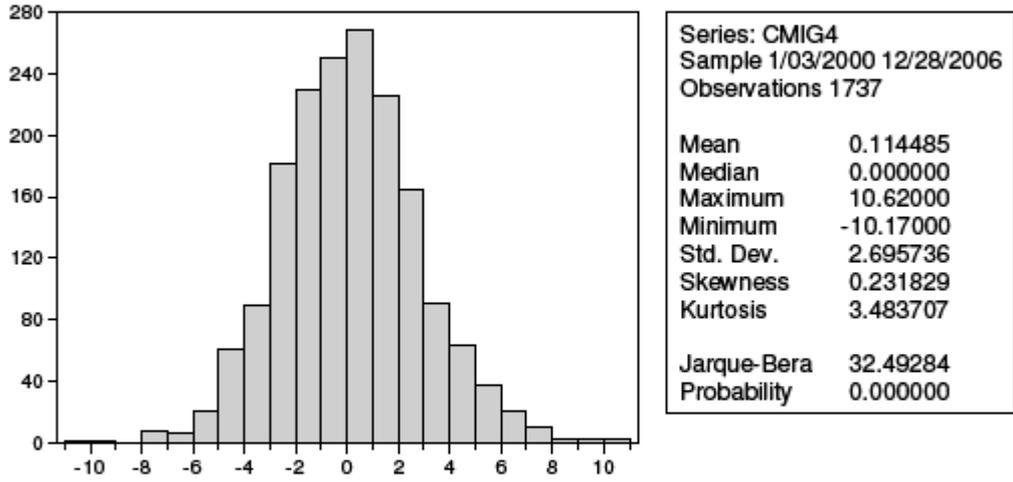
Series: USIM5	
Sample 3/01/2000 12/28/2006	
Observations 1699	
Mean	0.189765
Median	0.030000
Maximum	13.71000
Minimum	-12.74000
Std. Dev.	3.084576
Skewness	0.117771
Kurtosis	3.693517
Jarque-Bera	37.97594
Probability	0.000000

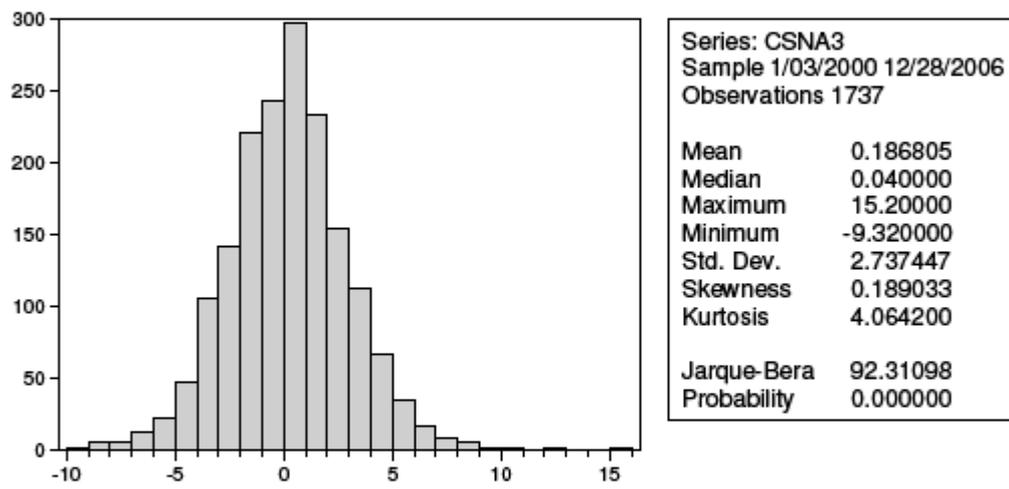
Eltrobras PN

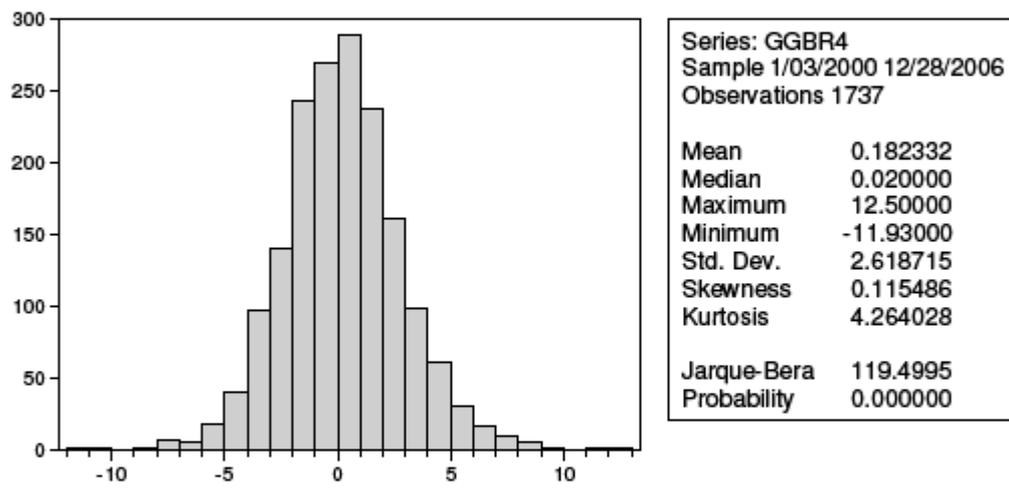


Banco Itau PN

Cemig PN



Siderúrgica Nacional ON

Gerdau PN

Anexo IV – Testes de Normalidade da Distribuição das Séries

Índice Ibovespa

Empirical Distribution Test for IBOV

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:36

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.024915	NA	0.0138
Cramer-von Mises (W2)	0.195073	0.195129	0.0062
Watson (U2)	0.185265	0.185318	0.0049
Anderson-Darling (A2)	1.354214	1.354799	0.0017

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.071825	0.043973	1.633377	0.1024
SIGMA	1.832690	0.031103	58.92368	0.0000
Log likelihood	-3516.444	Mean dependent var.		0.071825
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		1.832690

Petrobras PN

Empirical Distribution Test for PETR4

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:51

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.035491	NA	0.0000
Cramer-von Mises (W2)	0.642266	0.642451	0.0000
Watson (U2)	0.642251	0.642436	0.0000
Anderson-Darling (A2)	4.151131	4.152927	0.0000

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.127553	0.050284	2.536668	0.0112
SIGMA	2.095693	0.035566	58.92368	0.0000

Vale do Rio Doce PNA

Empirical Distribution Test for VALE5

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:52

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.033222	NA	0.0001
Cramer-von Mises (W2)	0.584182	0.584350	0.0000
Watson (U2)	0.557913	0.558073	0.0000
Anderson-Darling (A2)	3.625471	3.627039	0.0000

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.149580	0.050323	2.972408	0.0030
SIGMA	2.097318	0.035594	58.92368	0.0000
Log likelihood	-3750.722	Mean dependent var.		0.149580
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.097318

Telemar PN

Empirical Distribution Test for TNLP4

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:53

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.037208	NA	0.0000
Cramer-von Mises (W2)	0.794845	0.795074	0.0000
Watson (U2)	0.785418	0.785644	0.0000
Anderson-Darling (A2)	4.699754	4.701786	0.0000

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.031497	0.059498	0.529380	0.5965
SIGMA	2.479702	0.042083	58.92368	0.0000
Log likelihood	-4041.633	Mean dependent var.		0.031497
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.479702

Bradesco PN

Empirical Distribution Test for BBDC4

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:54

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.037780	NA	0.0000
Cramer-von Mises (W2)	0.768937	0.769158	0.0000
Watson (U2)	0.740414	0.740627	0.0000
Anderson-Darling (A2)	4.656424	4.658438	0.0000

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.142337	0.057605	2.470931	0.0135
SIGMA	2.400812	0.040744	58.92368	0.0000
Log likelihood	-3985.473	Mean dependent var.		0.142337
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.400812

Usiminas PNA

Empirical Distribution Test for USIM5

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:54

Sample: 3/01/2000 12/28/2006

Included observations: 1699

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.024233	NA	0.0212
Cramer-von Mises (W2)	0.195427	0.195484	0.0061
Watson (U2)	0.179028	0.179081	0.0060
Anderson-Darling (A2)	1.228985	1.229529	0.0034

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.189765	0.074834	2.535808	0.0112
SIGMA	3.084576	0.052931	58.27521	0.0000
Log likelihood	-4324.054	Mean dependent var.		0.189765
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		3.084576

Eltrobras PN

Empirical Distribution Test for ELET6

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:56

Sample: 3/01/2000 12/28/2006

Included observations: 1699

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.029516	NA	0.0015
Cramer-von Mises (W2)	0.245078	0.245150	0.0015
Watson (U2)	0.208064	0.208125	0.0023
Anderson-Darling (A2)	1.592415	1.593120	0.0004

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.081460	0.075891	1.073370	0.2831
SIGMA	3.128166	0.053679	58.27521	0.0000
Log likelihood	-4347.896	Mean dependent var.		0.081460
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		3.128166

Banco Itau PN

Empirical Distribution Test for ITAU4

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:58

Sample: 3/01/2000 12/28/2006

Included observations: 1699

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.043311	NA	0.0000
Cramer-von Mises (W2)	0.602618	0.602795	0.0000
Watson (U2)	0.540768	0.540927	0.0000
Anderson-Darling (A2)	3.409574	3.411082	0.0000

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.129453	0.056402	2.295161	0.0217
SIGMA	2.324847	0.039894	58.27521	0.0000
Log likelihood	-3843.645	Mean dependent var.		0.129453
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.324847

Cemig PN

Empirical Distribution Test for CMIG4

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 20:59

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.032194	NA	0.0002
Cramer-von Mises (W2)	0.305081	0.305169	0.0003
Watson (U2)	0.248824	0.248896	0.0006
Anderson-Darling (A2)	1.960633	1.961481	0.0001

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.114485	0.064681	1.769988	0.0767
SIGMA	2.695736	0.045750	58.92368	0.0000
Log likelihood	-4186.729	Mean dependent var.		0.114485
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.695736

Siderúrgica Nacional ON

Empirical Distribution Test for CSNA3

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 21:02

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.025909	NA	0.0086
Cramer-von Mises (W2)	0.304307	0.304394	0.0003
Watson (U2)	0.290267	0.290350	0.0002
Anderson-Darling (A2)	1.847096	1.847895	0.0001

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.186805	0.065682	2.844084	0.0045
SIGMA	2.737447	0.046457	58.92368	0.0000
Log likelihood	-4213.400	Mean dependent var.		0.186805
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.737447

Gerdau PN

Empirical Distribution Test for GGBR4

Hypothesis: Normal

Date: 08/08/10 Time: 21:03

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Method	Value	Adj. Value	Probability
Lilliefors (D)	0.027142	NA	0.0046
Cramer-von Mises (W2)	0.391710	0.391822	0.0000
Watson (U2)	0.370014	0.370121	0.0000
Anderson-Darling (A2)	2.491464	2.492542	0.0000

Method: Maximum Likelihood - d.f. corrected (Exact Solution)

Parameter	Value	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MU	0.182332	0.062833	2.901841	0.0037
SIGMA	2.618715	0.044442	58.92368	0.0000
Log likelihood	-4136.378	Mean dependent var.		0.182332
No. of Coefficients	2	S.D. dependent var.		2.618715

Anexo V – Testes com Variáveis Dummies

Índice Ibovespa

Dependent Variable: IBOV
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/09 Time: 16:33
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.133343	0.098254	-1.357124	0.1749
D3	0.169557	0.139053	1.219372	0.2229
D4	0.312945	0.138458	2.260219	0.0239
D5	0.172996	0.139053	1.244106	0.2136
D6	0.369065	0.139053	2.654143	0.0080
R-squared	0.004937	Mean dependent var		0.071825
Adjusted R-squared	0.002639	S.D. dependent var		1.832690
S.E. of regression	1.830270	Akaike info criterion		4.049679
Sum squared resid	5802.008	Schwarz criterion		4.065395
Log likelihood	-3512.146	F-statistic		2.148331
Durbin-Watson stat	1.919041	Prob(F-statistic)		0.072587

Petrobras PN

Dependent Variable: PETR4
 Method: Least Squares
 Date: 03/20/09 Time: 18:04
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.064294	0.112266	-0.572692	0.5669
D3	0.219294	0.158883	1.380223	0.1677
D4	0.497135	0.158203	3.142376	0.0017
D5	0.124178	0.158883	0.781571	0.4346
D6	0.113889	0.158883	0.716813	0.4736
R-squared	0.006496	Mean dependent var		0.127553
Adjusted R-squared	0.004201	S.D. dependent var		2.095693
S.E. of regression	2.091286	Akaike info criterion		4.316310
Sum squared resid	7574.866	Schwarz criterion		4.332027
Log likelihood	-3743.715	F-statistic		2.831033
Durbin-Watson stat	1.800551	Prob(F-statistic)		0.023453

Vale do Rio Doce PNA

Dependent Variable: VALE5
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/09 Time: 17:37
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.050144	0.112557	0.445499	0.6560
D3	0.212139	0.159295	1.331741	0.1831
D4	0.028776	0.158613	0.181425	0.8561
D5	-0.002052	0.159295	-0.012879	0.9897
D6	0.259827	0.159295	1.631110	0.1030
R-squared	0.002887	Mean dependent var		0.149580
Adjusted R-squared	0.000584	S.D. dependent var		2.097318
S.E. of regression	2.096705	Akaike info criterion		4.321486
Sum squared resid	7614.170	Schwarz criterion		4.337202
Log likelihood	-3748.210	F-statistic		1.253817
Durbin-Watson stat	1.842578	Prob(F-statistic)		0.286180

Telemar PN

Dependent Variable: TNLP4
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/09 Time: 12:28
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.127752	0.133157	-0.959408	0.3375
D3	0.141220	0.188449	0.749383	0.4537
D4	0.178690	0.187643	0.952286	0.3411
D5	0.154515	0.188449	0.819932	0.4124
D6	0.321943	0.188449	1.708384	0.0877
R-squared	0.001706	Mean dependent var		0.031497
Adjusted R-squared	-0.000599	S.D. dependent var		2.479702
S.E. of regression	2.480445	Akaike info criterion		4.657627
Sum squared resid	10656.32	Schwarz criterion		4.673344
Log likelihood	-4040.149	F-statistic		0.739997
Durbin-Watson stat	1.869076	Prob(F-statistic)		0.564682

Bradesco PN

Dependent Variable: BBDC4
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/09 Time: 13:53
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003977	0.128901	-0.030853	0.9754
D3	0.057445	0.182425	0.314898	0.7529
D4	0.223522	0.181644	1.230549	0.2187
D5	0.151636	0.182425	0.831225	0.4060
D6	0.298052	0.182425	1.633837	0.1025
R-squared	0.002022	Mean dependent var		0.142337
Adjusted R-squared	-0.000282	S.D. dependent var		2.400812
S.E. of regression	2.401151	Akaike info criterion		4.592648
Sum squared resid	9985.894	Schwarz criterion		4.608365
Log likelihood	-3983.715	F-statistic		0.877442
Durbin-Watson stat	1.820838	Prob(F-statistic)		0.476626

Usiminas PNA

Dependent Variable: USIM5
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/09 Time: 14:11
 Sample: 3/01/2000 12/28/2006
 Included observations: 1699
 Excluded observations: 83

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.056921	0.166829	-0.341193	0.7330
D3	0.369998	0.236455	1.564772	0.1178
D4	0.463810	0.235417	1.970167	0.0490
D5	-0.028405	0.236455	-0.120127	0.9044
D6	0.426359	0.236455	1.803130	0.0715
R-squared	0.004865	Mean dependent var		0.189765
Adjusted R-squared	0.002515	S.D. dependent var		3.084576
S.E. of regression	3.080694	Akaike info criterion		5.091126
Sum squared resid	16077.21	Schwarz criterion		5.107129
Log likelihood	-4319.911	F-statistic		2.070386
Durbin-Watson stat	1.781018	Prob(F-statistic)		0.082298

Eltrobras PN

Dependent Variable: ELET6
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/09 Time: 15:14
 Sample: 3/01/2000 12/28/2006
 Included observations: 1699
 Excluded observations: 83

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.282522	0.169231	-1.669444	0.0952
D3	0.281220	0.239859	1.172437	0.2412
D4	0.460894	0.238807	1.929988	0.0538
D5	0.511960	0.239859	2.134416	0.0330
D6	0.567344	0.239859	2.365320	0.0181
R-squared	0.004339	Mean dependent var		0.081460
Adjusted R-squared	0.001988	S.D. dependent var		3.128166
S.E. of regression	3.125054	Akaike info criterion		5.119719
Sum squared resid	16543.54	Schwarz criterion		5.135722
Log likelihood	-4344.201	F-statistic		1.845757
Durbin-Watson stat	1.953458	Prob(F-statistic)		0.117519

Banco Itau PN

Dependent Variable: ITAU4
 Method: Least Squares
 Date: 03/31/09 Time: 15:49
 Sample: 3/01/2000 12/28/2006
 Included observations: 1699
 Excluded observations: 83

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.083724	0.125824	-0.665406	0.5059
D3	0.133991	0.178337	0.751334	0.4526
D4	0.350265	0.177554	1.972721	0.0487
D5	0.212511	0.178337	1.191627	0.2336
D6	0.368576	0.178337	2.066741	0.0389
R-squared	0.003513	Mean dependent var		0.129453
Adjusted R-squared	0.001160	S.D. dependent var		2.324847
S.E. of regression	2.323498	Akaike info criterion		4.526963
Sum squared resid	9145.298	Schwarz criterion		4.542966
Log likelihood	-3840.655	F-statistic		1.493122
Durbin-Watson stat	1.831623	Prob(F-statistic)		0.201740

Cemig PN

Dependent Variable: CMIG4
 Method: Least Squares
 Date: 04/13/09 Time: 14:54
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.227291	0.144435	-1.573652	0.1158
D3	0.225268	0.204410	1.102040	0.2706
D4	0.495104	0.203536	2.432513	0.0151
D5	0.384661	0.204410	1.881811	0.0600
D6	0.602175	0.204410	2.945920	0.0033
R-squared	0.006151	Mean dependent var		0.114485
Adjusted R-squared	0.003856	S.D. dependent var		2.695736
S.E. of regression	2.690533	Akaike info criterion		4.820230
Sum squared resid	12537.89	Schwarz criterion		4.835947
Log likelihood	-4181.370	F-statistic		2.680049
Durbin-Watson stat	1.931642	Prob(F-statistic)		0.030236

Siderúrgica Nacional ON

Dependent Variable: CSNA3
 Method: Least Squares
 Date: 04/13/09 Time: 15:04
 Sample: 1/03/2000 12/28/2006
 Included observations: 1737
 Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.055764	0.146949	0.379477	0.7044
D3	0.258600	0.207967	1.243469	0.2139
D4	0.047248	0.207078	0.228164	0.8195
D5	0.026173	0.207967	0.125850	0.8999
D6	0.325017	0.207967	1.562829	0.1183
R-squared	0.002374	Mean dependent var		0.186805
Adjusted R-squared	0.000070	S.D. dependent var		2.737447
S.E. of regression	2.737351	Akaike info criterion		4.854732
Sum squared resid	12978.03	Schwarz criterion		4.870449
Log likelihood	-4211.335	F-statistic		1.030412
Durbin-Watson stat	1.773725	Prob(F-statistic)		0.390124

Gerdau PN

Dependent Variable: GGBR4

Method: Least Squares

Date: 04/13/09 Time: 15:15

Sample: 1/03/2000 12/28/2006

Included observations: 1737

Excluded observations: 87

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.043977	0.140373	-0.313286	0.7541
D3	0.253399	0.198661	1.275536	0.2023
D4	0.385625	0.197811	1.949459	0.0514
D5	0.019728	0.198661	0.099307	0.9209
D6	0.470682	0.198661	2.369276	0.0179
R-squared	0.005241	Mean dependent var		0.182332
Adjusted R-squared	0.002943	S.D. dependent var		2.618715
S.E. of regression	2.614859	Akaike info criterion		4.763172
Sum squared resid	11842.53	Schwarz criterion		4.778888
Log likelihood	-4131.815	F-statistic		2.281113
Durbin-Watson stat	1.800698	Prob(F-statistic)		0.058510