

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO ECONÔMICO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO EM ECONOMIA E FINANÇAS**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

**EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO:
ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE DE GRANGER**

CAIO NÓR GÜTTLER

Florianópolis, junho de 2006

CAIO NÓR GÜTTLER

**EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO MERCADO DE AÇÕES DO BRASIL:
ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE DE GRANGER**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis, junho de 2006.

CAIO NOR GÜTTLER

**EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO MERCADO DE AÇÕES DO BRASIL:
ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE DE GRANGER**

Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do título de Mestre em Economia (área de concentração em economia e Finanças) e aprovada, na sua forma final, pelo Curso de Pós-Graduação em economia da Universidade Federal de Santa Catarina.

Florianópolis, 14 de junho de 2006.

Coordenador: Prof. Roberto Meurer, Doutor
Universidade Federal de Santa Catarina

Banca Examinadora:

Orientador: Prof. Roberto Meurer, Doutor
Universidade Federal de Santa Catarina

Membro: Prof. Eraldo Sérgio Barbosa da Silva, Doutor
Universidade Federal de Santa Catarina

Membro: Anton Peter Muller, Doutor
Universidade de Caxias do Sul

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus professores do curso de pós-graduação, principalmente, a Newton C. A. da Costa Jr. pela ajuda e dedicação na escolha do tema de pesquisa e a Roberto Meurer pela orientação de todo o trabalho.

Agradeço a minha família, em especial minha mãe, amigos e colegas de mestrado que estiveram ao meu lado nestes mais de dois anos de mestrado.

Por fim agradeço a Simone Cazarotto, por toda sua ajuda, disposição e incentivo, imprescindíveis para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

RESUMO.....	vii
ABSTRACT	viii
LISTA DE FIGURAS.....	ix
LISTA DE QUADROS E TABELAS	x
1. INTRODUÇÃO	12
1.1 Apresentação.....	12
1.2 Objetivos	15
1.2.1 Objetivo Geral.....	15
1.2.2 Objetivos Específicos	15
1.3 Metodologia e Estrutura do Trabalho.....	15
2. REVISÃO TEÓRICA	18
2.1 A Hipótese de Eficiência de Mercado.....	18
2.2 Eficiência e Variáveis Macroeconômicas	21
2.3 Causalidade e Análise de Cointegração	24
2.3.1 Teste de Causalidade de Granger.....	24
2.3.2 Análise de Cointegração	26
2.4 Cointegração versus Eficiência	29
3. EVIDÊNCIA EMPÍRICA.....	34
3.1 O Mercado de Ações e a Relação com a Inflação	34
3.2 Testes de Eficiência baseados em Informações Macroeconômicas.....	37
3.3 Uma Breve Descrição sobre a Análise da Eficiência Informacional no Brasil	47
4. EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO	49
4.1 Descrição dos Dados.....	49
4.2 Ordem de Integração das Séries	57
4.3 Análise de Cointegração	59
4.4 Teste de Causalidade de Granger	62

4.5 Aplicação do Teste de Causalidade a Expectativa das Séries	67
4.6 Aplicação do Teste de Causalidade a Surpresa das Séries	75
4.7 Teste de Causalidade Contemporânea	77
5. CONCLUSÃO.....	81
6. REFERÊNCIAS	86
ANEXO I – Testes de Eficiência com a Produção Industrial como Medida da Atividade Econômica	91

RESUMO

Este trabalho se propõe a testar a hipótese de eficiência no mercado de ações brasileiro com base nas informações divulgadas sobre variáveis macroeconômicas do país, mediante a análise de cointegração e teste de causalidade de Granger. Em geral, na literatura, os países desenvolvidos são classificados como eficientes, enquanto os em desenvolvimento, como ineficientes. Além dos testes de cointegração, que apresentam controvérsias quanto a sua eficácia em testar a eficiência de mercado, e de causalidade de Granger padrão, foram realizados os testes de causalidade de Granger com mecanismo de correção de erro (MCE) e pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995). Para contornar o problema de defasagem na divulgação das informações todos estes testes foram estimados também a partir das expectativas das séries, obtidas por meio de modelos de previsão. Para verificar a relação com o Ibovespa foram utilizadas nos testes as seguintes variáveis macroeconômicas: o Produto Interno Bruto (PIB), a produção industrial, a taxa de inflação (medida pelo IPCA), o risco país, a taxa Selic, a taxa de câmbio e o agregado monetário (no conceito M4), considerando o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Todos os testes propostos neste trabalho indicaram ineficiência do mercado de ações brasileiro; os resultados, portanto, são consistentes com a maioria dos estudos realizados para outros países em desenvolvimento.

Palavras-Chaves: eficiência de mercado, cointegração, causalidade de Granger, variáveis macroeconômicas, mercado de ações brasileiro.

ABSTRACT

We test whether the Brazilian stock market is efficient regarding the processing of information coming from macroeconomic variables (semi-strong efficiency). We employ both cointegration analysis (which is controversial) and Granger causality tests. In particular we consider Granger causality with error correction as well as with Toda and Yamamoto' (1995) methodology. By considering the series' expectations from forecasting models, we also take into account the problem of information delay. To verify the relation with the Ibovespa, we used the follow macroeconomic variables: Gross Domestic Product (GDP), Industrial Production, inflation rate (measured by IPCA), country risk, Selic interest rate, exchange rate and monetary aggregate M4 concept, covering the period from January of 1995 to December of 2005. We find the stock market to be inefficient, thereby conforming previous results from other emerging markets.

Key Words: stock market efficiency, cointegration, Granger causality, macroeconomic variables, Brazil.

LISTA DE FIGURAS

Figura 4.1 Evolução do Ibovespa: Jan/95 a Dez/05.....	51
Figura 4.2 Evolução do PIB: Jan/95 a Dez/05.....	52
Figura 4.3 Evolução da Produção Industrial: Jan/95 a Dez/05.....	52
Figura 4.4 Evolução do IPCA: Jan/95 a Dez/05.....	53
Figura 4.5 Evolução do Risco País: Jan/95 a Dez/05.....	54
Figura 4.6 Evolução da Taxa Selic: Jan/95 a Dez/05.....	55
Figura 4.7 Evolução da Taxa de Câmbio: Jan/95 a Dez/05.....	56
Figura 4.8 Evolução do M4: Jan/95 a Dez/05.....	56

LISTA DE QUADROS E TABELAS

Quadro 3.1 Evidência Empírica de Eficiência de Mercado para Países Desenvolvidos.....	45
Quadro 3.2 Evidência Empírica de Eficiência de Mercado para Países Emergentes.....	46
Tabela 4.1 Testes ADF e PP de Estacionaridade: Séries em Nível.....	57
Tabela 4.2 Testes ADF e PP de Estacionaridade: Séries em Primeira Diferença.....	59
Tabela 4.3 Testes de Cointegração de Johansen.....	60
Tabela 4.4 Testes de Causalidade de Granger em Bloco.....	62
Tabela 4.5 Testes de Causalidade de Granger “Par a Par”.....	63
Tabela 4.6 Testes de Causalidade de Granger com MCE em Bloco.....	65
Tabela 4.7 Testes de Causalidade de Granger proposto por Toda e Yamamoto.....	67
Tabela 4.8 Modelos de Previsão.....	68
Tabela 4.9 Testes ADF e PP de Estacionaridade das Expectativas.....	69
Tabela 4.10 Testes de Causalidade de Granger em Bloco das Expectativas.....	70
Tabela 4.11 Testes de Causalidade de Granger “Par a Par” das Expectativas.....	71
Tabela 4.12 Testes ADF e PP de Estacionaridade: Séries em Nível.....	72
Tabela 4.13 Testes ADF e PP de Estacionaridade: Séries em Primeira Diferença.....	72
Tabela 4.14 Testes de Cointegração de Johansen das Expectativas.....	73
Tabela 4.15 Testes de Causalidade de Granger com MCE das Expectativas.....	74
Tabela 4.16 Testes de Causalidade de Granger proposto por Toda e Yamamoto.....	74
Tabela 4.17 Testes ADF e PP de Estacionaridade da Surpresa.....	75
Tabela 4.18 Testes de Causalidade de Granger em Bloco da Surpresa.....	76
Tabela 4.19 Testes de Causalidade de Granger “Par a Par” da Surpresa.....	76
Tabela 4.20 Teste de Causalidade Contemporânea.....	78

Tabela 4.21 Teste de Wald.....	78
Tabela 4.22 Teste de Causalidade Contemporânea com MCE.....	79
Tabela 4.23 Teste de Wald.....	79
Tabela 4.3' Testes de Cointegração de Johansen.....	91
Tabela 4.4' Testes de Causalidade de Granger em Bloco.....	91
Tabela 4.6' Testes de Causalidade de Granger com MCE em Bloco.....	92
Tabela 4.10' Testes de Causalidade de Granger em Bloco das Expectativas.....	92
Tabela 4.14' Testes de Cointegração de Johansen das Expectativas.....	92
Tabela 4.15': Testes de Causalidade de Granger com MCE das Expectativas.....	93
Tabela 4.18' Testes de Causalidade de Granger em Bloco da Surpresa.....	93
Tabela 4.20' Teste de Causalidade Contemporânea.....	94
Tabela 4.21' Teste de Wald.....	94
Tabela 4.22' Teste de Causalidade Contemporânea com MCE.....	95
Tabela 4.23' Teste de Wald.....	95

1. INTRODUÇÃO

1.1 Apresentação

Desde o trabalho de Fama (1970), muito estudos têm se dedicado a testar a eficiência de mercado. A hipótese de eficiência de mercado está baseada na premissa de que os preços dos ativos sempre refletem todas as informações relevantes e disponíveis no mercado, providenciando sinais precisos para a alocação de recursos para produção e investimentos das firmas assim como para investimentos no mercado de capitais.

Assim, o nível de eficiência do mercado está diretamente relacionado com a velocidade e a precisão com que os preços refletem todas as informações disponíveis. Se os preços responderem a todas as informações novas rapidamente, pode-se dizer que o mercado é eficiente.

Um mercado ineficiente, ou seja, no qual as novas informações demoram para estar representadas nos preços, apresenta duas características, conforme Loughani (1998): (i) os participantes do mercado são capazes de desenvolver regras de negociação com ganhos consistentes acima da média de retorno do mercado e (ii) o mercado de ações não tem um papel efetivo como um canal de financiamento de recursos para os setores mais produtivos da economia.

Existem vários tipos de informação que podem afetar o preço de determinados ativos ou ações como, por exemplo, os preços passados, lucros futuros, volatilidade, índices econômico-financeiros da análise fundamentalista, variáveis econômicas, fatores políticos, entre outros. Segundo Fama (1970), a eficiência de mercado é classificada em três formas, exatamente de acordo com o tipo de informação rapidamente incorporada a este mercado: forma *fraca* (os preços dos ativos refletem apenas as informações contidas

na série histórica de preços), *semiforte* (os preços refletem também as informações públicas disponíveis) e *forte* (os preços refletem todos os tipos de informações relevantes, tanto públicas quanto privadas).

Os estudos que testam a eficiência de mercado buscam, em geral, identificar a existência ou não de padrões de comportamento nos retornos dos ativos que permitam que um investidor com base em algum tipo de informação possa desenvolver uma regra ou estratégia de atuação que lhe proporcione ganhos permanentes superiores à média de mercado. Ao se constatar a existência desses padrões de comportamento, assume-se que este determinado tipo de mercado seja ineficiente. Recentemente, vários estudos¹ sobre eficiência de mercado têm se baseado em informações sobre as variáveis macroeconômicas como a produção nacional, índices de preços, consumo e taxa de juros.

Normalmente estas informações são comparadas com um determinado índice do mercado de ações no seguinte aspecto: se informações passadas sobre as variáveis macroeconômicas afetam o nível corrente deste índice do mercado de ações, este mercado é considerado ineficiente, pois as informações acerca da economia não estão sendo rapidamente incorporada aos preços das ações. Como as variáveis macroeconômicas são informações classificadas como públicas, esta é uma análise de eficiência na forma semiforte.

O estudo da relação entre as variáveis macroeconômicas e um índice de ações com o intuito de verificar a eficiência tem sido feito por meio de duas maneiras; uma por meio da relação de causa defasada entre as variáveis no teste conhecido como causalidade de Granger e outra por meio da análise de cointegração, que verifica o equilíbrio de longo prazo entre estas variáveis².

¹ Ver relação de alguns destes estudos nos quadros 3.1 e 3.2 no terceiro capítulo.

² O uso da cointegração para testar eficiência não é amplamente aceito. Esta questão é discutida no segundo capítulo deste estudo.

As investigações empíricas que buscam testar a hipótese de eficiência de mercado com base na causalidade de Granger e teste de cointegração têm-se concentrado nos países desenvolvidos, como salientam Balaban e Kunter (1996) e Loughani (1998). Tal constatação motivou o surgimento de diversas análises de mesmo tipo para países em desenvolvimento, destinadas principalmente a países asiáticos³. Apesar de existirem resultados controversos verifica-se, em geral, que os mercados de ações dos países desenvolvidos tendem a ser classificados como eficientes, enquanto os de países em desenvolvimento como ineficientes.

No que se refere ao Brasil, na literatura pesquisada, nenhum estudo que testa a causalidade de Granger e a cointegração entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações com intuito de verificar a eficiência foi encontrado, fato este que motivou o desenvolvimento do presente trabalho.

³ Ver quadro 3.2 (capítulo 3).

1.2 Objetivos

1.2.1 Objetivo Geral

Verificar se o mercado de ações brasileiro é eficiente no que diz respeito às informações divulgadas sobre as variáveis macroeconômicas do país, durante o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

1.2.2 Objetivos Específicos

- Apresentar a definição da hipótese de eficiência de mercado e demonstrar formalmente os procedimentos dos testes de causalidade de Granger e cointegração;
- Analisar os resultados dos principais estudos já realizados no mundo sobre a eficiência das informações nos mercados de ações, com base em variáveis macroeconômicas;
- Verificar e justificar as possíveis relações entre o conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno do mercado acionário do Brasil.

1.3 Metodologia e Estrutura do Trabalho

Para que se pudessem atingir os objetivos propostos no trabalho, primeiramente foi apresentada uma breve revisão sobre o conceito de eficiência de mercado e suas implicações na relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações.

Posteriormente, foram detalhados os testes de causalidade de Granger e cointegração que buscam verificar a existência de eficiência informacional com base nestas

variáveis. Antes da análise do mercado brasileiro, foi realizada uma revisão bibliográfica com o intuito de verificar os resultados encontrados em testes deste tipo no mundo.

É necessário ainda verificar a ordem de integração das séries para a realização tanto da análise de cointegração como da causalidade de Granger. Para tal procedimento foram utilizados os testes de Augmented Dickey-Fuller (ADF) e de Phillips Perron (PP). Ainda referente à realização destes dois testes, a escolha das defasagens seguiu o critério de Schwartz, após a especificação de um modelo Vetor Auto-Regressivo (VAR).

Além da causalidade de Granger, que detecta apenas a relação de causa defasada entre variáveis, será também especificado um modelo para verificar a existência de causalidade contemporânea entre as variáveis macroeconômicas e o índice de mercado (o que, por sua vez, não rejeita a hipótese de eficiência de mercado). Para aceitar ou rejeitar a hipótese de causalidade (seja defasada ou contemporânea) é utilizado o teste de Wald.

No que refere à análise de cointegração, foi utilizada a metodologia de Johansen (1988) em detrimento à de Engle e Granger (1987) por essa detectar a presença de múltiplos vetores de cointegração.

Os dados escolhidos para a realização dos testes foram, além do fechamento do índice Bovespa (Ibovespa), o Produto Interno Bruto (PIB), a produção industrial, a taxa de inflação medida pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), os *spreads* do C-Bond (medida do risco país), a taxa de juros Selic, a taxa de câmbio e o agregado monetário no conceito M4. Estes dados, com periodicidade mensal, abrangem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Desta forma, além deste capítulo introdutório, o capítulo seguinte apresenta a revisão teórica do trabalho, no qual primeiramente trata o conceito de eficiência de mercado e posteriormente a relação entre eficiência e variáveis macroeconômicas. O

capítulo demonstra ainda os procedimentos dos testes de causalidade de Granger e cointegração, além da relação controversa entre cointegração e eficiência.

Dividido em três partes, o terceiro capítulo destina-se a revisar os principais resultados já encontrados a respeito do assunto. A primeira parte demonstra alguns trabalhos que analisaram a relação entre a inflação e o índice do mercado de ações, o que incentivou o estudo de eficiência de mercado com base nas informações macroeconômicas. Na segunda parte encontram-se os estudos que de fato testam a eficiência de mercado com a causalidade de Granger e cointegração. A última parte traz uma breve consideração a respeito dos testes de eficiência de mercado realizados no Brasil.

No quarto capítulo, além da análise de cointegração, são realizadas, entre o Ibovespa e as variáveis macroeconômicas brasileiras, a causalidade de Granger na forma padrão, com mecanismo de correção de erro e pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995) para testar a hipótese de eficiência no mercado de ações no Brasil e verificar as relações existentes entre estas variáveis.

Por fim, no último capítulo, são apresentadas as conclusões do estudo.

2. REVISÃO TEÓRICA

2.1 A Hipótese de Eficiência de Mercado

A eficiência de mercado tornou-se um dos assuntos mais pesquisados em economia, tanto por ser uma das principais premissas da moderna teoria de finanças (como CAPM⁴ e a APT⁵), como pelas implicações que a presença ou ausência de eficiência acarretam ao mercado de capitais e a economia como um todo. Fama (1991, p. 1575) observou que “a literatura é agora tão grande que uma revisão completa seria impossível”.

A grande maioria dos estudos sobre eficiência de mercado começa citando o artigo de Fama (1970), que se tornou um marco no assunto ao realizar uma revisão teórica e empírica dos trabalhos sobre eficiência do mercado de capitais desenvolvidos até então; definindo matematicamente, ainda, a idéia de expectativa de retorno e risco.

De acordo com Fama (1970), a hipótese de eficiência de mercado (HEM) está baseada na premissa de que os preços dos ativos (títulos ou ações) sempre refletem completamente todas as informações relevantes e disponíveis no mercado. Sendo assim, os preços providenciam sinais acurados para a alocação de recursos, seja para as decisões de produção e investimentos das firmas, quanto dos investidores do mercado de capitais.

Portanto, o nível de eficiência do mercado está diretamente relacionado com a velocidade e a precisão com que os preços refletem todas as informações disponíveis. Se uma nova e relevante informação, disponível para os participantes de um determinado mercado, demorar para estar representada nos preços, o mercado não será eficiente.

⁴ Modelo de Precificação de Ativos Financeiros (*Capital Asset Pricing Model*)

⁵ Teoria de Precificação por Arbitragem (*Arbitrage Price Theory*)

Naturalmente, se os preços responderem a todas as informações novas rapidamente, pode-se dizer que o mercado é eficiente.

Um mercado informacional ineficiente tem duas importantes implicações, de acordo com Loughani (1998). A primeira seria o fato de os participantes do mercado serem capazes de desenvolver regras de negociação com ganhos consistentes acima da média de retorno do mercado e a segunda, de o mercado de ações não ter um papel efetivo como um canal de financiamento de recursos para os setores mais produtivos da economia.

Segundo Fama (1970), são condições básicas da HEM: a inexistência de custos de transação nas negociações de títulos; todas as informações são disponibilizadas sem custos para todos os participantes do mercado; e concordância geral nas expectativas dos investidores quanto aos efeitos das informações sobre os preços atuais das ações, assim como sobre suas distribuições futuras. Estas condições representariam um modelo simples de eficiência de mercado e são, portanto, suficientes para a HEM, mas não necessárias. O próprio Fama (1991) destaca a versão de HEM mais fraca e economicamente mais sensível de Jensen (1978), na qual os preços refletem a informação até o ponto em que o benefício marginal desta informação não exceda o custo marginal de obtê-la.

Camargos e Barbosa (2003) ressaltam que mesmo com a existência de elevados custos de transação, os preços podem se ajustar às novas informações e que um mercado pode ser eficiente se um número suficiente de investidores (não todos) tiver acesso à informação. Posteriormente, outros conceitos vieram a ser adotados no relaxamento ou aperfeiçoamento das condições iniciais básicas da HEM, destacando-se o das expectativas racionais introduzido por Lucas (1978).

Como destacado, a análise de eficiência está baseada em como um mercado reage quando são divulgadas novas e relevantes informações. Por exemplo, no mercado acionário, como demonstra Salles (1991), vários tipos de informações podem afetar o

preço das ações: preços passados, lucros futuros, volatilidade, índices econômico-financeiros da análise fundamentalista, variáveis econômicas, fatores políticos, entre outros. Cada uma dessas informações pode ter um efeito de proporções diferentes sobre o preço das ações, dependendo do contexto do mercado, da relevância da informação e do tempo que essa informação leva para ser incorporada pelo mercado.

De acordo com o tipo de informação, foi desenvolvida também uma classificação para a eficiência de mercado em três níveis ou formas, conforme Fama (1970): *fraca*, *semiforte* e *forte*. A eficiência sob a forma *fraca* seria aquela na qual os preços dos ativos refletem apenas as informações contidas no histórico de preços dos próprios ativos. Na forma *semiforte* as informações públicas disponíveis também estão refletidas nos preços dos ativos. Por fim, na forma *forte* no preço das ações estão representados todos os tipos de informações relevantes, tanto públicas quanto privadas.

Nas informações públicas estão incluídas as séries de preços (informação que sozinha caracteriza a eficiência na forma fraca), os balanços divulgados das firmas, informações sobre a competitividade das firmas, divulgações sobre o estado da economia e qualquer outra informação que seja de conhecimento público, relevante para se avaliar o preço de uma firma. As outras informações que não são, ou ainda não foram divulgadas, são chamadas informações privadas ou *inside information* (informações disponíveis somente aos funcionários das empresas ou informações confidenciais do governo, por exemplo). Num mercado sob eficiência na forma forte, o possuidor de informações privadas não consegue obter ganhos acima da média (Haugen, 2001).

2.2 Eficiência e Variáveis Macroeconômicas

Como regra geral, os estudos que testam a eficiência de mercado buscam identificar a existência ou não de padrões de comportamento nos retornos dos ativos que permitam que um investidor, com base em algum tipo de informação, possa desenvolver uma regra ou estratégia de atuação que lhe proporcione ganhos permanentes superiores à média de mercado. Assim, ao se constatar a existência desses padrões de comportamento, conhecidos como anomalias, supõe-se que aquele determinado tipo de mercado seja ineficiente, seja na forma fraca, semiforte ou forte (de acordo com o tipo de informação analisada).

Algumas dessas evidências desfavoráveis à HEM são também classificadas conforme Fama e French (1992): anomalias de calendário ou sazonais (efeito janeiro, efeito mudança de mês, efeito dia da semana, efeito segunda-feira); anomalias fundamentais ou de valor (efeito sobre-reação, efeito tamanho, efeito preço/lucro); e anomalias técnicas (constatadas pelo uso da análise técnica ou gráfica).

Sendo também um dos fatores que pode afetar os preços dos ativos ou ações, o impacto das variáveis macroeconômicas (como produção nacional, índices de preços, consumo e taxa de juros.) tem sido alvo de diversos estudos sobre a eficiência das informações. De acordo com Muradoglu e Metin (1996, p. 566), as “variáveis macroeconômicas constituem relativamente um conjunto de informações relativamente mais importantes em mercados em desenvolvimento, em comparação com os maduros”. Nos mercados pequenos, o volume de negociação é relativamente baixo e as informações disponíveis das performances das companhias são geralmente limitadas e inoportunas.

Como em um mercado eficiente processa-se rapidamente toda a informação relevante, destacam Davidson e Froyen (1982), se a política monetária, por exemplo, afeta

os retornos das ações, então um mercado acionário eficiente rapidamente digere e incorpora toda novidade sobre a política monetária. Conseqüentemente, políticas passadas terão pouco valor ou poder de explicação no entendimento dos retornos correntes das ações. Assim é também com toda a informação disponível sobre as variáveis econômicas, segundo Loughani (1998), se a atividade real afeta o preço das ações, então em um mercado de ações eficiente, a conduta racional dos participantes do mercado garante que as informações correntes e passadas sejam completamente refletidas no preço corrente das ações.

Continuando o mesmo raciocínio, Ibrahim (1999) afirma que um efeito defasado significativo das variáveis macroeconômicas sobre os preços das ações indica uma ineficiência dos mercados de ações. Este fato indica que investidores podem ganhar lucros anormais explorando a informação passada das variáveis macroeconômicas. Como já salientado, a presença de oportunidade lucrativa distorce a habilidade do mercado de alocar eficientemente os recursos.

Porém, se os investidores não forem capazes de desenvolver regras de negociações em que não podem ter ganhos consistentes maiores que o retorno normal, os níveis passados da atividade econômica não são úteis para prever os preços correntes das ações ou (de forma semelhante) os níveis correntes da atividade econômica não são úteis para prever os preços futuros das ações.

Loughani (1998) afirma que a investigação empírica da eficiência informacional pode ser realizada através da relação causal entre o preço das ações e as variáveis macroeconômicas. A hipótese de mercado eficiente seria rejeitada caso houvesse uma relação de causa defasada da variável macroeconômica para o preço da ação. O teste que verifica a relação de causa defasada é chamado de causalidade de Granger.

É importante salientar que o efeito reverso, a causalidade de valores defasados dos preços das ações para o agregado macroeconômico, não viola a hipótese da eficiência informacional de mercado, assim como também não o faz uma relação de causa contemporânea de uma variável macroeconômica para o preço das ações. A primeira situação, destaca Ibrahim (1999), representaria o caso em que os investidores, agindo de acordo com as expectativas racionais, conseguem antecipar o comportamento das variáveis macroeconômicas, posicionando-se antes da divulgação das informações. Já na segunda situação, pode-se interpretar que os participantes do mercado de ações estariam respondendo prontamente às informações provenientes da economia, exatamente como estabelece a hipótese de um mercado informacionalmente eficiente.

Além da causalidade de Granger, a análise de cointegração, ainda que de maneira controversa⁶, é também utilizada para testar a HEM. O uso da cointegração para testar eficiência começou com Granger (1986), que afirmou que os preços de dois ativos diferentes, cotados em mercados eficientes, não podem ser cointegrados; se assim o forem um mecanismo de correção de erro existiria, implicando que parte da mudança do preço de um ativo seria previsível, o que seria claramente inconsistente com a definição de eficiência na forma fraca. Outros autores, como Yunh (p. 107, 1997), defendem esta idéia: “se os preços dos ativos em mercados diferentes são cointegrados, isto deve indicar a existência de ineficiência nestes mercados”.

Loughani (1998) também utiliza a cointegração para testar a eficiência. Para ele a evidência a favor da causalidade de longo prazo (e ineficiência) é confirmada se o coeficiente do termo de correção de erro for significativamente diferente de zero. Loughani (1998), porém, ao contrário de Granger (1986) e Yunh (1997), que analisam a cointegração

⁶ Existem autores que defendem que a presença de cointegração não indica ineficiência de mercado. Em seguida, no item 2.4, será discutida esta posição.

entre ativos em mercados diferentes (testando a eficiência sob forma fraca), testa a existência de cointegração entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas implicado em um teste sob a forma semiforte.

2.3 Causalidade e Análise de Cointegração

2.3.1 Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade desenvolvido por Granger (1969) é utilizado para verificar se existe uma relação de causa defasada entre duas ou mais variáveis. Uma variável Z causa, no sentido de Granger, uma variável Y , se a previsão obtida no valor corrente de Y puder ser melhorada levando em consideração as informações defasadas de Z .

Para testar a causalidade de Granger é necessário que as séries sejam estacionárias⁷, ou seja, as séries $\{Y_t\}$ e $\{Z_t\}$ devem ser integradas de ordem zero - $I(0)$ ⁸. Conforme Enders (2004), o seguinte modelo VAR (Vetor Auto-Regressivo) pode ser estimado para testar a causalidade entre duas variáveis:

$$Z_t = \alpha_1 + b_{11}Z_{t-1} + b_{12}Z_{t-2} + \dots + b_{1p}Z_{t-p} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Y_{t-2} + \dots + a_{1p}Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$Y_t = \alpha_2 + b_{21}Z_{t-1} + b_{22}Z_{t-2} + \dots + b_{2p}Z_{t-p} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Y_{t-2} + \dots + a_{2p}Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

⁷ Para testar a causalidade de Granger em séries não estacionárias deve-se utilizar a metodologia de Toda e Yamamoto (1995) que será apresentada no capítulo 4.

⁸ Uma série é estacionária se sua média, variância e covariância forem constantes e finitas ao longo do tempo. Para verificar a estacionaridade da série o teste comumente usado é o Augmented Dickey Fuller (ADF); ver Dickey Fuller (1979).

Se, por exemplo, o objetivo for testar se Z_t causa no sentido de Granger Y_t , buscase rejeitar ou aceitar as seguintes hipóteses por meio de um teste de Wald com distribuição F (de Fisher)⁹ da seguinte forma:

$$\begin{aligned} H_0 : b_{21} = b_{22} = \dots = b_{2p} = 0 \\ H_1 : b_{2p} \neq 0 \text{ para pelo menos um } p \end{aligned} \quad (2.3)$$

onde p é o número de defasagens.

Assim, a hipótese nula (H_0) na qual Z_t não causa Y_t no sentido de Granger é testada contra a hipótese alternativa (H_1) de que ao menos uma defasagem da variável Z_t causa no sentido de Granger Y_t .

Naturalmente, se o objetivo é verificar a relação inversa; se Y_t “Granger causa” Z_t , deve-se testar as hipóteses nula e alternativa da mesma maneira, só que para os coeficientes a_{11} até a_{1p} da equação 2.1.

Enders (2004) destaca o fato da causalidade de Granger ser completamente diferente de um teste de exogeneidade. Uma variável Z_t é exógena (forte) em relação a Y_t se os valores passados e correntes de Y_t não afetam Z_t . Como a causalidade de Granger refere-se apenas aos efeitos dos valores defasados de Y_t sobre os valores correntes de Z_t , não se pode afirmar se Z_t é exógena com base em um teste de causalidade de Granger.

A exogeneidade fraca, porém, por ser definida para apenas os valores defasados de Y_t não afetarem Z_t , pode ser testada por meio da causalidade de Granger. Se Y_t não causa no sentido de Granger Z_t , Z_t é exógena fraca em relação a Y_t .

⁹ O teste de Wald será tratado também no capítulo 4.

2.3.2 Análise de Cointegração

De acordo com Enders (2004), duas variáveis integradas de mesma ordem¹⁰ (com ordem de integração diferente de zero) são cointegradas se existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária¹¹. Assim, considerando-se que as séries $\{Y_t\}$ e $\{Z_t\}$ sejam integradas de mesma ordem sem ser estacionárias, a existência de cointegração implica que a diferença entre elas, e_t , seja estacionária:

$$e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 Z_t \quad (2.4)$$

Num processo de cointegração, as variáveis Y_t e Z_t mantêm uma relação de equilíbrio no longo prazo onde e_t é o erro de equilíbrio, que representa desvios de curto prazo, a partir desta relação de longo prazo. Assim, no longo prazo, as variáveis cointegradas compartilham tendências estocásticas comuns, nunca divergindo uma da outra.

Na forma geral, um conjunto de variáveis econômicas em equilíbrio de longo prazo pode ser denotado conforme a equação 2.5. Engle e Granger (1987) afirmam que os componentes do vetor X_t são cointegrados de ordem (d,b), denotados por $X_t \sim CI(d,b)$ se:

$$\beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt} = 0 \quad (2.5)$$

- i) todos os componentes de X_t são integrados de mesma ordem (d); e
- ii) existe um vetor B tal que a combinação linear $BX_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_n X_{nt}$ é integrada de ordem (d-b) onde $b > 0$.

¹⁰ A ordem de integração refere-se ao número de diferenças necessárias para que a série seja estacionária. Se a série já for estacionária sua ordem de integração é zero - I(0); se porém a série for estacionária só em primeira diferença, sua ordem de integração é um - I(1) e assim por diante.

¹¹ Enders (2004) mostra a possibilidade da existência de multicointegração em caso de séries não estacionárias e com ordens de integração diferentes.

Assim, se, por exemplo, $\{X_1\}$ e $\{X_2\}$ são $I(2)$ e $\{e_t\}$ é $I(0)$, as séries $\{X_{1t}\}$ e $\{X_{2t}\}$ deverão ser cointegradas de ordem $(2,1) - CI(2,1)$.

Existem duas metodologias principais, dentre várias, para verificar a existência de cointegração, a de Engle e Granger (1987) e de Johansen (1988). Apesar da metodologia de Engle e Granger (1987) ser facilmente implementada, Enders (2004) salienta o fato de ela possuir algumas restrições. A principal restrição consiste no fato deste método não ser capaz de identificar mais de um vetor de cointegração no caso de numa análise entre três ou mais variáveis. Outra restrição refere-se ao método de estimativa passo a passo de Engle e Granger (1987), que implica que qualquer erro cometido no primeiro passo será transmitido aos passos seguintes.

Segundo Enders (2004), diversos testes têm sido desenvolvidos para evitar estes problemas. Johansen (1988) utiliza uma estimativa por máxima-verossimilhança, que além de evitar a estimativa da cointegração em dois passos (sem o MCE), identifica presença de múltiplos vetores de cointegração.

O teste de Johansen (1988), baseado na relação entre o posto de uma matriz e as suas raízes características, pode ser entendido como uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller. Considerando um modelo VAR na forma reduzida com n variáveis conforme a equação 2.9, pode se chegar à equação 2.10.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) X_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rightarrow \pi = A_1 - I \end{aligned} \quad (2.10)$$

onde: ε_t são vetores de ordem $(n \times 1)$, A_1 é a matriz dos parâmetros $(n \times n)$; e I é a matriz identidade $(n \times n)$.

Conforme Enders (2004), no teste de Johansen o posto da matriz π é igual ao número de vetores de cointegração. Se π for composta apenas de zeros, então o posto da matriz será igual a zero e todas as séries $\{X_{it}\}$ tem uma raiz unitária (não são estacionárias). Como não existe uma combinação das séries $\{X_{it}\}$ estacionárias, as variáveis não são cointegradas. Porém, se o posto da matriz $\pi = n$, a equação (2.10) representa um sistema de equação em diferenças em que todas as variáveis são estacionárias. Existindo cointegração entre as séries, o posto da matriz π pode variar entre 1 e n , indicando exatamente o número de vetores de cointegração.

O teste para verificar o número de vetores de cointegração é utilizado mediante de duas estatísticas, Traço (*Trace*) e Máximo Auto-Valor (*Maximum Eigenvalue*) conforme as equações 2.11 e 2.12.

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.11)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (2.12)$$

onde: $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidos da estimação da matriz π ;

T é o número de observações;

r é o posto da matriz π .

A estatística Traço testa as seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Vetores de cointegração} \leq r \\ H_1 &: \text{Vetores de cointegração} > r \end{aligned} \quad (2.34)$$

Na estatística Máximo Auto-Valor as hipóteses a serem testadas são:

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{Vetores de Cointegração} = r \\ H_1 &: \text{Vetores de Cointegração} = r + 1 \end{aligned} \quad (2.35)$$

Nos dois testes o valor calculado da estatística deve ser comparado com o valor crítico, obtido por de simulações de Monte Carlo, para identificar o número de vetores de cointegração.

Por fim, pode-se estimar um mecanismo de correção de erro (MCE) por meio do resíduo da equação de longo prazo, para verificar se existem desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo, corrigindo este desequilíbrio, conforme mostram as equações 2.6 e 2.7. Portanto, se X_1 e X_2 são CI(1,1), as variáveis têm a correção de erro da seguinte forma:.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_y (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1}) + \text{VAR}_1 + \varepsilon_{yt} \quad (2.6)$$

$$\Delta Z_t = \alpha_1 + \alpha_z (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1}) + \text{VAR}_2 + \varepsilon_{zt} \quad (2.7)$$

$$\begin{cases} \text{VAR}_1 = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ \text{VAR}_2 = \gamma_0 + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{cases} \quad (2.8)$$

onde: $(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1})$ captura os desvios da relação de longo prazo, e α_y e α_z são a velocidade de ajustamento em direção ao equilíbrio.

Uma vez que o modelo VAR é introduzido no mecanismo de correção de erro, este passa a ser chamado de Vetor de Correção de Erro (VEC).

2.4 Cointegração versus Eficiência

O exame da eficiência de mercado a partir da análise de cointegração começou a aparecer em muitos estudos após artigo de Granger (1986), segundo o qual dois preços de um par de mercados de ativos eficiente não podem ser cointegrados. Segundo Crodwer (1996), essa conclusão provém do fato de que a cointegração necessariamente implica em previsibilidade. Se estes ativos são cointegrados, existiria um mecanismo de correção do

erro que faria com que as mudanças em seus preços fossem previsíveis. Esta previsão com base apenas em informações sobre a séria histórica de preços seria inconsistente com a teoria de eficiência, segundo a qual cada ativo já incorpora toda sua informação relevante em seu preço, inclusive sob a forma fraca.

Caporale e Pittis (1998) afirmam ainda que a noção de que a cointegração é inconsistente com os mercados especulativos tem sido utilizada tanto para combinações par a par quanto para sistema de grandes dimensões. De acordo com estes autores, é comum que ao encontrar cointegração considerado um vetor de preços de n mercados, concluir que todos os n mercados são ineficientes.

Caporale e Pittis (1998) trazem como exemplo o caso de Baillie e Bollerslev (1989)¹², que ao encontrarem um vetor de cointegração (ou alternativamente seis tendências estocásticas) num sistema de sete dimensões (taxas de câmbio imediatas e futuras do Reino Unido, Alemanha Ocidental, França, Itália, Suíça, Japão e Canadá) concluíram que na ausência de um prêmio de risco temporal, existe um desvio da forma de eficiência fraca em cada uma das taxas de câmbio.

Engel (1996) usa um simples modelo monetário de taxa de câmbio, como ele mesmo afirma, para mostrar que as taxas atuais podem ser previstas num mercado eficiente indiferente às propriedades das séries de tempo de prêmio de risco. Segundo Engel (1996), não há razão num mercado financeiro economicamente para eficiente existirem apenas mudanças de preços imprevisíveis. A taxa de câmbio poderia ser previsível sobre mercados eficientes se toda a informação útil na previsão de mudança da taxa atual fosse também utilizada na determinação da taxa de câmbio futura. Dessa forma, o fato da cointegração

¹² Segundo Crowder (1996), Baillie e Bollerslev (1989) foram os primeiros a invocar a idéia de que a existência de cointegração implica em ineficiência no mercado internacional de taxa de câmbio.

entre duas ou mais taxas imediatas de câmbio implicar em que pelo menos uma seja previsível, não significa que os mercados internacionais de capitais são ineficientes.

Cointegração ou falta de cointegração das taxas de câmbio imediatas não tem nada a ver com eficiência de mercado de captais internacional (...). A falácia implícita está no conceito de eficiência na forma fraca, o qual implica que na ausência de um prêmio de risco, as mudanças na taxa de câmbio devem ser imprevisíveis (Engel, p. 657. 1996).

Engel (1996) critica ainda Crowder (1994), que não afirma que eficiência implica em falta de cointegração das taxas imediatas, mas defende que num mercado eficiente a taxa de câmbio poderia ser prevista por causa das propriedades do risco de prêmio. De acordo com Engel (1996) as taxas podem ser previstas num mercado eficiente se há ou não há prêmio de risco.

Por sua vez, Crowder (1996) em sua réplica afirma que a não estacionariedade do prêmio de risco é uma razão para que a cointegração não necessariamente implique em ineficiência, mas não a única.

Segundo Crowder (1996), as idéias de que as mudanças previstas nas taxas de câmbio implicam em mercado internacional de câmbio ineficiente ocorrem porque, de acordo com a teoria da eficiência, os preços correntes deveriam refletir toda informação corrente disponível, ao menos até o ponto em que o custo de oportunidade de obter estas informações for menor ou igual ao valor esperado das informações. Como, presumidamente, o custo de oportunidade de se obter a informação de um modelo de correção de erro da cointegração de taxas de câmbio é muito baixo, a existência de cointegração implicaria naturalmente em ineficiência de mercado. Porém, afirma Crowder (1996), há várias possibilidades de se interpretar os resultados da cointegração.

A primeira possibilidade é exatamente considerar o mercado estrangeiro de taxa de câmbio ineficiente, ou seja, os participantes desse mercado estão jogando fora informações

valiosas e de baixo custo. Outra possibilidade refere-se ao possível baixo poder estatístico dos testes econométricos usados para se chegar a cointegração encontrada.

A terceira possibilidade é considerar que existam alguns fatores consistentes com um mercado eficiente, mas omitidos na análise, como por exemplo, o prêmio de risco, problema de peso ou mudança de regime, que por si só implica alguma previsibilidade. Assim, a combinação linear das taxas representadas pela relação de cointegração é distribuída como uma espécie de *proxy* para pelo menos um destes fatores omitidos.

Finalmente, continua Crowder (1996), é possível que os participantes estejam ignorando a informação dos modelos de correção de erro, por ela ter pouco valor na obtenção de rendimentos.

Crowder (1996) concorda com que a cointegração entre diferentes taxas de câmbio não implica necessariamente em ineficiência de mercado. Porém, discorda do que Engle (1996) afirmou a seu respeito, a existência de um prêmio de risco seria uma razão para isto e não a única forma.

De acordo com Caporale e Pittis (1998), a inconsistência entre cointegração e eficiência tem mudado nos últimos anos. Em vários estudos tem-se argumentado que a própria definição de eficiência de mercado, na qual as mudanças nos preços dos ativos são imprevisíveis, não tem muito conteúdo econômico.

Carporael e Pittis (1998) defendem que a eficiência de mercado pode ser mais utilmente definida como a falta de oportunidades de se realizar arbitragem (oportunidades de ganho sem que se incorra em risco), conceito este adotado primeiramente por Dwyer e Wallace (1992) para demonstrarem que a cointegração ou a falta de cointegração de duas ou mais taxas imediatas não tem implicação para ineficiência do mercado internacional de capitais.

Assim como Engel (1996), Dwyer e Wallace (1992) argumentam que mudanças nas taxas imediatas podem ser previstas num mercado eficiente se toda informação relevante para prever as mudanças na taxa imediata for utilizada para determinar a taxa futura. Dessa forma, a cointegração de duas ou mais taxas imediatas implica na previsão de ao menos uma delas, mas não é uma evidência de ineficiência dos mercados de capital internacional.

Carporael e Pittis (1998) afirmam ainda que é um erro assumir, como é usual na literatura, que um par de variáveis cointegradas é inconsistente à previsibilidade de um sistema de altas dimensões. O fato de existirem apenas $r < n$ vetores de cointegração implica em previsibilidade de apenas r dos n preços examinados, e não necessariamente de cada preço individual.

Porém, Carporael e Pittis (1998) salientam que, apesar da cointegração não ter relação com a ineficiência, ela ainda é uma ferramenta útil para analisar se os preços dos ativos são ou não previsíveis.

Pode-se concluir, portanto que, se a presença de cointegração vai ou não implicar em eficiência, depende do próprio conceito de eficiência que é adotado. Desconsiderando as possibilidades apontadas por Crowder (1996) (testes com baixo poder estatístico, fatores omitidos ou informações dos modelos de correção de erro ignoradas), a cointegração implicaria em ineficiência se for considerado o conceito de eficiência de Fama (1970), ou seja, se for considerado que um mercado eficiente é aquele no qual os preços dos ativos refletem completamente todas as informações relevantes e disponíveis no mercado.

Se, entretanto, for considerada como eficiência a falta de oportunidades de se realizar arbitragem, de acordo com Dwyer e Wallace (1992), a presença de cointegração não implicaria em ineficiência e sim apenas em previsão.

3. EVIDÊNCIA EMPÍRICA

3.1 O Mercado de Ações e a Relação com a Inflação

A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas começou a ser estudada principalmente com a análise entre o retorno de mercado de ações e a inflação. Neste contexto, novamente um trabalho de Fama (1981) tornou-se uma referência. Artigos posteriores, porém, contrariando sua constatação, fizeram com que o tema apresentasse resultados controversos.

De acordo com Fama (1981), o período pós-1953 foi bastante documentado evidenciando que os retornos do mercado de ações e a inflação têm sido negativamente correlacionados no pós-guerra¹³. Uma vez que o senso comum afirma que a propriedade de ativos reais funcionaria como uma proteção contra a inflação, esta evidência seria um mistério. Conforme James, Koreisha e Patch (1985), a evidência seria também contrária à teoria de Fisher, na qual os retornos nominais dos ativos são positivamente relacionados com a expectativa de inflação.

Para explicar esta aparente anomalia, Fama (1981) utiliza a teoria quantitativa da moeda para concluir que a hipótese de que a relação negativa entre inflação e o retorno no mercado de ações é uma *proxy* para a relação positiva entre o mercado acionário e a atividade real da economia. Desta forma, a relação inflação-mercado de ações seria induzida pela relação negativa entre inflação e atividade real.

Segundo Fama (1981), existe muita evidência que os retornos das ações são positivamente relacionados com medidas da atividade real (despesas de capital, taxa média real de retorno de capital e o produto), assim como da relação negativa entre a inflação e

¹³Ver Body (1976), Jaffe e Mandelker (1976), Nelson (1976) e Fama e Schwert (1977).

atividade real, corroborando sua conclusão. Fama (1981) destaca ainda em seu modelo, que o retorno das ações e taxa de inflação são fortemente relacionados (com sinais opostos) para medida da atividade real futura, consistente com a noção de expectativas racionais, nas quais os mercados de mercadorias e ativos estabelecem os preços correntes com base na previsão de variáveis reais relevantes.

Assim, um aumento antecipado da atividade real levaria a um aumento na demanda real por moeda, que, dado o nível nominal de moeda, deve ser acomodado por uma queda no nível de preços. Como os retornos das ações são assumidos como positivamente relacionados com a expectativa futura da atividade real, uma relação negativa entre inflação e retorno das ações estaria induzida.

James, Koreisha e Patch (1985) afirmam porém, que esta linha de raciocínio não pode explicar completamente a relação negativa entre inflação e retorno das ações. De acordo com os autores, o próprio Fama (1981) demonstrou que a inflação não esperada é um determinante significativo para o retorno das ações mesmo quando a atividade real antecipada é incluída na equação. Além disso, o poder de explicação da inflação esperada só era eliminado quando a taxa de crescimento da base monetária (altamente correlacionada com a expectativa de inflação) era incluída na regressão.

Geske e Roll (1983) argumentam que há uma relação de causa negativa entre o retorno das ações e a inflação esperada, sendo esta uma relação reversa da encontrada por Fama (1981), na qual a causalidade parte da inflação para o retorno das ações. Os retornos dos ativos sinalizam as mudanças nas expectativas de inflação porque a oferta de moeda responde a variações na atividade real antecipada. Assim, a inflação esperada seria um importante determinante do retorno das ações.

Utilizando um modelo VARMA¹⁴, James, Koreisha e Patch (1985) encontraram resultados consistentes com o modelo de causalidade reversa proposto por Geske e Roll (1983).

Assim como os outros autores, Lee (1992) analisou o mercado de ações dos Estados Unidos (EUA) no período pós-guerra e sua relação com a taxa de juros, atividade real e inflação. Utilizando uma análise de VAR¹⁵ multivariado, Lee (1992) demonstrou que os retornos das ações causam no sentido de Granger uma substancial variância da atividade real que responde positivamente a choques dos retornos das ações. Os mesmos retornos das ações explicam uma pequena variação da inflação¹⁶.

Os resultados de Lee (1992) são, portanto, mais compatíveis com os de Fama (1981) para a relação negativa entre retorno das ações e inflação do que com os de Geske e Roll (1983) e James, Koreisha e Patch (1985). “A correlação negativa entre retorno das ações e inflação observada no período pós-guerra não pode ser uma relação de confiança (isto é, de causa) para os propósitos de previsão” Lee (1992, p. 1602).

Najand e Noronha (1998) analisaram também a relação negativa entre retorno das ações e inflação, no Japão. Segundo os autores, esta relação já está bem documentada na literatura de finanças, porém a direção da causalidade e conseqüentemente a especificação da relação entre estas variáveis não está completamente resolvida.

Os resultados do estudo de Najand e Noronha (1998) indicam que a inflação causa no sentido de Granger o retorno das ações e ajuda a explicar seus retornos negativos no período de 1977 a 1994 no Japão. Pelo fato da inflação prever a atividade real, seus resultados dão suporte parcial para hipótese *proxy* de Fama (1981).

¹⁴ Vetor Auto-regressivo com Média Móvel.

¹⁵ Vetor Auto-regressivo.

¹⁶ As relações de causa entre as variáveis macroeconômicas (juros, atividade real e inflação), também analisadas por Lee (1992), não estão citadas neste trabalho por não ter implicação na questão de eficiência.

3.2 Testes de Eficiência baseados em Informações Macroeconômicas

Os estudos relacionados anteriormente, que analisam a relação entre o mercado de ações e a inflação não têm a intenção de testar a hipótese de eficiência de mercado, mas, ao apontar a relação de causa, bem como a possibilidade de previsão entre estas variáveis, despertaram esta possibilidade em outros autores. Muitos artigos que testam a eficiência - como os de O'Hanlon (1991), Muradoglu e Metin (1996), Cheung e Ng (1997), Loughani (1998), Kwon e Shin (1999) - recorrem aos trabalhos de Fama (1981) e Geske e Roll (1983), entre outros, na apresentação da questão de se o mercado de ações leva (causa) as variáveis macroeconômicas ou é levado por elas.

Conforme Loughani (1998), os primeiros estudos de eficiência de mercado baseados em variáveis macroeconômicas foram realizados no mercado de ações dos Estados Unidos (EUA) examinando a relação entre o tempo de crescimento da moeda e os retornos destes ativos¹⁷. Segundo Loughani (1998), a grande maioria destes estudos indica que mudanças nos agregados monetários não causam mudanças nos preços das ações. À mesma conclusão chegaram Davidson e Froyen (1982); apesar de vários estudos demonstrarem que os retornos das ações são levados pelo crescimento da moeda (evidência de ineficiência) os resultados destes estudos têm suportado a hipótese de mercado eficiente.

Continuando a analisar apenas o mercado dos EUA, o trabalho de Davidson e Froyen (1982) propõe estimar modelos que expressam o retorno das ações como função de medidas de política monetária antecipada e não antecipada. Seu período de análise compreende dados mensais de 1954 a 1977. Davidson e Froyen (1982) fazem também

¹⁷ Davidson e Froyen (1982) mostram a existência de vários destes trabalhos elaborados na década de 70 antes da publicação de Fama (1981).

estimativas com dados semanais para o período de 1974-76 o que segundo os autores produz um teste fino sobre a hipótese de mercado eficiente.

De acordo com Davidson e Froyen (1982), as estimativas da relação entre retorno de ações e crescimento da taxa de oferta de moeda, usando dados mensais, suportam a noção que o mercado de ações é eficiente. O mercado parece utilizar rapidamente a mais recente informação dos agregados monetários, até mesmo de semana em semana, afirmam os mesmos. Ao medir a política monetária mensurada pela taxa dos fundos federais, entretanto, Davidson e Froyen (1982) sugerem uma possível violação das condições de mercado eficiente.

Examinando a questão de se os retornos das ações levam ou são levados pelo crescimento da moeda, Davidson e Froyen (1982) concluem que quando o crescimento de moeda antecipado é um valor digno da função de reação, o crescimento futuro não antecipado da moeda não afeta significativamente os retornos das ações. Mas quando mudanças futuras na taxa de crescimento da moeda são baseadas apenas no passado monetário, eles afetam significativamente os retornos. Este fato sustenta a hipótese de que o mercado usa outras informações além das taxas de crescimento do passado monetário para prever o crescimento futuro da moeda e então antecipar seu efeito sobre o valor corrente das ações.

Num estágio posterior, afirma Loughani (1998), muitos estudos passaram a investigar a eficiência a partir de informações macroeconômicas, não só nos EUA, mas em países com desenvolvimento econômico semelhante. No estudo de Mookerjee (1987), *apud* Loughani (1998), o mercado de ações dos EUA e do Reino Unido foram classificados como informacionalmente eficientes, enquanto que os mercados do Canadá, Japão, Alemanha, Itália e Suíça como ineficientes.

Kamarotou e O'Hanlon (1989), *apud* O'Hanlon (1991), utilizando o teste de causalidade de Granger, demonstraram que o mercado de ações dos EUA, Japão e Canadá sugerem ser eficientes, porém o do Reino Unido aparenta ser relativamente ineficiente. O comportamento do mercado de ações do Reino Unido é levado pelas variáveis econômicas e não as leva.

O'Hanlon (1991) amplia a análise do Reino Unido ao nível desagregado analisando a relação entre a taxa de retorno do capital social de 222 companhias com o retorno do mercado de ações destas companhias, no período de 1968 a 1987. Os resultados encontrados são consistentes com o nível macro encontrado por Kamarotou e O'Hanlon (1989), ou seja, o mercado do Reino Unido não seria eficiente. De acordo com O'Hanlon (1991), num teste bi-variado, cada uma das duas variáveis influencia a outra, sendo a taxa de retorno do capital social a que mais influencia o retorno do mercado de ações.

Por sua vez, Jang *et al.* (1990) *apud* Loughani (1998), cobrindo uma série histórica de 1831 a 1930, concluíram que o Canadá e a França são eficientes enquanto EUA e Reino Unido não.

Yuhn (1997) questiona se a integração dos mercados financeiros tem influenciado os preços das ações dos diversos países a se moverem juntos. Em outras palavras, se os preços de equilíbrio nos mercados de ações nacionais são cointegrados por uma tendência estocástica comum. A implicação econômica de cointegração, no movimento dos preços de ações internacional, é que os preços das ações podem não ser estacionários, mas certamente combinações destes ativos o são (como já apresentado no capítulo 2).

Ao analisar a cointegração entre os preços das ações e o índice de dividendos no período de janeiro de 1970 a março de 1991, Yuhn (1997) afirma que os mercados de ações dos Estados Unidos e Canadá são eficientes e que não são os mercados do Japão, Reino Unido e Alemanha. Segundo Yuhn (1997), vários fatores podem ser responsáveis

pela existência de ineficiência nestes três últimos mercados, como o fato destes países manterem um rígido controle de capital, até o final dos anos 70. Assim, suas regulações e imperfeições dos mercados financeiros fariam com que as informações fossem menos eficientemente disseminadas do que as dos EUA e Canadá.

Cheung e Ng (1998) utilizaram também análise de cointegração com dados trimestrais para investigar a relação de longo prazo entre os preços do mercado de ações e as variáveis econômicas agregadas (como o preço real do petróleo, o produto real, a oferta real de moeda e o consumo real) no Canadá, Alemanha, Itália, Japão e EUA, durante o período de 1957-1992. Os resultados da cointegração indicaram a existência de um movimento de longo prazo comum entre as variáveis econômicas e o mercado de ações em todos os cinco países. Entretanto, o mecanismo de correção de erro (que permite verificar tanto a dinâmica de curto prazo quanto o efeito das restrições de longo prazo na variação dos retornos das ações) revelou que o termo de correção de erro é significativo e negativo em todos os casos, exceto no Japão.

Apesar de Cheung e Ng (1998) não terem como objetivo a análise de eficiência, Loughani (1998) afirma que esta evidência implica que, no longo prazo, mudanças nas variáveis econômicas levam às mudanças nos preços das ações. Assim, o Japão seria consistente com um mercado informacional eficiente, mas não Canadá, Alemanha, Itália e EUA.

Okunev, Wilson e Zurbruegg (2002), utilizando o teste de causalidade de Granger na forma linear e dados semanais para o período de janeiro de 1980 a agosto de 1999, encontraram uma causalidade bi-direcional entre o índice de produto real e o índice do mercado de ações da Austrália, indicando uma evidência de ineficiência deste mercado. Por sua vez, em um teste na forma não linear, os autores verificaram a existência de uma

forte relação de causa apenas do mercado de ações para produto real, o que não caracterizaria este mercado como ineficiente.

De acordo com Balaban e Kunter (1996), uma rápida revisão da literatura neste campo mostra que as fontes parecem ser primeiramente direcionadas a investigar os países desenvolvidos. A mesma opinião é transmitida também por Loughani (1998), que afirma que até então (1998) poucos estudos nesse sentido haviam se direcionado para os países emergentes. Uma exceção o trabalho de Cornelius (1993), *apud* Loughani (1998), que analisou os mercados da Índia, Coréia, Malásia, México, Taiwan e Tailândia e concluiu que todos são informacionalmente ineficientes.

Com esta constatação, a partir da segunda metade da década de 90, começaram a surgir análises de eficiência desenvolvidas em países emergentes, principalmente voltadas para países asiáticos.

Muradoglu e Metin (1996) testam a hipótese de eficiência na forma semi-forte utilizando análise de cointegração para estudar a relação entre o retorno das ações e as variáveis macroeconômicas na Turquia, no período de janeiro de 1986 a dezembro de 1993. Este estudo “está entre os estudos pioneiros conduzidos em um mercado emergente que usa uma metodologia econométrica avançada, que permite uma análise de equilíbrio de longo prazo, junto com uma dinâmica de curto prazo” (Muradoglu e Metin, 1996 p. 567).

O mecanismo de correção de erro de Muradoglu e Metin (1996) implica que mudanças nas variáveis dependentes são relacionadas a mudanças defasadas das variáveis de interesse (inflação, déficit orçamentário, taxa de juros, taxa de câmbio e oferta de moeda), indicando que os preços das ações podem ser previsíveis. Dessa forma, o mercado acionário da Turquia não é eficiente com respeito às informações sobre as variáveis macroeconômicas.

Esta falta de eficiência, segundo estes autores, indica a existência de oportunidades lucrativas, especialmente para investidores que vislumbram o retorno de longo prazo e para os quais as variáveis macroeconômicas constituem o único conjunto de informações facilmente acessíveis. O modelo de curto prazo também indica uma variedade de regras de negócios lucrativas que podem ser adotadas, asseguram Muradoglu e Metin (1996).

Balaban e Kunter (1996) realizam um teste de causalidade de Granger entre a taxa de juros, taxa de câmbio e moeda em circulação e o índice do mercado de ações da Turquia, no período de janeiro de 1989 a julho de 1995. O teste indicou que o mercado de ações da Turquia desvia da hipótese de mercado eficiente quando comparado ao mercado de taxa de câmbio e o mercado monetário interbancário. Portanto, segundo os autores, tanto os investidores domésticos quanto os estrangeiros poderiam desenvolver estratégias de negócios lucrativas, uma vez que as informações destas variáveis são de baixo custo e prontamente acessíveis.

Balaban e Kunter (1996) destacam ainda que os participantes do mercado não podem antecipar a política de liquidez diária do Banco Central usando as informações do mercado financeiro (constatação importante para o controlador da política monetária) e que os recursos não parecem ser direcionados para as melhores alternativas, isto é, a alocação eficiente não parece ser alcançada.

Loughani (1998) direciona seu estudo para o mercado do Kuwait no período de fevereiro de 1993 a junho de 1997, e ao contrário das análises para os outros países asiáticos, encontrou evidência de eficiência de mercado. No curto prazo, nenhuma variável macroeconômica (oferta de moeda no conceito M1 e M2, crédito comercial bancário, a taxa de juro interbancária e o preço petróleo) influenciou os preços das ações por meio da causalidade de Granger. Além disso, os resultados da cointegração sugerem que não há

relação de equilíbrio de longo prazo entre o mercado de ações e cada uma das variáveis macroeconômicas utilizadas.

Ibrahim (1999) conclui que o mercado de ações da Malásia não é informacionalmente eficiente, com respeito aos índices de produção industrial, índice de preços do consumidor, oferta de moeda nos conceitos M1 e M2, crédito doméstico, reservas oficiais e taxa de câmbio, ao utilizar análise de cointegração e de causalidade de Granger, no período de janeiro de 1987 a junho de 1996.

Kwon e Shin (1999) perguntam-se como os mercados destes países menos desenvolvidos respondem a mudanças em suas variáveis econômicas fundamentais, quando comparados com mercados bem desenvolvidos, bem organizados e mais eficientes como os EUA. Para responderem a esta indagação, testam, no período de janeiro de 1980 a dezembro de 1992, se um conjunto de variáveis macroeconômicas (taxa de câmbio, balança comercial, nível de produção e oferta de moeda) pode explicar os retornos das ações na Coreia.

O vetor do modelo de correção de erro mostrou que os preços das ações são cointegrados com as variáveis macroeconômicas, indicando uma relação direta de equilíbrio de longo prazo com estas variáveis. Kwon e Shin (1999) salientam o fato de a mudança nos preços das ações ser levada pela atividade econômica e não conduzir estas variáveis, o que é inconsistente com os resultados de Fama (1991) e Geske e Roll (1983), onde o mercado de ações racionalmente sinaliza as mudanças nas atividades reais. Kwon e Shin (1999) sugerem ainda, que o mercado coreano é mais sensível às atividades comerciais internacionais do que a inflação e taxa de juros, como é no Japão e nos EUA.

Desviando o foco dos países asiáticos, tem-se o trabalho de Hanousek e Filer (2000), que utilizam a causalidade de Granger para examinar se os mercados de quatro dos mais avançados antigos países comunistas (República Checa, Hungria, Polônia e

Eslováquia) exibem as características chaves de eficiência na forma semi-forte, se estes países possuem a habilidade de refletirem completamente novas informações públicas (oferta de moeda no conceito M1 e M2, produção industrial, déficit orçamentário, taxa de inflação, taxa de câmbio, importação, exportação e déficit comercial) divulgadas sobre os preços das ações.

Analisando o período de 1993 a 1999, Hanousek e Filer (2000) constatam uma forte evidência que o mercado de dois países (Polônia e Hungria) e talvez três (Eslováquia) não são ainda eficientes na forma semi-forte. Segundo os autores, é possível negociar lucrativamente nesses países usando as informações públicas.

No mercado da República Checa, entretanto, sugerem a existência de eficiência, o que, conforme Hanousek e Filer (2000), deve-se ao fato deste país abrir-se muito mais rapidamente a um grande número de firmas com apropriado suporte institucional. Nos demais países esta abertura foi de forma muito mais gradual.

Por fim, tem-se o trabalho de Al-Qenae, Li e Wearing (2002) destinado a avaliar o mercado de ações do Kuwait no período de 1981 a 1997. Utilizando a metodologia de modelo painel para os dados do índice de ações, PIB, taxa de juros e inflação, os autores verificaram que os investidores do mercado de ações do Kuwait são capazes de antecipar os ganhos de forma similar que os investidores dos mercados de países desenvolvidos. Portanto, assim como Loughani (1998), Al-Qenae, Li e Wearing (2002) classificaram o mercado acionário do Kuwait como eficiente.

Os quadros 3.1 e 3.2, a seguir, resumem os artigos apresentados nesta seção.

Quadro 3.1 Evidência Empírica de Eficiência de Mercado para Países Desenvolvidos

Autor (es)	Metodologia	Frequência e Período	País (es)	Variáveis utilizadas (além do índice de ações)	Conclusão quanto Eficiência de Mercado
Davidson e Froyen (1982)	Modelo Teórico de Tobin e de Previsão de Carteira de Rozeff	Mensal Jul/54 a Mar/77	EUA	oferta de moeda e taxa de juros	Eficiente.
Mookerjee (1987) ^a			EUA, Reino Unido, Canadá, Japão, Alemanha, Itália e Suíça		Efic.: EUA e RU Inefic.: os cinco demais.
Kamaratou e O'Hanlon (1989) ^b	Causalidade de Granger		EUA, Japão, Canadá e Reino Unido		Efic.: EUA, Japão e Canadá. Inefic.: RU
Jang et all (1990) ^a		1831 a 1930	EUA, Reino Unido Canadá e França	oferta de moeda	Efic.: Canadá e França Inefic.: EUA e RU
Hanlon (1991)	Causalidade de Granger	Anual 1968 a 1987	Reino Unido	taxa de lucro e taxa de retorno das ações de 222 companhias	Ineficiente
Yuhn (1997)	Cointegração	Mensal Jan/70 a Mar/91	EUA, RU, Canadá, Japão e Alemanha	dividendos e preço das ações	Efic.: EUA e Canadá Inefic.: Japão, RU e Alemanha
Cheung e Ng (1998)	Cointegração	Trimestral 1957 a 1992	Canadá, Alemanha, Itália, Japão e EUA.	preço real do petróleo, produto real, oferta real de moeda e consumo real	Efic.: Japão Inef.: EUA, Canadá, Alemanha e Itália. segundo Loughani (1998):
Okunev, Wilson e Zurbruegg (2002)	Causalidade de Granger na forma linear e não linear	Semanal Jan/80 a Ago/99	Austrália	índice do produto real	Ineficiente

^aLoughani (1998) não apresenta todas as informações destacadas no quadro.

^bO' Hanlon (1991) não apresenta todas as informações destacadas no quadro.
Elaboração do Autor.

Quadro 3.2 Evidência Empírica de Eficiência de Mercado para Países Emergentes

Autor (es)	Metodologia	Frequência e Período	País (es)	Variáveis utilizadas (além do índice de ações)	Conclusão quanto Eficiência de Mercado
Cornelius (1993) ^a			Índia, Coréia, Malásia, México, Taiwan e Tailândia		Inefic.: todos os seis países
Muradoglu e Metin (1996)	Cointegração	Mensal Jan/86 a Dez/93	Turquia	inflação, déficit orçamentário, taxa de juros, taxa de câmbio e oferta de moeda	Ineficiente
Balaban e Kunter (1996)	Causalidade de Granger	Diária Jan/89 a Jul/95	Turquia	taxa de juros, taxa de câmbio e moeda em circulação	Ineficiente
Loughani (1998)	Causalidade de Granger e Cointegração	Mensal Fev/93 a Jun/97	Kuwait	oferta de moeda (M1 e M2), crédito comercial bancário, taxa de juros e preço do petróleo	Eficiente
Ibrahim (1999)	Causalidade de Granger e Cointegração	Mensal Jan/87 a Jun/96	Malásia	índice de produção industrial, índice de preços ao consumidor, oferta de moeda (M1 e M2), crédito doméstico, reservas oficiais e taxa de câmbio.	Ineficiente.
Know e Shin (1999)	Causalidade de Granger e Cointegração	Mensal Jan/80 a Dez/92	Coréia do Sul	taxa de câmbio, balança comercial, nível de produção e oferta de moeda	Ineficiente.
Hanousek e Filer (2000)	Causalidade de Granger	Mensal Jan/93 a Jun/99	República Checa, Hungria, Polônia e Eslováquia.	oferta de moeda (M1 e M2), produção industrial, déficit orçamentário, taxa de inflação, taxa de câmbio, importação, exportação e déficit comercial	Efic.: República Checa Inefic.: Polônia Hungria e (talvez) Eslováquia
Al-Qenae, Li e Wearing (2002)	Modelo Painel	Anual 1981 a 1997	Kuwait	PIB, taxa de juros e inflação	Eficiente

^aLoughani (1998) não apresenta todas as informações destacadas no quadro.
Elaboração do Autor.

A partir dos quadros 3.1 e 3.2, verifica-se que em sua grande maioria os testes destinados a países em desenvolvimento classificam o mercado de ações destes como ineficientes. Por sua vez, os testes realizados em países desenvolvidos apresentam resultados controversos, inclusive para testes realizados nos mesmos países. Em geral, porém, comparando com os mercados dos países em desenvolvimento, estes países têm uma maior propensão a terem seus mercados acionários classificados como eficientes.

3.3 Uma Breve Descrição sobre a Análise da Eficiência Informacional no Brasil

Segundo Leal e Amaral (1990), até o início da década de 90, o mercado de capitais brasileiro apresentava baixa liquidez, grande concentração do volume negociado em poucos papéis, nas mãos de poucos investidores e uma regulação operacionalmente deficiente. Tais fatos implicavam em um nível de eficiência informacional do mercado de capitais brasileiro distante do encontrado nos países desenvolvidos.

Porém, nos anos 90, principalmente a partir de 1994, com a maior integração econômico-financeira e a intensificação do comércio internacional, houve uma reestruturação do comportamento das firmas diante do mercado. Além disso, a economia brasileira passou a ser caracterizada por uma relativa estabilidade econômica, reestruturação e concentração patrimonial (privatização), maior participação de investidores individuais e estrangeiros, e uma maior transparência nas negociações. Diante de tais mudanças, afirmam Camargos e Barbosa (2003), acredita-se que a eficiência informacional no mercado de capitais brasileiro tenha melhorado; o que justifica que as pesquisas destinadas ao mercado brasileiro trabalhem com dados desse período.

O trabalho de Camargos e Barbosa (2003) apresenta uma relação dos principais estudos que testaram a hipótese de eficiência de mercado no Brasil. Em nenhum deles procurou-se analisar o impacto das variáveis macroeconômicas sobre os preços das ações, utilizando a causalidade de Granger ou a análise de cointegração.

Na literatura pesquisada, poucos trabalhos, que analisam a relação de causa entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações no Brasil utilizando a causalidade de Granger e o teste de cointegração, foram encontrados. Estes trabalhos, como Tabak e Lima (2002)¹⁸, Nunes, Costa Jr. e Seabra (2003) e Grôppo (2004), porém, não tiveram como objetivo testar a hipótese de mercado eficiente, o que de certa forma justifica a realização do presente trabalho.

¹⁸ O artigo de Tabak e Lima (2002) testa a causalidade e a cointegração entre os mercados de ações de vários países da América Latina (inclusive o Brasil), mas não utiliza variáveis macroeconômicas.

4. EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Neste capítulo são analisados os resultados dos testes de cointegração e causalidade de Granger que foram utilizados para verificar a hipótese de eficiência informacional no mercado de ações brasileiro. Primeiramente, apresenta-se a evolução das variáveis de estudo ao longo do período da amostra, para então aplicar os testes de cointegração de Johansen e de causalidade de Granger. Além destes testes padrão, foram estimados também os testes de causalidade de Granger com mecanismo de correção de erro (MCE) e pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995). Aplicou-se, ainda, todos estes testes para as séries de expectativa das variáveis.

4.1 Descrição dos Dados

Um grande número de variáveis macroeconômicas poderia ser escolhido juntamente com o Ibovespa (Índice Bovespa - Índice da Bolsa de Valores de São Paulo) para a realização dos testes de causalidade de Granger e cointegração conforme foi discutido no capítulo 3. A escolha das variáveis foi baseada nas variáveis inicialmente utilizadas na Teoria de Precificação por Arbitragem (APT) que afirma que o retorno de mercado de ações é afetado por um conjunto de um ou mais fatores sem especificar exatamente quais são estes fatores.

Como demonstram Haugen (2001, p. 263) e Schor, Bonomo e Pereira (2002, p. 63), vários artigos que testam a APT utilizam-se da mesma fonte original da teoria, o artigo de Chen, Roll e Ross (1986). Este artigo utilizou quatro fatores para explicar o retorno do mercado de ações: a taxa de crescimento do produto (ou da produção industrial), a taxa de inflação, a estrutura a termo da taxa de juros (diferença entre a taxa de juros de curto e

longo prazo) e o risco de crédito (diferença entre o rendimento de um ativo com risco e um considerado sem risco). Estas variáveis, afirmam Schor, Bonomo e Pereira (2002), afetam de alguma forma os preços das ações, seja por meio do próprio fluxo de caixa da empresa, ou da taxa de desconto para trazer esse fluxo a valor presente.

Sendo assim, as variáveis utilizadas para a realização do teste de eficiência no Brasil, além do Ibovespa, são: o Produto Interno Bruto (PIB), a taxa de inflação medida pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), a taxa de juros Selic (uma vez que a taxa de curto e de longo prazo no Brasil não são bem definidas) e o risco país (determinada pela diferença entre o rendimento do C-Bond – principal título da dívida externa brasileira - e o título do Tesouro dos EUA). Todos os testes de eficiência foram realizados também com a produção industrial no lugar do PIB como medida alternativa da atividade econômica.

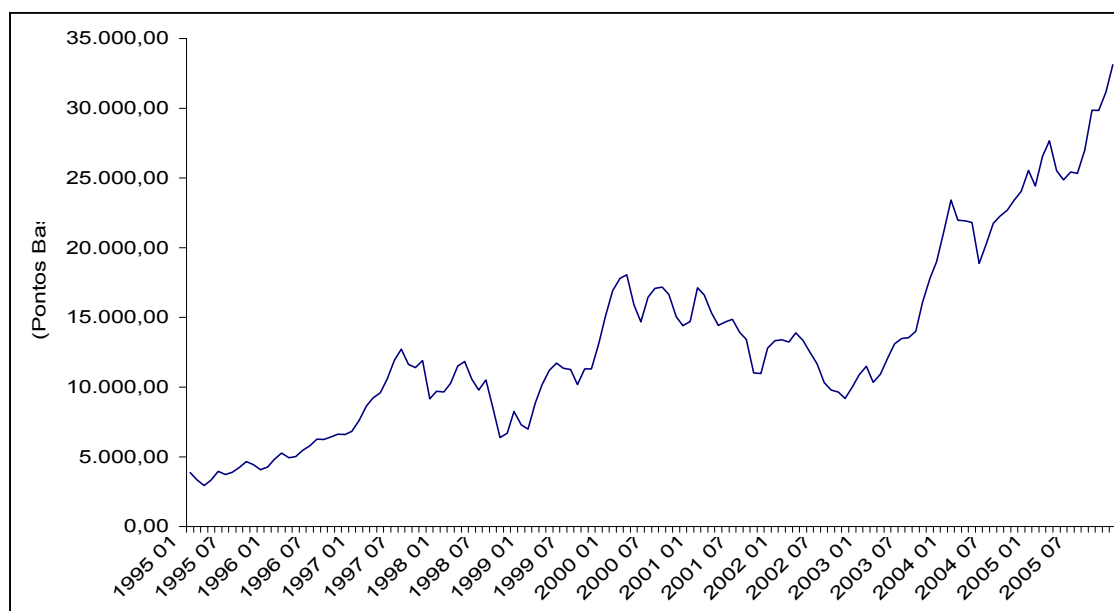
Além destas quatro variáveis, optou-se por testar também o comportamento do Ibovespa com mais duas variáveis macroeconômicas bastante utilizadas nas análises de eficiência, a taxa de câmbio e o agregado monetário (escolhido no conceito M4, por englobar todas as riquezas medidas em termos financeiros da economia). O comportamento destas variáveis capta, de certa forma, além do desempenho da economia como um todo, a política monetária e cambial exercida pelo país e o nível de desconfiança dos investidores estrangeiros em relação à economia brasileira.

Pelo fato da economia brasileira apresentar, a partir de 1994, uma maior integração financeira e caracterizar-se por uma relativa estabilidade econômica no que diz respeito à inflação, o que, como verificado no capítulo 3, melhoraria as condições de eficiência segundo Camargo e Barbosa (2003), o período escolhido para esta análise compreende dados mensais de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, totalizando 132 observações para cada variável.

Os dados analisados foram obtidos dos *sites* do Banco Central (BACEN, 2006) e do Ipeadata (IPEA, 2006) e a evolução destas variáveis é apresentada nas figuras 4.1 a 4.8.

A evolução do Ibovespa é apresentada na figura 4.1. Nota-se uma tendência de crescimento do Índice dos preços das ações no período, destacando duas significativas quedas, em janeiro de 1999, devido a crise cambial e na metade de 2002, devido ao período de eleições. Já no início de 2003, verifica-se um crescimento acentuado em relação a todo período anterior.

Figura 4.1 Evolução do Ibovespa* : Jan/95 a Dez/05

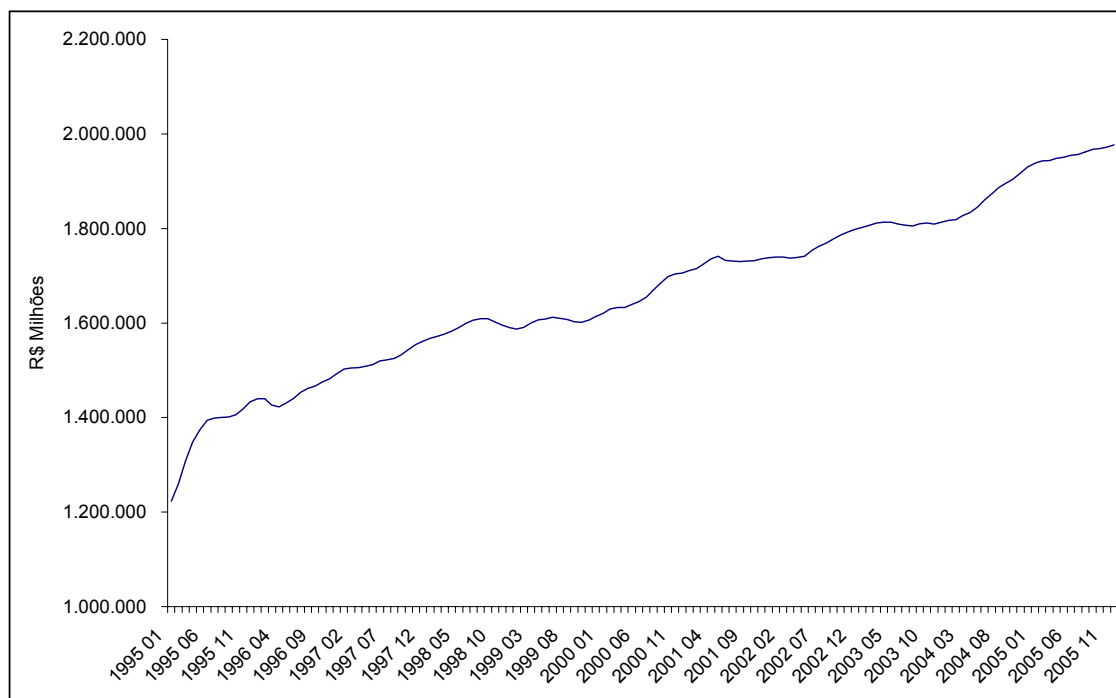


* Fechamento do Índice no mês.

Fonte: IPEA (2006)

A figura 4.2 mostra a evolução do PIB real (considerando dados nominais deflacionados pelo IPCA e acumulados em 12 meses para evitar problemas de sazonalidade) na qual se verifica claramente um crescimento moderado e relativamente constante durante todo o período, com exceção de uma alta taxa de crescimento na primeira metade de 1995. Já a evolução da produção industrial, apresentada na figura 4.3, embora oscilando consideravelmente, em geral, apresenta uma tendência de alta acompanhando a evolução do PIB.

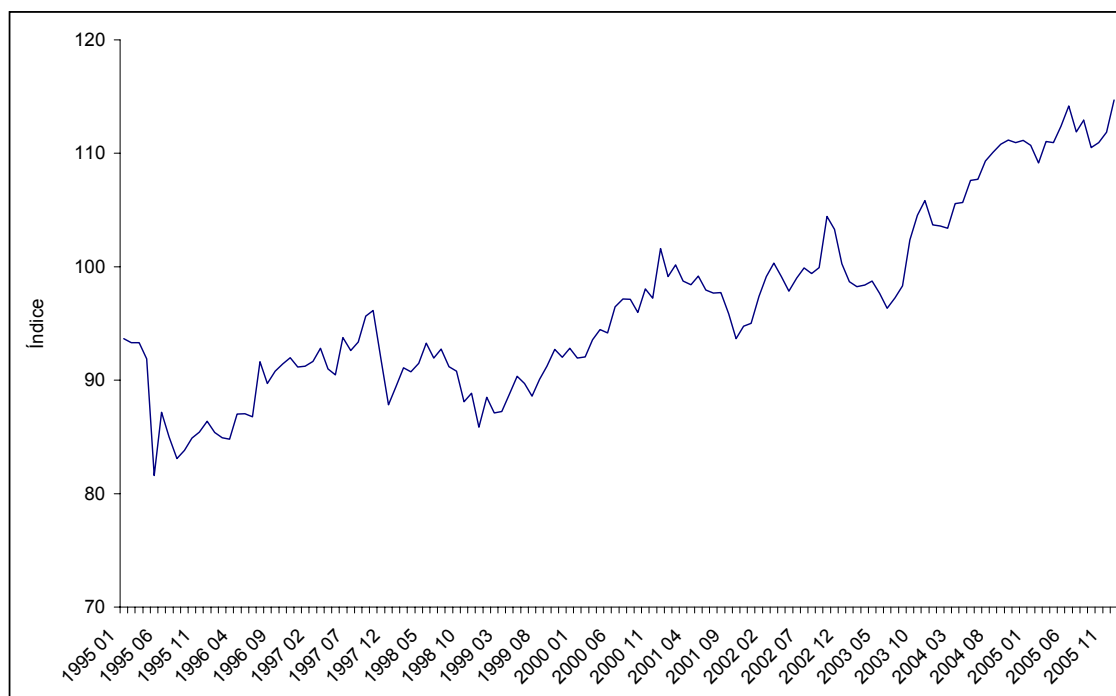
Figura 4.2 Evolução do PIB* : Jan/95 a Dez/05



* PIB deflacionado pelo IPCA e acumulado nos últimos 12 meses

Fonte: dados brutos - BACEN (2006) e IPEADATA (2006)

Figura 4.3 Evolução da Produção Industrial* : Jan/95 a Dez/05

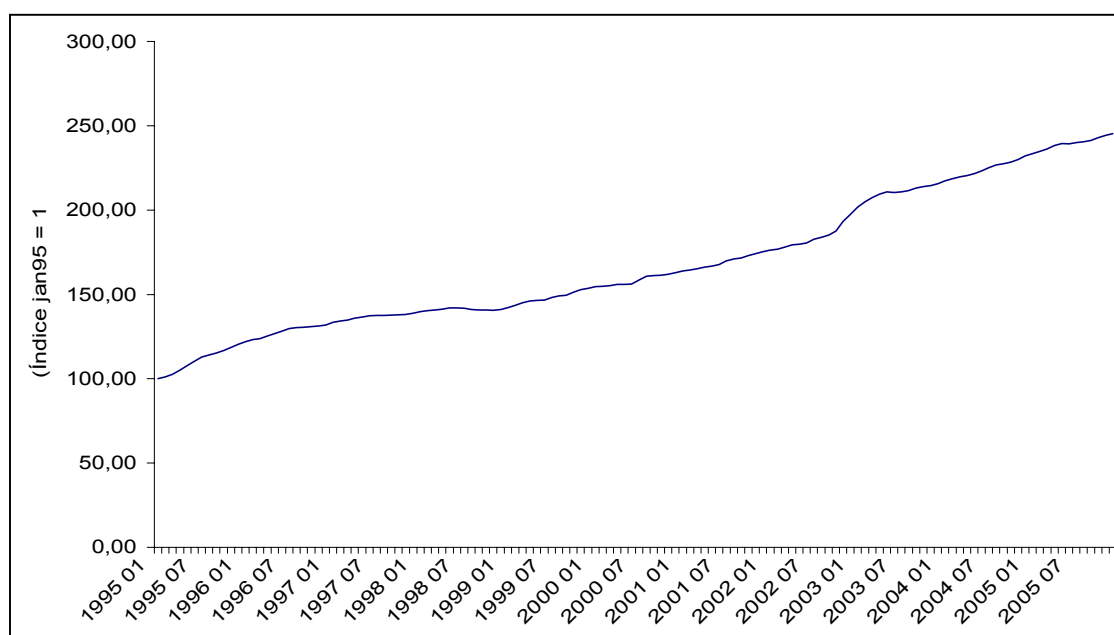


* Quantum - índice dessazonalizado (média 2002 = 100)

Fonte: IPEADATA (2006)

Por sua vez, a relativa estabilidade dos preços já destacada a partir de 1994 pode ser verificada na figura 4.4, com a evolução do IPCA. O índice de preços apresenta um crescimento claramente constante no decorrer do período, com aumento um pouco mais acentuado entre o final de 2002 e início de 2003.

Figura 4.4 Evolução do IPCA* : Jan/95 a Dez/05

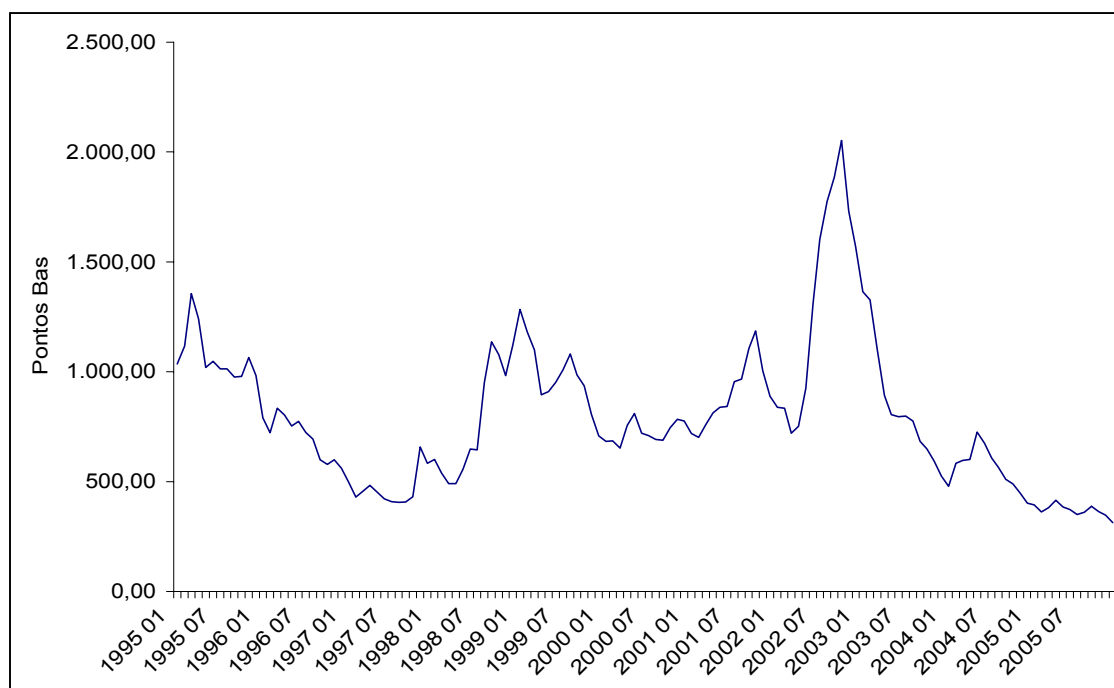


* Índice de Preços com base em janeiro 2005 = 100

Fonte: IPEA (2006)

A figura 4.5 mostra a evolução do risco país. Percebe-se que, no período de consolidação do Plano Real, o risco país apresentava uma tendência de queda, porém com a percepção dos mercados estrangeiros de que a âncora cambial não poderia mais ser sustentada, o risco país passou a crescer até o pico de janeiro de 1999. Outro ponto extremo ocorre em outubro de 2002, devido à expectativa quanto aos resultados das eleições presidenciais deste ano. A partir de então, devido à confiança dos investidores estrangeiros na política econômica, o risco país começou a decrescer consideravelmente, chegando aos valores mais baixos de todo o período de análise.

Figura 4.5 Evolução do Risco País* : Jan/95 a Dez/05

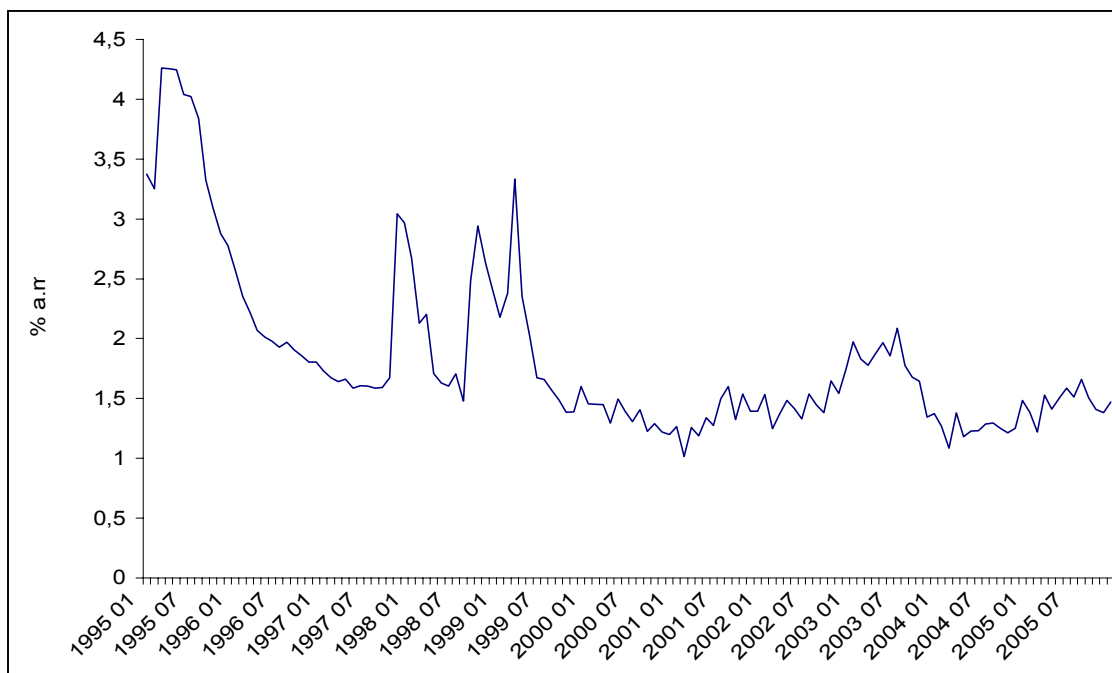


* Série mensal obtida por meio da média da série diária do *spread* do C-Bond.
 Fonte: IPEA (2006)

A evolução da taxa Selic é apresentada na figura 4.6. Com o regime de câmbio semifixo, a taxa de juros permaneceu bastante elevada principalmente no início do Plano Real. Após forte queda voltou a patamares elevados com picos em novembro de 1997, outubro de 1998 e março de 1999, devido respectivamente, à crise Asiática, à crise Russa, e à crise cambial brasileira.

Com a adoção do regime de câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999, a taxa de juros passou a flutuar entre intervalos menores atingindo uma considerável alta na metade de 2003.

Figura 4.6 Evolução da Taxa Over/Selic: Jan/95 a Dez/05

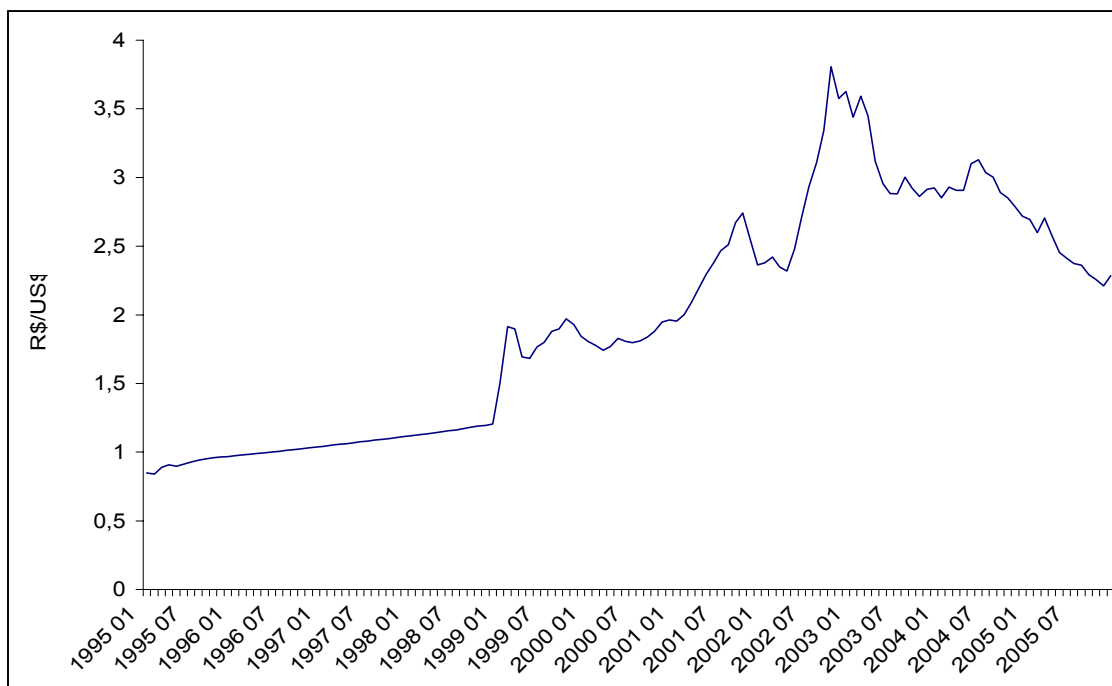


Fonte: IPEA (2006)

Com o fim do regime de câmbio fixo em janeiro de 1999, a principal variável de ajuste da economia deixou de ser a taxa de juros e passou a ser a taxa de câmbio. Verifica-se, a partir de então, uma forte desvalorização do câmbio, culminado na maior taxa em outubro de 2002 e uma queda na taxa após este período, conforme mostra a figura 4.7.

Por fim, tem-se a evolução da oferta de moeda no conceito M4. A figura 4.8 apresenta uma tendência relativamente constante de crescimento do agregado monetário no decorrer de todo o período de estudo, principalmente devido ao aumento da oferta de títulos públicos (dívida pública), ocasionado pelas elevadas taxas de juros.

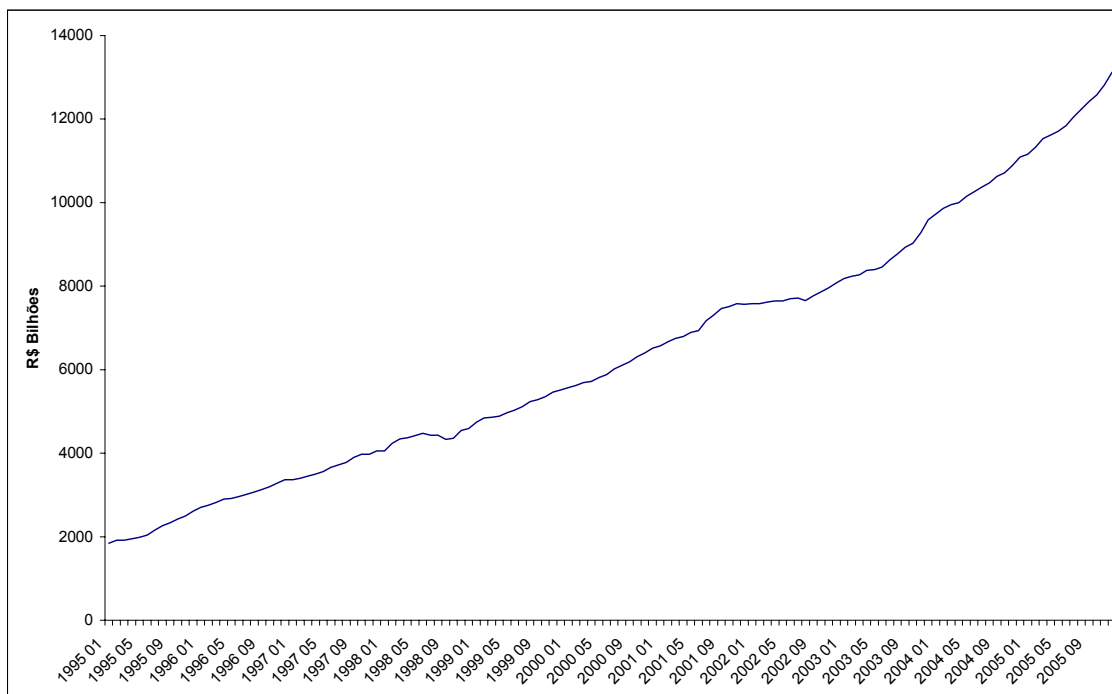
Figura 4.7 Evolução da Taxa de Câmbio* : Jan/95 a Dez/05



* Média diária no mês do Dólar Americano (Venda)

Fonte: BACEN (2006)

Figura 4.8 Evolução do M4* : Jan/95 a Dez/05



* Média dos dias úteis no mês.

Fonte: BACEN (2006)

4.2 Ordem de Integração das Séries

Para realizar os testes de cointegração e causalidade de Granger, é necessário verificar a ordem de integração das séries. No teste de causalidade de Granger as séries devem ser estacionárias, enquanto que no teste de cointegração as séries devem ser integradas de mesma ordem e com ordem diferente de zero. Antes da realização dos testes de estacionariedade, foi aplicado o logaritmo natural em todas as séries, uma vez que a diferença entre os logaritmos fornece a taxa de crescimento da variável.

A tabela 4.1 apresenta os resultados dos testes *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e *Phillips-Perron* (PP) utilizados para verificar a ordem de integração das séries em nível. As hipóteses a serem confrontadas nos testes são de que as séries são não estacionárias (hipótese nula) e de que elas são estacionárias (hipótese alternativa).

Tabela 4.1 Testes ADF e PP de Estacionariedade – Séries em Nível

Variáveis	ADF(p ^a)	Prob.	Z ^b	Prob.
ln Ibov	-2,6124(3) ^d	0,2757	-2,2184 ^d	0,4751
ln PIB	-0,9943(2) ^c	0,7540	4,0720	0,9999
ln Prod. Ind.	-0,6626(0) ^c	0,8512	-0,4599 ^c	0,8941
ln IPCA	-3,0763(1) ^d	0,1164	-2,7632 ^d	0,2137
ln Risco País	-1,8404(1) ^c	0,3596	-0,8464	0,3475
ln Selic	-3,2147(0) ^d	0,0861***	-3,1024 ^d	0,1101
ln Tx Câmbio	-1,4229(2) ^c	0,5692	-1,5699 ^c	0,4951
ln M4	5,8877(1)	0,9999	8,4750	0,9999

^a Defasagem ótima de acordo com SBC (*Schwartz Bayesian Criterion*)

^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP)

^c modelo com constante

^d modelo com constante e tendência.

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do autor.

Os resultados dos testes demonstram que, para todas as variáveis, a hipótese nula de não estacionariedade não pode ser rejeitada (as séries são não estacionárias em nível), com exceção da Selic, que, de acordo com o teste ADF, é estacionária a um nível de

significância de 10%. Porém, ao considerar um nível de significância mais forte de 5% ou 1% no teste ADF, e mesmo de 10% no teste PP, a Selic é não estacionária em nível, assume-se, portanto, que a série não é estacionária.

Na tabela 4.2 são apresentados os resultados dos testes ADF e PP para as séries em primeira diferença. Os resultados dos testes demonstram que a hipótese nula de não estacionariedade pode ser rejeitada para todas as séries a 1% de significância, tanto no teste ADF quanto no teste PP.

Tabela 4.2 Testes ADF e PP de Estacionariedade: Séries em Primeira Diferença

Variáveis	ADF(p ^a)	Prob.	Z ^b	Prob.
$\Delta \ln Ibov$	-9,1181(0) ^c	0,0000*	-9,0000 ^c	0,0000*
$\Delta \ln PIB$	-4,7005(0)	0,0000*	-5,1056	0,0000*
$\Delta \ln Prod. Ind.$	-13,4623(0)	0,0004*	-13,4662	0,0000*
$\Delta \ln IPCA$	-4,5390(0) ^c	0,0003*	-4,6113 ^c	0,0002*
$\Delta \ln Risco País$	-8,1909(0)	0,0000*	-8,1909	0,0000*
$\Delta \ln Selic$	-13,2596(0)	0,0000*	-13,3286	0,0000*
$\Delta \ln Tx Câmbio$	-7,6353(1)	0,0000*	-7,4350	0,0000*
$\Delta \ln M4$	-7,7870(0) ^c	0,0000*	-4,2795	0,0000*

^a Defasagem ótima de acordo com SBC (*Schwartz Bayesian Criterion*)

^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP)

^c modelo com constante

* estatisticamente significativa a 1%

Elaboração do autor.

Uma vez que todas as séries são integradas de ordem um – $I(1)$ – pode-se aplicar o teste de cointegração entre todas as variáveis. Porém, para testar a causalidade de Granger é necessário que as séries sejam estacionárias, portanto, deve-se estimar este teste com as séries em primeira diferença.

Para a escolha do número de defasagens a serem utilizadas nos testes de cointegração e causalidade, foram estimados modelos VAR com até 12 defasagens (um ano devido à periodicidade mensal). Utilizando o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o

Schwartz Bayesian Criterion (SBC) foi selecionado o modelo com uma defasagem, tanto no VAR com o PIB quanto no VAR com a produção industrial.

4.3 Análise de Cointegração

Inicialmente, utilizou-se a análise de cointegração para se testar a eficiência do mercado de ações do Brasil. Como defendem Granger (1986), Yunh (1997) e Loughni (1998) a presença de cointegração entre um índice de mercado de ações e variáveis macroeconômicas indicaria a existência de ineficiência deste mercado.

Como visto anteriormente, porém, a relação entre cointegração e eficiência é controversa. De acordo com Crowder (1996), podem ocorrer fatos como testes com baixo poder estatístico, fatores omitidos ou informações dos modelos de correção de erro ignoradas, que fariam com que a cointegração não implicasse necessariamente ineficiência. Além disso, ao se adotar o conceito de eficiência como a falta de oportunidade de se realizar arbitragem, a presença de cointegração entre um índice de mercado de ações e variáveis macroeconômicas não indica a existência de ineficiência de mercado e sim, apenas a possibilidade de previsão, conforme Dwyer e Wallace (1992), Engel (1996) e Caporale e Pittis (1998).

Mesmo que a presença de cointegração não possa servir como um teste de eficiência de mercado, ela pode ser usada para analisar se os preços dos ativos são ou não previsíveis.

Na tabela 4.3 são apresentados os resultados do teste de cointegração de Johansen entre o Ibovespa e as variáveis macroeconômicas, sendo o PIB a medida da atividade econômica. No anexo I, tabela 4.3', apresenta-se o resultado deste mesmo teste utilizando a produção industrial ao invés do PIB como medida da atividade econômica.

Tabela 4.3 Teste de Cointegração de Johansen

Nº de Vetores de Cointegração	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Prob.*	Estatística Máximo Auto-Valor	Valor Crítico 5%	Prob.*
Nenhum	216,4563	150,5585	0,0000	78,8048	50,5999	0,0000
Pelo menos 1	137,6515	117,7082	0,0015	44,7485	44,4972	0,0469
Pelo menos 2	92,9030	88,8038	0,0245	34,5624	38,3310	0,1273
Pelo menos 3	58,3406	63,8761	0,1338	21,5435	32,1183	0,5291
Pelo menos 4	36,7931	42,9153	0,1787	16,3910	25,8232	0,5101
Pelo menos 5	20,4060	25,8721	0,2061	12,4052	19,7012	0,3784
Pelo menos 6	8,0009	12,5180	0,2516	8,0009	12,5180	0,2516

* valores p de MacKinnon-Haug-Michelis.
Elaboração do autor.

O resultado do teste, na tabela 4.3, mostra que tanto pela estatística Traço como pela Máximo Auto-Valor existe cointegração entre as séries. A primeira estatística indica que existem três vetores de cointegração a 5% de significância, e a segunda, dois, também a 5% de significância. Já ao utilizar a produção industrial, a estatística Traço indica a presença de dois vetores de cointegração e a estatística Máximo Auto-Valor de um, ambas com nível de significância de 5%.

Desconsiderando as possibilidades apontadas por Crowder (1996), este resultado é consistente com a hipótese de que o mercado acionário do Brasil não é eficiente no que diz respeito às informações divulgadas sobre as variáveis macroeconômicas, ou de acordo com Dwyer e Wallace (1992), Engel (1996) e Caporale e Pittis (1998), apesar de não necessariamente ser ineficiente, os preços das ações podem ser previsíveis.

Uma vez que existe cointegração, ou seja, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo, pode-se estimar um mecanismo de correção de erro para verificar a velocidade de ajuste dos desequilíbrios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo. A equação 4.1 e 4.1' abaixo mostram o mecanismo de correção de erros estimado, após a escolha das defasagens ótimas de acordo com os critérios AIC e SBC.

$$\begin{aligned} \Delta Ibov_t = & -0,0029 - 0,0106E1_{t-1} - 1,0986E2_{t-1} - 0,0634\Delta Ibov_{t-1} - 1,2125\Delta PIB_{t-1} \\ & (-0,1745) \quad (-0,4838) \quad (-1,5660) \quad (-0,4506) \quad (-0,6679) \\ & + 2,4898\Delta IPCA_{t-1} - 0,3455*\Delta RP_{t-1} + 0,1205**\Delta S_{t-1} + 0,5736*\Delta TxC_{t-1} + 0,1768\Delta M4_{t-1} \\ & (-1,5793) \quad (-2,7662) \quad (1,9897) \quad (2,7672) \quad (0,2199) \\ R^2 = & 0,1933 \end{aligned} \quad (4.1)$$

* estatisticamente significativa a 1%;
 ** estatisticamente significativa a 5%
 () valor da estatística t.

$$\begin{aligned} \Delta Ibov_t = & -0,0098 - 0,0148E_{t-1} - 0,0643\Delta Ibov_{t-1} + 0,4499\Delta PI_{t-1} + 2,4011\Delta IPCA_{t-1} \\ & (-0,6473) \quad (0,8785) \quad (-0,4504) \quad (1,2155) \quad (1,4766) \\ & - 0,3289*\Delta RP_{t-1} + 0,1335**\Delta S_{t-1} + 0,5589**\Delta TxC_{t-1} + 0,3595\Delta M4_{t-1} \\ & (-2,6475) \quad (2,1555) \quad (2,7513) \quad (0,5110) \\ R^2 = & 0,1884 \end{aligned} \quad (4.1')$$

* estatisticamente significativa a 1%
 ** estatisticamente significativa a 5%
 () valor da estatística t.

onde: $\Delta Ibov$ é a primeira diferença do logaritmo do fechamento do Ibovespa; ΔPIB é a primeira diferença do logaritmo do PIB; ΔPI é a primeira diferença do logaritmo da produção industrial; $\Delta IPCA$ é a primeira diferença do logaritmo do IPCA; ΔRP é a primeira diferença do logaritmo do risco país; ΔS é a primeira diferença do logaritmo da taxa Selic; ΔTxC é a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio; e $\Delta M4$ é a primeira diferença do logaritmo do M4.

Os parâmetros de ajustamento do mecanismo de correção de erro (E1 e E2 da equação 4.1 e E da equação 4.1') apresentaram sinal negativo conforme esperado, e esses coeficientes indicam que, a cada período, há uma compensação dos desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo.

4.4 Teste de Causalidade de Granger

Como destacado, o teste de causalidade de Granger deve ser aplicado em séries estacionárias. Portanto, estimou-se este teste com as séries em primeira diferença, conforme apresentado na equação 4.2 seguinte:

$$\Delta Ibov_t = \gamma + \alpha_1 \Delta PIB_{t-1} + \beta_1 \Delta IPCA_{t-1} + \delta_1 \Delta RP_{t-1} + \varphi_1 \Delta S_{t-1} + \theta_1 \Delta Tx C_{t-1} + \xi_1 \Delta M4_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Os resultados do teste de causalidade de Granger em bloco (com o PIB) são apresentados na tabela 4.4. Verifica-se que a hipótese de que a taxa de crescimento de todas as variáveis juntas não causa, no sentido de Granger, a taxa de crescimento do Ibovespa pode ser rejeitada a 1% de significância. Além disso, verifica-se que individualmente, a variação do risco país e da taxa de câmbio causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa a 1% e o crescimento da taxa Selic a 10%. Os mesmos resultados são encontrados se a série da produção industrial for utilizada, com exceção do crescimento da taxa selic que passa a causar o crescimento do Ibovespa no sentido de Granger a 5% de significância. (Anexo I - Tabela 4.4’).

Estes resultados indicam que o mercado de ações brasileiro não é eficiente. Informações passadas de variáveis macroeconômicas podem ser utilizadas para prever o comportamento corrente ou futuro do Ibovespa.

Tabela 4.4 Teste de Causalidade de Granger em Bloco

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,1545	0,6942
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,2093	0,2715
$\Delta(\ln \text{ Risco País})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	7,3266	0,0068*
$\Delta(\ln \text{ Selic})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,7468	0,0529***
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	7,3496	0,0067*
$\Delta(\ln \text{ M4})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,3568	0,5503
$\Delta(\ln \text{ PIB}), \Delta(\ln \text{ IPCA}), \Delta(\ln \text{ Risco País}), \Delta(\ln \text{ Selic}), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ $\Delta(\ln \text{ M4}),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	18,5157	0,0051*

* estatisticamente significante a 1%

*** estatisticamente significante a 10%.

Elaboração do Autor.

Além da causalidade em bloco, testou-se também a causalidade de Granger “par a par”, que mostra a causalidade bi-direcional. Os resultados encontrados são apresentados na tabela 4.5, na qual observa-se que o crescimento do IPCA causa no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa a 5% de significância e a taxa de crescimento do risco país e da taxa de câmbio a 10%. Dessa forma, novamente verifica-se a existência de indícios de ineficiência informacional no mercado acionário do Brasil.

Tabela 4.5 Teste de Causalidade de Granger “Par a Par”

Hipótese Nula	F	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,2580	0,6124
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ PIB})$	2,5807	0,1107
$\Delta(\ln \text{ Prod. Ind.})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,9090	0,3422
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Prod. Ind.})$	0,4019	0,5272
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	4,2842	0,0405**
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ IPCA})$	1,5808	0,2110
$\Delta(\ln \text{ risco país})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,9553	0,0880***
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ risco país})$	1,9857	0,1612
$\Delta(\ln \text{ selic})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,6600	0,1054
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ selic})$	10,5769	0,0015*
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,6136	0,0596***
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$	6,4310	0,0124**
$\Delta(\ln \text{ M4})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,1896	0,2775
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ M4})$	0,0536	0,8173

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

A tabela 4.5 mostra ainda que o crescimento do Ibovespa causa no sentido de Granger o crescimento da taxa Selic a 1% de significância e o da taxa de câmbio a 5%. Tal evidência não implica ineficiência de mercado, indica apenas que os participantes do mercado de ações, com base nas suas expectativas, estão antecipando o comportamento das variáveis macroeconômicas. Além disso, verifica-se que existe causalidade bi-direcional entre a taxa de crescimento do Ibovespa e da taxa de câmbio.

Um dos problemas do teste de causalidade de Granger é de que ele só pode ser aplicado para séries estacionárias, sendo que na maioria das vezes as séries econômicas são não estacionárias em nível, sendo necessário, portanto, a estimação do teste com as séries em diferença.

Porém, o processo de diferenciação das séries pode omitir informações importantes de longo prazo sobre a relação de causa entre as variáveis. Neste sentido, Islam e Ahmed (1999) aconselham o uso da estrutura do mecanismo de correção de erro (MCE) para examinar a causalidade de Granger.

A intuição deste teste, chamado por Islam e Ahmed (1999) de “causalidade de Granger avançado”, é que se y e x tem uma tendência comum, as mudanças correntes em y são parte do resultado de y movendo-se em concordância com a tendência de x . Tal causalidade não pode ser detectada no teste de Granger padrão, pois o mesmo só analisa as informações de curto prazo. Portanto, afirmam Islam e Ahmed (1999) que, se as séries forem cointegradas, utilizando o teste de causalidade de Granger com o mecanismo correção de erro, descarta-se a possibilidade de não se encontrar uma relação de causa em pelo menos uma direção, ao contrário do que ocorre no teste de causalidade de Granger padrão.

Utilizando os mecanismos de correção de erro estimados nas equações 4.1 e 4.1', procedeu-se a estimação da causalidade de Granger em bloco entre as séries escolhidas, uma vez que todas são cointegradas de ordem (1,1). As tabelas 4.6 e 4.6' (anexo I) apresentam os resultados dos testes.

Tabela 4.6 Teste de Causalidade de Granger com MCE em Bloco

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	04461	0,5042
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,4942	0,1143
$\Delta(\ln \text{ Risco País})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	7,6518	0,0057*
$\Delta(\ln \text{ Selic})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,9590	0,0466**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	7,6574	0,0057*
$\Delta(\ln \text{ M4})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,0484	0,08260
$\Delta(\ln \text{ PIB}), \Delta(\ln \text{ IPCA}), \Delta(\ln \text{ Risco País}), \Delta(\ln \text{ Selic}), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$	20,6824	0,0021*
$\Delta(\ln \text{ M4}),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$		

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%.

Elaboração do Autor.

Assim como no teste de causalidade de Granger padrão, o teste de “causalidade avançado” indica uma ineficiência no mercado de ações brasileiro. Verifica-se que tanto a variação do risco país quanto da taxa de câmbio causam no sentido de Granger a variação do Ibovespa a 1% de significância e que o crescimento da taxa Selic causa a 5%. Além disso, o crescimento de todas as variáveis em conjunto causam a taxa de crescimento do Ibovespa no sentido de Granger a um nível de significância de 1%. Ao substituir o PIB pela produção industrial os resultados são semelhantes, o crescimento do risco país e da taxa de câmbio causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa a 1% de significância e o da taxa Selic causa a 5% e o crescimento de todas as variáveis em conjunto continuam causando a 1%.

Além do problema de diferenciação, pode-se ter como objetivo testar a relação de causa entre as variáveis em nível, e não em diferença, apesar de, no caso deste trabalho, não ser economicamente incorreta a análise da relação entre o rendimento do Ibovespa e a taxa de crescimento das variáveis macroeconômicas como do PIB, da inflação e do M4.

Uma vez que as séries, neste estudo, são não estacionárias em nível, e que o teste de causalidade de Granger padrão não pode ser aplicado neste caso, Toda e Yamamoto (1995) sugerem uma metodologia para verificar se existe causalidade das séries em nível, mesmo não estacionárias.

De acordo com a metodologia de Toda e Yamamoto (1995), mesmo em séries não estacionárias, um modelo VAR em nível pode ser estimado e o teste de Wald padrão pode ser aplicado, desde que seja determinado uma defasagem máxima das séries no modelo.

Para tanto, estima-se os testes com defasagens adicionais d , tal que a ordem do modelo VAR passa a ser $p = k + d$, onde k é a ordem de defasagem ótima escolhida pelos critérios AIC ou SBC.

Como destacado por Toda e Yamamoto (1995), o procedimento da seleção da defasagem é um passo crucial para o teste de causalidade de Granger aumentado, especialmente quando a teoria e os resultados estatísticos indicam um pequeno número de defasagens no componente VAR. Nesta metodologia, para testar causalidade ignora-se a não estacionariedade ou a presença de cointegração entre as séries, minimizando, portanto, os riscos associados com uma possível identificação errada da ordem de integração das séries, ou da presença de cointegração.

Desta forma, nesta pesquisa, testou-se também a causalidade de Granger para as séries em nível pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995). Novamente a defasagem ótima escolhida pelos critérios AIC e SBC foi igual a um. Estimou-se testes de causalidade de Granger com as séries em nível com até 42 defasagens, como mostra a tabela 4.7.

Os resultados deste teste mostram que com o nível máximo de defasagem o risco país, a taxa Selic e a taxa de câmbio causam no sentido de Granger o Ibovespa a 10%, 1% e 10% de significância, respectivamente. A taxa Selic causa ainda o Ibovespa no sentido de Granger nos testes com 24 a 5% de significância e com 36 defasagens a 10%. Estes resultados corroboram com as evidências anteriores de ineficiência no mercado de ações brasileiro.

Tabela 4.7 Teste de Causalidade de Granger proposto por Toda e Yamamoto

Hipótese Nula	12 Defasagens		24 Defasagens		36 Defasagens		42 Defasagens	
	F	Prob.	F	Prob.	F	Prob.	F	Prob.
ln PIB não causa ln Ibov.	1,2288	0,2752	1,0719	0,4010	1,1681	0,3529	1,4818	0,3552
ln Ibov. não causa ln PIB	1,0485	0,4123	1,2646	0,2296	1,1201	0,3941	3,8648	0,0670***
ln P. Ind. não causa ln Ibov.	1,2113	0,2868	1,1755	0,3006	1,4810	0,1621	0,9398	0,6062
ln Ibov. não causa ln P. Ind	1,3812	0,1885	1,0759	0,3969	0,9768	0,5356	0,4813	0,9128
ln IPCA não causa ln Ibov.	1,5601	0,1168	0,7615	0,7662	0,8149	0,7156	1,2741	0,4336
ln Ibov. não causa ln IPCA	1,3439	0,2073	1,4604	0,1202	1,0583	0,4520	0,7663	0,7198
ln RP não causa ln Ibov.	0,5797	0,8536	0,7173	0,8138	0,7787	0,7549	3,4173	0,0856***
ln Ibov. não causa ln RP	0,5061	0,9061	0,3983	0,9925	0,6608	0,8705	2,5236	0,1514
ln selic não causa ln Ibov.	1,1700	0,3158	2,0263	0,0145**	1,9170	0,0517***	11,1188	0,0066*
ln Ibov. não causa ln selic	1,2185	0,2820	1,0095	0,4698	1,1141	0,3994	0,9522	0,5986
ln TxC não causa ln Ibov.	0,7847	0,6648	1,0266	0,4504	0,9751	0,5375	3,6359	0,0758***
ln Ibov. não causa ln TxC	1,3277	0,2159	1,1189	0,3532	1,0885	0,4230	0,6134	0,8269
ln M4 não causa ln Ibov.	1,0023	0,4531	0,7459	0,7835	0,8386	0,6890	1,7440	0,2801
ln Ibov. não causa o ln M4	1,1394	0,3385	1,4657	0,1180	1,1839	0,3400	1,089	0,5214

* estatisticamente significativa a 1%

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

4.5 Aplicação do Teste de Causalidade a Expectativa das Séries

Uma questão não levada em consideração nos testes anteriores, refere-se ao fato de algumas séries das informações utilizadas serem divulgadas posteriormente à data a que elas se referem. Seria incorreto, portanto, assumir que os participantes do mercado de ações têm acesso a todas as séries de informações para tomar suas decisões, uma vez que as observações mais recentes não foram ainda divulgadas.

Pode-se considerar que as séries do risco país, da taxa Selic e da taxa de câmbio, anunciadas diariamente, são divulgadas na mesma data a que se referem, já que a periodicidade das observações neste estudo é mensal.

Por outro lado, não deveria se considerar o mesmo para as séries do PIB, da produção industrial, da inflação e do M4, uma vez que o IPCA é divulgado até o décimo quinto dia do mês subsequente, o M4 apenas em torno do dia 20 e o PIB e a produção industrial com um mês de defasagem. Como os testes anteriores, de acordo com os

critérios de AIC e SBC, foram estimados com apenas uma defasagem, a conclusão de ineficiência de mercado poderia estar incorreta.

Para contornar o problema de defasagem das informações, optou-se por realizar os testes com a expectativa das séries. O valor esperado das variáveis em estudo foi obtido por meio de modelos de previsão ARMA (p,q)¹⁹. Uma vez que estes modelos só podem ser aplicados para séries estacionárias, estimou-se a expectativa da primeira diferença do logaritmo das séries (ou seja, a expectativa de crescimento das séries).

Para todas as variáveis foram testados modelos AR(3), MA(3) e ARMA(3,3). Considerando a significância dos coeficientes estimados e os critérios AIC e SBC, os modelos escolhidos para cada variável são apresentados na tabela 4.8.

Tabela 4.8 Modelos de Previsão

Variável	Modelo
$\Delta \ln \text{ PIB}$	ARMA [(2;3), 2] ^a
$\Delta \ln \text{ Prod. Ind.}$	ARMA (3,3)
$\Delta \ln \text{ IPCA}$	ARMA (2, 1)
$\Delta \ln \text{ RISCO}$	MA(1)
$\Delta \ln \text{ SELIC}$	ARMA(3, 3)
$\Delta \ln \text{ Tx Câmbio}$	MA(1)
$\Delta \ln \text{ M4}$	ARMA[(1;3), 2] ^b

^aAR(2); AR(3); MA(1); MA(2)

^bAR(1); AR(3); MA(1); MA(2)

Elaboração do Autor.

Após a estimativa dos modelos de previsão e da obtenção das séries das expectativas para as variáveis explicativas, procederam-se novamente os testes de raiz unitária ADF e PP, para confirmar a estacionariedade das séries. Conforme se pode observar na tabela 4.9, as séries da expectativa da taxa de crescimento de todas as variáveis são estacionárias com 1% de significância, com exceção do crescimento da produção industrial, no teste ADF, que é estacionário a 5% de significância.

¹⁹ ARMA (p,q) é um processo auto-regressivo e de média móvel, com p termos auto-regressivos e q termos média móvel.

Tabela 4.9 Testes ADF e PP de Estacionariedade das Expectativas

Variáveis	ADF(p ^a)	Prob.	Z ^b	Prob.
$\Delta \ln \text{PIB}^e$	-7,4066(0) ^c	0,0000*	-8,2259 ^c	0,0000*
$\Delta \ln \text{Prod. Ind.}^e$	-3,2023(4) ^c	0,0222**	-16,4674 ^c	0,0000*
$\Delta \ln \text{IPCA}^e$	-5,3019(0) ^c	0,0000*	-5,1770 ^c	0,0000*
$\Delta \ln \text{Risco País}^e$	-11,0970(0) ^c	0,0000*	-11,0983 ^c	0,0000*
$\Delta \ln \text{Selic}^e$	-3,0430(8)	0,0026*	-11,8626	0,0000*
$\Delta \ln \text{Tx Câmbio}^e$	-10,8280(0) ^c	0,0000*	-10,8277 ^c	0,0000*
$\Delta \ln \text{M4}^e$	-5,7930(0) ^c	0,0000*	-5,8016 ^c	0,0000*

^a Defasagem ótima de acordo com SBC.

^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP).

^c modelo com constante.

* estatisticamente significativa a 1%.

** estatisticamente significativa a 5%.

Elaboração do autor.

Para testar a eficiência de mercado diretamente nas séries das expectativas, foi aplicado somente o teste de causalidade de Granger padrão, pois uma vez que as séries são estacionárias, não é possível estimar os testes de cointegração, de “causalidade de Granger avançado” e a metodologia de Toda e Yamamoto (1995).

Novamente, para a escolha do número de defasagens a ser utilizado nos testes de causalidade, estimaram-se modelos VAR com até 12 defasagens. Utilizando os critérios AIC e SBC foram selecionados os modelos com duas defasagens tanto para o VAR formado com o a expectativa da variação do PIB quanto para o formado com a expectativa da variação da produção industrial. Os resultados dos testes de causalidade de Granger em bloco são apresentados nas tabelas 4.10 e 4.10' (anexo I):

Tabela 4.10 Teste de Causalidade de Granger em Bloco das Expectativas

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,3689	0,5044
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	6,3089	0,0427**
$\Delta(\ln \text{ Risco País}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	4,5646	0,1020
$\Delta(\ln \text{ Selic}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	6,7978	0,0334**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,3154	0,3142
$\Delta(\ln \text{ M4}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,0222	0,3638
$\Delta(\ln \text{ PIB}^e), \Delta(\ln \text{ IPCA}^e), \Delta(\ln \text{ Risco País}^e), \Delta(\ln \text{ Selic}^e), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^e)$	20,4136	0,0597***
$\Delta(\ln \text{ M4}^e)$, não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$		

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

Os resultados da tabela 4.10 demonstram que as expectativas de crescimento do IPCA e da taxa Selic causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa a um nível de significância de 5% e as expectativas de crescimento de todas as variáveis em conjunto também causam o crescimento do Ibovespa no sentido de Granger a 10% de significância.

Por sua vez, a tabela 4.10' (anexo I) mostra que a expectativa de crescimento da taxa Selic, ao nível de significância de 1%, e a expectativa de crescimento do IPCA e do risco país, a 10%, causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa. A expectativa da taxa de crescimento das variáveis em conjunto também causa o crescimento do Ibovespa no sentido de Granger a 10% de significância. Assim, como os resultados anteriores, conclui-se, por meio destes testes, que o mercado acionário do Brasil é ineficiente.

Adicionalmente, foi realizado o teste de causalidade de Granger par a par, que verifica também a causalidade bi-direcional. Conforme pode ser observado na tabela 4.11, as taxas de crescimento do IPCA e da taxa Selic causam no sentido de Granger a taxa de crescimento do Ibovespa, a 10% e 5% de significância, respectivamente. O resultado é novamente consistente com os anteriores, os participantes do mercado de ações não utilizam completamente as informações disponíveis acerca das variáveis macroeconômicas.

A tabela 4.11, sem implicação para a constatação ou não de ineficiência de mercado, mostra ainda que o crescimento do Ibovespa causa no sentido de Granger o crescimento do risco país e da taxa de câmbio a 1% de significância. Como o crescimento do Ibovespa também causa o crescimento da taxa Selic a 5% de significância, verifica-se uma causalidade bi-direcional entre estas variáveis.

Tabela 4.11 Teste de Causalidade de Granger “par a par” das Expectativas

Hipótese Nula	F	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,8259	0,4403
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ PIB}^e)$	0,1667	0,8466
$\Delta(\ln \text{ Prod. Ind. }^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,0174	0,9828
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Prod. Ind. }^e)$	0,3178	0,7283
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,5084	0,0856***
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ IPCA}^e)$	0,7266	0,4857
$\Delta(\ln \text{ risco país}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,9853	0,3763
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ risco país}^e)$	97,4013	6,0E-26*
$\Delta(\ln \text{ selic}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,4550	0,0347**
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ selic}^e)$	4,0488	0,0197**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,2270	0,7973
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^e)$	7,4231	0,0009*
$\Delta(\ln \text{ M4}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,8335	0,4370
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ M4}^e)$	2,4856	0,0875***

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

Para a estimação dos testes de cointegração, de causalidade de Granger com MCE e da metodologia de Toda e Yamamoto (1995) foram construídas as séries das expectativas em nível das variáveis macroeconômicas (expectativa em t) a partir da soma do valor da variável observada em t-1 com a variação esperada das séries em t (conforme os modelos estimados na tabela 4.8).

Espera-se, portanto, que a soma de uma série não estacionária com uma estacionária resulte em uma série não estacionária. Os resultados dos testes de

estacionariedade destas séries em nível e em primeira diferença são apresentados, respectivamente, nas tabelas 4.12 e 4.13.

Os resultados da tabela 4.12 foram de acordo com o esperado, ou seja, as séries não são estacionárias em nível, com exceção da taxa Selic que já apresentava indícios de estacionariedade em nível conforme mostrado na tabela 4.1. Para a realização do teste de cointegração, é necessário ainda que as séries sejam integradas de mesma ordem. A tabela 4.13 mostra que, com exceção da taxa Selic, as séries são estacionárias em primeira diferença.

Tabela 4.12 Testes ADF e PP de Estacionariedade: Séries em Nível

Variáveis	ADF(p ^a)	Prob.	Z ^b	Prob.
ln PIB ^e	-3,0339(2) ^d	0,1274	-2,6042 ^d	0,2793
ln Prod. Ind. ^e	-2,9857(1) ^d	0,1404	-2,6319 ^d	0,2671
ln IPCA ^e	5,3715(1)	0,9999	7,3927	0,9999
ln Risco País ^e	-0,7506(0)	0,3894	-0,7393	0,3944
ln Selic ^e	-2,2838(1)	0,0222**	-2,2838	0,0222**
ln Tx Câmbio ^e	0,4150(0)	0,8014	0,2200	0,7485
ln M4 ^e	11,2399(0)	0,9999	8,0440	0,9999

^a Defasagem ótima de acordo com SBC.

^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP)

^c modelo com constante

^d modelo com constante e tendência

** estatisticamente significativa a 5%.

Elaboração do autor.

Tabela 4.13 Testes ADF e PP de Estacionariedade: Séries em Primeira Diferença

Variáveis	ADF(p ^a)	Prob.	Z ^b	Prob.
Δ ln PIB ^e	-8,0757(0) ^c	0,0000*	-7,7326 ^c	0,0000*
Δ ln Prod. Ind. ^e	-10,0336(0)	0,0000*	-10,0307	0,0000*
Δ ln IPCA ^e	-8,0475(0) ^c	0,0000*	-8,1203 ^c	0,0000*
Δ ln Risco País ^e	-11,0186(0)	0,0000*	-11,0232	0,0000*
Δ ln Tx Câmbio ^e	-9,5908(0)	0,0000*	-9,7371	0,0000*
Δ ln M4 ^e	-9,0493(0) ^c	0,0000*	-9,0560 ^c	0,0000*

^a Defasagem ótima de acordo com SBC.

^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP)

^c modelo com constante

* estatisticamente significativa a 1%

Elaboração do autor.

Uma vez que a expectativa da taxa Selic já é estacionária em nível, esta não foi incluída nos testes de cointegração, causalidade de Granger com MCE e na metodologia de

Toda e Yamamoto (1995) utilizados para analisar as séries das expectativas. Mais uma vez o número de defasagens a ser utilizado nestes testes foi determinado através da estimação de modelos VAR com até 12 defasagens. Tanto pelo critério AIC quanto pelo SBC o modelo escolhido foi com uma defasagem, para o VAR com a expectativa do PIB e para o VAR com a expectativa da produção industrial.

As tabelas 4.14 e 4.14' (anexo I) mostram o resultado do teste de cointegração de Johansen para a expectativa das séries. Verifica-se que novamente existe cointegração entre as séries, seja quando a expectativa do PIB ou da produção industrial é utilizada. Nos dois casos, tanto a estatística Traço quanto a Máximo Auto-Valor indicam a presença de dois vetores de cointegração a 5% de significância.

Tabela 4.14 Teste de Cointegração de Johansen das Expectativas

Nº de Vetores de Cointegração	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Prob.*	Estatística Máximo Auto valor	Valor Crítico 5%	Prob.*
Nenhum	159,5282	103,847	0,0000	69,3875	40,9568	0,0000
Pelo menos 1	90,1407	76,9727	0,0035	36,6124	34,8058	0,0301
Pelo menos 2	53,5282	54,0790	0,0560	20,5184	28,5880	0,3735
Pelo menos 3	33,0098	35,1927	0,0844	16,1108	22,2996	0,2904
Pelo menos 4	16,8990	20,2618	0,1363	9,19870	15,8921	0,4128
Pelo menos 5	7,7003	9,1645	0,0941	7,7003	9,1645	0,0941

* valores p de MacKinnon-Haug-Michelis.
Elaboração do autor.

No teste de causalidade de Granger com MCE, considerando o PIB como medida da atividade econômica (tabela 4.15), verifica-se que a expectativa da taxa de crescimento do PIB e do IPCA causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa a 10% e 5% de significância, respectivamente. Ao substituir o PIB pela produção industrial (tabela 4.15'), apenas a expectativa do crescimento do IPCA causa o crescimento do Ibovespa a 5% de significância.

Tabela 4.15: Teste de Causalidade de Granger com MCE das Expectativas

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,3878	0,0657***
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	5,5524	0,0185**
$\Delta(\ln \text{ Risco País}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,4071	0,2355
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,2564	0,6126
$\Delta(\ln \text{ M4}^e)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,7073	0,4000
$\Delta(\ln \text{ PIB}^e)$, $\Delta(\ln \text{ IPCA}^e)$, $\Delta(\ln \text{ RP}^e)$, $\Delta(\ln \text{ Selic}^e)$, $\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^e)$ $\Delta(\ln \text{ M4}^e)$, não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	8,8848	0,1138

** estatisticamente significativa a 5%.

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

Finalmente, procedeu-se o teste de causalidade de Granger na metodologia de Toda e Yamamoto (1995), para verificar a eficiência informacional entre o Ibovespa e as expectativas das variáveis macroeconômicas. A tabela 4.16 retrata o resultado deste teste para 12, 24, 36 e 41 defasagens. Verifica-se que no teste com 41 defasagens, as expectativas do PIB, do IPCA e da taxa de câmbio causam no sentido de Granger o Ibovespa a 10%, 5% e 1% de significância, respectivamente. Este resultado, assim como os das tabelas 4.14, 4.14', 4.15 e 4.15', mostra que as expectativas não são plenamente utilizadas para prever o comportamento futuro do Ibovespa.

Tabela 4.16 Teste de Causalidade de Granger proposto por Toda e Yamamoto

Hipótese Nula	12 Defasagens		24 Defasagens		36 Defasagens		41 Defasagens	
	F	Prob.	F	Prob.	F	Prob.	F	Prob.
$\ln \text{ PIB}^e$ não causa $\ln \text{ Ibov.}$	1,3625	0,1987	1,4386	0,1340	0,7875	0,7364	2,2933	0,2716
$\ln \text{ Ibov.}$ não causa $\ln \text{ PIB}^e$	0,9461	0,5058	1,2953	0,2128	0,8360	0,6859	0,4365	0,9075
$\ln \text{ P. Ind.}^e$ não causa $\ln \text{ Ibov.}$	1,2555	0,2592	1,3593	0,1738	1,1635	0,3751	0,4669	0,8904
$\ln \text{ Ibov.}$ não causa $\ln \text{ P.Ind.}^e$	0,9704	0,4829	1,1384	0,3377	0,9692	0,5484	0,4187	0,9172
$\ln \text{ IPCA}^e$ não causa $\ln \text{ Ibov.}$	1,5641	0,1167	0,7737	0,7508	0,8196	0,7031	15,5113	0,0217**
$\ln \text{ Ibov.}$ não causa $\ln \text{ IPCA}^e$	1,3510	0,2052	0,8662	0,6415	0,9415	0,5763	1,0657	0,5691
$\ln \text{ RP}^e$ não causa $\ln \text{ Ibov.}$	0,4758	0,9240	0,8367	0,6771	1,2486	0,3135	1,4779	0,4287
$\ln \text{ Ibov.}$ não causa $\ln \text{ RP}^e$	14,6111	2,1E-16*	6,2350	1,3E-8*	3,0787	0,0067*	13,7080	0,0259**
$\ln \text{ Tx}^e$ não causa $\ln \text{ Ibov.}$	0,6845	0,7622	0,8818	0,6226	0,7273	0,7968	32,3330	0,0074*
$\ln \text{ Ibov.}$ não causa $\ln \text{ Tx}^e$	2,8098	0,0026*	1,4925	0,1117	1,3598	0,2463	3,3494	0,1338
$\ln \text{ M4}^e$ não causa $\ln \text{ Ibov.}$	1,1022	0,3683	0,7914	0,7306	0,9934	0,5246	4,9127	0,1067
$\ln \text{ Ibov.}$ não causa o $\ln \text{ M4}^e$	2,6377	0,0046*	2,6396	0,0016*	1,8941	0,0748***	1,1010	0,5546

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%

Elaboração do Autor.

Portanto, tanto para as séries das expectativas quanto para as séries observadas, encontrou-se evidência de ineficiência no mercado de ações brasileiro. Assim, pode-se dizer que o problema da defasagem na divulgação das informações não interfere no resultado final do teste.

4.6 Aplicação do Teste de Causalidade a Surpresa das Séries

Testou-se, ainda, a possibilidade da surpresa das variáveis macroeconômicas (obtida pela diferença do crescimento das séries observadas e do crescimento das expectativas, ou seja, o próprio resíduo dos modelos estimados da tabela 4.8) causarem no sentido de Granger a variação do Ibovespa. Deve-se ressaltar, porém, que por se tratar de uma surpresa, a causalidade defasada não implica ineficiência do mercado de ações.

Os testes de raiz unitária ADF e PP (tabela 4.17) mostram que todas as séries são estacionárias a 1% de significância, portanto, o teste de causalidade de Granger padrão pode ser aplicado.

Tabela 4.17 Testes ADF e PP de Estacionariedade da Surpresa

Variáveis	ADF(p ^a)	Prob.	Z ^b	Prob.
$\Delta \ln \text{PIB}^s$	-10,1844(0)	0,0000*	-10,2830	0,0000*
$\Delta \ln \text{PI}^s$	-10,6103(0)	0,0002*	-10,6152	0,0000*
$\Delta \ln \text{IPCA}^s$	-10,6665(0)	0,0000*	-10,6529	0,0000*
$\Delta \ln \text{Risco País}^s$	-11,2578(0)	0,0000*	-11,6529	0,0000*
$\Delta \ln \text{Selic}^s$	-12,1877(0)	0,0000*	-12,1780	0,0000*
$\Delta \ln \text{Tx Câmbio}^s$	-10,9083(0)	0,0000*	-10,9083	0,0000*
$\Delta \ln \text{M4}^s$	-11,5346(0)	0,0000*	-11,5346	0,0000*

^a Defasagem ótima de acordo com SBC

^b Z é o teste de Phillips-Perron (PP)

* estatisticamente significativa a 1%

Elaboração do autor.

Pelos critérios AIC e SBC foi escolhido o modelo com uma defasagem. Os resultados do teste de causalidade de Granger em bloco e “par a par” são apresentados nas tabelas 4.18 (e 4.18’ – anexo I) e 4.19, respectivamente.

Tabela 4.18 Teste de Causalidade de Granger em Bloco da Surpresa

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,0012	0,9727
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,3459	0,2460
$\Delta(\ln \text{ Risco País}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	9,1691	0,0025*
$\Delta(\ln \text{ Selic}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,6693	0,0554***
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	5,7567	0,0164**
$\Delta(\ln \text{ M1}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,2326	0,2669
$\Delta(\ln \text{ PIB}^s)$, $\Delta(\ln \text{ IPCA}^s)$, $\Delta(\ln \text{ Risco País}^s)$, $\Delta(\ln \text{ Selic}^s)$, $\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^s)$ $\Delta(\ln \text{ M1}^s)$, não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	20,3989	0,0024*

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%

Elaboração do Autor.

Os resultados mostram que a surpresa das variáveis macroeconômicas, assim como os valores observados e suas expectativas, é importante para a determinação do retorno do Ibovespa. A causalidade em bloco demonstrou que a surpresa do risco país, da taxa de câmbio e da taxa Selic causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa a 1%, 5% e 10% de significância, respectivamente, enquanto que todas as variáveis em conjunto causam com um nível de 1%. Considerando a estimativa deste teste com a surpresa da produção industrial (tabela 4.18’ – anexo I), os resultados são os mesmos, somente a surpresa da taxa Selic passa a causar o crescimento do Ibovespa a 5% de significância.

Tabela 4.19 Teste de Causalidade de Granger “par a par” da Surpresa

Hipótese Nula	F	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PIB}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,2823	0,5961
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ PIB}^s)$	0,4795	0,4899
$\Delta(\ln \text{ PI}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,6343	0,4166
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ PI}^s)$	1,5834	0,2106
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	3,0285	0,0843***
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ IPCA}^s)$	0,3822	0,5376
$\Delta(\ln \text{ risco país}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	6,5776	0,0115**
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ risco país}^s)$	1,8551	0,1757
$\Delta(\ln \text{ selic}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,8494	0,0939***
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ selic}^s)$	4,4853	0,0362**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,1728	0,1450
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^s)$	3,5998	0,0601***
$\Delta(\ln \text{ M4}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,7753	0,0983***
$\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ M4}^s)$	0,3300	0,5667

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

Já na causalidade “par a par” a surpresa do IPCA, da taxa Selic e do M4 causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa com um nível de significância de 10%, enquanto que a surpresa do risco país causa a 5%.

4.7 Teste de Causalidade Contemporânea

Além da causalidade defasada que é obtida por meio do teste de causalidade de Granger, procurou-se verificar a existência de causalidade contemporânea entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa, conforme a equação 4.3:

$$\Delta \text{ibov} = \gamma + \alpha_0 \Delta \text{PIB}_t + \alpha_1 \Delta \text{PIB}_{t-1} + \beta_0 \Delta \text{IPCA}_t + \beta_1 \Delta \text{IPCA}_{t-1} + \delta_0 \Delta \text{RP}_t + \delta_1 \Delta \text{RP}_{t-1} + \varphi_0 \Delta \text{S}_t + \varphi_1 \Delta \text{S}_{t-1} + \theta_0 \Delta \text{TxC}_t + \theta_1 \Delta \text{TxC}_{t-1} + \zeta_0 \Delta \text{M4}_t + \zeta_1 \Delta \text{M4}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)^{20}$$

²⁰ Para os testes das tabelas 4.20’ e 4.22’ no anexo I, substituiu-se, nesta equação, o PIB pela produção industrial (PI).

*Todas as variáveis nesta equação são testadas com o logaritmo natural das séries.

Os resultados da estimação desta equação estão representados na tabela 4.20 e 4.20'. Para verificar se existe causalidade contemporânea procedeu-se um teste de Wald, cuja hipótese nula testada é de que $\alpha_0 = \beta_0 = \delta_0 = \varphi_0 = \theta_0 = \xi_0 = 0$.

As tabelas 4.21 e 4.21' mostram o resultado dos testes que rejeitam a hipótese nula a 1% de significância, tanto pela estatística F quanto pela estatística χ^2 .

Tabela 4.20 – Teste de Causalidade Contemporânea

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob.
C	0,0040	0,4123	0,6809
$\Delta(\ln \text{ PIB})$	1,6788	0,9777	0,3302
$\Delta(\ln \text{ PIB}_{t-1})$	-0,8548	-0,5370	0,5923
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$	-1,0682	-0,8321	0,4071
$\Delta(\ln \text{ IPCA}_{t-1})$	-0,6692	-0,5333	0,5948
$\Delta(\ln \text{ RISCO})$	-0,6303	-12,0858	0,0000*
$\Delta(\ln \text{ RISCO}_{t-1})$	-0,1249	-2,2804	0,0244**
$\Delta(\ln \text{ SELIC})$	-0,0061	-0,1525	0,8790
$\Delta(\ln \text{ SELIC}_{t-1})$	0,0228	0,5537	0,5808
$\Delta(\ln \text{ TXC})$	0,1396	1,0187	0,3104
$\Delta(\ln \text{ TXC}_{t-1})$	0,4049	2,9811	0,0035*
$\Delta(\ln \text{ M4})$	0,7454	1,5337	0,1278
$\Delta(\ln \text{ M4}_{t-1})$	0,0437	0,0930	0,9260
R²	0,6903		

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

Elaboração do Autor.

Tabela 4.21 – Teste de Wald

Estatística de Teste	Valor	Prob.
Estatística F	32,3937	0,0000*
Estatística χ^2	194,3619	0,0000*

* estatisticamente significativa a 1%.

Elaboração do Autor.

Pode-se dizer, portanto, que as variáveis macroeconômicas afetam o Ibovespa contemporaneamente, indicando que os participantes do mercado respondem prontamente às informações provenientes da economia. Esta constatação, assim como a de que o

Ibovespa defasado causa as variáveis macroeconômicas, e que a surpresa das séries causa o Ibovespa, não é uma evidência de ineficiência de mercado.

Este mesmo teste de causalidade contemporânea foi estimado de forma alternativa, incluindo o MCE na equação. As tabelas 4.22, 4.22', 4.23 e 4.23' mostram que os resultados são os mesmos do teste anterior, ou seja, as variáveis macroeconômicas afetam contemporaneamente o Ibovespa, além de verificar que o coeficiente do termo de correção de erro é negativo e significativo a 1%.

Tabela 4.22 – Teste de Causalidade Contemporânea com MCE

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob.
C	-0,0013	-0,1423	0,8870
E_{t-1}	-0,1806	-3,8343	0,0002*
$\Delta(\ln Ibov_{t-1})$	0,2630	2,9840	0,0035*
$\Delta(\ln PIB)$	2,2043	1,3639	0,1753
$\Delta(\ln PIB_{t-1})$	-0,7889	-0,5283	0,5982
$\Delta(\ln IPCA)$	-1,7882	-1,4739	0,1432
$\Delta(\ln IPCA_{t-1})$	-0,7658	-0,6515	0,5160
$\Delta(\ln RISCO)$	-0,6582	-13,161	0,0000*
$\Delta(\ln RISCO_{t-1})$	-0,0619	-0,8062	0,4218
$\Delta(\ln SELIC)$	0,0048	0,1268	0,8993
$\Delta(\ln SELIC_{t-1})$	0,0246	0,6401	0,5234
$\Delta(\ln TXC)$	0,2118	1,6219	0,1076
$\Delta(\ln TXC_{t-1})$	0,3793	2,8884	0,0046*
$\Delta(\ln M4)$	1,0207	2,2223	0,0282**
$\Delta(\ln M4_{t-1})$	0,0668	0,1504	0,8806
R^2	0,7334		

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

Elaboração do Autor.

Tabela 4.23 – Teste de Wald

Estatística de Teste	Valor	Prob.
Estatística F	38,3941	0,0000*
Estatística χ^2	230,9588	0,0000*

* estatisticamente significativa a 1%.

Elaboração do Autor.

Por fim, deve-se destacar que neste capítulo (com exceção dos testes realizados nos tópicos 4.6 e 4.7 que não tinham intenção de verificar eficiência) todos os testes aplicados, seja nas séries observadas ou na das expectativas, seja considerando o PIB ou a produção industrial como medida da atividade econômica, indicaram que as informações sobre as variáveis macroeconômicas, são úteis para prever o comportamento do retorno do Ibovespa. Sendo assim, constatou-se uma forte evidência de ineficiência informacional no mercado de ações brasileiro.

5. CONCLUSÃO

A hipótese de eficiência de mercado, na qual os preços dos ativos devem sempre refletir todas as informações relevantes e disponíveis no mercado, já foi objeto de diversos estudos, que, em geral, buscam identificar padrões de comportamento nos retornos dos ativos, que permitam a um determinado investidor obter rendimentos acima da média de mercado, fato que qualifica este mercado como ineficiente.

Conforme Fama e French (1992), vários destes tipos de comportamentos foram classificados: anomalias sazonais (efeito janeiro, efeito mudança de mês, efeito dia da semana, efeito segunda-feira), anomalias de valor (efeito sobre-reação, efeito tamanho, efeito preço/lucro) e anomalias técnicas.

Recentemente, vários estudos sobre eficiência de mercado têm se baseado na relação entre o retorno dos mercados de ações e as informações sobre as variáveis macroeconômicas, tais como a produção nacional, índices de preços, consumo, taxa de juros etc. Geralmente, esta relação é verificada observando-se se informações passadas sobre as variáveis macroeconômicas afetam o nível corrente do índice do mercado de ações. O mercado é considerado eficiente se não é afetado por estas informações passadas.

Se, entretanto, as informações da economia não estão sendo rapidamente incorporadas aos preços das ações e, conseqüentemente, são importantes determinantes para o nível corrente destes preços, o mercado é considerado ineficiente.

A análise da relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações, com o intuito de verificar a eficiência tem sido realizada por meio de duas maneiras: (i) análise de cointegração, que verifica o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis; e (ii) relação de causa defasada entre as variáveis no teste de causalidade de Granger. Como as variáveis macroeconômicas são informações classificadas como públicas, estes dois testes verificam a existência de eficiência na forma semiforte.

A utilização do teste de cointegração com o intuito de verificar eficiência de mercado é controversa. Granger (1986), Yunh (1997) e Loughani (1998) defendem que a presença de cointegração entre um índice de mercado de ações e variáveis macroeconômicas indicaria a existência de ineficiência deste mercado.

Cradwer (1996), entretanto, afirma que a existência de determinados fatores, como testes com baixo poder estatístico, fatores omitidos ou informações dos modelos de correção de erro ignoradas, poderiam fazer com que a cointegração não implicasse necessariamente em ineficiência. Já para Dwyer e Wallace (1992), Engel (1996) e Caporale e Pittis (1998), ao adotar o conceito de eficiência como a falta de oportunidade de se realizar arbitragem, a presença de cointegração entre um índice de mercado de ações e variáveis macroeconômicas não indicaria a existência de ineficiência de mercado e sim, apenas previsão.

As investigações empíricas que buscam testar a hipótese eficiência de mercado com base na causalidade de Granger e teste de cointegração têm-se concentrado nos países desenvolvidos, demonstrando em geral, apesar de resultados divergentes, que os mercados de ações destes países são eficientes.

Para os países em desenvolvimento, este tipo de análise é direcionado principalmente para os países asiáticos. Em sua grande maioria, os mercados acionários dos países em desenvolvimento são qualificados como ineficientes.

No que se refere ao Brasil, até o presente trabalho, nenhum estudo que testasse a causalidade de Granger e a cointegração entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações com intuito de verificar a eficiência de mercado foi encontrado na literatura pesquisada.

Todos os testes propostos neste trabalho, para verificar a existência de eficiência no mercado de ações brasileiro, indicaram ineficiência deste mercado. Os testes foram

aplicados entre o Ibovespa e as seguintes variáveis macroeconômicas: PIB, produção industrial, IPCA, risco país, taxa Selic, taxa de câmbio e o agregado monetário no conceito M4, no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005.

Nos testes de cointegração de Johansen, seja utilizando as séries observadas ou das expectativas, seja utilizando o PIB ou produção industrial como medida da atividade econômica, tanto a estatística Traço quanto a Máximo Auto-Valor indicaram a presença de pelo menos um vetor de cointegração, implicando na existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas.

O teste de causalidade de Granger foi aplicado em bloco e “par a par”. Além do teste de causalidade padrão, foi estimado também o teste de causalidade com o mecanismo de correção de erros (MCE) e a metodologia de Toda e Yamamoto (1995), para contornar os problemas de diferenciação das séries. Por sua vez, para contornar o problema de defasagem na divulgação das informações, todos estes testes foram estimados a partir das expectativas das séries em estudo, obtidas por meio de modelos de previsão.

Os testes de causalidade de Granger em bloco padrão e de causalidade com MCE para as variáveis observadas, assim como, o teste de causalidade de Granger em bloco padrão para as séries das expectativas, seja utilizando o PIB ou a produção industrial, mostraram que o crescimento do Ibovespa é causado no sentido de Granger pela taxa de crescimento de todas as variáveis em conjunto. Apenas o teste de causalidade com MCE para as séries das expectativas não encontrou essa evidência, tanto para o PIB quanto para a produção industrial.

Individualmente, constatou-se que o crescimento do PIB causa o crescimento do Ibovespa no sentido de Granger apenas no teste de causalidade de Granger com MCE, considerando a série da expectativa. Já, referente à produção industrial, constatou-se que esta variável não causa no sentido de Granger o Ibovespa, em todos os testes realizados.

O crescimento do IPCA por sua vez, causa no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa no teste “par a par” para as variáveis observadas e em todos os testes das séries das expectativas quando o PIB foi utilizado. Quando utilizada a produção industrial, o crescimento do IPCA causa no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa, nos testes em bloco padrão em com MCE, para as séries das expectativas.

Verificou-se, também, que a taxa de crescimento do risco país causa no sentido de Granger o crescimento Ibovespa em todos os testes de eficiência realizados, quando utilizado o PIB nas séries observadas. Ainda com as séries observadas, ao utilizar a produção industrial, nos testes de causalidade de Granger em bloco e com MCE, o resultado é o mesmo. Para as séries das expectativas, a casualidade no sentido de Granger, foi encontrado no teste em bloco com a produção industrial.

A taxa de crescimento da Selic causa no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa, quando utilizado o PIB, no teste padrão em bloco, com o MCE e na metodologia de Toda e Yamamoto (1995) para as séries observadas e em bloco e “par a par” para as séries das expectativas. Quando utilizado a produção industrial, a causalidade no sentido de Granger é detectada no teste em bloco para as séries observadas e para as expectativas no em bloco com MCE para as séries observadas.

A quinta variável macroeconômica analisada, a taxa de câmbio, causa o Ibovespa no sentido de Granger em todos os testes de eficiência, para as séries observadas e na metodologia de Toda e Yamamoto (1995) para as séries das expectativas, com o PIB. Utilizando a produção industrial, o crescimento da taxa de câmbio causa no sentido de Granger o Ibovespa, nos testes em bloco e com MCE somente para as séries observadas. Finalmente, verificou-se que o M4 não causa o Ibovespa no sentido de Granger em todos os testes de eficiência realizados.

Constatou-se ainda, sem comprometimento com a eficiência, que as variáveis macroeconômicas causam o Ibovespa contemporaneamente, indicando que os participantes do mercado de ações brasileiro respondem prontamente às novas informações divulgadas da economia.

Verificou-se também que o crescimento do Ibovespa causa no sentido de Granger, para as variáveis observadas, o crescimento da taxa Selic e da taxa de câmbio no teste “par a par” e o PIB; e, para as expectativas das variáveis, causa o crescimento do risco país, da taxa Selic, da taxa de câmbio e do M4 no teste “par a par” e novamente o crescimento do risco-país pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995). Esta constatação ressalta que os participantes do mercado também antecipam o comportamento das variáveis macroeconômicas.

Por fim, novamente sem compromisso com a eficiência, constatou-se que a surpresa do risco país, da taxa Selic, da taxa de câmbio e de todas as variáveis em conjunto para o teste em bloco, seja utilizando o PIB ou a produção industrial, e a surpresa do IPCA, do risco país, da taxa Selic e do M4 no teste “par a par” causam no sentido de Granger o crescimento do Ibovespa.

Desse modo, a contribuição do presente trabalho é de evidenciar que todos os resultados dos testes de eficiência realizados para o mercado de ações do Brasil foram consistentes com os encontrados em estudos similares para os países em desenvolvimento, ou seja, o mercado de ações destes países não é considerado eficiente no que diz respeito a divulgação de informações sobre as variáveis macroeconômicas.

Tal fato implica que os participantes destes mercados podem desenvolver regras de negociação com ganhos consistentes acima da média de retorno dos mesmos, além de o mercado de ações não ter um papel efetivo como um canal de financiamento de recursos para os setores mais produtivos da economia.

6. REFERÊNCIAS

AL-QENAE, Rashid; LI, Carmen; WEARING, Bob. The Information Content of Earnings Stock Prices: The Kuwait Stock Exchange. **Multinational Finance Journal**. v. 6, n. 3/4, p. 197-221, sep.-dec. 2002.

BACEN - Banco Central do Brasil. **Séries Temporais**. Base de dados *on-line* Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 3 mar. 2006.

BALABAN, Ercan; KUNTER, Kürsat. Financial Market Efficiency in a Developing Economy: The Turkish Case. **The Central Bank of the Republic of Turkey**. Discussion Paper nº 9611, mar. 1996, 17 p.

BODY, Zvi. Common Stock as a Hedge against Inflation. **Journal of Finance**. v. 31, p. 459-470, may 1976.

CAMARGOS, M. A.; BARBOSA, F. V. Teoria e Evidência da Eficiência Informacional do Mercado de Capitais Brasileiro. **Cadernos de Pesquisa em Administração**. São Paulo, v.10, n. 1, p.41-55, jan.-mar. 2003.

CAPORALE, G. M.; PITTIS, N. Cointegration and predictability of asset prices. **Journal of International Money and Finance**. v. 17, p. 441-453, 1998.

CHEUNG, Yin-Wong; NG, Lilian K. International Evidence on the Stock Market and Aggregate Economic Activity. **Journal of Empirical Finance**. v. 5, p. 281-296, jul. 1998.

CROWDER, William J. A Note on Cointegration and International Capital Market Efficiency: A Reply. **Journal of International Money and Finance**. v. 15, n. 4, p. 661-664, 1996.

DAVIDSON, Lawrence S.; FROYEN, Richard T. Monetary Policy and Stock Returns: Are Stock Markets Efficient? **Federal Reserve Bank of St. Louis**. v. 64, p. 3-12, mar. 1982.

DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**. v. 74, p. 427-431, jun. 1979.

DWYER, Gerald P.; WALLACE, Myles S. Cointegration and Market Efficiency. **Journal of International Money and Finance**. v. 11, p. 318-327, aug. 1992.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004. 460 p.

ENGEL, Charles. A Note on Cointegration and International Capital Market Efficiency. **Journal of International Money and Finance**. v. 15, n. 4, p. 657-660, 1996.

ENGLE, Robert E.; GRANGER, Clive W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**. v. 55, p. 293-302, mar. 1987.

FAMA, Eugene F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **Journal of Finance**. v. 25, n. 2, p. 383-417, may 1970.

_____. Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. **The American Economic Review**. v. 71, n. 4, p. 545-565, sep. 1981.

_____. Efficient Capital Markets: II. **Journal of Finance**. v. 46, n. 5, p. 1575-1617, dec. 1991.

FAMA, Eugene F; SCHWERT, G. Willian. Asset Returns and Inflation. **Journal of Financial Economics**. v. 5, p. 115-146, nov. 1977.

FAMA, Eugene F; FRENCH, K. R. The Cross-section of Expected Stock Returns. **Journal of Finance**. v. 47, n. 2, p. 427-465, jun. 1992.

GESKE, Robert; ROLL, Richard. The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation. **Journal of Finance**. v. 38, n. 1, p. 1-33, mar. 1983.

GRANGER, Clive W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods. **Econometrica**. v. 37, n.3, p.434-448, 1969.

_____. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. v. 48, p. 213-228, ago 1986.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. **Causalidade das Variáveis Macroeconômicas Sobre o Ibovespa**. Piracicaba, 2004. 107f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada), Universidade de São Paulo - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz.

HANOUSEK, Jan; FILER, Randall K. The Relationship between Economic Factors and Equity Markets in Central Europe. **Economics of Transition**. v. 8, n. 3, p. 623-638, 2000.

HAUGEN, Robert A. **Modern Investment Theory**. 5 ed. New Jersey: Prentice Hall, 2001. 656 p.

IBRAHIN, Mansor H. Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis. **Asian Economic Journal**. v. 13, n. 2, p. 219-231, 1999.

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **IPEADData**. Base de dados *on-line* Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 03 mar. 2006.

ISLAM, Anisul M.; AHMED, Syed M. The Purchasing Power Parity Relationship: Cointegration Tests Using Korea – U. S. Exchange Rate and Prices. **Journal of Economic Development**. v. 24, n. 2, p. 95-111, dec. 1999.

JAFFE, Jeffrey; MANDELKER, Gershon. The “Fisher Effect” for Risky Assets: An Empirical Investigation. **Journal of Finance**. v. 31, p. 447-460, may 1976.

JAMES, Christopher; KOREISHA, Sergio; PARTCH, Megan. A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates. **The Journal of Finance**. v. 40, n. 5, p. 1375-1384, dec. 1985.

JENSEN, Michael C. Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency. **Journal of Financial Economics**. v. 6, n. 1, p.95-101, mar. 1978.

JOHANSEN, Soren. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**. v. 12, p. 231-254, jun.-sep. 1988.

KWON, Chung S.; SHIN, Tai S. Cointegration and Causality Between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns. **Global Finance Journal**. v. 10, n. 1, p. 71-81, 1999.

LEAL, R. P. C.; AMARAL, A. S. Um momento para o "insider trading": o período anterior ao anúncio de uma emissão pública de ações. **Revista Brasileira do Mercado de Capitais**, v. 15, n. 41, p. 21-26, 1990.

LEE, Bong-Soo. Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. **The Journal of Finance**. v. 47, n. 4, p. 1591-1603, sep. 1992.

LOUGHANI, Nabeel E. The Informational Efficiency of the Highly Speculative Emerging Stock Market of Kuwait. **Kuwait University - Department of Finance and Financial Institutions**. Safat, 12 p, 1998.

LUCAS, Robert E. Asset Prices in an exchange economy. **Econometrica**. v. 46, n. 6, p. 1429-1446, nov. 1978.

MURADOGLU, Yaz Gulnur; METIN, Kivileim. Efficiency of Turkish Stock Exchange with respect to Monetary Variables: A cointegration Analysis. **European Journal of Operational Research**. v. 90, p. 566-576, 1996.

NAJAND, Mohammad; NORONHA, Gregory. Casual Relations among Stock Returns, Inflation, Real Activity, and Interest Rates: Evidence from Japan. **Global Finance Journal**. v. 9, n. 1, p. 71-80, 1998.

NELSON, Charles R. Inflation and Rates of Return on Common Stocks. **Journal of Finance**. v. 31, p. 471-483, may 1976.

NUNES, M. S.; COSTA Jr., N. C. A; SEABRA, F. Co-integração e Causalidade entre Variáveis Macroeconômicas, "Risco Brasil" e Retornos no Mercado de Ações Brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, v. 2, n. 3, p. 26-42, jul/set 2003.

O'HANLON, John. The Relationship in Time between Annual Accounting Returns and Annual Stock Market Returns in the UK. **Journal of Business Finance and Accounting**. v. 18, n. 3, p. 305-314, apr. 1991.

OKUNEV, John; WILSON, Patrick; ZURBRUEGG, Ralf. Relationships between Australian Real Estate and Stock Market Prices – a Case of Market Inefficiency. **Journal of Forecasting**. v. 21, n.3, p. 181-192, apr. 2002.

SALLES, A. A Eficiência Informacional do Mercado Futuro do Ibovespa. **Anais XV ENANPAD**. Salvador: ENANPAD, p. 151-164, set. 1991.

SCHOR, Adriana; BONOMO, Marco; PEREIRA, Pedro L. Valls. APT e Variáveis Macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, Marco (org). **Finanças Aplicadas ao Brasil**. Rio de Janeiro: FGV Editora, 2002. p. 55-77.

TABAK, Benjamin Miranda; LIMA, Eduardo José Araújo. Causality and Cointegration in Stock Markets: The Case of Latin America. **Banco Central do Brasil**. Working Paper Series nº 56, dec. 2002, 28 p.

TODA, Hiro Y. YAMAMOTO, Taku. Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. **Journal of Econometrics**. v. 66, p. 225-250, 1995.

YUHN, Ky-Hyang. Financial Integration and Market Efficiency: Some International Evidence From Cointegration Tests. **International Economic Journal**. v. 11, n. 2, p. 103-116, 1997.

ANEXO I - Testes de Eficiência com a Produção Industrial como Medida da Atividade Econômica

4.3 Análise de Cointegração

Tabela 4.3' Teste de Cointegração de Johansen

Nº de Vetores de Cointegração	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Prob.*	Estatística Máximo Auto-Valor	Valor Crítico 5%	Prob.*
Nenhum	183,1194	150,5585	0,0002	60,2535	50,5998	0,0038
Pelo menos 1	122,8658	117,7082	0,0226	38,6251	44,4972	0,1892
Pelo menos 2	84,2406	88,8038	0,1020	26,1649	38,3310	0,5872
Pelo menos 3	58,0757	63,8761	0,1396	21,9498	32,1183	0,4972
Pelo menos 4	36,1258	42,9152	0,2017	16,2413	25,8232	0,5233
Pelo menos 5	19,8845	25,8721	0,2318	12,5738	19,3870	0,3636
Pelo menos 6	7,3106	12,5179	0,3132	7,3106	12,5179	0,3132

* valores p de MacKinnon-Haug-Michelis.
Elaboração do autor.

4.4 Teste de Causalidade de Granger

Tabela 4.4' Teste de Causalidade de Granger em Bloco

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ Prod. Indust.})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,1134	0,2914
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,4194	0,2335
$\Delta(\ln \text{ Risco País})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	6,8149	0,0090*
$\Delta(\ln \text{ Selic})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	4,0433	0,0443**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	6,9005	0,0086*
$\Delta(\ln \text{ M4})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,2810	0,5961
$\Delta(\ln \text{ PIB}), \Delta(\ln \text{ IPCA}), \Delta(\ln \text{ Risco País}), \Delta(\ln \text{ Selic}), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}) \Delta(\ln \text{ M4}),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	19,6186	0,0032*

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%.

Elaboração do Autor.

Tabela 4.6' Teste de Causalidade de Granger com MCE em Bloco

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ Prod. Ind.})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,4775	0,2242
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,1802	0,1398
$\Delta(\ln \text{ Risco País})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	7,0092	0,0081*
$\Delta(\ln \text{ Selic})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	4,6462	0,0311**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	7,5695	0,0059*
$\Delta(\ln \text{ M4})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,2612	0,6093
$\Delta(\ln \text{ PIB}), \Delta(\ln \text{ IPCA}), \Delta(\ln \text{ Risco País}), \Delta(\ln \text{ Selic}), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}) \Delta(\ln \text{ M4}),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	18,3267	0,0055*

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%.

Elaboração do Autor.

4.5 Aplicação do Teste de Causalidade a Expectativa das Séries

Tabela 4.10' Teste de Causalidade de Granger em Bloco das Expectativas

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ Prod. Ind.}^\circ)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,2710	0,5297
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^\circ)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	5,6771	0,0585***
$\Delta(\ln \text{ Risco País}^\circ)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	5,0786	0,0789***
$\Delta(\ln \text{ Selic}^\circ)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	9,5102	0,0086*
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^\circ)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,4428	0,2948
$\Delta(\ln \text{ M4}^\circ)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	2,0950	0,3508
$\Delta(\ln \text{ PIB}^\circ), \Delta(\ln \text{ IPCA}^\circ), \Delta(\ln \text{ Risco País}^\circ), \Delta(\ln \text{ Selic}^\circ), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^\circ) \Delta(\ln \text{ M4}^\circ),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	20,2990	0,0616***

* estatisticamente significativa a 1%

*** estatisticamente significativa a 10%.

Elaboração do Autor.

Tabela 4.14' Teste de Cointegração de Johansen das Expectativas

Nº de Vetores de Cointegração	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Prob.*	Estatística Máximo Auto-Valor	Valor Crítico 5%	Prob.*
Nenhum	152,1870	117,7082	0,0001	55,1970	44,4972	0,0025
Pelo menos 1	96,9899	88,8038	0,0113	45,7561	38,3310	0,0059
Pelo menos 2	51,2337	63,8761	0,3606	18,4458	32,1183	0,7696
Pelo menos 3	32,7879	42,9152	0,3471	14,0954	25,8232	0,7143
Pelo menos 4	18,6924	25,8721	0,2993	11,5826	19,3870	0,4549
Pelo menos 5	7,1098	12,5179	0,3332	7,1098	12,5179	0,3332

* valores p de MacKinnon-Haug-Michelis.

Elaboração do autor.

Tabela 4.15' Teste de Causalidade de Granger com MCE das Expectativas

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ Prod. Ind.})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,0015	0,9690
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	4,9512	0,0261
$\Delta(\ln \text{ Risco País})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,7569	0,1850

$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,3328	0,5640
$\Delta(\ln \text{ M4})$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,8559	0,5640
$\Delta(\ln \text{ PIB}), \Delta(\ln \text{ IPCA}), \Delta(\ln \text{ Risco País}), \Delta(\ln \text{ Selic}), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}) \Delta(\ln \text{ M4}),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	6,6880	0,2449

** estatisticamente significativa a 5%.

Elaboração do Autor.

4.6 Aplicação do Teste de Causalidade a Surpresa das Séries

Tabela 4.18' Teste de Causalidade de Granger em Bloco da Surpresa

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
$\Delta(\ln \text{ PI}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	0,5721	0,4494
$\Delta(\ln \text{ IPCA}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,2586	0,2619
$\Delta(\ln \text{ Risco País}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	9,0929	0,0026*
$\Delta(\ln \text{ Selic}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	4,2147	0,0401**
$\Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	5,6299	0,0177**
$\Delta(\ln \text{ M1}^s)$ não causa no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	1,0088	0,3152
$\Delta(\ln \text{ PI}^s), \Delta(\ln \text{ IPCA}^s), \Delta(\ln \text{ Risco País}^s), \Delta(\ln \text{ Selic}^s), \Delta(\ln \text{ Tx Câmbio}^s)$ $\Delta(\ln \text{ M1}^s),$ não causam no sentido de Granger o $\Delta(\ln \text{ Ibovespa})$	21,0677	0,0018*

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

Elaboração do Autor.

4.7 Teste de Causalidade Contemporânea

Tabela 4.20' Teste de Causalidade Contemporânea

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob.
C	0,0069	0,6907	0,4911
$\Delta(\ln \text{ PIB})$	-0,3145	-1,2853	0,2012
$\Delta(\ln \text{ PIB}_{t-1})$	0,0095	0,0401	0,9680
$\Delta(\ln \text{ IPCA})$	-0,7514	-0,6146	0,5400
$\Delta(\ln \text{ IPCA}_{t-1})$	-0,9337	-0,7479	0,4560
$\Delta(\ln \text{ RISCO})$	-0,6331	-12,117	0,0000*
$\Delta(\ln \text{ RISCO}_{t-1})$	-0,1223	-2,2547	0,0260**
$\Delta(\ln \text{ SELIC})$	-0,0069	-0,1740	0,8621
$\Delta(\ln \text{ SELIC}_{t-1})$	0,0095	0,2249	0,8224
$\Delta(\ln \text{ TXC})$	0,1583	1,1538	0,2509
$\Delta(\ln \text{ TXC}_{t-1})$	0,3954	2,9278	0,0041*
$\Delta(\ln \text{ M4})$	0,7304	1,5139	0,1327
$\Delta(\ln \text{ M4}_{t-1})$	0,0427	0,0916	0,9271
R²	0,6920		

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

Elaboração do Autor.

Tabela 4.21' Teste de Wald

Estatística de Teste	Valor	Prob.
Estatística F	18,1708	0,0000*
Estatística χ^2	90,8538	0,0000*

* estatisticamente significativa a 1%.

Elaboração do Autor.

Tabela 4.22' Teste de Causalidade Contemporânea com MCE

Variáveis	Coefficientes	Estatística t	Prob.
C	0,0004	0,0422	0,9664
E_{t-1}	-0,1683	-3,5994	0,0005*

$\Delta(\ln Ibov_{t-1})$	0,2427	2,7488	0,0069*
$\Delta(\ln PIB)$	-0,2475	-1,0692	0,2872
$\Delta(\ln PIB_{t-1})$	0,0866	0,3844	0,7013
$\Delta(\ln IPCA)$	-1,0684	-0,9238	0,3575
$\Delta(\ln IPCA_{t-1})$	-0,8571	-0,7270	0,4687
$\Delta(\ln RISCO)$	-0,6522	-12,959	0,0000*
$\Delta(\ln RISCO_{t-1})$	-0,0599	-0,7728	0,4412
$\Delta(\ln SELIC)$	0,0124	0,3227	0,7475
$\Delta(\ln SELIC_{t-1})$	0,0225	0,5589	0,5773
$\Delta(\ln TXC)$	0,2312	1,7495	0,0829***
$\Delta(\ln TXC_{t-1})$	0,3500	2,6494	0,0092*
$\Delta(\ln M4)$	0,9491	2,0698	0,0407**
$\Delta(\ln M4_{t-1})$	0,1057	0,2381	0,8122
R²	0,7304		

* estatisticamente significativa a 1%

** estatisticamente significativa a 5%

*** estatisticamente significativa a 10%

Elaboração do Autor.

Tabela 4.23' Teste de Wald

Estatística de Teste	Valor	Prob.
Estatística F	36,9881	0,0000*
Estatística χ^2	221,9286	0,0000*

* estatisticamente significativa a 1%.

Elaboração do Autor.