



**UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA**

ALEX GAMA QUEIROZ DOS SANTOS

**FATORES MACROECONÔMICOS E A EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO
MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM POR MEIO DE
VETORES AUTO-REGRESSIVOS**

SALVADOR

2009

ALEX GAMA QUEIROZ DOS SANTOS

**FATORES MACROECONÔMICOS E A EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO
MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM POR MEIO DE
VETORES AUTO-REGRESSIVOS**

Dissertação apresentada ao Mestrado de
Economia da Universidade Federal da Bahia,
como requisito parcial à obtenção do título de
Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Regional

Orientador: Prof. Dr. Henrique Tomé da Costa
Mata

Co-orientadora: Prof^a. Dr^a. Gilca Garcia de
Oliveira

**SALVADOR
2009**

Ficha catalográfica elaborada por Joana Barbosa Guedes CRB 5-707

S237 Santos, Alex Gama Queiroz dos.
Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos / Alex Gama Queiroz dos Santos. – Salvador, 2009.
87 f. il.; graf.; fig.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal da Bahia.

Orientador: Prof. Dr. Henrique Tomé da Costa Mata
Co-orientadora: Prof^a. Dr^a. Gilca Garcia de Oliveira

1. Eficiência informacional 2. Fatores macroeconômicos I.
Santos, Alex Gama Queiroz dos. II. Mata, Henrique Tomé da Costa. Oliveira, Gilca Garcia de III. Título.

CDD – 332.6



UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
FUNDADA EM 07.02.1905



CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA

ALEX GAMA QUEIROZ DOS SANTOS

**FATORES MACROECONÔMICOS E A EFICIÊNCIA INFORMACIONAL NO
MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO: UMA ABORDAGEM POR MEIO DE
VETORES AUTO-REGRESSIVOS**

**Dissertação de Mestrado aprovada como requisito parcial para obtenção do grau
de Mestre em Economia pela seguinte Banca Examinadora:**

Aprovada em 28 de outubro de 2009.

Banca Examinadora

Prof. Dr. Henrique Tomé da Costa Mata (Orientador)
Professor do Curso de Mestrado em Economia
Universidade Federal da Bahia

Prof. Dr.ª Gilca Garcia de Oliveira
Professor do Curso de Mestrado em Economia
Universidade Federal da Bahia

Prof. Dr. Adriano Leal Bruni
Professor do Curso de Mestrado da EAUFBA
Universidade Federal da Bahia

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, por terem sempre me incentivado aos estudos.

Aos professores do CME/UFBA, em especial a Henrique Tomé da Cota Mata e a Gilca Garcia de Oliveira, pelas orientações e sugestões no desenvolvimento deste projeto de dissertação. Também ao Professor Carlos Alberto Gentil Marques, a quem passei a ter admiração pelo comprometimento na arte de ensinar e aprender.

Aos colegas do CME/UFBA, principalmente a Anderson Leite, Edilson Oliveira e Eduardo Cunha, por ter compartilhado comigo vários momentos de dedicação aos estudos.

Ao amigo e funcionário da secretaria do CME/ UFBA, Ruy Magalhães Mota, pela sugestão de poder ingressar no Mestrado em Economia da UFBA.

Ao professor Dr. Adriano Leal Bruni, por ter aceito o convite de participar da banca examinadora desta dissertação.

RESUMO

Este estudo tem como propósito testar a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro, através do comportamento de curto e longo prazo entre variáveis macroeconômicas, representadas por taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, risco país, atividade econômica e oferta monetária, em comparação ao Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA), que representa o mercado de ações brasileiro. O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Utilizou-se o modelo VAR com Mecanismo de Correção de Erros (VMCE), assim como testes de cointegração e causalidade. Na análise de longo prazo foi encontrado comportamento positivo da inflação e da atividade econômica, e negativo do risco país, com o IBOVESPA. Os testes de causalidade indicam que a taxa de câmbio, inflação e risco país apresentam relação de curto prazo com o IBOVESPA. Também foram estimados os modelos GARCH-M, que confirmaram a causalidade das volatilidades dessas variáveis com a volatilidade do retorno do IBOVESPA. Estes resultados evidenciam que o mercado acionário brasileiro não pode ser considerado eficiente, no que diz respeito à divulgação de informações sobre variáveis macroeconômicas.

Palavras-chave: Mercado eficiente. Fatores macroeconômicos. Causalidade. Cointegração.

VAR.

ABSTRACT

This study aims at testing the informational efficiency in the Brazilian stock market, through the short and long-term behavior among macroeconomic variables, represented by the exchange rate, interest rates, inflation, country risk, economic activity, and money supply, compared to the São Paulo Stock Exchange Index (IBOVESPA), which represents the Brazilian stock market. The period of analysis covers the period from January 1995 to December 2007. It was employed the VAR model with the Error Correction Mechanism (VECM), as well as tests of cointegration and casualty. In the long-term analysis, we found a positive behavior of inflation and economic activity, and a negative behavior of country risk, with IBOVESPA. The causality tests indicate that the exchange rate, inflation, and country risk have a short-term relationship with IBOVESPA. It is also estimated the GARCH-M models, which confirmed the causality of the volatility of these variables with the volatility of returns of IBOVESPA. These results show that the Brazilian stock market cannot be considered as efficient, regarding the disclosure of information on macroeconomic variables.

Key-words: Efficient market. Macroeconomic factors. Causality. Cointegration. VAR.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 -	Número de empresas listadas na Bovespa a partir de 1990	24
Quadro 2 -	Número de empresas listadas em bolsa por países em 2007	25
Figura 1 -	Comparativo da capitalização relativa dos países emergentes e industrializados com o Brasil	27
Figura 2 -	Série índice Bovespa em pontos fechamento mês: Jan. 1995 a Dez. 2007	34
Figura 3 -	Série taxa Selic – Over: Jan. 1995 a Dez. 2007	35
Figura 4 -	Série taxa de câmbio: Jan. 1995 a Dez. 2007	36
Figura 5 -	Série PIB em milhões de Reais: Jan. 1995 a Dez. 2007	36
Figura 6 -	Série da produção industrial geral: Jan. 1995 a Dez. 2007	37
Figura 7 -	Série risco país – Embi + Brazil : Jan. 1995 a Dez. 2007	38
Figura 8 -	Série índice de geral de preço de disponibilidade interna (IGPDI): Jan. 1995 a Dez. 2007	39
Figura 9 -	Série base monetária (M4): Jan. 1995 a Dez. 2007	39
Quadro 3 -	Teste de raiz unitária ADF e PP	51
Quadro 4 -	Seleção do modelo: critérios de informação para o VAR(1)	52
Quadro 5 -	Seleção do modelo: critérios de informação para o VAR(2)	52
Figura 10 -	Funções de resposta a impulso para o VMCE (1)	58
Figura 11 -	Funções de resposta a impulso para o VMCE (2)	59
Quadro 6 -	Análise de decomposição da variância para o VMCE (1)	61
Quadro 7 -	Análise de decomposição da variância para o VMCE (2)	61
Quadro 8 -	Modelo de estimação da volatilidade	64
Quadro 9 -	VAR com mecanismo de correção de erros –VMCE (1)	76
Quadro 10 -	VAR com mecanismo de correção de erros –VMCE (2)	79
Quadro 11 -	Estimação dos modelos de volatilidade condicional ARCH-M durante o período de Jan. 1995 à Dez. 2007	84
Figura 12 -	Variância condicional das séries	86
Quadro 12 -	Análises recentes da eficiência informacional das variáveis macroeconômicas nos mercados de ações dos países emergentes	87

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Capitalização relativa de países industrializados e emergentes	26
Tabela 2 -	Teste de cointegração de Johansen para VAR(1)	53
Tabela 3 -	Teste de cointegração de Johansen para VAR(2)	53
Tabela 4 -	Coefficientes do vetor de cointegração VMCE (1)	54
Tabela 5 -	Componente dinâmico de curto prazo VMCE (1)	56
Tabela 6 -	Coefficientes de cointegração do VMCE (2)	56
Tabela 7 -	Coefficientes de cointegração do VMCE (2)	57
Tabela 8 -	Teste de causalidade de Granger em bloco para VMCE (1) – teste de Wald	62
Tabela 9 -	Teste de causalidade de Granger em bloco para VMCE(2) – teste de Wald	63
Tabela 10 -	Causalidade de Granger sobre a variância condicional para o VAR (1)	65
Tabela 11 -	Causalidade de Granger sobre a variância condicional para o VAR (2)	65
Tabela 12 -	Teste de raiz unitária dos resíduos para VMCE (1)	78
Tabela 13 -	Teste de Ljung-Box para autocorrelação dos resíduos do VMCE(1)	78
Tabela 14 -	Teste de raiz unitária dos resíduos para VMCE (2)	81
Tabela 15 -	Teste de Ljung-Box para autocorrelação dos resíduos do VMCE (2)	82
Tabela 16 -	Teste de causalidade de Granger ao par	82
Tabela 17 -	Teste de causalidade de Granger ao par da volatilidade	83

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
1.1	ASPECTOS GERAIS	10
1.2	PROBLEMA DA PESQUISA	10
1.3	OBJETIVOS	11
1.4	HIPÓTESES	12
1.5	A IMPORTÂNCIA DO MERCADO DE CAPITAIS	13
1.6	ESTRUTURA DO TRABALHO	15
2	REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1	HIPÓTESE DO MERCADO EFICIENTE	17
2.2	MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO	23
2.3	REVISÃO DE LITERATURA CONCERNENTE	28
3	METODOLOGIA	33
3.1	DESCRIÇÃO DOS DADOS	33
3.2	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA	40
3.3	MODELO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR)	41
3.4	CAUSALIDADE DE GRANGER	43
3.5	COINTEGRAÇÃO E MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS (MCE)	44
3.6	VOLATILIDADE CONDICIONAL	48
4	RESULTADOS EMPÍRICOS	51
4.1	RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	51
4.2	ANÁLISE DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO	52
4.3	ESTIMAÇÃO DO VAR COM MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS	54
4.4	ANÁLISE DE IMPULSO RESPOSTA	58
4.5	ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	60
4.6	RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER	62
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
	REFERÊNCIAS	70
	APÊNDICES	75

1 INTRODUÇÃO

1.1 ASPECTOS GERAIS

Nos últimos treze anos que compreendem este estudo, entre janeiro de 1995 a dezembro de 2007, o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA) obteve um crescimento expressivo de aproximadamente 1.560%, o que representa uma taxa média equivalente a 120% ao ano. Isto tudo graças ao cenário internacional de baixa volatilidade nos mercados financeiros internacionais, cada vez mais globalizados, ao surgimento de novos produtos financeiros e ao incremento de liquidez. No âmbito interno, destaca-se a estabilidade econômica alcançada com o Plano Real, acrescida de algumas medidas macroeconômicas como: regime de metas de inflação, lei de responsabilidade fiscal, redução da relação dívida PIB e sistema de câmbio flutuante. Estas medidas resultaram no aprimoramento das condições necessárias ao crescimento econômico sustentável e um mercado de capitais mais atrativo aos investidores estrangeiros. Uma vez que o Brasil passou a ser recomendado pelas agências de risco, apresentando evidências conjunturais suficientes para obter o grau de investimento.

Com base neste crescimento expressivo do mercado acionário brasileiro, neste período, pretende-se verificar de que forma as informações sobre variáveis macroeconômicas defasadas se ajustaram ao comportamento dos preços das ações, no que se refere à análise da eficiência informacional, na forma semi-forte. Uma vez que os agentes econômicos, atuantes deste mercado, por serem considerados racionais pelo *mainstream*¹, antecipariam todos os tipos de informações econômicas e financeiras.

Segundo Fama (1970), um mercado de capitais é considerado eficiente se todas as informações disponíveis estão refletidas nos preços dos ativos. A Hipótese do Mercado Eficiente (HME) foi classificada pelo referido autor em três tipos:

- a) Eficiência na forma fraca, onde os preços correntes refletem as informações contidas em todos os preços antigos, sugerindo que os gráficos e as análises técnicas que utilizam apenas preços passados não seriam úteis para descobrir ações sub-valorizadas.

¹ A economia ortodoxa também é conhecida como *mainstream economics*.

b) Eficiência semi-forte, onde os preços correntes refletem não apenas as informações passadas, mas todas as informações públicas disponíveis, logo os investidores utilizando dessas informações não teriam como descobrir ações desvalorizadas.

c) Eficiência forte, onde tanto as informações públicas quanto as privadas refletem nos preços dos ativos, fazendo com que os investidores não possam obter ganhos por arbitragem.

No mundo globalizado, onde os mercados estão integrados e as informações e expectativas são muito próximas, fica cada vez mais difícil obter o ganho fácil por arbitragem² com o mínimo risco, conforme a teoria da HME. O que contradiz esta idéia é que cada vez mais os agentes econômicos observam o comportamento dos mercados através das informações passadas, utilizando-se de ferramentas de análise técnica, para tomar suas decisões e formar suas expectativas em relação aos investimentos financeiros. Uma vez que, se o mercado for ineficiente, as informações disponíveis podem sinalizar ganhos ou perdas futuras.

Já em relação ao mercado de capitais brasileiro, sendo aqui representado pelo mercado de ações, ainda carece de estudos que contemplem a sua eficiência. Principalmente a partir do Plano Real, quando a economia passou a apresentar uma relativa estabilidade econômica e uma melhor confiança financeira por parte dos investidores internacionais.

1.2 PROBLEMA DA PESQUISA

Um mercado de capitais é considerado eficiente, quando os preços dos títulos se ajustam rapidamente à chegada de novas informações. A HME assume que os valores correntes dos ativos financeiros não podem ser explicados pelas informações passadas, uma vez que as mesmas já estão incorporadas aos preços dos títulos.

Conforme Reilly e Norton (2008), tanto na área financeira como econômica as evidências sobre a HME não são claras. Alguns estudos têm apoiado as hipóteses e indicam que os

² Atividade do mercado financeiro ou comercial que consiste em comprar um ativo numa praça e vendê-la em outra por preço maior.

mercados de capitais são eficientes. Uma outra parte revela que há desconfiança a respeito de sua veracidade.

Passadas poucas décadas, a interação entre variáveis macroeconômicas e o comportamento do mercado de ações tem sido um objeto de interesse entre acadêmicos e analistas de mercado. Muitos argumentam que os preços das ações são determinados não somente por indicadores financeiros, mas por algumas variáveis macroeconômicas como: taxas de juros, taxa de câmbio, índices de inflação e produção industrial, representando a atividade econômica.

Estabelecer a relação entre variáveis macroeconômicas e o retornos das ações não somente será útil para compreender movimentos direcionais de causa e efeito, mas também testar a eficiência do mercado. Caso se prove que o mercado seja eficiente, conseqüentemente, não há como estabelecer o comportamento do mercado de ações utilizando informações passadas de variáveis macroeconômicas.

Com base neste argumento questiona-se: Há eficiência informacional no mercado acionário brasileiro no que diz respeito à divulgação de informações das variáveis macroeconômicas?

1.3 OBJETIVOS

Este estudo tem como propósito testar os efeitos de causalidades, no curto prazo, e cointegração, no longo prazo, entre variáveis macroeconômicas defasadas e o índice do mercado de ações brasileiro, representado pelo IBOVESPA, durante os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Caso sejam confirmadas relações de curto e longo prazo entre as variáveis e o mercado acionário, pode-se justificar que há ineficiência informacional na forma semi-forte.

O outro objetivo é confrontar resultados de pesquisas empíricas concernentes que identificaram evidências de cointegração e causalidade entre o mercado de ações e variáveis macroeconômicas nos países ditos em desenvolvimento. Podendo assim fazer um comparativo do comportamento do mercado acionário brasileiro em relação a outros mercados emergentes, no que diz respeito á mudanças nas variáveis macroeconômicas.

1.4 HIPÓTESES

Baseado em resultado de estudos prévios, esta pesquisa determina certas hipóteses de comportamento entre as variáveis macroeconômicas; taxa de câmbio, risco país, inflação, taxa de juros, atividade econômica e oferta monetária; em relação ao mercado de ações brasileiro.

Para Maysami (2004) no que diz respeito à taxa de câmbio, há uma associação positiva entre a desvalorização cambial e o aumento do retorno de mercado das ações. Uma depreciação cambial incrementa as exportações, isto se a demanda por exportações for suficientemente elástica, e conseqüentemente aumenta o fluxo de caixa das empresas. Assumindo-se que a maioria das empresas, que compõe o índice representativo do mercado de ações brasileiro, o IBOVESPA, são exportadoras. Este estudo sugere que há uma relação positiva entre os retornos das ações e a taxa de câmbio.

Também, formulou-se a hipótese que o aumento do risco país faz com que haja retração dos investimentos financeiros em bolsas. As agências de riscos funcionam como bom “termômetro” de desconfiança para os investidores estrangeiros. Pressupõe-se que quanto maior o risco, menor a *priori*, a capacidade de o país atrair capital estrangeiro. Em conseqüência, maior é o prêmio com que seus instrumentos de dívida devem remunerar os investidores para compensá-los por assumir esse risco. Ou seja, através de aumento dos juros.

Fama (1981) argumenta que o preço dos ativos tem comportamento inverso com a inflação. Isso significa uma *proxy* da relação negativa da inflação com o nível de atividade econômica, contrariando a curva de Phillips. Embora seja uma questão de amplo debate entre escolas econômicas, este estudo sugere a argumentação citada como hipótese a ser verificada. Uma vez que o aumento na inflação induz os *policymakers* a fazer políticas econômicas contra cíclicas, elevando-se as taxas de juros.

Um aumento na taxa de juros faz com que haja um incremento no custo de capital. Conforme pode ser observado na equação (1) do modelo de Gordon (1959). Neste caso há uma relação inversa entre o custo de capital e o preço das ações. Segundo o modelo, o preço esperado da ação (P) é calculado pelos dividendos esperados pelos acionistas (D), descontado do custo de capital da ação (K) menos a taxa de crescimento esperada dos dividendos (g).

$$P = \frac{D}{K - g} \quad (1)$$

Então é suposto como hipótese, que uma elevação na taxa de juros faz com que os preços das ações declinem, e vice-versa.

Como *proxy* da atividade econômica real, utiliza-se a produção industrial e o Produto Interno Bruto (PIB). A produção industrial é pró-cíclica, durante os períodos de crescimento econômicos há o aumento da produção industrial e em períodos de recessão, queda. A capacidade produtiva da economia depende da acumulação de ativos reais, na qual contribui para que as firmas gerem fluxos de caixa. Fama (1981) encontrou que a taxa de crescimento da produção industrial tem uma forte relação positiva e contemporânea com os retornos das ações. É sugerido como hipótese que há uma relação direta entre atividade econômica real e os preços das ações.

Friedman e Schwartz (1963) explicaram a relação entre a oferta monetária e o retorno das ações com base em uma simples hipótese, que a taxa de crescimento da oferta de pagamentos reduz a taxa de juros e afeta a economia agregada, gerando assim expectativas de retornos crescentes das ações. Maysami e Koh (2000) encontraram uma relação positiva entre a oferta monetária e o retorno do mercado acionário de Cingapura. Assim supõe-se a hipótese referida de associação entre oferta monetária e o mercado de ações.

Por último, têm-se a hipótese nula conjunta que as variáveis macroeconômicas como: taxa de câmbio, risco país, inflação, taxa de juros, atividade econômica e oferta monetária não têm relações de causa e não são cointegrados com o IBOVESPA. Logo neste sentido o mercado acionário brasileiro será considerado informacionalmente eficiente em relação às variáveis macroeconômicas.

1.5 A IMPORTÂNCIA DO MERCADO DE CAPITAIS

Muitas empresas precisam de capital para financiar seus projetos de pesquisas e desenvolvimento, investir na produção, construir novos parques industriais, fazer aquisições

ou implantar novas tecnologias. Por isso estas empresas resolvem abrir o capital para fazer aporte de recursos financeiros.

Os mercados de capitais são fundamentais para o desenvolvimento econômico de um país, por alocar poupança a recursos de investimentos, função que, ao ser desempenhada, fornece sinais importantes à formação dos preços dos títulos, que devem refletir as informações existentes no sistema econômico a qualquer tempo. (FAMA, 1970).

Quanto mais desenvolvido o mercado de capitais maior a facilidade de canalizar recursos financeiros dos agentes poupadores para os investidores e menor será o custo de capital. Os investidores buscarão a expansão da capacidade produtiva, seja no setor de serviço, industrial ou agropecuário. O crescimento da economia depende da ampliação da capacidade produtiva, que por sua vez são necessários à realização dos investimentos, decorrentes ao acúmulo de poupança.

O crescimento da economia de um país deve-se em grande parte ao fortalecimento do mercado de capitais. Uma boa amostra disto é que os maiores centros financeiros do mundo encontram-se em países que apresentam alta capacidade de poupança e conseqüentemente elevado nível de desenvolvimento econômico, a exemplos dos Estados Unidos, Inglaterra, Suíça, Alemanha, China, Japão e Austrália. Um mercado de capitais forte e com alto volume de negociações é sinônimo de maior aporte de recursos para as empresas, permitindo-lhes investir mais na produção, gerando emprego e renda, tornando-as mais competitiva no mercado internacional.

Um mercado de capitais eficiente faz com que os investidores financeiros tenham maior confiança nas informações disponíveis, pois os mesmos exigem uma maior transparência. Para o desenvolvimento deste mercado, também são necessárias estabilidades macroeconômicas, traduzidas não só por inflação estável e baixa, como crescimento econômico significativo e pouco volátil.

Segundo Texeira (2007), existe na sociedade brasileira a preferência pelo curto prazo (títulos de dívida) e não pelo longo prazo (mercado de ações). A razão principal para tal é a baixa previsibilidade da economia, após décadas de grande volatilidade e incertezas.

Fatores como instabilidade macroeconômica, baixa capacidade de poupança, alta carga tributária, a não sustentabilidade do crescimento e pouca transparência de informações fazem com que os mercados de capitais dos países emergentes sejam menos desenvolvidos em relação aos grandes centros financeiros.

1.6 ESTRUTURA DO TRABALHO

Este trabalho está estruturado em cinco capítulos. A seguir é feita uma breve descrição de cada um deles.

No Capítulo 1 é feita uma breve introdução apresentando o problema da pesquisa, tendo como foco principal análise da eficiência informacional do mercado acionário brasileiro utilizando variáveis macroeconômicas selecionadas. Em seguida trata-se do objetivo da pesquisa que consiste em identificar se existe eficiência na forma semi-forte, ou seja, se as informações passadas sobre as variáveis macroeconômicas se ajustam instantaneamente aos preços das ações. Argumenta-se também como objetivo secundário, fazer um comparativo entre o mercado acionário brasileiro e de outros países em desenvolvimento no que diz respeito à eficiência informacional das variáveis macroeconômicas. Posteriormente são elaboradas as hipóteses do comportamento de cada variável em relação ao IBOVESPA e uma hipótese conjunta de causalidade e cointegração entre as variáveis e o mercado de ações brasileiro. No final do capítulo, há uma breve explanação sobre a importância do mercado de capitais para a economia.

No Capítulo 2, desenvolve-se o referencial teórico. Há uma discussão sobre a teoria da Hipótese do Mercado Eficiente (HME), conceitos, pressupostos, descrição dos tipos de eficiência informacional, os principais testes estatísticos utilizados para identificação e os aspectos críticos a HME. Neste capítulo, também é feita uma descrição do mercado acionário brasileiro e um comparativo com outros mercados emergentes e industrializados. Também se faz uma revisão de literatura concernente aos estudos de eficiência informacional das variáveis macroeconômicas no mercado de ações dos países em desenvolvimento e no Brasil.

No Capítulo 3 são apresentadas as descrições dos dados das variáveis macroeconômicas selecionadas e do IBOVESPA durante o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007. Posteriormente se discutem aspectos metodológicos sobre os testes de raiz unitária, Dickey-Fuller Ampliado (ADF) e Phillips-Perron (PP), modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR), testes de causalidade de Granger (1969) e cointegração de Johansen (1988), além do modelo de Vetor com Mecanismo de Correção de Erros (VMCE).

No capítulo 4 são apresentados os resultados dos testes empíricos, conforme as hipóteses formuladas nesta pesquisa, quanto aos testes de raiz unitária, cointegração, causalidade e a estimação do VMCE. Para cada resultado encontrado será feita uma interpretação comparativa aos estudos apresentados na revisão de literatura.

Finalmente, o capítulo 5 dedica-se as considerações finais através de uma síntese dos objetivos, análise dos resultados encontrados, com comentários e sugestões que visam contribuir para pesquisas futuras.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 HIPÓTESE DO MERCADO EFICIENTE

A Hipótese do Mercado Eficiente (HME) é considerada um dos grandes pilares da moderna teoria das finanças. A proposição central desta é que os preços dos títulos refletem, de forma instantânea, toda e qualquer informação disponível ao mercado.

Bachelier (1900) estudou o comportamento dos títulos públicos na bolsa de Paris, baseado na analogia de uma partícula em um determinado fluido, conforme movimento Browniano³. De acordo com esse modelo ambos os processos, tanto financeiro com físico, não são passíveis de previsão exata. Assim os ativos financeiros seguem um passeio aleatório, sendo que os preços em média flutuariam em torno do valor inicial. Estatisticamente essas flutuações de preços formariam uma seqüência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas.

Durante os anos de 1960 e 1970, o conceito de caminho aleatório de Bachelier (1900) foi ampliado para HME. O mercado eficiente é aquele em que o preço de mercado é uma estimativa não tendenciosa do valor real do investimento, ou seja, os preços de mercado podem ser maiores ou menores que o valor real, desde que estes desvios sejam aleatórios. Isto implica em que exista uma probabilidade igual de um ativo estar acima ou abaixo do seu valor real, em qualquer instante de tempo, e que estes desvios não estão correlacionados a qualquer variável observável.

A HME também pressupõe que as informações disponíveis para os investidores, tanto públicas quanto privadas, estão refletidas nos preços de mercado, o que implica que mesmo os investidores com informações privilegiadas não seriam capazes de obter desempenho melhor que o do mercado.

³ Movimento aleatório de partículas macroscópicas num fluido como consequência dos choques das moléculas do fluido nas partículas.

Para Brealey e Meyres (1995), mercados eficientes são aqueles em que os participantes formam expectativas em relação aos preços, baseados em toda a informação disponível sobre eventos que possam influenciar os preços do ativo negociado.

Já Lucas (1978) relaciona o conceito de eficiência de mercado ao de Expectativas Racionais. Neste último, os preços dos ativos são determinados em função do nível atual de *outputs* (produtos) da economia e têm seu comportamento acompanhado, ao longo do tempo, pelos investidores. Como os mesmos tomam decisões com base nas suas expectativas sobre os preços futuros dos ativos e nas expectativas dos *outputs* da economia, é natural que a Expectativa Racional seja compatível com algum grau de previsibilidade dos retornos esperados.

Stiglitz (1981) deixa clara a diferença entre eficiência de mercado e eficiência econômica. A primeira eficiência tem como referência mais específica o modo como o mercado incorpora um determinado conjunto de informações. Já a eficiência econômica expressa a melhor forma de alocação de recursos, se não existir qualquer alternativa possível de desempenho. Ou seja, na forma de eficiência de Pareto⁴.

Elton e Gruber (2004) diferenciam eficiência informacional de racionalidade do mercado. O primeiro termo refere-se à velocidade com que a informação é incorporada ao preço dos títulos, enquanto o segundo se refere à acurácia com que os preços refletem as expectativas sobre o valor presente dos fluxos de caixas futuros. Se um mercado é racional, não deverão existir diferenças sistemáticas entre os preços das ações e o valor de um título baseado no valor presente dos fluxos de caixa para detentores de títulos. Ou seja, a maioria dos testes de HME simplesmente contempla a rapidez da informação incorporada aos preços dos ativos, mas não considera a precisão dessas informações.

A eficiência informacional de um mercado de capitais pode apresentar diferentes graus de desenvolvimento de acordo com a velocidade e a precisão com que os preços refletem todas as informações disponíveis. Dessa forma, novas informações afetarão as cotações dos títulos, seja de maneira mais rápida ou mais lenta. Isto vai depender do nível de desenvolvimento do

⁴ Uma situação econômica é ótima no sentido de Pareto se não for possível melhorar a situação, ou, mais genericamente, a utilidade de um agente sem degradar a situação ou utilidade de qualquer outro agente econômico.

mercado. Para Salles (1991), os preços dos títulos são influenciados por vários tipos de informações como: preços passados, lucros futuros, volatilidade, índices econômicos e financeiros das análises fundamentalistas, variáveis econômicas, fatores políticos e etc.

Para verificar a HME são dadas algumas condições:

- a) Não deve haver custo de transações;
- b) As informações devem ser gratuitas e disponibilizadas a todos os participantes do mercado;
- c) As expectativas devem ser homogêneas quanto ao efeito das informações sobre o preço atual das ações.

Essas condições são suficientes, mas não necessárias para que um mercado seja considerado informacionalmente eficiente. O grande problema entre estes pressupostos é que ainda não existe nenhum tipo de mercado financeiro com ausência de custo transacional e que todas as informações sejam gratuitas aos participantes.

Sharma (2006) apresenta um conjunto de pressupostos, referentes à eficiência informacional no mercado de ações e sugere que este mercado tenha as seguintes características:

- a) Possua uma grande quantidade de ações negociadas;
- b) Registre um elevado volume de operações;
- c) Seja composto por uma grande quantidade de investidores individuais e institucionais;
- d) Movimente um significativo montante de recursos financeiros
- e) Assegure a divulgação simétrica de informações
- f) Esteja em equilíbrio

A presença destas características, também são suficientes para assegurar a aceitação da HME e nem eliminam a necessidade da realização de investigações empíricas que possam descartá-las ou confirmá-las.

Pinheiro (2007) acrescenta quatro características como requisito esperado para que os mercados acionários sejam perfeitos e eficientes do ponto de vista econômico, para tal estes

devem ser: competitivos, transparentes, possuir liquidez e ter um certo tamanho que possibilite baixos custos de transações.

Para melhor esclarecer a classificação da eficiência de mercado, Fama (1970) classificou o termo eficiência de mercado a expressão disponibilidade de informações em três formas: fraca, semi-forte e forte.

A forma fraca afirma que as informações sobre preços e volumes passados não podem ser usadas para prever preços futuros, ou seja, a forma fraca é diretamente oposta à análise técnica⁵.

Os testes empíricos utilizados para avaliação da hipótese de mercado na forma fraca são: a autocorrelação serial, os resultados de estratégias de filtro e os testes de corridas de sinais. Uma correlação serial zero significa que mudanças de preços entre o período passado e o presente não seriam correlacionados entre si, rejeitando-se dessa forma o entendimento que investidores poderiam obter retornos extraordinários a partir de informações passadas. Os testes de filtro irão determinar as estratégias que os investidores irão adotar em relação à compra e a venda das ações, decorrentes a variação percentual (retornos), pelas regras de filtragem. Já os testes de sinais examinam os retornos das ações com o mesmo sinal em diversos dias consecutivos. Sendo assim, para o mercado ser eficiente não deveria haver longos períodos com o mesmo sinal.

Na forma semi-forte diz que os preços dos títulos se ajustam rapidamente à divulgação de todas as informações públicas, ou seja, não há suporte a análise fundamentalista⁶. A hipótese semi-forte também engloba a fraca, porque todos os dados de mercado considerados pela hipótese na forma fraca como preços, retornos e volume de negociação são informações públicas. Outras informações, que não são de mercados, são consideradas públicas: indicadores contábeis e financeiros, divulgação de informações sobre resultados e pagamentos de dividendos, variáveis econômicas, fatores políticos, etc.

⁵ É uma forma, que os analistas de mercado utilizam para determinar suas estratégias de investimentos, por meio da observação gráfica de indicadores dos preços passados dos ativos. Esta ferramenta se baseia na premissa que os preços se movem em tendência e que o comportamento de mercado se repete.

⁶ Os critérios de análise são os demonstrativos financeiros das empresas e os diversos dados e informações referentes ao setor econômico de atividade e à conjuntura econômica. De posse desse elenco de informações são aplicados modelos quantitativos financeiros para determinar o preço justo do ativo, comparando-o com o preço de mercado.

Os estudos que defendem a eficiência de mercados têm como base a teoria das Expectativas Racionais. Uma vez que, os agentes econômicos são dotados de racionalidade e percebem o impacto das variações nos indicadores internos dos preços dos ativos financeiros fazendo com que os antecipem às informações de mercado.

Para avaliar a forma de eficiência semi-forte, os estudos recorrem a testes empíricos em séries temporais, previsão de retornos em seção cruzada e estudos de eventos. A análise em séries temporais busca observar se existe relação de causalidade e cointegração entre variáveis defasadas e contemporâneas, através de um sistema de equações simultâneas denominados de Vetores Auto-regressivos (VAR), sendo muito usado em estudos que utilizam variáveis macroeconômicas para explicar o comportamento do mercado de ações.

A previsão de retornos em seção cruzada para ações individuais tem como base informações públicas, como indicadores contábeis e financeiros, sendo estas as variáveis explicativas para mudanças nos retornos.

Os estudos de eventos são bastante utilizados para verificar a forma semi-forte. Estes examinam como rapidamente os preços das ações se ajustam a eventos financeiros ou econômicos específicos, de forma significativa. O objetivo deste método é testar se é possível investir em um título após um anúncio público de um evento significativo e obter taxas de retornos anormais. Na hipótese de mercado eficiente não há como obter retornos anormais, uma vez que as informações disponíveis já foram antecipadas pelos investidores.

A forma forte diz que os preços dos ativos financeiros refletem completamente todas as informações, sejam públicas ou privadas. Isso significa que nenhum grupo de investidores tem acesso às informações privadas que lhes permitam lucros acima da média sistematicamente. Essa forma extremamente rígida exige não apenas que os preços dos títulos se ajustem rapidamente a novas informações públicas, mas que nenhum grupo tenha informações privilegiadas.

Os testes da forma forte têm como análise os retornos, no decorrer do tempo, de diferenciados grupos de investimentos como os *insiders* empresariais⁷, que são especialistas de bolsas de valores e gestores de fundos de investimentos. O principal objetivo do teste é observar se qualquer grupo obteve retornos ajustados por risco sistêmico⁸, neste caso acima da média do mercado. Um grupo com retornos superiores à média ou teve acesso a informações privadas importantes, ou teve capacidade de antecipar as informações públicas bem antes dos outros investidores. Desta forma, os preços dos títulos não se ajustam rapidamente a todas as novas informações.

A hipótese de mercados eficientes (HME), proposto por Fama (1970), tem enfrentado fortes críticas. Dentre estas críticas, Haugen (1995) apresenta uma coleção de evidências e argumentos contra a HME, que ele denominou ironicamente como “*a fantasia*”. Para o referido autor, os preços dos títulos no mercado se ajustam muito lentamente as informações, pois os investidores reagem sempre com atraso a qualquer tipo de nova informação. Isto demonstra que a análise técnica possa ser uma ferramenta estratégica, uma vez que o comportamento passado do título é rico em informações a respeito do que pode acontecer no futuro. Então os agentes econômicos formarão expectativas, quanto ao futuro, baseados em informações passadas.

A assimetria de informação⁹ é um forte argumento que vai de encontro a HME. Para que um mercado seja eficiente, se faz necessário que as informações sejam simétricas. Ou seja, os investidores devem ter informações homogêneas, o suficiente para tomar suas decisões, o que resultarão em uma precificação correta na avaliação dos ativos financeiros. Em contrapartida, a insuficiência ou a heterogeneidade das informações resultará na precificação incorreta desses ativos. Sendo que, muitas vezes, as informações não se ajustam instantaneamente, pois há problemas de disponibilidade e alto custo.

Bruni (2002) argumenta que o mercado financeiro globalizado se caracteriza pela presença de um maior número de participantes, com melhor acesso às informações relevantes. Assim espera-se que a globalização financeira contribua para um processo mais coerente de

⁷ Membros do conselho de administração, diretores da empresas e acionistas que fazem parte da gestão.

⁸ Risco que não pode ser diversificado. Sendo ajustado pelo calculo do beta, que mede o risco individual de mercado da ação.

⁹ Assimetria informacional é a descrição de um fenômeno segundo o qual alguns agentes econômicos têm mais informações que os outros.

formação de preços; com a remoção de barreiras aos fluxos de investimento e uma maior rede de disponibilidade de informações, a um custo menor. Desta forma irá melhorar a eficiência informacional, sendo que a integração dos mercados tende a diminuir as assimetrias de informações.

2.2 MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Durante a década de 90 do século passado, com a aceleração do movimento de abertura da economia brasileira, houve grandes transformações no mercado doméstico de ações. As empresas brasileiras começaram acessar mercados externos, através da listagem de suas ações em bolsas estrangeiras, principalmente na Bolsa de Nova York, sob a forma de ADRs- *American Depositary Receipts* – com o objetivo de se capitalizar através do lançamento dos valores mobiliários no exterior.

Ao listar suas ações no mercado americano, as companhias brasileiras foram obrigadas a seguir as normas impostas pela SEC¹⁰. Estas eram relacionadas aos aspectos contábeis, transparência e divulgação das informações, provenientes das novas regras que tem como base os princípios da Governança Corporativa¹¹. Isto fazia com que os novos acionistas se tornassem mais exigentes, pois cobravam práticas diferenciadas e mais avançadas do que a convencional, adotadas pelas empresas no mercado de ações doméstico.

As conseqüências dessas mudanças foi que o mercado de capitais brasileiro começou a perder espaço para outros mercados, devido a não implementação imediata das regras diferenciadas de governança, que já eram praticadas nos mercados externos por países emergentes, e devido às incertezas sobre o sucesso do Plano Real. A falta de transparência na gestão e a ausência de instrumentos adequados de supervisão das companhias influenciaram a percepção do risco e, conseqüentemente, aumentaram o custo de capital das empresas.

Ainda neste início de século, o mercado de capitais brasileiro não obteve recuperação, pois muitas empresas mantiveram o capital fechado. Mudanças institucionais foram criadas como

¹⁰ *Security Exchange Commission* - órgão que fiscaliza o mercado de capitais nos EUA. Equivalente no Brasil ao CVM – Comissão de Valores Mobiliários.

¹¹ As boas práticas de Governança Corporativa seguem os princípios da equidade entre os acionistas majoritários e minoritários, da sustentabilidade, e da transparência na divulgação das informações.

a abertura de capital da própria Bolsa de Valores de São Paulo, que deixou de ser uma associação sem fins lucrativos para se tornar uma sociedade anônima. Criou-se um novo segmento na Bovespa de ações, que utiliza de boas práticas de governança, denominado de Novo Mercado. Também houve reformas na lei das Sociedades Anônimas e na lei de Falências.

Observa-se no Quadro 1, que houve uma queda expressiva no número de empresas listadas na Bovespa durante os anos de 1990 a 2007, proveniente de muitas fusões, incorporações e aquisições de empresas brasileiras por grupos empresariais estrangeiros neste período.

Ano	Nº de Empresas Listadas	Ano	Nº de Empresas Listadas
1990	579	1999	487
1991	570	2000	467
1992	565	2001	441
1993	551	2002	412
1994	549	2003	391
1995	544	2004	388
1996	551	2005	381
1997	545	2006	350
1998	535	2007	404

Quadro 1 - Número de empresas listadas na Bovespa a partir de 1990
Fonte: BOVESPA, 2008

Segundo Guerra (2002), existem vários fatores que explicam o não desenvolvimento do mercado acionário brasileiro, sendo destaque o custo de captação de recursos, que é elevado devido à combinação de dois componentes: taxa de juros da economia e o risco país.

As altas taxas de juros desestimulam as aplicações em renda variável, uma vez que o aumento do custo de capital e do risco país faz com que os acionistas tenham que requerer altos retornos. Então, desta forma, seria melhor aplicar em títulos de renda fixa do governo, uma vez que apresentam baixo risco, pouca volatilidade e remuneração garantida pela alta taxa de juros.

Também existem outras causas, que explica o não fortalecimento do mercado acionário brasileiro como: a baixa capacidade de poupança da maioria da população, desinformação sobre o mercado, altos custos de transação, muitas empresas são conservadoras e pertencem a

grupos familiares, pouca liquidez, baixa proteção aos acionistas minoritários e a alta carga tributária. (TEXEIRA, 2007).

Fazendo uma análise comparativa do número de empresas listadas no mercado acionário brasileiro em relação aos dos países industrializados e emergentes, somente no ano de 2007, que representa uma melhor posição, que os quatro anos anteriores, a Bovespa teve um número muito pequeno de empresas listadas, chegando a ser muito menor do que a média dos países emergentes, conforme mostra os dados divulgados pela *World Federation of Exchange*, representados no Quadro 2 .

Emergentes		Industrializados	
Índia	4.887	Estados Unidos	5.965
Coréia do Sul	1.757	Canadá	3.951
China	1.530	Espanha	3.537
Taiwan	703	Reino Unido	3.307
África do Sul	411	Japão	2.414
Brasil	404	Austrália	1.998
México	367	Hong Kong	1.241
Chile	241	França	1.155
Argentina	111	Alemanha	866
Colômbia	90	Itália	307
Média	1.050	Média	2.474

Quadro 2 - Número de empresas listadas em bolsa por países em 2007.

Fonte: World Federation of Exchange – WFE, 2009

Os dados do Quadro 2 confirmam que os países industrializados têm, em média, mais que o dobro de empresas listadas em bolsas que os países emergentes. A Índia, embora seja considerado um país em desenvolvimento, apresentou um número bastante significativo de empresas listadas em bolsas sendo superada somente pelos Estados Unidos. Já a Itália tem o menor número de companhias em bolsa entre os países industrializados. Verifica-se que este número é inferior ao de empresas listadas no Brasil, México e África do Sul.

O Brasil somente assume a liderança em números de empresas listadas em bolsa quando comparado com países da América Latina, mas apresenta desvantagens em relação aos países que compõe os tigres Asiáticos. Os mercados de ações, nos países da América Latina, apresentam barreiras ao desenvolvimento, devido à baixa capacidade de poupança da população, as instabilidades econômicas, o custo de capital elevado e as incertezas quanto ao futuro, diante a globalização financeira.

Analisando a capitalização relativa entre países, que representa a capitalização doméstica em dólares feita pelo mercado de ações interno dividida pelo PIB do respectivo país em dólares, evidencia-se a correlação positiva entre o desenvolvimento do mercado acionário com o crescimento de longo prazo. Como pode ser visto na Tabela 1, os países industrializados apresentam média de capitalização relativa muito superior aos países ditos emergentes, chegando quase ao dobro. O interessante é que nos últimos doze anos os países desenvolvidos e em desenvolvimento mais que duplicaram a capitalização relativa, o que demonstra quanto o mercado acionário cresce de forma global.

Tabela 1 - Capitalização relativa de países industrializados e emergentes

Grupo	País	Média				
		1995 -1997	1998 – 2000	2001 – 2003	2004 - 2006	2007
INDUSTRIALIZADOS	Austrália	70,55	96,93	102,46	126,89	142,83
	Canadá	77,14	104,73	89,29	128,01	152,26
	França	72,93	155,17	119,41	136,74	162,80
	Alemanha	29,01	60,73	44,58	47,92	63,39
	Hong Kong	243,22	315,64	344,36	680,47	1.281,27
	Itália	22,65	58,57	42,04	48,70	50,96
	Japão	61,47	77,83	59,45	94,09	98,84
	Espanha	38,05	74,10	75,84	94,50	124,99
	Reino Unido	133,38	176,60	130,96	140,53	137,34
	Estados Unidos	110,98	160,23	124,05	143,03	144,29
	Média	85,94	128,05	113,24	164,09	235,90
EMERGENTES	Argentina	17,22	16,96	17,19	25,53	21,94
	Brasil	24,99	29,63	33,13	57,89	104,27
	Chile	91,74	79,32	92,30	118,73	129,89
	China	-	-	33,13	29,23	136,54
	Colômbia	63,40	59,89	69,78	102,22	105,07
	Índia	-	-	35,56	70,95	150,82
	Coréia do Sul	22,65	43,57	43,27	82,24	115,75
	México	31,81	23,12	17,00	29,72	38,89
	África do Sul	164,11	115,53	116,47	237,91	292,57
	Taiwan	86,65	98,67	104,26	143,62	173,14
	Tailândia	50,81	33,74	52,04	69,69	80,35
Média	61,49	55,60	55,83	87,97	122,66	

Fonte: WORLD FEDERATION OF EXCHANGE – WFE, 2009

O Brasil apresentou valores médios de capitalização relativa inferiores à média dos países emergentes ao longo destes anos, embora esta diferença comparativa tenha diminuído, no ano de 2007, visto que a capitalização percentual foi de 104,27 % em relação ao PIB. Houve uma evolução da capitalização de 24,99% do PIB, em média, entre os anos de 1995 a 1997 para 57,89% do PIB, em média, entre 2004 a 2006, ou seja, a capitalização relativa mais que

dobrou nos últimos dez anos. O ano de 2007 foi considerado um ano de grande ascensão do mercado acionário mundial e o crescimento da capitalização relativa foi bastante expressivo para os dois grupos de países.

A Figura 1 mostra um comparativo do crescimento da capitalização relativa entre países emergentes, industrializados e o Brasil. Pode-se observar que houve crescimento tanto para os países emergentes quanto para os desenvolvidos a taxas superiores ao crescimento de capitalização relativa do mercado acionário brasileiro. O interessante é a tendência sincronizada deste crescimento quando comparados.

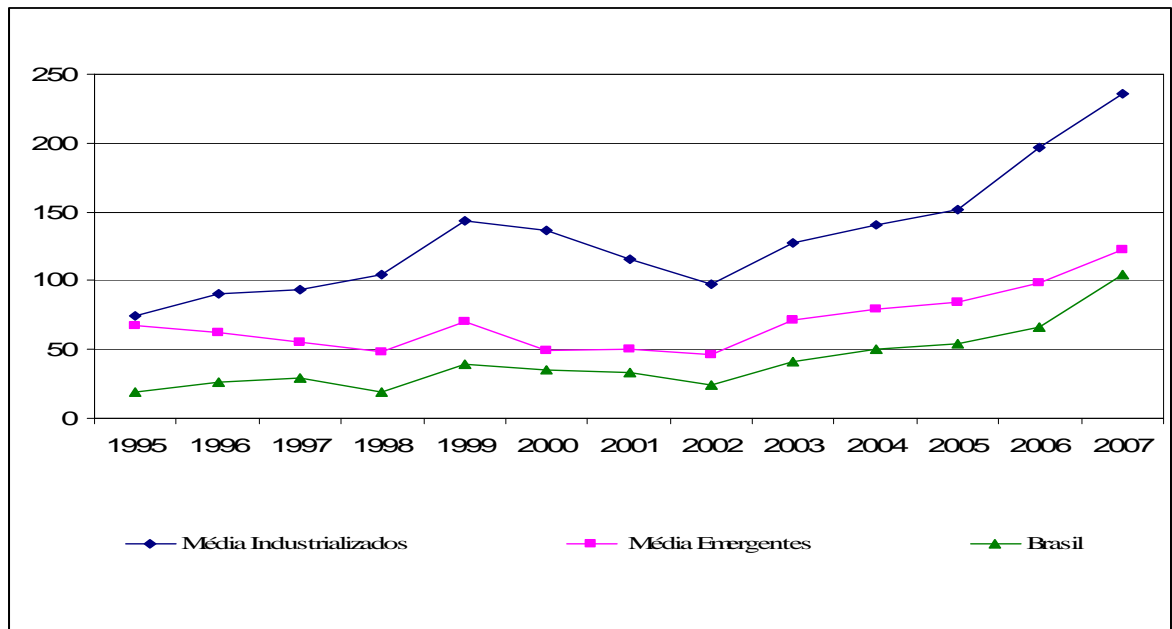


Figura 1 - Comparativo da capitalização relativa dos países emergentes e industrializados com o Brasil

Fonte: WORLD FEDERATION OF EXCHANGE – WFE, 2009

Estas análises comparativas demonstram que o mercado acionário brasileiro ainda é muito pouco desenvolvido, pois tem um número de empresas listadas em bolsas, bastante restrito em relação à média dos mercados emergentes. Também a Bovespa apresentou baixa capitalização relativa, uma vez que o mercado de longo prazo no Brasil ainda é pouco atrativo, pois apresenta históricos de instabilidades, embora, entre 2005 e 2007, as condições tenham sido favoráveis ao crescimento do mercado de capitais brasileiro. Houve estabilidade interna de preços e o crescimento do PIB foi, em média, de 4,5%; as reservas internacionais alcançaram o nível recorde de US\$ 200 bilhões de dólares e a relação dívida PIB manteve-se

estável. Este cenário propiciou a queda do risco país e uma capitalização relativa de 104, 27 % do PIB, no ano de 2007, e também fez com que o país obtivesse o grau de investimento perante as agências de risco.

2.3 REVISÃO DE LITERATURA CONCERNENTE

Há uma vasta revisão de literatura que tenta explicar o comportamento do mercado doméstico de ações através da relação de causa e cointegração com variáveis macroeconômicas. A grande maioria desses estudos empíricos trata das relações existentes nos países onde o mercado de ações é mais desenvolvido como, por exemplo, Estados Unidos, Reino Unido e Japão. Atualmente o número de publicações concernente para verificar a relação entre variáveis macroeconômicas e o comportamento do mercado acionário tem se intensificado em países em desenvolvimento como: Egito, Malásia, Nova Zelândia, Paquistão, Taiwan, Tailândia, Cingapura, Gana, Coréia do Sul, Siri Lanka, Jordânia, Índia, Turquia, África do Sul e Brasil. Os resultados de alguns destes estudos empíricos em países emergentes serão analisados a seguir. No anexo há um tabela resumo sobre a revisão de literatura da eficiência informacional utilizando variáveis macroeconômicas nos referidos países.

Goswami e Jung (1998) investigaram os efeitos dos fatores econômicos no mercado de ações da Coréia, usando o Modelo de Vetor de Correção de Erros (MVCE). O estudo analisou a relação de curto e longo prazo entre o preço das ações e nove variáveis macroeconômicas. Os resultados dos testes demonstraram relação positiva entre o preço das ações com a produção industrial, inflação e taxa de juros de curto prazo, e relações negativas com a taxa de juros de longo prazo e o preço do petróleo.

Jefferis e Okeahalam (2000) obtiveram resultados empíricos nos quais os preços reais das ações, na África do Sul, são positivamente relacionados à taxa de cambio real. A lógica apresentada pelos referidos autores é que a depreciação cambial fortalece a lucratividade dos produtores domésticos em relação aos competidores estrangeiros. Como resultado, a taxa de câmbio teria uma influência positiva sobre os seus lucros e consequentemente sobre os preços de suas ações.

Maysami e Sim (2002, 2001a, 2001b) aplicaram o Vetor de Correção de Erros (VEC) para explicar a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos das ações em Hong Kong e Cingapura (MAYSAMI ; SIM, 2002), Malásia e Tailândia (MAYSAMI; SIM 2001a) e Japão e Coréia (MAYSAMI; SIM, 2001b). Os referidos autores analisaram a influência da taxa de juros, inflação, oferta monetária, taxa de câmbio e atividade real, representadas pela produção industrial, assim como variável *dummy* para capturar o impacto da crise financeira asiática de 1997. Os resultados confirmam a influência das variáveis macroeconômicas no mercado de ações em cada um dos seis países em estudo.

Islam (2003) replica os estudos acima, na Malásia, para verificar o ajustamento dinâmico, curto prazo, e a relação de equilíbrio, longo prazo, entre quatro variáveis macroeconômicas; taxa de juros, inflação, taxa de câmbio e produção industrial; em comparação aos retornos das ações. Seu resultado foi similar, pois encontrou existências de estatísticas significativas, de curto prazo (dinâmica) e no longo prazo (equilíbrio), entre variáveis macroeconômicas e o índice de ações daquele país.

Omran (2003) investigou a relação de cointegração e causalidade entre o setor financeiro e o setor real da economia indiana. Usou dados mensais observados entre janeiro de 1992 a dezembro de 2002. As variáveis que denominou como financeiras foram: taxa de juros, inflação, taxa de câmbio, retorno das ações. A variável real utilizada como *proxy* foi a produção industrial. Os resultados demonstraram causalidade unidirecional entre o setor financeiro e o setor real, conforme o teste de Granger.

Guanasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004) examinaram a influência das variáveis macroeconômicas no índice do mercado acionário de Sri Lanka. As variáveis econômicas selecionadas foram: oferta monetária, títulos do tesouro, como mensuração da taxa de juros, inflação, medida pelo índice de preço ao consumidor, e a taxa de câmbio. O período de estudo foi entre janeiro de 1985 a dezembro de 2007. Os referidos autores utilizaram testes de raiz unitária e cointegração. Também analisaram relações de curto e longo prazo entre as variáveis, através da estimação do VAR pelo Mecanismo de Correção de Erros (VMCE). Os resultados deste último apontam que valores defasados das variáveis macroeconômicas como índice de preço do consumidor, títulos do tesouro e oferta monetária têm uma influência significativa no comportamento do mercado de ações deste país.

Nishat e Shaheen (2004) analisaram a relação de equilíbrio de longo prazo entre um grupo de variáveis macroeconômicas e o mercado de ações do Paquistão, durante janeiro de 1973 a abril de 2004. Estimou-se o VMCE e foi constatado que as variáveis: produção industrial, preço do consumidor, oferta monetária, no conceito M1, e taxa de juros são cointegradas com o mercado de ações daquele país. Os resultados indicaram que a produção industrial foi que maior indicou uma relação positiva com mercado de ações, enquanto que a inflação apresentou uma maior relação negativa. O teste de Granger encontrou o efeito de causalidade reversa entre o mercado de ações e a produção industrial.

Patra e Poshakwale (2006) verificaram ajustamento dinâmico de curto e longo prazo entre variáveis macroeconômicas e os retornos das ações, no mercado de capitais da Grécia, durante o período de 1990 a 1999. Os resultados empíricos demonstram, tanto no curto como no longo prazo, a existência de relações de equilíbrio entre oferta monetária, inflação e o volume transacionado de títulos com o índice de ações da bolsa de Atenas (Athenas Stock Exchange - ASE). Não foram encontradas relações de equilíbrio, no curto e longo prazo, entre a taxa de câmbio e o preço das ações. Para os referidos autores os resultados da pesquisa foram coerentes aos argumentos teóricos e ao desenvolvimento prático que ocorreu no mercado de ações grego durante o período estudado. Estes resultados evidenciam que ASE é informacionalmente ineficiente, pois tanto as informações públicas das variáveis macroeconômicas quanto o volume transacionado em títulos podem ser potencialmente utilizados para predição dos preços das ações.

Zhang (2006) examinou relação entre o índice de ações da Nova Zelândia e sete variáveis macroeconômicas, entre janeiro de 1990 a janeiro de 1993, usando teste de cointegração e causalidade. Os resultados dos testes indicaram causalidade unilateral das seguintes variáveis sobre o índice de ações: taxa de juros, oferta monetária e PIB real. Embora, conforme o autor, não há evidências que o índice da bolsa da Nova Zelândia seja explicado por mudanças nas variáveis macroeconômicas.

Jusoh, Nor e Ergun (2008) estudaram o impacto externo, representados pelas *proxies* taxa de juros e taxa de câmbio, e dos indicadores internos como *proxies* produção industrial e oferta monetária (M3), com o mercado de ações da Turquia. Foi empregado o método de cointegração, análises da função de impulso resposta e decomposição da variância, usando dados mensais entre fevereiro de 1996 a maio de 2008. A análise dos resultados indica relação

de longo prazo e efeito de causalidade entre produção industrial, oferta monetária e taxa de juros, estes dois últimos de forma bilateral, com o índice do mercado de ações deste país, embora a taxa de câmbio não tenha apresentado causalidade nem cointegração com os preços das ações da bolsa de Istambul.

Harobet e Dumitrescu (2008) investigaram a relação dinâmica entre variáveis macroeconômicas dos países do Leste Europeu - República Tcheca, Hungria, Polônia e Romênia - entre janeiro de 1998 a setembro de 2007. Este estudo aplicou os métodos de cointegração, causalidade, análise de impulso resposta e decomposição da variância. O objetivo foi capturar relações entre os preços das ações com as seguintes variáveis macroeconômicas: taxa de juros, taxa de câmbio real, oferta monetária, índice de preço ao consumidor e PIB. Os sinais das variáveis dos vetores de cointegração tiveram resultados esperados. O índice de preço do consumidor foi positivamente relacionado aos preços das ações, enquanto a taxa de câmbio exibiu comportamento oposto, exceto para Romênia. As taxas de juros na República Tcheca, Polônia e Romênia são positivamente correlacionadas com os preços das ações. Também todos os países apresentaram sinais positivos entre o PIB e o preço das ações.

Tweneboah e Anokye (2008) analisaram o impacto das variáveis macroeconômicas na bolsa de Gana, durante o primeiro trimestre de 1991 até o quarto trimestre de 2007. Também foram utilizados o teste de cointegração e a estimação do VAR com Mecanismo de Correção de Erros (VMCE). Os resultados comprovaram relações de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o índice de ações daquele país. A análise das estimativas do VMCE mostrou que a taxa de juros e a inflação têm uma influência negativamente significativa com o mercado de ações. Para os autores não há eficiência informacional na bolsa de Gana.

No Brasil alguns estudos empíricos analisaram o comportamento das variáveis macroeconômicas no mercado de ações representado pelo IBOVESPA. Nunes e Meurer (2005) estudaram o período que compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2004. Os autores utilizaram as seguintes variáveis macroeconômicas: produção industrial, câmbio real, taxa de juros, inflação, *spreads* entre o título da dívida externa brasileira (C-Bonds) e os títulos da dívida externa norte americana, com o intuito de captar as percepções do “risco país” por parte dos investidores. Os resultados demonstram que o mercado de ações brasileiro não funciona como um perfeito *hedge* para taxa de inflação esperada, assim como a

relação negativa entre as taxas de inflação e o nível de atividade econômica não pode ser constatada. Os autores verificaram uma significativa relação negativa entre o IBOVESPA e os *spreads* dos C-bonds, que representa o risco país, indicando que a percepção dos investidores externos em relação à economia brasileira está fortemente relacionada às oscilações no mercado de ações.

Grôppo (2004) analisou o efeito dos choques inesperados nas variáveis macroeconômicas sobre o índice da Bolsa de Valores de São Paulo. O período analisado compreendeu os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2003. Os resultados demonstraram relações significativas entre a taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo com o IBOVESPA. Por sua vez, o preço do petróleo no mercado internacional não explicou contemporaneamente o IBOVESPA. O estudo deixou claro, conforme o autor, elevada sensibilidade do IBOVESPA frente à taxa de juros real de curto prazo (Selic), tanto no tocante da decomposição do erro de previsão quanto da função de resposta a impulso elasticidade.

Guttler (2006) testou a hipótese de eficiência no mercado de ações brasileiro com base nas informações divulgadas sobre variáveis macroeconômicas. Utilizou-se do teste de causalidade de Granger com Mecanismo de Correção de Erros (MCE) pela metodologia de Toda e Yamamoto (1995). Para verificar a relação com o IBOVESPA foram utilizadas no teste as seguintes variáveis macroeconômicas: o Produto Interno Bruto (PIB), a produção industrial, a taxa de inflação (medida pelo IPCA), o risco país (C-Bonds), a taxa Selic, a taxa de câmbio e o agregado monetário (no conceito M4). O período considerado foi de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Segundo o referido autor os testes propostos neste trabalho indicam a ineficiência do mercado de ações brasileiro. A conclusão é que os resultados são consistentes com a maioria dos estudos concernentes realizados em outros países em desenvolvimento, uma vez que as variáveis macroeconômicas foram cointegradas e causaram em conjunto no sentido de Granger o crescimento do IBOVESPA no período.

3 METODOLOGIA

O presente estudo desenvolve o método analítico e empírico em séries temporais para determinar o efeito de causalidade e de cointegração entre as variáveis macroeconômicas selecionadas e o mercado de ações brasileiro. O período compreendido para o estudo traz dados mensais entre janeiro de 1995 a dezembro de 2007.

Os dados mensais são denominados de séries temporais e a qualidade da estimação depende que a série seja estacionária. Para verificar se as séries são estacionárias, utilizou-se os testes de estacionaridade de Dickey Fuller (1979) e Phillippe Perron (1988). Em seguida foram adotados os critérios de informações por Akaike e Schwarz, com o objetivo de especificar o número de defasagem do modelo VAR. Posteriormente foram executados os procedimentos de estimação para buscar a cointegração pelo teste de Johansen (1988). Em seqüência, estimou-se o VAR com Mecanismo de Correção de Erros (VECM), onde foram feitas as interpretações dos parâmetros do vetor de cointegração e o ajustamento do modelo, analisou-se também os resultados de impulso resposta e decomposição da variância. Por último, foi feito uma análise da causalidade de Granger (1969) entre as variáveis endógenas do sistema e também para as respectivas Volatilidades Condicionais Auto-regressivas Generalizadas (GARCH).

Todos os testes estatísticos estão descritos, com maiores detalhes, neste capítulo. O *software* econométrico utilizado para a estimação e realização dos testes empíricos em séries temporais foi o Eviews 6.0.

3.1 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Para a escolha das variáveis endógenas macroeconômicas, utilizou-se como critério, a relevância das mesmas em estudos empíricos levantados na revisão de literatura. Portanto as variáveis utilizadas foram: taxa de câmbio; taxa de juros de curto prazo (Selic over); inflação, medida pelo Índice Geral de Disponibilidade Interna (IGPDI) da Fundação Getúlio Vargas; atividade econômica real tendo como *proxies* a produção industrial e o PIB; e a oferta de

moeda, representada pela base monetária M4. Incluiu-se, também, o risco país, aqui denominado pelo EMBI + Brazil.

Os dados relativos às variáveis macroeconômicas encontram-se na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e no site da Macrodados on-line, exceto a série risco-país, EMBI + Brazil, que é disponibilizada pelo J. P. Morgan-Chase. Todas as séries foram transformadas na forma de logaritmo natural buscando suavizar e normalizar os desvios.

Na análise dos dados da série do IBOVESPA, verifica-se que houve um grande crescimento entre janeiro de 1995 a dezembro de 2007, respectivamente de 3.841 a 63.594 pontos, que representa um crescimento aproximado de 1.560%. Na Figura 2 pode ser visto a evolução da série com alguns períodos de declínios significativos no índice: o primeiro foi entre setembro de 1998 (com a crise da Rússia) a janeiro de 1999 (com a crise cambial, onde a taxa de câmbio se torna flexível). O segundo foi proveniente do risco eleitoral entre outubro de 2002 a fevereiro de 2003, que gerava incertezas sobre a continuação da política macroeconômica e a sustentação da estabilidade do Plano Real. Entre março de 2003 até dezembro de 2007 o índice Bovespa sofreu pequenas oscilações não muito expressivas, decorrentes ao movimento de mercado, e a evolução de crescimento do índice foi bastante significativa, quando comparado com períodos anteriores.

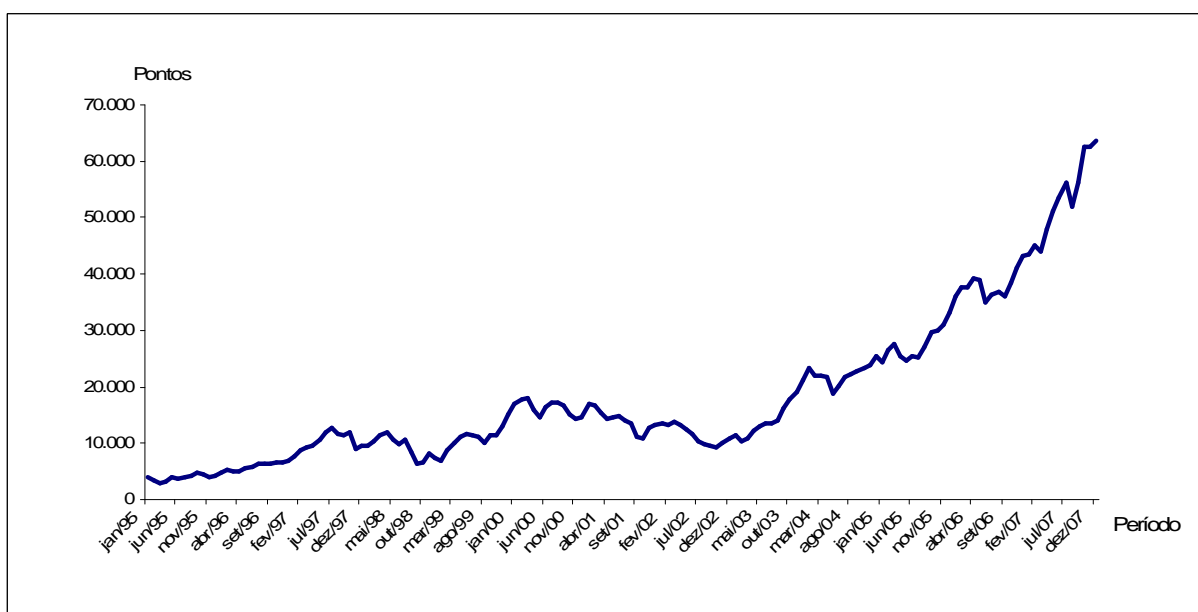


Figura 2 - Série índice Bovespa em pontos fechamento mês: Jan. 1995 a Dez. 2007
Fonte: IPEA, 2008

Verificando-se a evolução da taxa de juros, pode-se observar na Figura 3 que em alguns períodos, apresentou picos expressivos como: maio de 1995, a crise do México; novembro de 1997, a crise Asiática; outubro de 1998, a crise da Rússia; março de 1999, a crise cambial e a política de metas de inflação; e janeiro de 2003, com o aumento do risco país.

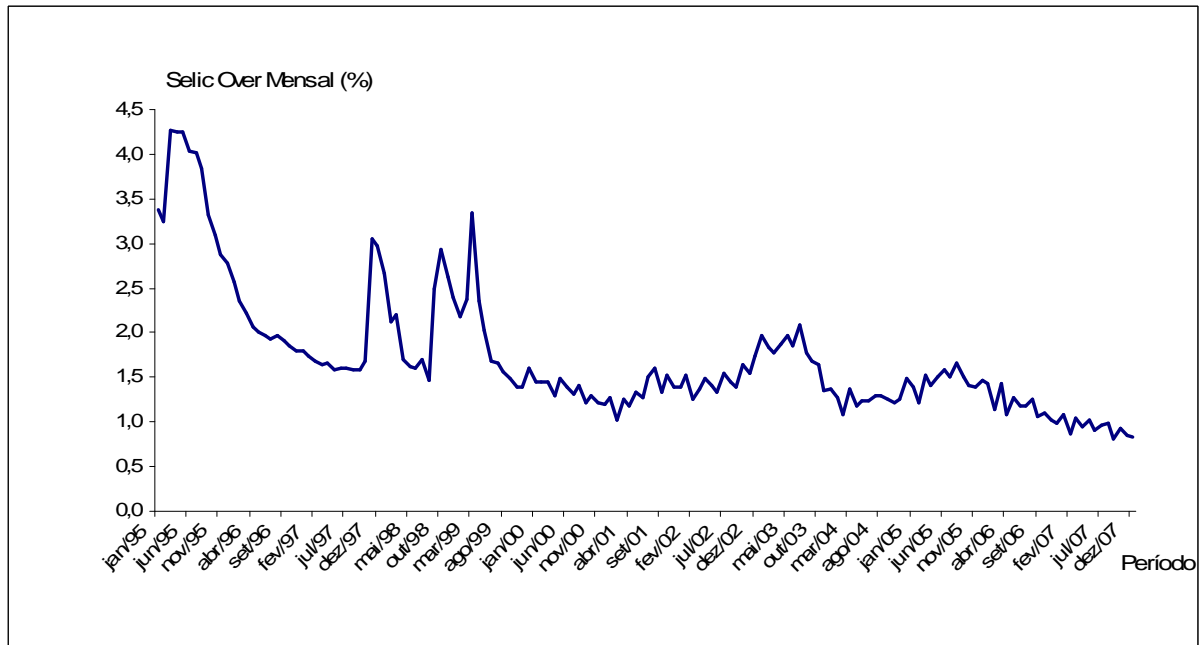


Figura 3 - Série taxa Selic – Over: Jan. 1995 a Dez. 2007
Fonte: IPEA, 2008

Já em relação à evolução da taxa de câmbio, como pode ser visto na Figura 4, há um período de estabilização, com o câmbio fixo, até janeiro de 1999. Depois deste período já com o câmbio flutuante há momentos de picos provenientes de crises externas já citadas e internas por parte da crise eleitoral, em 2002, sendo que a taxa de câmbio chegou a ser cotada ao valor máximo de R\$/US\$ 3,806, em outubro de 2002. Observa-se também que, a partir de junho de 2004, há uma queda acentuada na taxa de câmbio decorrente do aumento das exportações e do incremento das reservas internacionais, que fizeram com que a mesma chegasse a um valor mínimo de R\$/US\$ 1,770, em novembro de 2007.

Para representar a atividade econômica real, utiliza-se a produção industrial e o PIB como *proxies*. A evolução do PIB apresentou menores oscilações que a produção industrial dessazonalizada, como pode ser visto nas Figuras 5 e 6. A segunda apresentou declínios mais significativos durante os períodos de maio de 1995, janeiro de 1998 e junho de 2003. Estas quedas foram provocadas por políticas anti-cíclicas de altas taxas de juros com objetivo de

combater a inflação ou decorrente da queda nas exportações e, também, devido a problemas de liquidez nos mercados internacionais. Em período posterior ao início de 2004, houve um incremento na produção industrial puxada pelo aumento das exportações e também pela redução na taxa de juros como pode ser verificado na Figura 6.

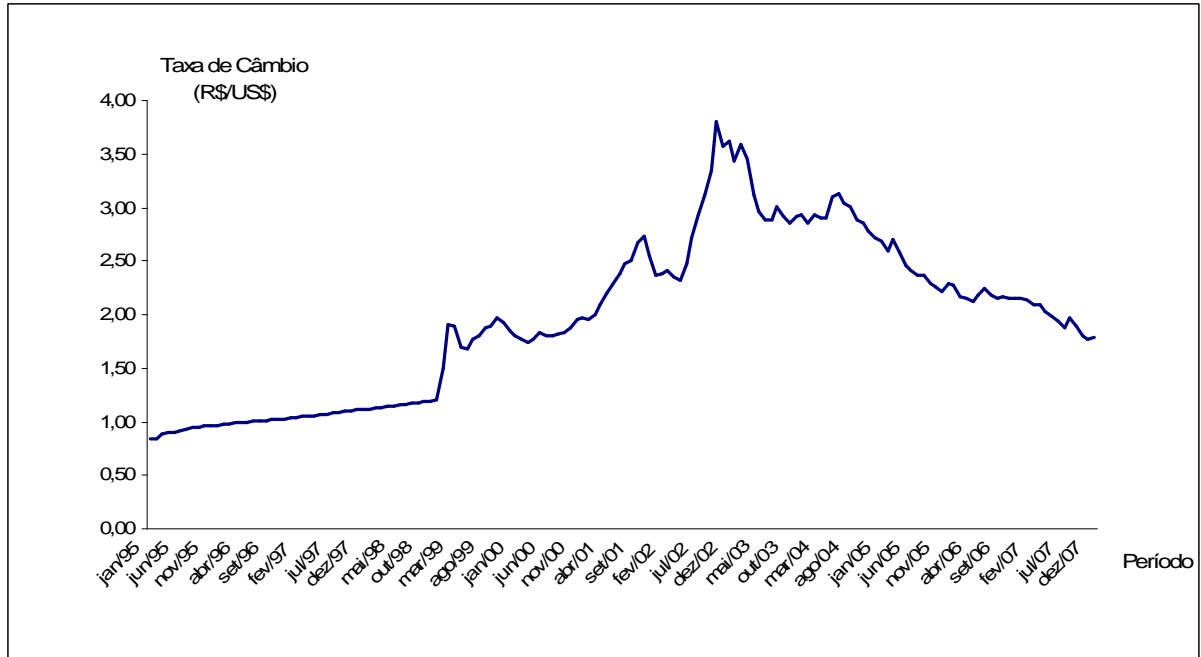


Figura 4 - Série taxa de câmbio: Jan. 1995 a Dez. 2007
Fonte: IPEA, 2008

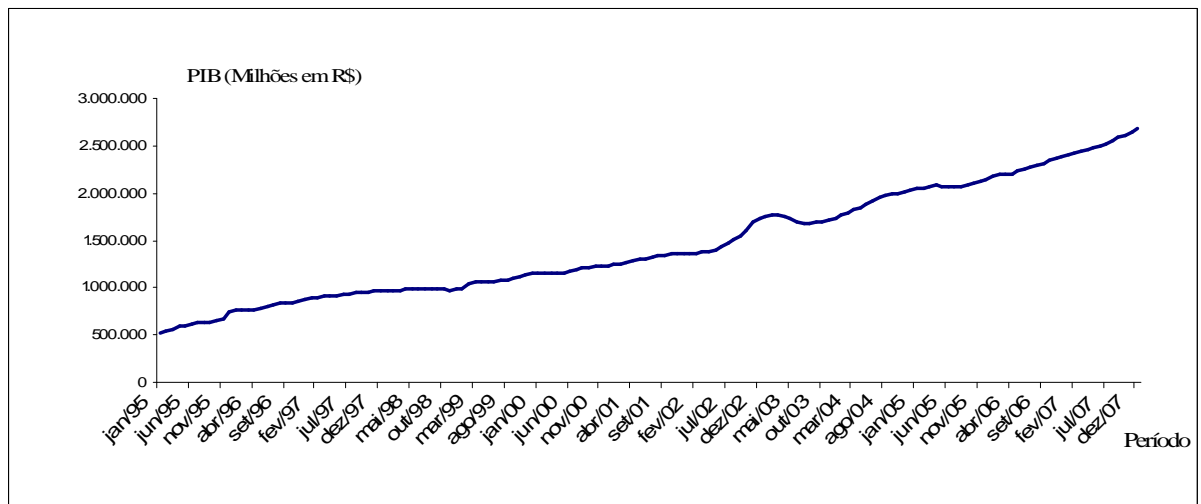


Figura 5 - Série PIB em milhões de Reais: Jan. 1995 a Dez. 2007
Fonte: MACRODADOS ON-LINE, 2009

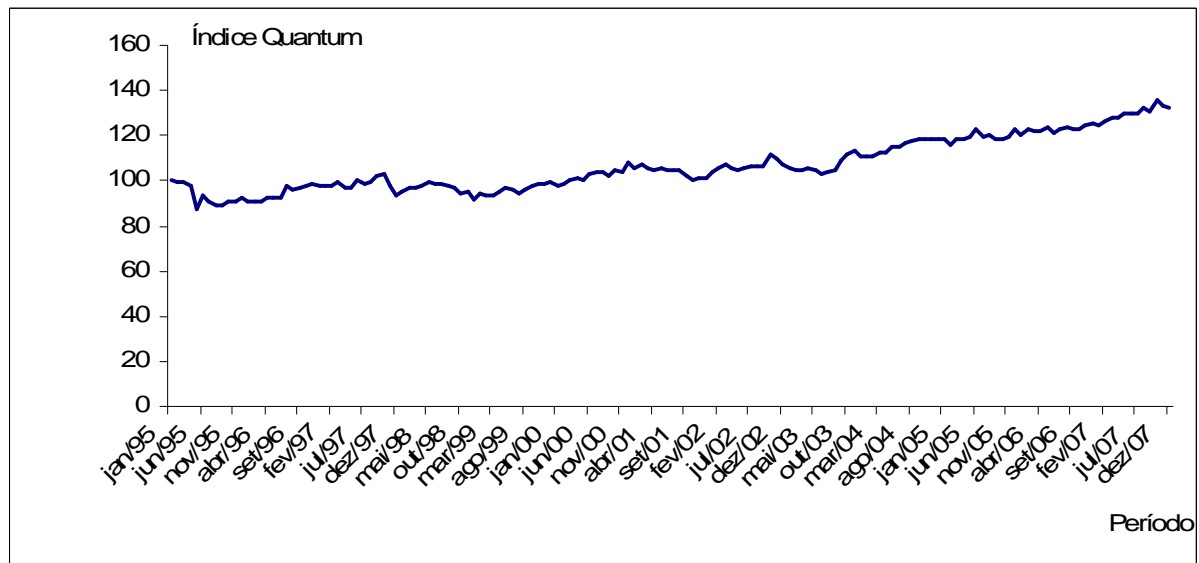


Figura 6 - Série da produção industrial geral: Jan. 1995 a Dez. 2007
Índice quantum dessazonalizado (Base: Jan. 1995 = 100)
Fonte: IPEA, 2008

O risco país é representado neste estudo pelo EMBI +¹² Brazil e mede o rendimento médio de uma carteira hipotética, constituída por papéis emitidos pelo Brasil no exterior, frente ao rendimento dos títulos do tesouro norte americano de prazo comparável, que são considerados como ativo livre de risco.

Neste caso quanto maior o risco, menor, será *a priori*, a capacidade do país atrair capital estrangeiro, seja para investimentos econômicos ou financeiros. Em consequência disso maior será o prêmio de remuneração que os investidores irão requerer para assumir este risco.

A evolução do risco país, como pode ser visto na Figura 7, apresentou os maiores picos no período de julho de 2002 (2.341 pontos); e setembro de 2002 (2.395 pontos). Isso tudo em função das pesquisas eleitorais, que indicavam uma provável vitória da oposição nas eleições deste ano. O risco país começou a cair consistentemente no início de 2003 com a promessa do novo governo dar continuação às políticas macroeconômicas como: metas de inflação, câmbio flutuante, independência do Banco Central, entre outras. O EMBI+ Brazil atingiu o nível mais baixo em 142 pontos, em maio de 2007, uma vez que os investidores passaram a demonstrar confiança nos fundamentos da economia brasileira e já era questionado, no mercado

¹² O EMBI+ (*Emerging Market Bond Index Plus*), calculado pelo J.P. Morgan Chase é um índice que mede o retorno dos *spreads* de uma carteira hipotética de títulos de um país ou carteira de países em relação aos títulos do tesouro norte-americano.

financeiro, que o país já apresentava condições necessárias para obter o grau de investimento¹³ perante as agências avaliadoras de risco.

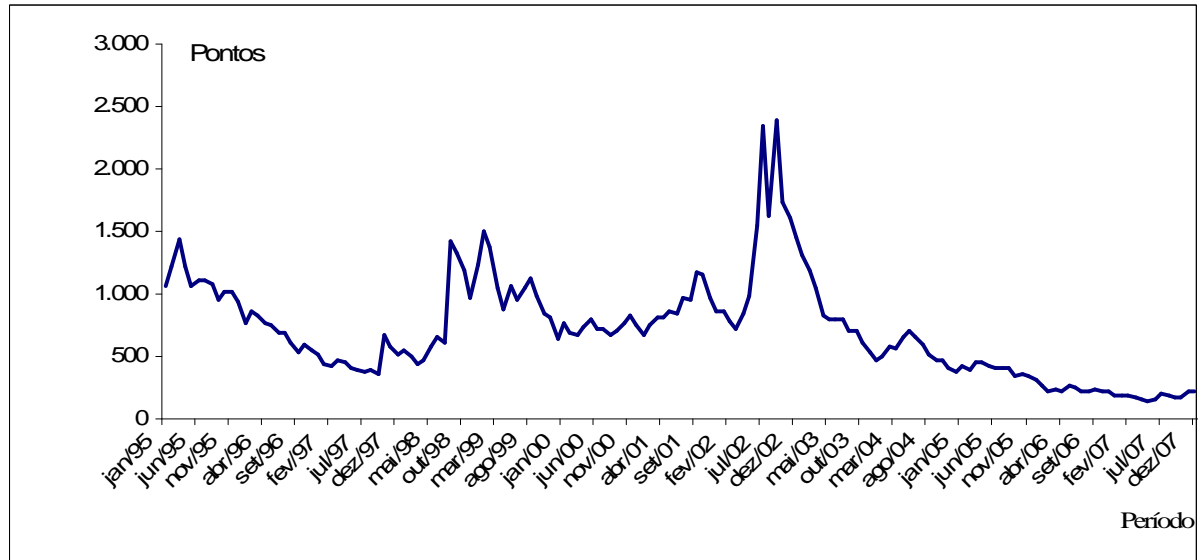


Figura 7 - Série risco país – Embi + Brazil : Jan. 1995 a Dez. 2007

Fonte: Elaboração própria com base em dados da J. P. MORGAN-CHASE , 2008

Quanto à inflação medida pelo Índice Geral de Preço de Disponibilidade Interna (IGPDI), conforme Figura 8, observa-se uma evolução quase estável no início do período e algumas elevações em janeiro de 2003, devido a grande desvalorização cambial no final do ano de 2002, e em abril de 2005, decorrente ao aquecimento interno da economia brasileira.

A Figura 9 mostra o comportamento da trajetória temporal da oferta monetária durante o período estudado. Observa-se uma evolução de crescimento da oferta monetária que pode ser explicada pelo incremento das reservas internacionais brasileiras que, em janeiro de 1995, era de US\$ 38 bilhões e passou para US\$ 180 bilhões, em dezembro de 2007, conforme base de dados do próprio IPEA. O crescimento da oferta monetária também foi decorrente do aumento de liquidez dos mercados internacionais, criação de novos produtos financeiros; relativos principalmente de operações com derivativos; e maiores emissões de títulos públicos fomentada pela elevada taxa de juros.

¹³ É uma classificação dada a um país a partir de uma avaliação concedida pelas principais agências de notas de crédito como a : Fitch Ratings, Chase, Moody´s e Stand Poor´s. Estas agências consideram vários fatores para a avaliação como: reservas internacionais, relação dívida PIB, distribuição de renda e etc.

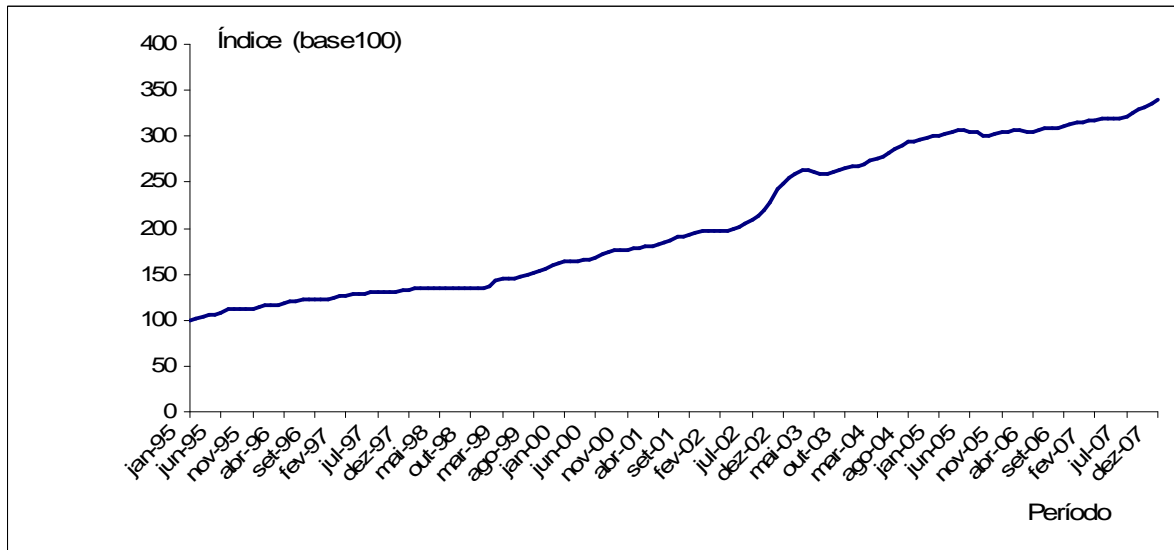


Figura 8 - Série índice de geral de preço de disponibilidade interna (IGPDI): Jan. 1995 a Dez. 2007
 Fonte: IPEA, 2008; FGV (Base : Jan. 1995 = 100)

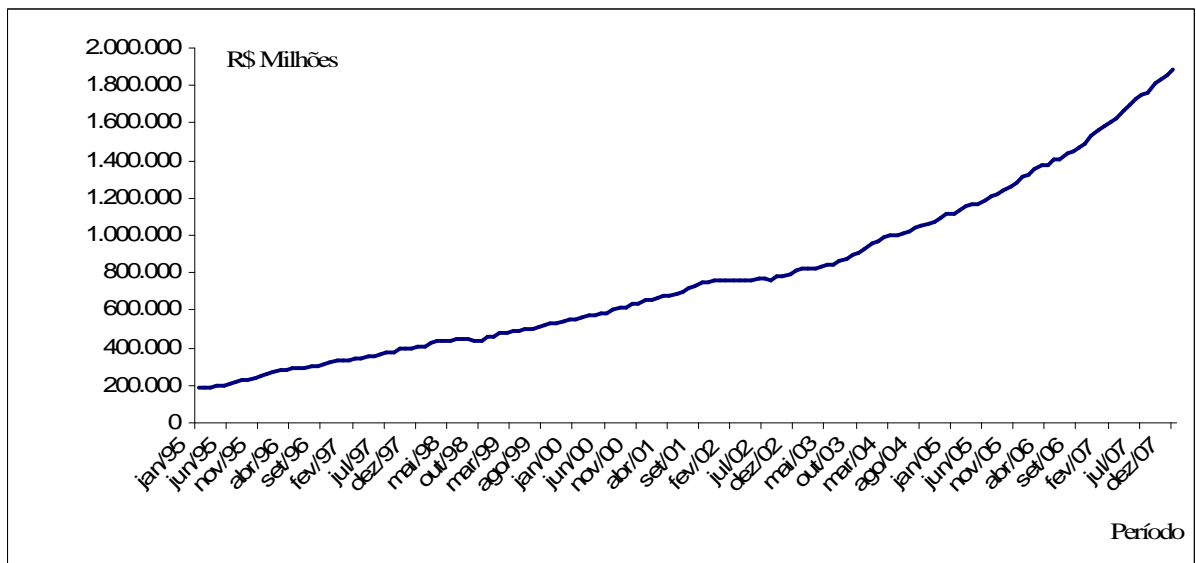


Figura 9 - Série base monetária (M4): Jan. 1995 a Dez. 2007
 Média por dias úteis mês em milhões de Reais (R\$)
 Fonte: IPEA, 2008

3.2 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Em análise de dados em séries temporais é fundamental constatar se uma determinada série, ao longo de um período de tempo, é estacionária. Isto permitirá proceder à estimação e à inferência estatística sobre os parâmetros do modelo de previsão, para que não haja estimadores espúrios. O teste mais difundido para saber se a série apresenta raiz unitária, ou seja, não estacionária, é o teste de Dickey e Fuller (1979).

Para realizar o teste considere o modelo auto-regressivo:

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que ε_t é um ruído branco. Portanto, testa-se que $H_0: \phi = 1$ contra a $H_1: \phi < 1$. Se $|\phi| < 1$, Y_t é, fracamente, estacionária e descrita como um processo AR(1). Já se $\phi = 1$, Y_t é não estacionária e a série possui raiz unitária.

Para Bueno (2008), o problema do teste de Dickey e Fuller anterior é que o mesmo considera os termos de erro como ruído branco, com média zero e variância constante, sendo que estes não podem ser auto-correlacionados. Isto pode causar distorções no poder do teste e, portanto, para corrigir este problema sugere-se um processo auto-regressivo de ordem p , que se convencionou a chamar de teste de Dickey e Fuller Ampliado (ADF).

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Os valores críticos para esses testes são estabelecidos pelo teste τ (tau) e não pela estatística t de *Student*.

Para enfrentar o problema da determinação do número de defasagens da variável, o teste é conduzido através da observação dos resultados, para cada modelo de especificação (com intercepto; com intercepto e tendência e; sem intercepto e tendência). Os menores números, gerados pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz, definem melhor o modelo.

Phillips e Perron (1988) desenvolveram um procedimento formal para testar a hipótese de não estacionaridade na presença de quebra estrutural nas séries. Esse teste permite considerar mudanças tanto no intercepto como na inclinação da série, a partir da quebra estrutural, que antes não eram identificadas pelo teste de Dickey e Fuller.

Se as séries temporais de um modelo não são estacionárias em nível, deve-se realizar a diferença de primeira, segunda ordem até que as mesmas se tornem estacionária. Caso duas séries sejam estacionárias na mesma ordem, pode-se testar se as mesmas são cointegradas, ou seja, que exista uma interação entre elas. Neste caso é possível estimar a equação com as variáveis, conforme a ordem de integração.

3.3 MODELO DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR)

Os modelos multivariados VAR são expressos por meio de um sistema de equações simultâneas. Este modelo não pode ser estimado pelo Método dos Mínimos Quadrados (MQO), uma vez que as variáveis contemporâneas y_t , z_t , em um modelo bivariado, são diretamente correlacionadas com os erros \mathcal{E}_{zt} e \mathcal{E}_{yt} .

$$y_t = b_{10} + a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \mathcal{E}_{yt} \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} + a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \mathcal{E}_{zt} \quad (5)$$

Logo, para estimar o modelo VAR de ordem p , deve-se transformar o modelo estrutural (4) e (5) na forma reduzida inscrita algebricamente como:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + e_t \quad (6)$$

Onde: x_t = vetor ($n \times 1$) com n variáveis endógenas

A_0 = vetor ($n \times 1$) com os interceptos

A_i = matriz ($n \times n$) com os parâmetros

e_t = vetor com os termos de erro

Na forma reduzida não há problema de se estimar o VAR, uma vez que os erros transformados e_t , não são correlacionados com os regressores e não estão autocorrelacionados.

Estes termos de erros transformados, denominados de inovações, são importantes, no modelo VAR, para análise da função impulso resposta e para decomposição da variância. A função impulso-resposta fornece o efeito corrente e futuro sobre as variáveis endógenas, originado a partir de um desvio padrão de um choque nas inovações contemporâneas. A decomposição de variância mede a contribuição relativa de cada choque sobre as variáveis endógenas do sistema VAR

De acordo com Bueno (2008), o modelo VAR busca responder qual a trajetória das variáveis endógenas ante um choque estrutural. Ou seja, conhecer o tempo que um choque afeta uma série, se ela muda de patamar ou não, para que patamar vai, entre outras informações provenientes da análise da função impulso resposta.

A especificação da ordem de defasagem p do modelo VAR tem que ser obtida pelo menor critério de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ):

$$AIC(\hat{p}) = \ln \left| \sum(p) \right| + \frac{2}{T} pn^2; \quad (7)$$

$$SC(\hat{p}) = \ln \left| \sum(p) \right| + \frac{\ln T}{T} pn^2; \quad (8)$$

$$HQ(\hat{p}) = \ln \left| \sum(p) \right| + \frac{\ln(\ln T)}{T} 2pn^2; \quad (9)$$

Um $VAR(p)$, com n variáveis endógenas no sistema, teria $n + pn^2$ coeficientes a estimar. Lutkepohl e Kratzig (2004) comentam que, para $T > 16$, a seguinte relação ocorre mesmo para pequenas amostras: $SC(\hat{p}) \leq HQ(\hat{p}) \leq AIC(\hat{p})$.

Alguns pré-requisitos são necessários para estimar o modelo VAR. Primeiro deve se verificar se os autovalores do polinômio característico da matriz A_i estão dentro do círculo unitário para o modelo ser considerado estacionário. Posteriormente, devem ser testadas as inferências

de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos. Por último verifica-se, através do teste de cointegração e vetor de correção de erros, a possibilidade de existência de relações de longo prazo entre as variáveis.

A aplicação desta metodologia será válida neste estudo, uma vez que, o modelo VAR permite analisar empiricamente qual a participação de cada uma das variáveis no entendimento das alterações ocorridas nas demais, análise de decomposição da variância, ou mesmo a resposta de uma variável face à ocorrência de um choque em um outro componente, análise da função de impulso resposta. (SIMS, 1980).

3.4 CAUSALIDADE DE GRANGER

Granger (1969) desenvolveu um teste de causalidade para verificar se existe uma relação de causa e efeito entre duas ou mais variáveis defasadas. Em outras palavras, considerava-se fundamental saber se a escalar y ajuda a prever a escalar z . Caso isso não se confirme, pode-se dizer que y não causa Granger em z . Para testar a causalidade de Granger é necessário que as séries sejam estacionárias. Caso as séries não sejam estacionárias em nível, deve-se fazê-las estacionárias em primeira diferença, como a grande maioria das séries financeiras e econômicas, podendo assim realizar o teste da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = a_y + \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (10)$$

$$\Delta Z_t = a_z + \sum_{i=1}^p \beta_{z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{z,t} \quad (11)$$

A hipótese nula do teste para equação (10) é $H_0: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = 0$. Ou seja ΔZ_t não causa ΔY_t no

sentido de Granger. A hipótese alternativa $H_1: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \neq 0$ é que pelo menos uma defasagem

de ΔZ_t causa no sentido de Granger ΔY_t . Também se utiliza do teste F convencional e do

teste de Wald para realizar o teste conjunto que $H_0: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} = 0$.

Bueno (2008) destaca o fato do teste de causalidade de Granger não ser a mesma coisa que teste de exogeneidade. Para que Z_t seja exógeno à Y_t , é preciso que Z_t não seja afetado contemporaneamente por Y_t . Como causalidade de Granger refere-se apenas aos efeitos dos valores defasados de Z_t sobre os valores correntes de Y_t , não se pode afirmar que Z_t é exógeno com base em um teste de causalidade de Granger.

3.5 COINTEGRAÇÃO E MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS (MCE)

Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de teste de cointegração, baseada na relação entre o posto de uma matriz e as suas raízes características. Este teste possibilita verificar a existência de cointegração e estimar seu respectivo vetor. Considerando um modelo VAR na forma reduzida com n variáveis de ordem $p = 1$:

$$\begin{aligned}
 X_t &= A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \Delta X_t &= A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t \\
 &= (A_1 - I) X_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \text{Sendo } \Phi &= (A_1 - I) \\
 \Delta X_t &= \Phi X_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{12}$$

Onde ε_t são vetores de ordem $(n \times 1)$, A_1 é a matriz de parâmetros $(n \times n)$; e I é a matriz identidade $(n \times n)$. Segundo Enders (2004), este teste considera que o posto da matriz Φ é igual ao número de cointegração. Se Φ for composta apenas de zeros, então o posto da matriz é igual a zero e todas as séries X_{it} tem uma raiz unitária, ou seja, não são estacionárias. Assim, sabe-se, da álgebra linear, que se o determinante de uma matriz é nulo, seu posto não é pleno. Isto é, $|\Phi(I)| = 0 \Leftrightarrow \text{posto}(\Phi) < n$, ou seja, o processo tem uma raiz unitária. Neste caso como não existe uma combinação das series X_{it} estacionárias as variáveis não são cointegradas.

Define-se posto de uma matriz pelo número de linhas e colunas independentes dessa matriz. O posto será sempre menor ou igual ao número entre linhas e colunas. Ou seja, para uma matriz qualquer A com dimensão $r \times n$, $\text{posto}(A) \leq \min[r, n]$. Uma propriedade da matriz quadrada é

que, seu posto é pleno, ou seja, para uma matriz $r \times r$, com posto igual a r , o determinante dessa matriz é não nulo.

Sendo assim, se o posto da matriz (Φ) , denominado r é igual a n variáveis, a equação (13) representa um sistema de equação em diferença, em que todas variáveis são estacionárias, ou seja, a matriz (Φ) é de posto pleno. Neste caso não precisa estimar o MCE, basta apenas estimar o VAR convencional. Caso o posto não seja pleno e haja cointegração entre as séries, o posto da matriz (Φ) pode variar entre 1 e $n-1$, indicando exatamente o número de vetores cointegrados. Então, $0 < \text{posto}(\Phi) = r < n$, existem as matrizes α e β de dimensão $n \times r$ tal que: $\Phi = \alpha\beta'$, como será visto mais adiante.

Johansen (1988) estabeleceu dois testes estatísticos visando descobrir o número de relações de cointegrações das séries X_t : o teste de traço e o teste de autovalor máximo. O teste de traço tem como hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é menor ou igual ao posto da matriz (Φ) , logo as séries não seriam cointegradas.

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

Onde T é o número de observações, λ são os autovalores característicos e, n é o traço da matriz (Φ) .

H_0 : Vetores de cointegração $\leq r$

H_1 : Vetores de cointegração $> r$

Para a estatística de autovalor máximo a hipótese nula é que o posto da matriz (Φ) seja igual a zero ($r = 0$) contra hipótese alternativa $r = 1$; seguida da hipótese nula $r = 1$, contra a alternativa $r = 2$; e assim sucessivamente:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (14)$$

H_0 : Vetores de cointegração = r

H_1 : Vetores de cointegração = $r + 1$

Depois do teste de cointegração, sabendo-se que as séries têm uma dinâmica comum e são integradas de mesma ordem (1), pode-se especificar um VAR mais completo denominado Modelo de Correção de Erros (MCE). Então suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo. Assim supondo se $\{Y\}$ e $\{Z\}$ são CI (1,1), as variáveis tem a seguinte forma de correção de erros:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= c + \alpha_y(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1}) + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ \Delta Z_t &= c + \alpha_z(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1}) + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_{zt}\end{aligned}\quad (15)$$

Sendo que $(Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1})$, denominado vetor β' de cointegração, captura os desvios de relação de longo prazo, e α_y e α_z , irão compor o vetor de ajuste α , que representam a velocidade de ajustamento quando o modelo sai de sua trajetória de longo prazo após um choque de mercado. Alexander (2005) defende uma generalização do modelo MCE com mais de duas variáveis endógenas:

$$\Delta x_t = c + \alpha \beta' x_{t-1} + \Lambda_1 \Delta x_{t-1} + \Lambda_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Lambda_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (16)$$

O MCE tem uma equação para cada variável do sistema em que a variável dependente apresenta-se em primeira diferença, e cada equação tem como regressores; uma constante, todos os termos de desequilíbrio defasados em razão do termo $\alpha \beta' x_{t-1}$ e as primeiras diferenças defasadas de todas as variáveis de x até as de ordem p . Sendo que, para um grande valor de p , existe um número imenso de regressores potenciais, sendo pouco provável que todos eles sejam significantes. Deve-se observar caso $c > 0$; o modelo da equação (15) somente é um modelo MCE, se $\alpha_1 < 0$ e $\alpha_2 > 0$. De forma similar, se $c < 0$ precisa-se ter $\alpha_1 < 0$ e $\alpha_2 < 0$. Somente assim o equilíbrio é mantido em virtude da presença do termo de desequilíbrio. Isto geralmente em modelos bivariados.

Para Bueno (2008), o MCE é uma versão mais completa do VAR. A idéia básica é que o VAR com variáveis não estacionárias, mas diferenciadas omite variáveis relevantes, fazendo

com que os estimadores sejam espúrios. O MCE corrige este problema. Deste modo, pode-se formular este modelo, supondo como exemplo um VAR (3) por ser parcimonioso:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \quad (17)$$

Soma-se e subtrai $\Phi_3 X_{t-2}$ da equação acima:

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \\ &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (18)$$

Soma-se e subtrai $(\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1}$ do resultado anterior:

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) \Phi_3 X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + e_t \\ &= (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (19)$$

Por último, subtrai-se X_{t-1} de ambos os lados para obter o VAR com mecanismo de correção de erro (MCE):

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= -X_{t-1} + (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \\ \Delta X_t &= -[I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3)] X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \\ \Delta X_t &= \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (20)$$

Sendo para o caso geral em um VAR(p), realiza-se o mesmo mecanismo de cálculo do modelo VAR (3), conforme exemplo anterior, obtém-se:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t; \quad (21)$$

Em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$.

Quando $\Phi(I) \neq 0$ não há raiz unitária, de modo que $\Phi = \alpha\beta'$. Desta forma pode ser dito que β é a matriz que tem r vetores de cointegração e α é a matriz de ajustamento com r vetores de ajustamento. Desta forma MCE é composto por dois fatores: um de curto prazo $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$, equivalente ao modelo de causalidade de Granger (1969); e o de longo prazo ΦX_{t-1} , que é verificado pelo teste de cointegração de Johansen (1988).

3.6 VOLATILIDADE CONDICIONAL

Engel (1982) apresenta um modelo não-linear, cuja variância condicional varie com o tempo e se ajusta a um processo auto-regressivo do quadrado dos resíduos passados, denominado de ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedastic*). Sendo assim, para determinar a volatilidade, deve-se primeiro transformar a série em primeira diferença ou obter os retornos dos preços (r_t);

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (22)$$

Sendo que a média dos retornos μ_t e a variância condicional h_t :

$$\mu_t = E(r_t | F_{t-1}) \text{ e } h_t = \text{Var}(r_t | F_{t-1}) \quad (23)$$

A formulação do modelo ARCH(p) passa primeiramente pela identificação do processo gerador da série temporal, podendo ser um processo auto-regressivo AR(p), de média móvel MA(q) ou ainda auto-regressivo de média móvel ARMA (p,q). Caso seja um processo AR(1):

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Nesta equação $a_1 < 1$ e os termos de inovações, choques aleatórios, ε_t são identicamente distribuídos. Considerando uma variância condicional não constante, $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ pode ser modelado como um processo auto-regressivo AR (p) tal como:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + v_t \quad (25)$$

Desta forma a variância condicional é um conjunto de informações disponíveis no período t-1, torna-se uma função do quadrado das inovações defasadas e o termo $v_t \sim iid(0,1)$. Na forma multiplicativa a variância é representada como:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad \text{e} \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (26)$$

Uma generalização do modelo ARCH foi sugerida por Bollerslev (1986), visto que a variância fosse modelada através de um processo mais parcimonioso em termos dos parâmetros estimados e que pudesse ser interpretado como os modelos ARMA. Deste modo este modelo de descrever a volatilidade passou a ser denominado de GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heterosketastic*), que é descrito como:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= v_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (27)$$

Os parâmetros estimados apresentam certas condições: $\alpha_0 > 0$; $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, r-1$; $\beta_j \geq 0$, $j = 1, \dots, s-1$; $\alpha_r > 0$; $\beta_s > 0$; $\sum_{i=1}^q (\alpha_i + \beta_i) < 1$, $q = \max(r, s)$. Os coeficientes positivos dão uma condição suficiente, embora não necessária para que $h_t > 0$. Um modelo bastante usado por ser mais parcimonioso é o GARCH (1,1) para o qual a volatilidade é expressa como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad \text{com } 0 < \alpha_1, \beta_1 < 1, \alpha_1 + \beta_1 < 1 \quad (28)$$

Para os modelos GARCH têm-se as mesmas vantagens e desvantagens dos modelos ARCH. Volatilidades altas são procedidas de retornos ou volatilidades grandes, por isso é comum o retorno de um ativo depender de sua própria volatilidade. Um modelo capaz de capturar este comportamento é o ARCH-M, onde a série de retornos pode ser expressa como uma função da média condicional μ_t e da variância condicional h_t .

$$\mu_t = \beta + \delta h_t \quad \text{sendo } (\delta > 0)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (29)$$

Com os modelos GARCH, pretende-se verificar a causalidade no sentido de Granger entre as volatilidades das séries. Supondo duas séries de variância condicional de dois ativos $\{h_{a,t}\}$ e $\{h_{b,t}\}$, geradas a partir do modelo GARCH-M, então se $\{h_{a,t}\}$ "Causa Granger" $\{h_{b,t}\}$, mudanças em $\{h_{a,t}\}$ devem preceder mudanças em $\{h_{b,t}\}$.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS

4.1 RESULTADOS DOS TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Antes de realizar o teste de cointegração entre as variáveis macroeconômicas; taxa de câmbio, atividade econômica, risco país, taxa de juros, inflação e a oferta monetária; em relação ao índice Bovespa, deve-se inferir os testes de raiz unitária para verificar se as séries, na forma de logaritmo, são estacionárias em nível ou em primeira diferença. Os testes são o de Dickey – Fuller Ampliado (ADF) e o de Phillips-Peron (PP), cuja hipótese nula testa a presença de raiz unitária na série, contra a alternativa de ausência. Os resultados dos testes indicam que todas as séries são integradas de ordem I (1), conforme Quadro 3.

	ADF				PP			
	Em Nível		Primeira Diferença		Em Nível		Primeira Diferença	
	$ \tau _{\text{calculado}}$	Valor-P	$ \tau _{\text{calculado}}$	Valor-P	$ \tau _{\text{calculado}}$	Valor-P	$ \tau _{\text{calculado}}$	Valor-P
Ibovespa	-0,943	0,772	-10,107	0,000	-0,475	0,892	-10,014	0,000
Câmbio	-1,863	0,349	-12,758	0,000	-1,863	0,349	-12,758	0,000
Produção	-0,199	0,935	-15,178	0,000	-0,157	0,969	-15,256	0,000
PIB	-1,559	0,501	-6,845	0,000	-2,422	0,137	-6,388	0,000
Embi+Brazil	-1,317	0,621	-13,036	0,000	-1,279	0,639	-13,036	0,000
Selic	-1,923	0,318	-16,152	0,000	-2,171	0,218	-16,221	0,000
IGPDI	-0,792	0,818	-5,761	0,000	-1,006	0,750	-5,784	0,000
M4	-2,263	0,186	-8,707	0,000	-2,546	0,107	-9,003	0,000

Quadro 3 - Teste de raiz unitária ADF e PP

Os valores críticos para o teste são: ao nível de 1% -3,343, ao nível de 5% -2,880 e ao nível de 10% -2,5767

Fonte: Elaboração própria

Os testes de raízes unitárias, ADF e PP, foram altamente significativos em primeira diferença, rejeitando assim a hipótese nula de raiz unitária. Esses resultados permitem fazer o teste de cointegração e estimar o VAR pelo Mecanismo de Correção de Erros (VMCE). Para determinar o número de defasagem para a seleção do modelo VAR, utilizou-se os critérios: Schwarz, Hannan-Quinn e Akaike. Conforme pode ser verificado, os modelos descritos iniciam-se com cinco defasagens e reduz-se até uma defasagem, tomando-se o menor valor do critério de informação como referência e um número parcimonioso de parâmetros a serem estimados.

Os Quadros 4 e 5 indicam que os modelos VAR(1) e VAR(2) a serem escolhidos para a estimação têm apenas 1 (uma) defasagem pelo critério de Schwarz e duas defasagens pelos critérios de Akaike e Hannan-Quinn, visto que apresentaram os menores valores. Neste caso será estimado um VAR(1) com a produção industrial, representando a atividade econômica real; e um VAR(2) tendo como *proxy* da mesma o PIB. Uma vez que estes dois modelos selecionados apresentaram o melhor fator de ajuste pelo Mecanismo de Correção de Erro (MCE), conforme será verificado mais adiante.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	575.3967	NA	1.27e-12	-7.528433	-7.388559	-7.471608
1	2154.682	2991.229	2.00e-21	-27.79711	-26.67812*	-27.34252
2	2264.848	198.4445	8.93e-22	-28.62478*	-26.50914	-27.75489*
3	2315.171	85.98236	8.86e-22	-28.50323	-25.54755	-27.37465
4	2346.386	50.44085	1.14e-21	-28.38922	-24.33288	-26.74132
5	2392.882	70.82104	1.22e-21	-28.35605	-23.32059	-26.31038

Quadro 4 - Seleção do modelo: critérios de informação para o VAR(1)
 AIC – critério de Akaike, SC – critério de Schwarz e HQ - critério de Hannan-Quinn
 Fonte: Elaboração própria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	522.3489	NA	2.56e-12	-6.825813	-6.685939	-6.768989
1	2243.239	3259.434	6.19e-22	-28.97005	-27.85106*	-28.51546
2	2355.316	201.8882	2.69e-22	-29.80551*	-27.70741	-28.95315*
3	2385.029	50.76739	3.51e-22	-29.55005	-26.47283	-28.29992
4	2425.432	65.28706	4.01e-22	-29.43619	-25.37984	-27.78829
5	2483.065	87.78578	3.69e-22	-29.55053	-24.51507	-27.50487

Quadro 5 - Seleção do modelo: critérios de informação para o VAR(2)
 AIC – critério de Akaike, SC – critério de Schwarz e HQ o critério de Hannan-Quinn
 Fonte: Elaboração própria

4.2 ANÁLISE DO TESTE DE COINTEGRAÇÃO

Para análise de cointegração utilizou-se o teste de Johansen (1988), que tem como hipótese nula a ausência de vetor de cointegração entre as séries. Os resultados, tanto pelo teste de traço quanto pelo teste de máximo autovalor, rejeitaram a hipótese nula de não cointegração em favor da hipótese alternativa da existência de pelo menos um vetor co-integrado. O que

pode evidenciar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Os resultados foram coerentes à pelo menos um vetor de cointegração tanto para o modelo VAR(1) como para o VAR(2). Sendo o VAR (1) e o VAR (2) respectivamente significativos ao nível de 1% e 5% para estatística de traço. Também ambos foram significativos a 1%, a pelo menos um vetor de cointegração, na estatística de autovalor máximo.

Tabela 2 - Teste de cointegração de Johansen para VAR(1)

Nº de Vetores de Cointegração	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Valor-P	Estatística Máximo Autovalor	Valor Crítico 5%	Valor-P
Nenhum	153,6216	125,6154	0,0003	54,9916	46,2314	0,0046
Pelo menos 1	98,6299	95,7537	0,0312	40,0413	40,0776	0,0505
Pelo menos 2	58,5887	69,8190	0,2813	18,9316	33,8769	0,8261
Pelo menos 3	39,6571	47,8561	0,2313	16,8458	27,5843	0,5932
Pelo menos 4	22,8113	29,7971	0,2350	12,8304	21,1316	0,4680
Pelo menos 5	9,9809	15,4947	0,2555	9,9513	14,2646	0,2152
Pelo menos 6	0,0297	3,8415	0,8632	0,0297	3,8415	0,8632

Fonte: Elaboração própria
Valor p de MacKinnon

Tabela 3 - Teste de cointegração de Johansen para VAR (2)

Nº de Vetores de Cointegração	Estatística Traço	Valor Crítico 5%	Valor-P	Estatística Máximo Autovalor	Valor Crítico 5%	Valor-P
Nenhum	132,1245	125,5154	0,0189	53,6505	46,2314	0,0068
Pelo menos 1	78,4745	95,7537	0,4170	24,6403	40,0776	0,7895
Pelo menos 2	53,8342	69,8189	0,4687	22,0594	33,8769	0,6030
Pelo menos 3	31,7747	47,8561	0,6245	16,7490	27,5843	0,6016
Pelo menos 4	15,0258	29,7971	0,7784	8,4912	21,1316	0,8712
Pelo menos 5	6,5347	15,4947	0,6323	6,4530	14,2646	0,5558
Pelo menos 6	0,0816	3,8415	0,7751	0,0816	3,8415	0,7751

Fonte: Elaboração própria
Valor p de MacKinnon

O teste de cointegração é necessário, mas não suficiente para admitir a ineficiência das informações das variáveis macroeconômicas no mercado de ações. Deve-se estimar o VAR com Mecanismo de Correção de Erro (VMCE) para verificar a velocidade de ajustamento dos desequilíbrios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo. Ou seja, se realmente estas informações se ajustam ao mercado acionário de forma defasada.

4.3 ESTIMAÇÃO DO VAR COM MECANISMO DE CORREÇÃO DE ERROS

Depois de verificado o teste de cointegração de Johansen (1988), parte-se para a etapa seguinte da estimação do VAR com Mecanismo de Correção de Erros (VMCE), que visa obter os impactos de longo e curto prazo entre as variáveis macroeconômicas defasadas e o mercado de ações.

Na Tabela 4 encontram-se a estimação do vetor de cointegração β , que representa o efeito de longo prazo entre as variáveis econômicas defasadas e o mercado de ações. A relação de longo prazo entre as variáveis será dada pelo vetor de cointegração β' normalizado.

Tabela 4 – Coeficientes do vetor de cointegração VMCE(1)

Variáveis	Coeficientes	Erro Padrão	Estatística t
IBOVESPA (-1)	1,0000	-	-
CAMBIO (-1)	1,2083	1,0831	1,1156
PRODUCAO (-1)	-20,6732 **	3,6894	-5,6034
RISCO (-1)	1,4306 **	0,4911	2,9129
SELIC (-1)	-0,8517	0,6359	-1,3394
IGPDI (-1)	-6,0514 **	1,9941	-3,0346
M4 (-1)	-1,3106	0,8197	-1,5988
C	-81,5182	-	-

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 154 observações e com 1 defasagem

**, * Estatisticamente significativa em 1% e 5%, respectivamente.

Reparametrizando o vetor de cointegração normalizado:

$$\text{Ibovespa}(-1) = 81,52 - 1,21 \text{ Cambio}(-1) + 20,67^{**} \text{ Producao}(-1) - 1,4306^{**} \text{ Risco}(-1) \\ + 0,85 \text{ Selic}(-1) + 6,05^{**} \text{ IGPDI}(-1) + 1,31 \text{ M4}(-1)$$

Analisando os resultados de longo prazo para a estimativa do vetor de cointegração do VMCE(1), observou-se que o risco Brasil (EMBI + Brazil) apresentou parâmetro negativo e significativo ao nível de 1%, como já era esperado. Este resultado explica que o aumento do

risco país faz com que os agentes econômicos diminuam os investimentos em ações no mercado doméstico no longo prazo.

Já a inflação apresentou uma relação positiva e significativa ao nível de 1%. Este resultado aponta pra rejeição da hipótese “*proxy effect*” desenvolvida por Fama (1981). Embora Goswami e Jung (1998) tenham encontrado resultados semelhantes no mercado de ações coreano, os referidos autores atribuem esta associação positiva a hipótese “fisheriana modificada”, uma vez que o mercado de ações serve como um perfeito hedge para a taxa de inflação esperada.

Outro parâmetro positivo e significativo a 1% foi a produção industrial. Este resultado foi coerente com a maioria dos estudos que evidenciaram relação positiva entre a produção industrial e o mercado de ações. Porém taxa de juros, taxa de câmbio e oferta monetária tiveram parâmetros estatísticos não significativos, ao nível de 5%, no longo prazo. Estas variáveis defasadas são consideradas fracamente exógenas ao comportamento contemporâneo do IBOVESPA. Neste caso pode ser que, pelo relatório do COPOM¹⁴ e pela sinalização do mercado de derivativos futuros, as informações, sobre taxa de juros, câmbio e oferta monetária, possam ser antecipadas pelo mercado conforme as expectativas dos analistas.

Na análise do componente dinâmico de curto prazo do VECM (1), Tabela 10, a estimação do grau de ajuste α , que mede a velocidade de convergência do desequilíbrio de curto prazo em relação ao equilíbrio, foi igual a - 0,0182, sendo negativo e significativa ao nível de 5%. A taxa de câmbio e a inflação, defasados em primeira diferença, apresentaram impacto positivo no IBOVESPA, ao nível de significância de 5%. O risco país comprovou efeito negativo, ao nível de significância de 1%. As variáveis, defasadas e em primeira diferença, IBOVESPA, taxa de câmbio e produção industrial não foram estatisticamente significativas, no curto prazo, ao nível de 5%.

A estimação do componente de curto prazo do modelo VECM equivale ao teste de causalidade de Granger (1969). As variáveis explicativas do modelo, por serem não

¹⁴ Comitê de Política Monetária, após a reunião da definição da taxa Selic meta, apresenta o relatório de análise da conjuntura doméstica abrangendo inflação, nível de atividade, evolução dos agregados monetários, finanças públicas, balanço de pagamentos, economia internacional, mercado de câmbio, reservas internacionais, mercado monetário, operações de mercado aberto, avaliação prospectiva das tendências da inflação e expectativas gerais para variáveis macroeconômicas.

estacionárias, estão em primeira diferença e como a causalidade não pode ser contemporânea são descritas em defasagens estabelecidas pelo menor critério de informação especificado pelo modelo VAR.

Tabela 5 – Componente dinâmico de curto prazo VMCE (1)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Estatística t
Coint Eq1 (α)	-0,0182*	0,0091	-2,0077
D(BOVESPA(-1))	-0,0379	0,0827	-0,4585
D(CAMBIO(-1))	0,3576*	0,1602	2,2316
D(PRODUÇÃO(-1))	0,3526	0,2972	1,1865
D(RISCO(-1))	-0,2617**	0,0418	-6,2621
D(SELIC(-1))	0,0215	0,0462	0,4657
D(IGPDI(-1))	1,9105*	0,7908	2,4159
D(M4(-1))	0,5763	0,5839	0,9870

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 154 observações e com 1 defasagem

**, * Estatisticamente significativa em 1% e 5%, respectivamente.

Na estimação do vetor de cointegração do VMCE (2), Tabela 6, os sinais e a significância das variáveis; atividade econômica, expressa pelo PIB, risco país e inflação; foram coerentes aos resultados obtidos pelo VMCE (1). Exceto a oferta monetária (M4) que, embora apresente a mesma relação positiva, nesta estimação passa a ser estatisticamente significativa em 5%. A relação de longo prazo entre as variáveis será obtida pelo vetor de cointegração β' normalizado.

Tabela 6 - Coeficientes de cointegração do VMCE (2)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Estatística t
IBOVESPA (-1)	1,0000	-	-
CAMBIO(-1)	0,8920	1,9727	0,4522
PIB (-1)	-24,2248**	5,4829	-4,4182
RISCO (-1)	3,4626**	1,0321	3,3548
SELIC (-1)	-1,8951	1,1856	-1,5985
IGPDI(-1)	-16,3265**	4,0387	-4,0426
M4(-1)	-6,0820*	2,5680	-2,36836
C	-204,3590	-	-

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 153 observações e com 2 defasagem

**, * Estatisticamente significativa em 1% e 5%, respectivamente.

Reparametrizando o vetor de cointegração normalizado:

$$\begin{aligned} \text{Ibovespa}(-1) = & 204,35 - 0,89 \text{ Cambio}(-1) + 24,22^{**} \text{ Produção}(-1) - 3,46^{**} \text{ Risco}(-1) \\ & + 1,90 \text{ Selic}(-1) + 16,33^{**} \text{ IGPD}(-1) + 6,08^* \text{ M4}(-1) \end{aligned}$$

Então os resultados indicam que as variáveis: atividade econômica, risco país e inflação apresentam relações de longo prazo com o mercado de ações brasileiro. O mesmo não pode ser dito em referência a taxa de câmbio e taxa de juros. A oferta monetária não foi significativa em ambos os modelos, logo não há indícios consistentes de relação desta variável, no longo prazo, com o IBOVESPA.

A análise de curto prazo do VMCE (2), com duas defasagens, Tabela 7, comprova que há relação positiva, em primeira defasagem, da taxa de câmbio e da inflação com o IBOVESPA, ao nível de significância de 5%. O risco país, em uma defasagem, impactou negativamente o mercado de ações, ao nível de significância de 1%. Neste modelo, a oferta monetária, em duas defasagens, apresentou uma positiva relação de causa com significância estatística de 5%.

Tabela 7 - Coeficientes de cointegração do VMCE (2)

Variáveis	Coefficientes	Erro Padrão	Estatística t
Coint Eq1 (α)	-0,0126*	0,0050	-2,5465
D(BOVESPA(-1))	0,0206	0,0934	0,2203
D(BOVESPA(-2))	-0,1527	0,0812	-1,8804
D(CAMBIO(-1))	0,3452*	0,1523	2,2665
D(CAMBIO(-2))	-0,2852	0,1759	-1,6212
D(PIB(-1))	0,5075	0,6657	0,7740
D(PIB(-2))	-0,5689	0,6412	-0,8874
D(RISCO(-1))	-0,2658**	0,0445	-5,9775
D(RISCO(-2))	-0,0044	0,0545	-0,0809
D(SELIC(-1))	-0,0198	0,0507	-0,3908
D(SELIC(-2))	-0,0547	0,0500	-1,0938
D(IGPDI(-1))	2,5014*	1,1078	2,2580
D(IGPDI(-2))	0,4464	1,0462	0,4267
D(M4(-1))	0,4474	0,6890	0,6493
D(M4(-2))	-1,3465*	0,6526	-2,0632

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 153 observações e com 2 defasagem

**, * Estatisticamente significativa em 1% e 5%, respectivamente

Como não foi evidenciada relação de curto prazo entre a oferta monetária e o mercado, no modelo anterior, VMCE (1), então, de forma cautelosa, não há evidências consistente de que esta variável cause impacto de curto prazo no IBOVESPA. Também os parâmetros do IBOVESPA defasado não foram estatisticamente significativos ao nível de 5%. Este resultado apresenta indícios que o mercado acionário brasileiro é eficiência na forma fraca e não na forma semi-forte.

4.4 ANÁLISE DE IMPULSO RESPOSTA

Em relação à análise de impulso resposta, representada pela Figura 10 do VMCE (1), pode-se observar as trajetórias do IBOVESPA dado um choque em cada uma das variáveis macroeconômicas estudadas. No caso de inovação do IBOVESPA sobre a própria variável, tem-se efeito positivo decrescente. O IBOVESPA responde de forma positiva a um aumento na taxa de câmbio. Percebe-se que a maioria das empresas que fazem parte do índice Bovespa são produtoras de commodities e a desvalorização cambial melhora a competitividade dessas empresas no mercado internacional, atraindo dessa forma mais investidores financeiros.

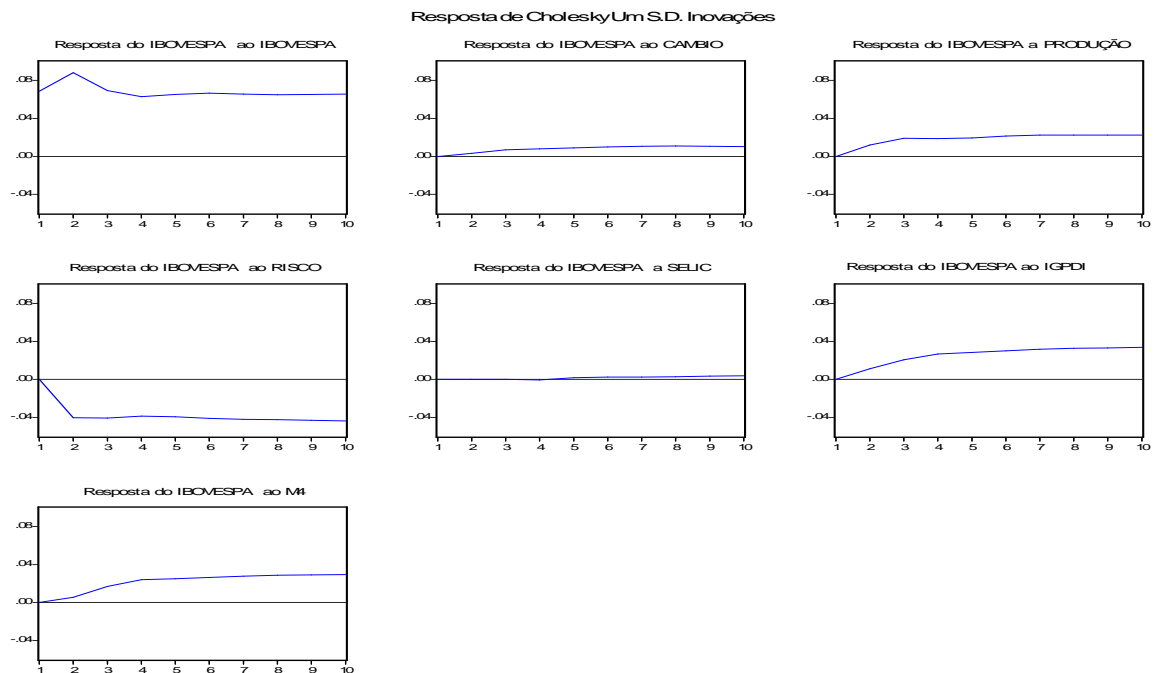


Figura 10 - Funções de resposta a impulso para o VMCE (1)

Fonte: Elaboração própria

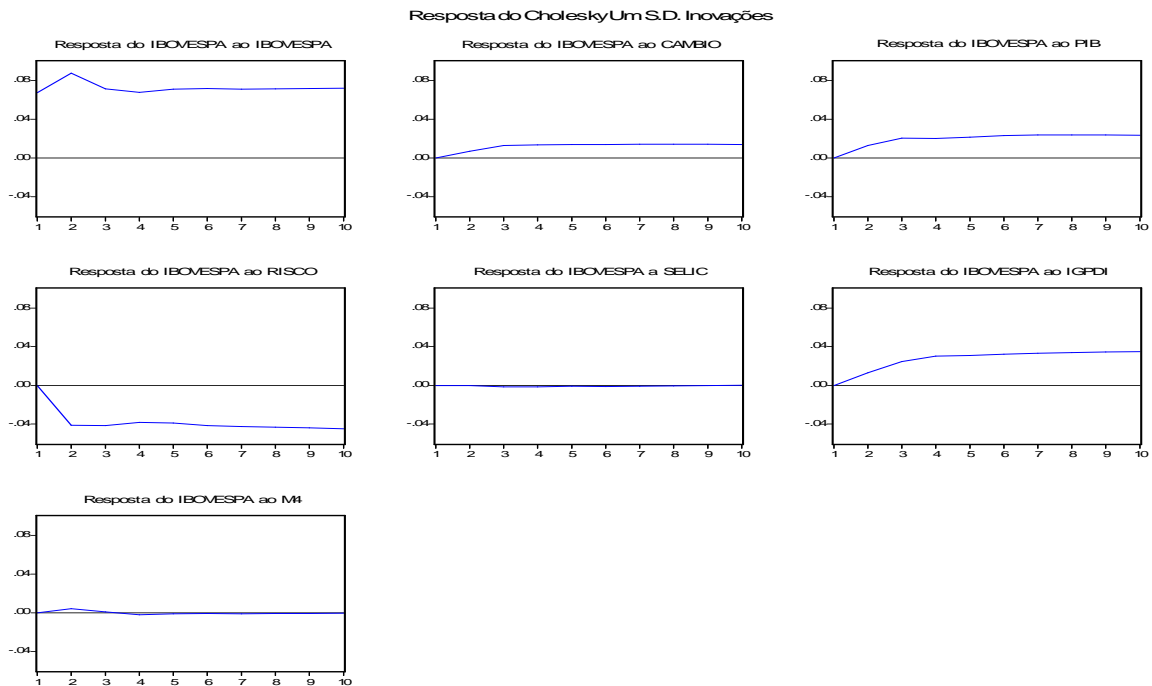


Figura 11 - Funções de resposta a impulso para o VMCE (2)
 Fonte: Elaboração própria

Em relação ao risco país, aqui representado pelo EMBI + Brazil, calculado pelo J. P. Morgan, é demonstrado que um choque positivo nesta variável faz com que o IBOVESPA reaja negativamente. Observa-se com isso, que as agências de *rating* têm um papel importante como “termômetro” de risco financeiro nos mercados emergentes. O que impressiona, porém não era esperado, é que dado um choque na taxa de juros, Selic, a resposta do IBOVESPA é praticamente nula. Deve-se considerar que as taxa de juros brasileira por ser uma das maiores do mundo em termos reais, durante todo o período estudado, apresenta características de inelasticidade em relação à decisão dos investidores no mercado de ações brasileiro. Esperava-se que um aumento na taxa de juros tivesse um impacto negativo no mercado de bolsa, uma vez que haveria migração de fluxos financeiros de renda variável, aplicações em ações, para o mercado de títulos de dívida.

Quando há um choque na produção industrial o índice Bovespa responde positivamente. Um aumento na produção industrial faz com que os investidores em ações tenham como expectativas: melhores resultados financeiros, liquidez de fluxo de caixa, pagamento de maiores dividendos e ganhos de capital, proveniente da valorização das ações no mercado. Portanto, o crescimento na produção industrial é um fator significativo para a expansão dos retornos das ações.

Já um choque na inflação faz com que o IBOVESPA tenha resultados positivos. Um aumento nos preços, proveniente da expansão de demanda ou incremento da oferta monetária, faz com que haja uma interação positiva entre inflação e produção industrial. Este argumento é coerente com a curva de Phillips de o que crescimento da atividade econômica causa inflação.

Ao analisar a trajetória do IBOVESPA, dado um choque nas inovações das variáveis endógenas, que representa o impulso resposta do VMCE (2), na Figura 11, observa-se que os resultados foram semelhantes ao anterior. Um impulso na taxa de cambio, inflação e PIB implicam em uma resposta positiva no comportamento do IBOVESPA. Um choque nas inovações do risco país faz com que o IBOVESPA tenha trajetória negativa. Também neste modelo, foi constatado a inelasticidade de resposta do mercado acionário brasileiro quanto à taxa de juros.

A exceção destes resultados em relação ao impulso resposta do VECM (1), é que um choque nas inovações da oferta monetária acarretou em movimento positivo do IBOVESPA. Uma expansão na base monetária tende a reduzir os juros e, conseqüentemente, o custo de capital das empresas, elevam os investimentos e as expectativas de ganhos por parte dos acionistas

4.5 ANÁLISE DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Outra ferramenta disponibilizada pela metodologia VAR é a decomposição da variância, que permite dizer que porcentagem da variância de erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão, conforme pode ser visto nos Quadros 6 e 7.

Analisando a decomposição do VMCE (1) no Quadro 6, observa-se que a variância do IBOVESPA é explicada em 67,69% no mês doze por si mesma. A segunda variável que apresenta a maior participação no percentual da variância do IBOVESPA é o risco país, representado pelo EMBI+Brazil. O risco país responde no mês doze por 12,79% da variância do IBOVESPA. A terceira variável de maior influência na decomposição da variância é a taxa de câmbio, que responde por 9,05% no mês doze. A quarta e quinta variável com maior participação na variância do IBOVESPA são a inflação e a oferta monetária, sendo que cada um compõe a variância do mercado acionário brasileiro, no mês doze, com respectivos

valores de 6,83% e 3,28%. A taxa de juros (Selic) e a produção industrial no conjunto não explicam nem mais que 1% da variância do IBOVESPA no mês doze.

Período	S.E	Ibovespa	Cambio	Produção	Risco	Selic	IGPDI	M4
1	0,0699	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
6	0,2299	73,8987	6,2878	0,1280	12,1339	0,0635	5,3743	2,1138
12	0,3379	67,6943	9,0541	0,3158	12,7940	0,0360	6,8297	3,2761
18	0,4216	65,4540	9,8037	0,4607	13,1471	0,0331	7,3815	3,7199
24	0,4919	64,2948	10,1480	0,5522	13,3474	0,0333	7,6411	3,9532
30	0,0554	63,5986	10,3449	0,6110	13,4715	0,0338	7,8460	4,0941
36	0,6090	63,1389	10,4726	0,6509	13,5544	0,0343	7,9618	4,1875
42	0,6599	62,8134	10,5622	0,6794	13,6133	0,0346	8,0437	4,2435
48	0,7071	62,5717	10,6287	0,7005	13,6571	0,0348	8,1045	4,3025
54	0,7514	62,3852	10,6799	0,7169	13,6909	0,0350	8,1515	4,3404
60	0,7932	62,2370	10,7207	0,7300	13,7179	0,0352	8,1889	4,3705
66	0,8329	62,1163	10,7540	0,7406	13,7398	0,0353	8,2193	4,3950
72	0,8708	62,0162	10,7813	0,7493	13,7579	0,0354	8,2444	4,4154

Quadro 6 - Análise de decomposição da variância para o VMCE (1)

Fonte: Elaboração própria

Verificando a decomposição da variância do VMCE (2), no Quadro 7, percebe-se que a participação da variância do IBOVESPA é explicada por si mesma em 62,43% no mês doze. As variáveis que melhor explicam a decomposição da variância do IBOVESPA são: risco país, inflação e o PIB. Seus respectivos valores de participação são 19,55%; 10,76% e 5,30%, no mês doze. No conjunto, taxa de câmbio, oferta monetária e taxa de juros somente determinam menos que 2% da decomposição da variância do IBOVESPA no mês doze.

Período	S.E	Ibovespa	Cambio	PIB	Risco	Selic	IGPDI	M4
1	0,0675	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
6	0,2166	68,8094	1,7008	4,3042	17,2961	0,0119	7,8263	0,0512
12	0,0319	62,4301	1,9278	5,3028	19,5496	0,0079	10,7561	0,0257
18	0,4002	59,9989	1,8366	5,2727	20,8815	0,0228	11,9711	0,0164
24	0,4701	58,6747	1,7154	5,0883	21,7934	0,0497	12,6666	0,0119
30	0,5324	57,8248	1,6095	4,9012	22,4538	0,0788	13,1255	0,0094
36	0,5890	57,2300	1,5245	4,7402	22,9486	0,1058	13,4442	0,0078
42	0,6411	56,7914	1,4546	4,6072	23,3286	0,1293	13,6823	0,0067
48	0,6896	56,4558	1,3994	4,4985	23,6268	0,1491	13,8645	0,0059
54	0,7351	56,1920	1,3545	4,4093	23,8652	0,1658	14,0078	0,0053
60	0,7780	55,9799	1,3178	4,3356	24,0588	0,1799	14,1230	0,0049
66	0,8188	55,8063	1,2873	4,2743	24,2186	0,1917	14,2174	0,0046
72	0,8576	55,6618	1,2617	4,2226	24,3521	0,2018	14,2958	0,0043

Quadro 7 - Análise de decomposição da variância para o VMCE (2)

Fonte: Elaboração própria

4.6 RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Segundo Alexander (2005), a existência da cointegração não é necessária para constatar o efeito de causalidade entre as variáveis, embora seja suficiente. Quando as séries de tempo são cointegradas, deve haver algum fluxo causal do tipo de Granger no sistema.

Como pode ser visto nas Tabelas 8 e 9 são apresentados os testes de causalidade contemporânea de Granger (1969) em bloco utilizando uma defasagem, conforme a especificação do modelo escolhido pelo critério de informação. Este teste revela a rejeição da hipótese nula de que a taxa de câmbio, o risco país e a inflação não causam, no sentido de Granger, o IBOVESPA. Já as variáveis; taxa de juros, produção industrial e oferta monetária não rejeitaram a hipótese nula de ausência de causalidade. No conjunto, todas as variáveis também causam, no sentido de Granger, o IBOVESPA ao nível de significância de 1%.

No teste de Granger ao par, na Tabela 16, verificou-se o efeito *feedback*, causalidade bidirecional; entre a inflação e o IBOVESPA; entre o PIB e o IBOVESPA; e também em relação à taxa de câmbio e o IBOVESPA. Os outros resultados foram coerentes ao teste de causalidade em bloco, onde a taxa de câmbio, o risco país e a inflação causaram efeitos no índice da bolsa.

Tabela 8 - Teste de causalidade de Granger em bloco para VMCE (1) – teste de Wald

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
D(CAMBIO) não causa no sentido de Granger D(BOVESPA)	4,9801**	0,0256
D(PRODUÇÃO) não causa no sentido de Granger D(BOVESPA)	1,4078	0,2354
D(RISCO) não causa no sentido de Granger D(BOVESPA)	39,2142***	0,0000
D(SELIC) não causa no sentido de Granger D(BOVESPA)	0,2169	0,6414
D(IGPDI) não causa no sentido de Granger D(BOVESPA)	5,8365**	0,0157
D(M4) não causa no sentido de Granger D(BOVESPA)	0,9741	0,3237
Todas, não causam no sentido de Granger D(BOVESPA)	66,7816***	0,0000

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 154 observações e com 1 defasagem

***, ** e * indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%; 5% e 10% respectivamente.

D = indica primeira diferença

Tabela 9 - Teste de causalidade de Granger em bloco para VMCE(2) – teste de Wald

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
D(CAMBIO) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	5,2868*	0,0711
D(PIB) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	1,0608	0,5884
D(RISCO) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	41,1397***	0,0000
D(SELIC) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	1,1965	0,5498
D(IGPDI) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	6,5047**	0,0387
D(M4) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	4,4392	0,1087
Todas, não causam no sentido de Granger D(IBOVESPA)	69,8610***	0,0000

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 153 observações e com 2 defasagem.

***; ** e * indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%; 5% e 10% respectivamente.

D = indica primeira diferença

Também, estimou-se a volatilidade para se observar o efeito da causalidade entre a variância condicional das variáveis macroeconômicas selecionadas em relação a variância condicional do IBOVESPA. Conforme Kleinschmidt e Meurer (2007), em séries temporais financeiras é muito comum o retorno de um ativo depender de sua própria volatilidade. Um modelo capaz de capturar este comportamento é o ARCH-M, onde as séries de retornos podem ser expressas como função da média condicional μ_t e da variância condicional h_t .

$$\mu_t = \beta + \delta\sqrt{h_t} \quad (30)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_i h_{t-i} \quad (31)$$

Sendo que $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_i \geq 0$, $\left(\sum_{i=1}^r \alpha_i + \sum_{i=1}^s \beta_i\right) < 1$ são suficientes para garantir que $h_t > 0$.

Quando $r > 0$ e $s = 0$, tem-se um ARCH(r) e se $r > 0$ e $s \geq 0$, tem-se GARCH(r,s). Desta forma em um modelo ARCH(r), a variância condicional é especificada como uma função linear apenas do passado da variância amostral (termo de erro defasado ao quadrado), enquanto o GARCH (r,s) permite que a variância condicional h_{t-s} entre também no modelo, por isso, se $s \geq 0$, faz com que o modelo seja ARCH/GARCH, dependendo de s (BOLLERSLEV,1986).

Segundo Morettin (2008), a identificação da ordem de um modelo GARCH a ser ajustado a uma série real usualmente é difícil. Recomenda-se o uso de modelos de ordem mais baixa, como (1,1), (1,2), (2,1), e depois escolher o modelo com base em critérios como, informação de Schwartz ou Akaike, valores da assimetria ou curtose e log-verossimilhança.

Para selecionar o modelo ARCH-M mais parcimonioso para cada variável foi utilizado o critério de informação de Schwartz. Depois são geradas as séries de variância condicional $\{h_{i,t}\}$ de cada variável i utilizando um modelo de distribuição seguindo t-student. Estes dados serão utilizados para verificar a existência de causalidade direcional conforme a metodologia de Granger (1969).

Variável	Modelo ARCH - M
D(IBOVESPA)	GARCH-M (1,1)
D(Cambio)	GARCH-M (1,1)
D(Produção)	GARCH-M (1,2)
D(PIB)	GARCH-M (1,2)
D(Risco)	ARCH-M (2)
D(Selic)	GARCH-M (1,1)
D(IGPDI)	GARCH-M (1,1)
D(M4)	GARCH-M (1,1)

Quadro 8 - Modelo de estimação da volatilidade
Fonte: Elaboração própria

No teste de causalidade se utilizou o VAR convencional, já que as séries são estacionárias em primeira diferença. Estimou-se um VAR (1) para os dados da volatilidade da atividade econômica, produção industrial, e um VAR (2) para a *proxy* utilizando PIB, conforme a seleção do menor critério de informação.

Os resultados apresentados na Tabela 10 demonstram causalidade de Granger das volatilidades da taxa de câmbio e do risco país sobre a volatilidade do IBOVESPA altamente significativa. Por sua vez, estes resultados foram semelhantes ao encontrado por Kleinschmidt e Meurer (2007), que rejeitaram a hipótese nula de não causalidade da variância condicional do risco país e da taxa câmbio sobre o IBOVESPA, durante o período de 1994 a 2006. Também foi observado efeito de causalidade da variância condicional da inflação sobre o IBOVESPA, ao nível de significância inferior a 1%. No conjunto as volatilidades das variáveis econômicas causaram no sentido de Granger a volatilidade do IBOVESPA de forma altamente significativa.

Tabela 10 - Causalidade de Granger sobre a variância condicional para o VAR (1)

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
hD(CAMBIO) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	8,2817	0,0000
hD(PRODUÇÃO) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)	0,7144	0,3980
hD(RISCO) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	84,4045	0,0000
hD(SELIC) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)	1,1138	0,2913
hD(IGPDI) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	0,4738	0,0005
hD(M4) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)	2,3024	0,1292
Todas, não causam no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	207,5072	0,0000

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 154 observações e com 1 defasagem. hD = indica volatilidade condicional

***, ** e * indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%; 5% e 10% respectivamente.

Analisando os resultados da Tabela 11, que usa o PIB como *proxy* da atividade econômica, também as volatilidades da taxa de câmbio, do risco país e da inflação causaram no sentido de Granger a variância condicional do IBOVESPA, ao nível de significância menor que 1%.

No conjunto rejeitou-se, com alta significância estatística, a hipótese nula de não causalidade de Granger entre as variâncias condicionais relativas às variáveis macroeconômicas e a variância condicional do IBOVESPA.

Tabela 11 - Causalidade de Granger sobre a variância condicional para o VAR (2)

Hipótese Nula	χ^2	Prob.
hD(CAMBIO) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	8,7287	0,0031
hD(RISCO) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	82,7948	0,0000
hD(SELIC) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)	1,1315	0,2874
hD(IGPDI) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	11,5007	0,0007
hD(PIB) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)	0,0381	0,8452
hD(M4) não causa no sentido de Granger hD(BOVESPA)	2,2105	0,1371
Todas, não causam no sentido de Granger hD(BOVESPA)***	193,9644	0,0000

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 153 observações e com 2 defasagem.

***, ** e * indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 1%; 5% e 10% respectivamente. hD = indica volatilidade condicional

As variáveis macroeconômicas, câmbio, risco país e inflação demonstram relação de curto prazo, tanto na série em primeira diferença como no modelo de volatilidade condicionada, quando associadas ao mercado acionário brasileiro. A taxa de câmbio somente apresentou relação positiva no curto prazo com o IBOVESPA, conforme pode ser visto pelo teste de Granger e no componente de primeira diferença do VMCE. Já o risco país apresentou comportamento negativo significativo de curto prazo e longo prazo, que foi evidenciado pela estimação em primeira diferença e no vetor de cointegração do VMCE. Estas variáveis mencionadas podem sinalizar estratégias de investimento aos agentes econômicos que atuam neste mercado.

A inflação apresentou relações positivas altamente significativas, tanto de curto prazo como no longo prazo, com o mercado de ações brasileiro. Também não era de se esperar que a taxa de juros fosse não significativa tanto no curto como no longo prazo. As variáveis; taxa de juros, oferta monetária e atividade econômica; não evidenciaram causalidades significativas em ambos os modelos VAR.

Os resultados encontrados nesta pesquisa rejeitam a hipótese nula conjunta de ausências de causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas selecionadas e o mercado de ações brasileiro, representado pelo IBOVESPA. Neste caso, com base em resultados analíticos e empíricos, nada pode se afirmar que o mercado acionário brasileiro seja eficiente, na forma semi-forte, no que diz respeito à divulgação de informações sobre variáveis macroeconômicas. Isto não descarta a hipótese que este mercado seja eficiente na forma fraca, pois não foram encontradas relações estatisticamente significativas, entre o IBOVESPA defasado e o comportamento contemporâneo do mercado, na análise de curto prazo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo investigou a existência de relação de curto e longo prazo entre variáveis macroeconômicas selecionadas como: taxa de câmbio, risco país, taxa de juros, inflação, atividade econômica e oferta monetária em relação ao IBOVESPA. Nesta metodologia, utilizou-se de um modelo VAR mais completo, denominado VAR com Mecanismo de Correção de Erros – VMCE, uma vez que as séries estudadas não são estacionárias em nível, ou seja, apresentam raízes unitárias, conforme os testes de Dickey Fuller Ampliado (ADF) e Phillips Perron (PP).

Para as séries se tornarem estacionárias foi necessário fazer a transformação em primeira diferença para rejeitar a hipótese nula de raiz unitária. Sendo essas séries estacionárias de mesma ordem, ou seja, integradas de ordem um, $I(1)$, possibilitou-se testar se as mesmas são cointegradas. Os testes de Johnsen (1988), tanto pela estatística de traço como a de autovalor máximo revelaram a existência de pelo menos um vetor cointegração, ao nível de significância de 5%. Estimaram-se dois modelos VECM; o primeiro com uma defasagem, que utiliza a produção industrial como *proxy* da atividade econômica, e o segundo com duas defasagens, quando esta representação é dada pelo PIB. Os testes de cointegração demonstram indícios de associação de longo prazo entre as variáveis que foram comprovadas na estimativa do vetor de cointegração do VMCE.

Os resultados das estimativas do VMCE foram semelhantes ao encontrado por Grôppo (2004) e Guttler (2006). Uma vez que as informações passadas, representadas pelas variáveis macroeconômicas, apresentaram relação de curto e longo prazo com o mercado de ações brasileiro.

Na estimativa do vetor de cointegração pelo VMCE (1) e VMCE (2), que verificaram as relações de longo prazo entre as variáveis econômicas e o IBOVESPA, observou-se que os parâmetros estimados referentes; ao risco país, inflação e atividade econômica foram estatisticamente significativos ao nível de 1%. Sendo que ficou constatada relação positiva da inflação e da atividade econômica com o mercado acionário brasileiro. Já o risco país apresentou uma associação negativa com o IBOVESPA. O que demonstrou surpresa foi à insignificância estatística da taxa de juros e da taxa de câmbio em relação ao comportamento

do IBOVESPA no longo prazo. Já no VMCE (2) foi encontrada uma associação positiva e significativa a 5% entre a oferta monetária e o IBOVESPA. Uma vez que o mesmo resultado não foi evidenciado no VMCE (1), de forma cautelosa, este estudo não pode afirmar que há uma relação positiva de longo prazo entre a oferta monetária e o mercado de ações brasileiro. As estimativas dos vetores de cointegração dos VMCEs comprovaram evidências de relação, no longo prazo, apenas entre o risco país, taxa de inflação e atividade econômica com o IBOVESPA.

Na análise dinâmica de curto prazo, provenientes dos testes de causalidades de Granger (1969) em bloco e ao par, ficou constatado que existe causalidade da taxa de câmbio, risco país e inflação em relação ao mercado de ações. Sendo que a taxa de câmbio e a inflação apresentaram comportamento positivo, em primeira diferença, quando comparados com o IBOVESPA. O risco país demonstrou mais uma vez associação negativa como o mercado de ações

Apenas risco país e inflação apresentaram relações tanto no curto prazo como no longo prazo com o IBOVESPA. Estes resultados demonstram que o risco país (EMBI + Brazil) é uma variável importante para tomada de decisão sobre investimentos financeiros no mercado acionário brasileiro, seja para investidores nacionais ou estrangeiros. Quanto ao comportamento positivo da inflação com o mercado de ações, o resultado obtido vai de encontro a hipótese “*proxy effect*” de Fama (1981), que postula uma relação negativa entre inflação e o mercado acionário. Embora o resultado verificado aproxima-se da hipótese “*fisheriana*”, sendo que o mercado de ações pode funcionar como um *hedge* perfeito contra a inflação.

Na análise da decomposição da variância do erro de previsão nos sistemas VAR, verificou-se que os erros estimados; do risco país, câmbio e inflação; tem um forte poder explicativo sobre o IBOVESPA. Embora outras variáveis, como: taxa de juros, atividade econômica e oferta monetária, não apresentaram uma participação significativa na decomposição da variância do erro de previsão do IBOVESPA.

Também foi utilizado um teste de Granger (1969) para observar o efeito de causalidade no curto prazo entre as volatilidades das variáveis macroeconômicas, representada pela variância condicional dessas, em comparação à volatilidade do IBOVESPA. Verificou-se relação de

causalidade das volatilidades do risco país, taxa de câmbio e da taxa de inflação com a volatilidade do retorno do IBOVESPA.

Os testes de cointegração, causalidade e a estimativa do VMCE demonstram que o mercado acionário brasileiro é ineficiente na forma semi-forte. Este fato poderia ter ajudado os investidores, que atuaram neste mercado durante o período estudado, uma vez que, utilizando-se de informações passadas das variáveis macroeconômicas permitiriam a elaboração de estratégias, para tomada de decisão em investimento financeiro no mercado de ações brasileiro, que possibilitassem ganhos tanto em aplicações à vista como em mercados futuros (derivativos).

Na análise das três etapas do VMCE: estimação do vetor de cointegração, análise de impulso reposta e decomposição da variância. Deixa-se claro que o risco país, representado pelo EMBI + Brazil, é a variável que mais impacta o comportamento do IBOVESPA. Este resultado demonstra a relevância do risco país como termômetro de desconfiança por parte dos agentes econômicos que atuam no mercado acionário brasileiro.

Os resultados dos testes verificados, nesta pesquisa, foram consistentes com estudos similares em países em desenvolvimento, conforme mencionados na revisão de literatura, ou seja, o mercado de ações destes países não são considerados eficientes, na forma semi-forte, no que diz respeito à divulgação de informações sobre variáveis macroeconômicas, sendo que estas informações públicas passadas podem sinalizar o comportamento contemporâneo do mercado. Embora os resultados, nos modelos VMCE, não encontraram relações estatisticamente significativas entre o IBOVESPA defasado e seu comportamento contemporâneo, neste caso, pode ser que o mercado acionário brasileiro seja eficiente na forma fraca e não semi-forte.

Esta pesquisa também recomenda utilizar variáveis financeiras, como índice de mercado de ações das principais bolsas, para compreender os efeitos de causalidade e direção de movimento com o IBOVESPA. Como o mercado acionário brasileiro está cada vez mais integrado ao processo de globalização financeira, qualquer tipo de informação no mercado internacional, principalmente relativo a índices de bolsas, também poderia influenciar as operações de compra e venda de ações aqui no Brasil. Portanto seria interessante que outras pesquisas verificassem se estas informações financeiras apresentam um grau de ajustamento mais instantâneo e acurado aos preços das ações do que informações macroeconômicas.

REFERÊNCIAS

ALEXANDER, Carol. **Modelos de mercado: um guia para a análise de informações financeiras**. São Paulo: BM&F, 2005.

BACHELIER, L. Théorie de la spéculation. **Annales scientifiques Lécole Normale Supérieure**, v. 3, n. 17, p. 21-86, 1900.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of Econometrics**, n. 31, p.307-327,1986.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO - BOVESPA . **Empesas para investidores**. Disponível em:<<http://www.bovespa.com.br/>>. Acesso em: 12 dez. 2008.

BREALEY, R. A.; MYRES, S.C. **Princípios de finanças empresariais**. 3 ed. Lisboa: McGraw-Hill, 1995.

BRUNI, Adriano L. **Globalização financeira, eficiência informacional e custo de capital: uma análise das emissões de ADRs brasileiros no período 1992-2001**. 2002. 187 f. Tese (Doutorado em Administração) – Faculdade de Economia e Administração, USP, São Paulo, 2002.

BUENO, R.L.S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

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. 427-431,1979.

ELTON, E. J.; GRUBER, M.J. **Moderna teorias de carteiras e análise de investimentos**. São Paulo: Atlas, 2004.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 2. ed. New Jersey: Wiley, 2004.

ENGEL, Robert. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation, **Econometrica**, v.50, n.4, p. 987–1008, 1982;

FAMA, E. F. Efficient capital market: a review of theory and empirical work. **Journal of Financial**, p. 383- 417, 1970.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. **American Economic Review**, v.71, n.4, p. 545-565, 1981.

FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. Money and business cycles. **Review of Economics and Statistics**, v.45, n.4, p. 32-64, 1963.

GORDON, M. J. Dividends, earnings and stock prices. **Review of Economics and Statistics**, v. 41, n.2, p.99-105, 1959.

GOSWAMI, Gautam; JUNG, Sung-Chang. Stock market and economic forces: evidence from Korea. In: PROCEEDINGS OF GLOBAL FINANCE CONFERENCE, 1998, México. **Anais...** Mexico, 1998. Disponível em: <http://www.craig.csufresno.edu/International_Programs/JC/GLOBES/programs.htm>. Acesso em: 20 nov. 2008.

GRANGER, Cliver W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n.3, p.434-448, 1969.

GRÔPPO, Gustavo S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA**. 2004. 107f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

GUANASEKARAGE, Abeyratna; PISEDASALASAI, Anirut; POWER, David. Macroeconomic influence on the stock market: evidence from an emerging market in south Asia. **Journal of Emerging Market Finance**, v. 3, n.3, p. 85-304, 2004.

GUERRA, L. F. **O mercado acionário no Brasil: posição relativa, potencial e de crescimento e prioridades de ação**. 2002. 106 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade Getúlio Vargas, EAESP, São Paulo, 2002.

GÜTTLER, Caio N. **Eficiência informacional no mercado de ações brasileiro: análise de cointegração e causalidade de Granger**. 2006. 95f. Dissertação (Mestrado em Economia e Finanças) – Universidade Federal de Santa Catarina, Santa Catarina, 2006.

HAROBET, Alexandra; DUMITRESCU, Sorin. On the causal relationships between monetary, financial and real macroeconomic variables: evidence from Central Eastern Europe. In: INTERNATIONAL CONFERENCE 2008: MONETARY AND FINANCIAL TRANSFORMATIONS IN CEECS. Paris, 2008. Disponível em: <<http://www.esce.fr/dlw/recherche/ArticlesColl2008/Horobet.pdf>> Acesso em: 16 fev. 2009.

HAUGEN, R. A. **The new finance**: the case against efficient market. New Jersey: Princt-Hall, 1995.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **IPEADData**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?134629734>>. Acesso em: 10 dez. 2008.

ISLAM, A.M. The Kuala Lumpur stock market and economic factors: a general –to-specific error correction modeling test. **Journal of the Academy of Business and Economics**, v.5, n.1, 2003.

JEFFERIS, K.R.; OKEAHALAM, C. C. The impact of economic fundamentals on stock markets in southern Africa. **Development Southern Africa**, v. 17, n.1, p. 23-51, 2000.

JOHANSEN, Sören. Statistical analysis of cointegration factors. **Journal of Economic and Control**, v.12, n.3, p. 231 -254, 1988.

J. P. MORGAN-CHASE. **EMBI+ Brazil - emerging markets bond index (EMBI)**. 2008.

JUSOH, Mansor B; NOR, Abu H.S.M; ERGUN, Ugur. External stock effect on the internal linkages of Istanbul stock exchange. **European Journal of Economics**, v.14, n.4, p. 114-119, 2008.

KLEINSCHMIDT, V.; MEURER, R. Relações de precedência entre a variância condicional do IBOVESA e de outros ativos financeiros. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 10., 2007, Porto Alegre. **Anais ...** Porto Alegre: ANPEC, 2007. 1 CD-ROM.

LUCAS, R. E. Asset prices in exchange economy. *Econometrica*, Menasha. **WIS: Econometric Society**, v. 46, n.6, p. 1429-1446, 1978.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.

MACRODADOS on-line. Disponível em: <<http://www.econodados.com.br/>>. Acesso em: 21 jan. 2009.

MAYSAMI, Ramin Cooper; KOH, T.S. A vector error correction model of the Singapore stock market. **Internacional Review of Economics and Finance**, v.9, n.1, p.79-96, 2000.

MAYSAMI, Ramin Cooper; SIM, H.H. An empirical investigation of the dynamic relation between macroeconomics variable and the stock market of Malaysia and Thailand. **Journal Pengurusan**, v. 20, n.3, p. 1-20, 2001a.

MAYSAMI, Ramin Cooper; SIM, H.H. Macroeconomic forces and stock returns: a general-to-specific ECM analysis of the Japanese and South Korean markets. **Journal of Finance**, v. 20, n.4, p. 83-99, 2001b.

MAYSAMI, Ramin Cooper; SIM, H.H. Macroeconomics variables and their relationship with stock returns: error correction evidence from Hong Kong and Singapore. **The Asian Economic Review**, v.44, n.1, p. 69-85, 2002.

MAYSAMI, Ramin Cooper; HOWE, Lee.C; HAMZAG, Mohamad A. Relationship between macroeconomics variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore`s All-S sector indices. **Journal Pengurusan**, v.24, n.2, p.47-77, 2004.

MORETTIN, Pedro A. **Econometria financeira: um curso em séries temporais financeiras**. São Paulo: Blucher, 2008.

NISHAT, Mohamed; SHAHEEN, Rozina. Macroeconomic factors and Pakistani equity market, the Pakistan development review. **Pakistan Institute of Development Economics**, v. 43, n.4, p. 619-637, 2004.

NUNES, Maurício S; Costa Jr.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v.59, n. 4, p. 585-607, 2005.

OMRAN, M. M. Time series analysis of the impact of real interest rates on stock market activity and liquidity in Egypt: co-integration and error correction model approach. **International Journal of Business**, v. 8, n.3, p. 360- 374, 2003.

PATRA, Theophano; POSHAKWALE, Sunil. Economic variables and stock market returns: evidence from Athenas Stock Exchange. **Applied Financial Economics**, v.16, n.3, p. 993-1005, 2006.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n.3, p.335-346, 1988.

PINHEIRO, Juliano L. **Mercado de capitais**. 4. ed. Atlas: São Paulo, 2007.

REILLY, Frank; NORTON, Edgar A. **Investimentos**. 7. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

SALLES, A.A. Eficiência informacional do mercado futuro do IBOVESPA. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS PROGRAMAS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO, 15. , 1991, Salvador. **Anais...** Salvador: ANPAD, 1991. p.151-164.

SHARMA, L.J.K. Stock price change in trading volume in context of India's economic liberalization and its emerging impacts. **Finance India**, v. 20, n.1, 2006.

SIMS, Crhistopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

STIGLITZ, J.E. The allocation role of the stock market: Pareto optimality and competition. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 36, n.2, p.235-251, 1981.

TEXEIRA, Nilson. O mercado de capitais brasileiros à luz de seus avanços e desafios. In: BACHA, L. E.; OLIVEIRA FILHO, L.C. (Orgs.). **Mercado de capitais e crescimento econômico: lições internacionais, desafios brasileiros**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2007.

TODA, Hiro Y; YAMAMOTO, Taku. Statistical inference in vector autorregressive with possibly integrated processes. **Journal of Econometrics**, v. 66, n.2, p.225-250, 1995.

TWENEBOAH, George; ANOYKE, Adam. Do macroeconomic variable play any role in the stock market movement in Ghana? **MPRA Paper**, v. 28, n.3, 2008.

WFE – World Federation of Exchange. **Annual statistics**. Base de dados estatísticos. Disponível em: < <http://www.world-exchanges.org/>>. Acesso em: 27 fev. 2009.

ZHANG, Jun; YONG, H.H.A; LEE Minsoo; GAN Christopher. Macroeconomics variables and stock market interactions: New Zealand evidence. **Investment Management and Financial Innovations**, v. 3, n.1, 2006.

APÊNDICES

Cointegrating Eq:	CointEq1				
IBOVESPA(-1)	1.000000				
CAMBIO(-1)	1.208291 (1.08310) [1.11559]				
PRODUCAO(-1)	-20.67316 (3.68943) [-5.60335]				
RISCO(-1)	1.430559 (0.49112) [2.91285]				
SELIC(-1)	-0.851701 (0.63586) [-1.33944]				
IGPDI(-1)	-6.051351 (1.99412) [-3.03460]				
M4(-1)	-1.310616 (0.81974) [-1.59883]				
C	-81.51815				
Error Correction:	D(IBOVESPA)	D(CAMBIO)	D(PRODUCAO)	D(RISCO)	D(SELIC)
CointEq1	-0.018215 (0.00907) [-2.00768]	-0.006951 (0.00464) [-1.49936]	0.007226 (0.00239) [3.01987]	-0.018504 (0.02024) [-0.91440]	-0.042584 (0.01472) [-2.89231]
D(IBOVESPA(-1))	-0.037931 (0.08273) [-0.45849]	-0.036749 (0.04227) [-0.86937]	-0.003830 (0.02182) [-0.17551]	-0.041957 (0.18453) [-0.22737]	-0.075383 (0.13425) [-0.56150]
D(CAMBIO(-1))	0.357570 (0.16023) [2.23162]	0.308015 (0.08187) [3.76231]	0.038876 (0.04226) [0.91991]	-0.045409 (0.35739) [-0.12706]	-0.161777 (0.26002) [-0.62218]
D(PRODUCAO(-1))	0.352598 (0.29717) [1.18652]	-0.235362 (0.15184) [-1.55008]	-0.165017 (0.07838) [-2.10539]	-0.115389 (0.66283) [-0.17408]	-0.786006 (0.48224) [-1.62991]
D(RISCO(-1))	-0.261659	0.068283	0.000975	-0.119607	0.219644

APÊNDICE A – Quadro 9 - VAR com mecanismo de correção de erros –VMCE (1)

	(0.04178)	(0.02135)	(0.01102)	(0.09320)	(0.06781)
	[-6.26212]	[3.19831]	[0.08848]	[-1.28334]	[3.23926]
D(SELIC(-1))	0.021504	-0.047591	-0.040910	-0.188602	-0.294532
	(0.04617)	(0.02359)	(0.01218)	(0.10299)	(0.07493)
	[0.46572]	[-2.01724]	[-3.35929]	[-1.83130]	[-3.93085]
D(IGPDI(-1))	1.910531	-0.542455	0.041565	-3.902220	0.583049
	(0.79082)	(0.40407)	(0.20858)	(1.76391)	(1.28332)
	[2.41589]	[-1.34249]	[0.19928]	[-2.21225]	[0.45433]
D(M4(-1))	0.576317	0.300026	-0.357981	-1.233552	0.369670
	(0.58393)	(0.29836)	(0.15401)	(1.30244)	(0.94758)
	[0.98697]	[1.00560]	[-2.32439]	[-0.94711]	[0.39012]
C	-0.008707	0.004557	0.006736	0.036397	-0.015720
	(0.01115)	(0.00569)	(0.00294)	(0.02486)	(0.01809)
	[-0.78120]	[0.80028]	[2.29164]	[1.46415]	[-0.86918]
R-squared	0.349443	0.312634	0.193331	0.076213	0.280479
Adj. R-squared	0.313551	0.274710	0.148826	0.025245	0.240781
Sum sq. Resids	0.707707	0.184759	0.049231	3.520905	1.863675
S.E. equation	0.069862	0.035696	0.018426	0.155827	0.113371
F-statistic	9.735756	8.243775	4.343955	1.495314	7.065354
Log likelihood	195.9497	299.3590	401.1940	72.40754	121.3924
Akaike AIC	-2.427918	-3.770896	-5.093428	-0.823475	-1.459642
Schwarz SC	-2.250434	-3.593412	-4.915944	-0.645990	-1.282158
Mean dependent	0.019116	0.004892	0.001860	-0.011062	-0.008792
S.D. dependent	0.084322	0.041914	0.019972	0.157832	0.130112
Determinant resid covariance (dof adj.)		9.90E-22			
Determinant resid covariance		6.50E-22			
Log likelihood		2226.878			
Akaike information criterion		-28.01141			
Schwarz criterion		-26.63097			

APÊNDICE A – Quadro 9 - VAR com mecanismo de correção de erros –VMCE (1) (Conclusão)

Fonte: Elaboração própria

Obs: Primeiro são listados os parâmetros, em seguida o erro padrão e a estatística t.

APÊNCIDE B - Tabela 12 - Teste de raiz unitária dos resíduos para VMCE (1)

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-34.9787	0.0000	6	918
Breitung t-stat	-19.4455	0.0000	6	912
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-31.6383	0.0000	6	918
ADF - Fisher Chi-square	524.283	0.0000	6	918
PP - Fisher Chi-square	524.271	0.0000	6	918
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	-0.13949	0.5555	6	924

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Fonte: Elaboração própria

APÊNDICE C - Tabela 13 - Teste de Ljung-Box para autocorrelação dos resíduos do VMCE(1)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	DF
1	11.65794	NA*	11.73414	NA*	NA*
2	42.23992	0.2194	42.71851	0.2047	36
3	73.52330	0.4280	74.62341	0.3930	72
4	110.6961	0.4101	112.7875	0.3571	108
5	155.8414	0.2362	159.4478	0.1792	144
6	197.7642	0.1731	203.0701	0.1146	180
7	229.8237	0.2472	236.6562	0.1597	216
8	251.9341	0.4893	259.9782	0.3515	252
9	282.7084	0.5769	292.6626	0.4126	288
10	313.6731	0.6494	325.7777	0.4618	324
11	344.9830	0.7063	359.4960	0.4976	360
12	379.8399	0.7117	397.2986	0.4722	396

Fonte: Elaboração própria

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Cointegrating Eq:	CointEq1				
IBOVESPA(-1)	1.000000				
CAMBIO(-1)	0.892004 (1.97273) [0.45217]				
PIB(-1)	-24.22482 (5.48291) [-4.41824]				
RISCO(-1)	3.462612 (1.03211) [3.35488]				
SELIC(-1)	-1.895096 (1.18557) [-1.59847]				
IGPDI(-1)	-16.32652 (4.03867) [-4.04255]				
M4(-1)	-6.081958 (2.56801) [-2.36836]				
C	-204.3590				
Error Correction:	D(IBOVESPA)	D(CAMBIO)	D(PIB)	D(RISCO)	D(SELIC)
CointEq1	-0.012594 (0.00495) [-2.54652]	0.004612 (0.00266) [1.73296]	-0.001601 (0.00073) [-2.19654]	0.004147 (0.01156) [0.35879]	0.002713 (0.00817) [0.33217]
D(IBOVESPA(-1))	0.020576 (0.09342) [0.22026]	-0.039171 (0.05027) [-0.77916]	-0.019658 (0.01376) [-1.42819]	0.013917 (0.21831) [0.06375]	0.091174 (0.15427) [0.59099]
D(IBOVESPA(-2))	-0.152722 (0.08122) [-1.88035]	-0.018156 (0.04371) [-0.41539]	-0.012076 (0.01197) [-1.00914]	-0.009976 (0.18980) [-0.05256]	-0.084065 (0.13413) [-0.62676]
D(CAMBIO(-1))	0.345209 (0.15231)	0.343343 (0.09811)	0.079604 (0.02686)	-0.025455 (0.42604)	-0.466493 (0.30107)

APÊNDICE D - Quadro 10 – VAR com mecanismo de correção de erros VMCE (2)

	[2.26649]	[3.49950]	[2.96345]	[-0.05975]	[-1.54944]
D(CAMBIO(-2))	-0.285210 (0.17592) [-1.62123]	-0.139695 (0.09467) [-1.47557]	-0.028171 (0.02592) [-1.08684]	-0.079535 (0.41110) [-0.19347]	0.213783 (0.29052) [0.73587]
D(PIB(-1))	0.507516 (0.65570) [0.77400]	0.102761 (0.35286) [0.29122]	0.353186 (0.09661) [3.65575]	-1.491180 (1.53227) [-0.97318]	-0.411707 (1.08282) [-0.38022]
D(PIB(-2))	-0.568940 (0.64115) [-0.88737]	0.317279 (0.34504) [0.91956]	-0.022578 (0.09447) [-0.23901]	1.760450 (1.49827) [1.17499]	0.412592 (1.05880) [0.38968]
D(RISCO(-1))	-0.265813 (0.04447) [-5.97754]	0.063059 (0.02393) [2.63508]	0.000178 (0.00655) [0.02724]	-0.094501 (0.10392) [-0.90940]	0.333978 (0.07344) [4.54793]
D(RISCO(-2))	-0.004407 (0.05450) [-0.08086]	-0.009004 (0.02933) [-0.30702]	-0.001341 (0.00803) [-0.16706]	0.042475 (0.12735) [0.33354]	0.224491 (0.08999) [2.49451]
D(SELIC(-1))	-0.019808 (0.05068) [-0.39082]	-0.035782 (0.02727) [-1.31191]	-0.017538 (0.00747) [-2.34856]	-0.185534 (0.11844) [-1.56653]	-0.343604 (0.08370) [-4.10536]
D(SELIC(-2))	-0.054697 (0.05001) [-1.09380]	0.004240 (0.02691) [0.15755]	-0.011709 (0.00737) [-1.58918]	-0.003831 (0.11686) [-0.03278]	-0.038312 (0.08258) [-0.46394]
D(IGPDI(-1))	2.501439 (1.10782) [2.25797]	-0.400711 (0.59617) [-0.67214]	0.403084 (0.16323) [2.46948]	-1.698761 (2.58881) [-0.65619]	2.715060 (1.82945) [1.48408]
D(IGPDI(-2))	0.446367 (1.04617) [0.42667]	-0.424371 (0.56299) [-0.75377]	-0.060485 (0.15414) [-0.39240]	-2.491429 (2.44473) [-1.01910]	-0.773584 (1.72764) [-0.44777]
D(M4(-1))	0.447350 (0.68894) [0.64933]	0.236660 (0.37075) [0.63832]	-0.003949 (0.10151) [-0.03890]	-1.808882 (1.60995) [-1.12357]	0.732978 (1.13771) [0.64426]
D(M4(-2))	-1.346462 (0.65260) [-2.06323]	0.286996 (0.35119) [0.81720]	-0.013067 (0.09615) [-0.13590]	0.965365 (1.52502) [0.63302]	-2.421107 (1.07770) [-2.24656]
C	0.009716 (0.01357)	-0.000802 (0.00730)	0.004417 (0.00200)	0.028140 (0.03171)	0.003691 (0.02241)

APÊNDICE D - Quadro 10 – VAR com mecanismo de correção de erros VMCE (2)

	[0.71614]	[-0.10985]	[2.20979]	[0.88755]	[0.16473]
R-squared	0.414014	0.319838	0.461874	0.096480	0.321359
Adj. R-squared	0.349855	0.245368	0.402956	-0.002445	0.247055
Sum sq. Resids	0.625068	0.181021	0.013570	3.413374	1.704619
S.E. equation	0.067547	0.036350	0.009952	0.157845	0.111546
F-statistic	6.452934	4.294839	7.839161	0.975281	4.324929
Log likelihood	203.6779	298.4804	496.6754	73.81175	126.9303
Akaike AIC	-2.453306	-3.692555	-6.283338	-0.755709	-1.450069
Schwarz SC	-2.136397	-3.375646	-5.966430	-0.438801	-1.133160
Mean dependent	0.020064	0.004557	0.010211	-0.012254	-0.010615
S.D. dependent	0.083772	0.041844	0.012880	0.157653	0.128550
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.73E-22			
Determinant resid covariance		8.00E-23			
Log likelihood		2372.652			
Akaike information criterion		-29.45950			
Schwarz criterion		-27.10249			

APÊNDICE D - Quadro 10 - VAR com mecanismo de correção de erros –VMCE (2) (Conclusão)

Fonte: Elaboração própria

Obs: Primeiro são listados os parâmetros, em seguida o erro padrão e a estatística t.

APÊNDICE E - Tabela 14 - Teste de raiz unitária dos resíduos para VMCE (2)

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-36.8742	0.0000	7	1064
Breitung t-stat	-19.4936	0.0000	7	1057
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-32.5570	0.0000	7	1064
ADF - Fisher Chi-square	586.740	0.0000	7	1064
PP - Fisher Chi-square	589.122	0.0000	7	1064
Null: No unit root (assumes common unit root process)				
Hadri Z-stat	-0.67081	0.7488	7	1071

Fonte: Elaboração própria

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

APÊNDICE F - Tabela 15 - Teste de Ljung-Box para autocorrelação dos resíduos do VMCE (2)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	DF
1	4.903613	NA*	4.935874	NA*	NA*
2	19.72209	NA*	19.95062	NA*	NA*
3	74.64599	0.0106	75.97300	0.0081	49
4	120.7719	0.0591	123.3372	0.0427	98
5	186.9234	0.0145	191.7236	0.0077	147
6	252.8792	0.0038	260.3714	0.0014	196
7	312.8374	0.0022	323.2043	0.0006	245
8	346.8792	0.0183	359.1243	0.0056	294
9	382.6133	0.0690	397.0918	0.0233	343
10	435.4700	0.0640	453.6448	0.0170	392
11	469.9604	0.1643	490.8070	0.0505	441
12	504.6959	0.3135	528.4986	0.1112	490

Fonte: Elaboração própria

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

APÊNDICE G - Tabela 16 - Teste de causalidade de Granger ao par

Hipótese Nula	Estadística F	Prob.
D(CAMBIO) não causa, no sentido Granger D(IBOVESPA)**	4,0196	0,0468
D(IBOVESPA) não causa no sentido Granger D(CAMBIO)**	5,8444	0,0168
D(PRODUCAO) não causa, no sentido Granger D(IBOVESPA)	0,5717	0,4508
D(IBOVESPA) não causa no sentido Granger D(PRODUCAO)	0,8074	0,3703
D(PIB) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)***	7,3504	0,0075
D(IBOVESPA) não causa no sentido Granger D(PIB)***	8,0907	0,0051
D(RISCO) não causa no sentido Granger D(IBOVESPA)***	32,9193	0,0000
D(IBOVESPA) não causa no sentido Granger D(RISCO)	0,4106	0,5226
D(SELIC) não causa no sentido Granger D(IBOVESPA)	1,8969	0,1705
D(IBOVESPA) não causa no sentido Granger D(SELIC)***	10,0562	0,0017
D(IGPDI)causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)***	7,2198	0,0080
D(IBOVESPA) não causa no sentido de Granger D(IGPDI)**	5,7985	0,0173
D(M4) não causa no sentido de Granger D(IBOVESPA)	1,6374	0,2027
D(IBOVESPA) não causa no sentido de Granger D(M4)	0,2478	0,6193

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 154 observações e com 1 defasagem.

D = indica primeira diferença

*** Significância estatística de 1%

** Significância estatística de 5%

* Significância estatística de 10%

Prob = Probabilidade de MacKinnon

APÊNDICE H - Tabela 17 - Teste de causalidade de Granger ao par da volatilidade

Hipótese Nula	Estatística F	Prob.
h(DCAMBIO) não causa, no sentido Granger h(DIBOVESPA) ***	10,1053	0,0018
h(DIBOVESPA) não causa no sentido Granger h(DCAMBIO) ***	18,8714	0,0000
h(DPRODUCAO) não causa, no sentido Granger h(DIBOVESPA)	0,0615	0,8045
h(DIBOVESPA) não causa no sentido Granger h(DPRODUCAO)	0,4504	0,5032
h(DPIB) não causa no sentido de Granger h(DIBOVESPA)	1,0256	0,3128
h(DIBOVESPA) não causa no sentido Granger h(DPIB)	0,0663	0,7971
h(DRISCO) não causa no sentido Granger h(DIBOVESPA) ***	47,4881	0,0000
h(DIBOVESPA) não causa no sentido Granger h(DRISCO)	0,0023	0,9617
h(DSELIC) não causa no sentido Granger h(DIBOVESPA)	1,4692	0,2274
H(DIBOVESPA) não causa no sentido Granger h(DSELIC)	1,7001	0,1943
h(DIGPDI) causa no sentido de Granger h(DIBOVESPA) ***	9,8713	0,0020
h(DIBOVESPA) não causa no sentido de Granger h(DIGPDI) ***	10,6310	0,0014
h(DM4) não causa no sentido de Granger h(DIBOVESPA)	0,8042	0,3713
H(DIBOVESPA) não causa no sentido de Granger h(DM4)	1,7438	0,1887

Fonte: Elaboração própria

Amostra com 154 observações e com 1 defasagem.

h(D) = indica variância condicional

*** Significância estatística de 1%

** Significância estatística de 5%

* Significância estatística de 10%

Prob = Probabilidade de MacKinnon

Série Variável	Modelo ARCH-M	Equação de Média e da Variância Condicional	Estatísticas
D(IBOVESPA)	GARCH-M (1,1)	$r_{ibov,t} = 0,0798h^{1/2}_{ibov} + \varepsilon_{ibov,t}$ $(0,0296)$ $h_{ibov,t} = 4,19E-05 + 0,0692\varepsilon^2_{ibov,t-1} + 0,8915h_{ibov,t-1}$ $(2,39E-06) \quad (0,0355) \quad (0,1519)$	Loglikelihood 1181.1488 Schwarz criterion -8,3219 Durbin – Watson Stat 1,9956
D(Cambio)	GARCH-M (1,1)	$r_{cambio,t} = -0,0394h^{1/2}_{cambio} + \varepsilon_{cambio,t}$ $(0,0136)$ $h_{cambio,t} = 7,21E-07 + 0,0704\varepsilon^2_{cambio,t-1} + 0,8793h_{cambio,t-1}$ $(3,66E-07) \quad (0,0231) \quad (0,2457)$	Log likelihood 2191.3573 Schwarz criterion -7,1941 Durbin – Watson Stat 1,8754
D(Produção)	GARCH – M (1,2)	$r_{prod,t} = 0,0492h^{1/2}_{prod} + \varepsilon_{prod,t}$ $(0,0140)$ $h_{prod,t} = 3,60E-05 + 0,0926\varepsilon^2_{prod,t-1} + 0,6086h_{prod,t-1} + 0,2173h_{prod,t-2}$ $(2,18E-06) \quad (0,0435) \quad (0,2359) \quad (0,0635)$	Log likelihood 1090.1637 Schwarz criterion -6,2933 Durbin – Watson Stat 2,1013
D (PIB)	GARCH – M (1,2)	$r_{pib,t} = 0,0653h^{1/2}_{pib} + \varepsilon_{pib,t}$ $(0,0149)$ $h_{pib,t} = 5,48E-04 + 0,1236\varepsilon^2_{pib,t-1} + 0,4373h_{pib,t-1} + 0,3215h_{pib,t-2}$ $(3,29E-05) \quad (0,0489) \quad (0,2216) \quad (0,1402)$	Log likelihood 2564,7912 Schwarz criterion -6,5716 Durbin – Watson Stat 2,0329
D (Risco)	ARCH– M (2)	$r_{risco,t} = -0,0386h^{1/2}_{risco} + \varepsilon_{risco,t}$ $(0,0047)$ $h_{risco,t} = 3,19E-04 + 0,3671\varepsilon^2_{risco,t-1} + 0,3136\varepsilon^2_{risco,t-2}$ $(1,02E-04) \quad (0,0182) \quad (0,1284)$	Log likelihood 1532,5421 Schwarz criterion -8,8392 Durbin – Watson Stat 1,8990

APÊNDICE I - Quadro 11 - Estimação dos modelos de volatilidade condicional ARCH-M durante o período de Jan. 1995 à Dez. 2007

Fonte: Elaboração própria

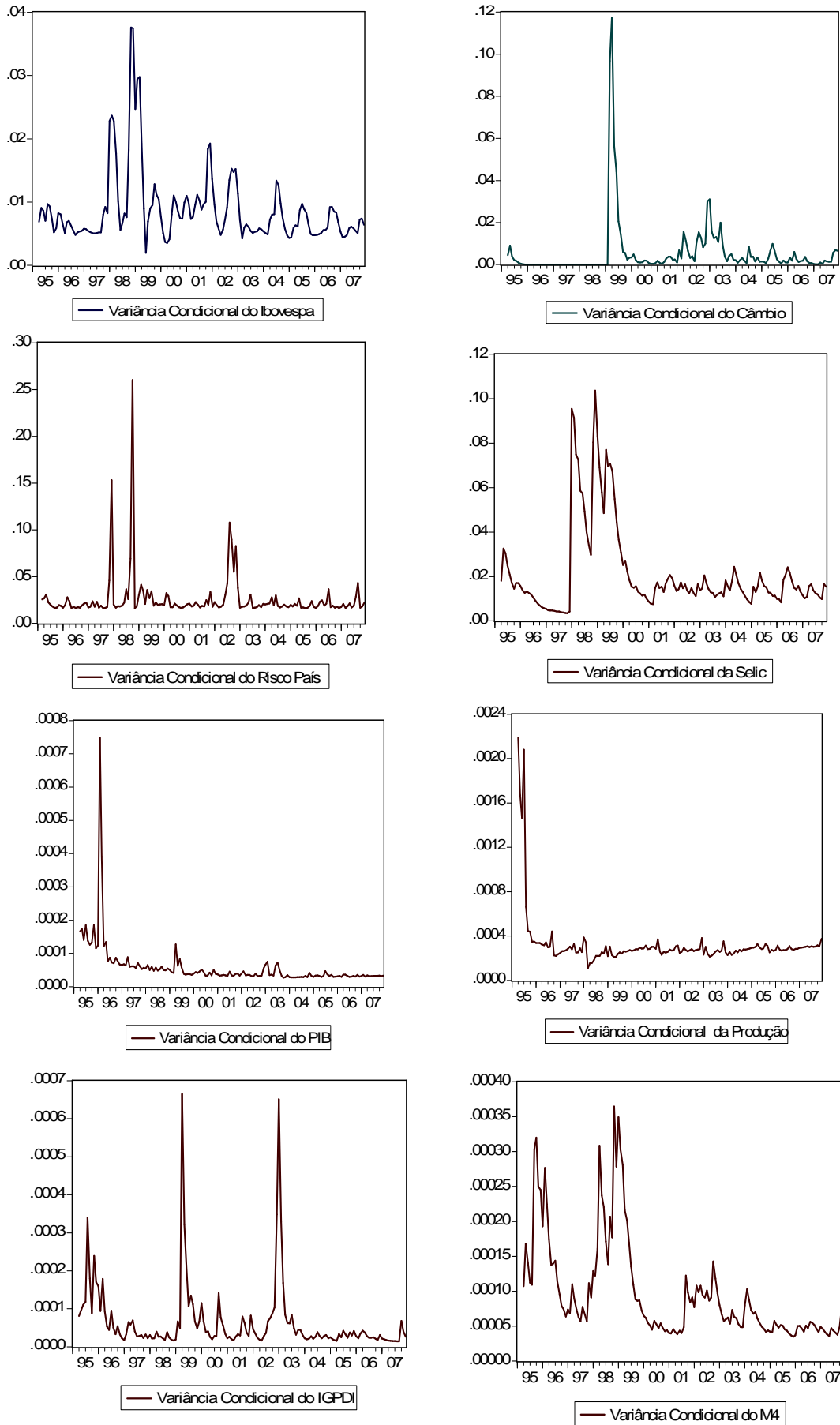
Todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero em 10% de significância. Entre parênteses estão os erros padrões.

Série Variável	Modelo ARCH-M	Equação de Média e da Variância Condicional	Estatísticas
D (Selic)	GARCH – M(1,1)	$r_{selic,t} = -0,1304h_{selic,t}^{1/2} + \varepsilon_{selic,t}$ $(0,0450)$ $h_{selic,t} = 4,37E-06 + 0,1684\varepsilon_{selic,t-1}^2 + 0,8635h_{selic,t-1}$ $(7,89E-07) \quad (0,0200) \quad (0,3629)$	Log likelihood 1916,3271 Schwarz criterion -6,7893 Durbin – Watson Stat 1,9924
D (IGPDI)	GARCH – M(1,1)	$r_{selic,t} = -0,18234h_{selic,t}^{1/2} + \varepsilon_{selic,t}$ $(0,0539)$ $h_{selic,t} = 7,91E-06 + 0,5094\varepsilon_{selic,t-1}^2 + 0,4419h_{selic,t-1}$ $(3,35E-06) \quad (0,1681) \quad (0,1444)$	Log likelihood 2104,1928 Schwarz criterion -7,3619 Durbin – Watson Stat 1,8725
D (M4)	GARCH – M(1,1)	$r_{M4,t} = 0,2276h_{M4,t}^{1/2} + \varepsilon_{M4,t}$ $(0,0513)$ $h_{M4,t} = 6,26E-06 + 0,1762\varepsilon_{M4,t-1}^2 + 0,7436h_{M4,t-1}$ $(2,83E-06) \quad (0,0438) \quad (0,1305)$	Log likelihood 1875,8130 Schwarz criterion -8,1624 Durbin – Watson Stat 2,0619

APÊNDICE I – Quadro 11 - Estimação dos Modelos de Volatilidade Condicional ARCH-M durante o período de Jan. 1995 à Dez. 2007 (Conclusão)

Fonte: Elaboração própria

Todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero em 10% de significância. Entre parênteses estão os erros padrões.



APÊNDICE J - Figura 12 - Variância condicional das séries

Fonte: Elaboração própria

Autores (Ano)	Períodos (Dados)	Países	Variáveis macroeconômicas utilizadas, exceto índice de Bolsas.	Resultados da Eficiência informacional
Goswami e Jung (1998)	Jan.1980 a Jun. 1996 (mensais)	Coréia	Taxa de juros de curto prazo, juros longo prazo, inflação, oferta monetária, preço do petróleo , saldo balança comercial e taxa de câmbio.	Ineficiente
Jefferis e Okeahalam (2000)	Jan. 1985 a Dez 1995 (mensais)	África do Sul	Taxa de Juros, inflação, câmbio, PIB.	Ineficiente
Maysami e Sim (2001)	Jan 1988 a Dez 2000 (mensais)	Malásia e Tailândia	Juros, inflação, taxa de câmbio oferta monetária e produção industrial.	Ineficiente
Maysami e Sim (2002)	Jan. 1989 a Dez. 2001 (mensais)	Hong Kong e Cingapura	Juros, inflação, taxa de câmbio oferta monetária e produção industrial.	Ineficiente
Islam (2003)	Jan. 1990 a Jun. 2002 (mensais)	Malásia	Juros, inflação, taxa de câmbio e produção industrial.	Ineficiente
Omram (2003)	Jan. 1992 a Dez 2002 (mensais)	Índia	Juros, inflação, taxa de câmbio e produção industrial.	Ineficiente
Guanasekarage, Pisedtasalasai e Power (2004)	Jan. 1985 a Dez 2001 (mensais)	Siri Lanka	Oferta monetária, títulos do tesouro, inflação e taxa de câmbio.	Ineficiente
Nishat e Shaheen (2004)	Jan. 1973 a Dez 2004 (mensais)	Paquistão	Juros, inflação, oferta monetária e produção industrial.	Ineficiente
Patra e Poshakwale (2006)	Jan. 1990 a Dez.1999 (mensais)	Grécia	Inflação, oferta monetária, câmbio, volume transacionado em títulos.	Ineficiente
Zhang, Young, Lee e Gan (2006)	Jan. 1990 a Jan 2003 (mensais)	Nova Zelândia	Juros, inflação, taxa de câmbio, PIB, oferta monetária e preço do petróleo.	Não há evidências
Harobet e Dumitrescu (2008)	Jan. 1998 a Set. 2007 (mensais)	República Tcheca, Hungria, Polônia e Romênia.	Juros, câmbio, oferta monetária, inflação e PIB.	Ineficiente
Jusoh, Nor e Ergun (2008)	Fev. 1996 a Maio. 2008 (mensais)	Turquia	Juros, taxa de câmbio, oferta monetária e produção industrial.	Ineficiente
Tweneboah e Anokye (2008)	Jan. 1991 a Dez 2007 (trimestrais)	Gana	Juros, investimentos diretos estrangeiros, inflação, taxa de câmbio e preço petróleo.	Ineficiente

APÊNDICE K - Quadro 12 - Análises recentes da eficiência informacional das variáveis macroeconômicas nos mercados de ações dos países emergentes*

Fonte: Elaboração própria

* A metodologia adotada nos estudos foram os testes de cointegração e causalidade de Granger.