CAUSALIDADE DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE O IBOVESPA

GUSTAVO DE SOUZA GRÔPPO

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Outubro - 2004

CAUSALIDADE DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE O IBOVESPA

GUSTAVO DE SOUZA GRÔPPO

Bacharel em Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. PEDRO CARVALHO DE MELLO

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Ciências, Área de Concentração: Economia Aplicada.

PIRACICABA

Estado de São Paulo - Brasil Outubro - 2004

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP) DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP

Grôppo, Gustavo de Souza

Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA / Gustavo de Souza Grôppo. - - Piracicaba, 2004. 107 p.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2004. Bibliografia.

CDD 339

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte - O autor"

À minha esposa Fernanda, ao meu filho Gabriel, aos meus pais, Ernesto e Neuza, Giselle e Vó Iracy, DEDICO.

> "eu fiz em casa, mas sei que não é minha". Egberto Gismonti

AGRADECIMENTOS

A Deus, pela constante proteção e auxílio que foram fundamentais para que eu vencesse mais essa etapa na minha vida.

À Fernanda, pelo carinho, compreensão, convívio e pela troca de experiência, além do seu grande apoio nessa difícil decisão de ir para Piracicaba, deixando "tudo para trás".

Aos meus pais e minha avó, pelo carinho, apoio incondicional e confiança em mim depositada.

Aos meus sogros que, como professores, valorizam muito a atividade acadêmica e a busca constante de conhecimento.

À tia Ilka que se prontificou a fazer a revisão do texto.

À Kelly R. Carvalho e ao Fernando A. Trivellato que, como minha gerente e Superintendente da SIAF, me apoiaram e me concederam uma licença para que pudesse tocar essa empreitada.

Ao meu orientador, aos professores membros da banca e aos demais professores do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo.

Aos funcionários desse departamento, em especial a Maielli, que em todos os momentos esteve disposta a resolver os meus problemas.

À turma do cafezinho, isto é, ao grupo de discussões de assuntos aleatórios.

A todos os colegas de pós-graduação da ESALQ/USP, em especial a Diogo, Skrlet, Nicollela, Andréa Ferro e Lucílio.

E, por fim, a todos aqueles que realmente tiveram participação direta ou indireta na realização desse trabalho.

SUMÁRIO

		Página
LISTA	DE FIGURAS	vii
LISTA	DE TABELAS	viii
RESU	MO	. ix
SUMM	1ARY	xi
1	INTRODUÇÃO	1
1.1	Considerações gerais	1
1.2	A importância do mercado de capitais	2
1.3	O mercado de capitais no Brasil	4
1.4	Objetivo	9
1.5	Estrutura do trabalho	9
2	REFERENCIAL TEÓRICO	10
2.1	Modelo de avaliação de ativos	10
2.2	Enfoque teórico	12
2.2.1	Modelo macroeconômico alternativo	12
2.2.2	Enfoque monetário do mercado de bens na determinação da taxa de	e
	câmbio	15
2.2.3	Ações, títulos e diagrama IS-LM	19
2.3	Evidência empírica da relação entre as variáveis macroeconômicas e os	S
	retornos acionários	27
2.4	Hipóteses	35
3	REFERENCIAL METODOLÓGICO	38
3.1	Análise das séries de tempo	38
3.2	Testes de raiz unitária	39

3.3	Co-integração	45
3.3.1	Método de Engle e Granger	46
3.3.2	Método de Johansen e Juselius	48
3.4	Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)	50
3.4.1	Modelo VAR convencional	52
3.4.1.1	Função de impulso de resposta	54
3.4.1.2	Decomposição da variância dos erros de previsão	57
3.4.2	Modelos VAR estruturados e/ou identificáveis	59
3.5	Dados	61
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
4.1	Testes de raiz unitária e co-integração	63
4.2	Modelos de auto-regressão vetorial com termo de correção de erro (VEC).	69
4.3	Modelo de Auto-Regressão Vetorial com Termo de Correção de Erro	
	(VEC) com identificação pelo processo de Bernanke	69
5	CONCLUSÕES	75
ANEXO	OS	78
REFER	ÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	100

LISTA DE FIGURAS

		Página
1	Capitalização relativa entre países industrializados, emergentes e para o	
	Brasil durante o período de 1995 a 2002	. 8
2	Determinação do tamanho do overshooting.	. 17
3	Ajustamento da taxa de câmbio a uma política monetária expansionista	. 18
4	Ajustamento da taxa de juros e produção a uma política monetária	
	expansionista	. 18
5	Definição de regiões de alta e queda de preços de ações e títulos frente a	
	diferentes inclinações da curva LM	. 21
6	Determinação do preço de ações e títulos frente a política monetária	
	expansionista, com curva LM mais íngreme que linha inalterada de preços	. 22
7	Determinação do preço de ações e títulos frente a um deslocamento da curva	
	IS para a direita levando em consideração a inclinação da curva LM	. 24
8	Determinação do preço de ações e títulos quando o BACEN persegue a meta	
	de pequenas variações na taxa de juros	. 25
9	Determinação do preço de ações e títulos quando o BACEN mantém a taxa de	
	juros constante	. 26
10	Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do	
	petróleo no mercado internacional (PET), na taxa de juros de curto prazo	
	(SELIC) e no próprio Ibovespa (modelo 1 empregando o procedimento de	
	Bernanke)	. 74

LISTA DE TABELAS

	I	Página
1	Investimentos Externos – Anexo IV (em US\$ milhões)	. 5
2	Evolução do mercado de ações no Brasil	. 7
3	Resultados dos testes de Dickey e Fuller Aumentado (ADF)	64
4	Resultados do teste de Perron	65
5	Determinação do número de defasagens (Ordem ótima do VAR)	66
6	Estatísticas multivariadas do teste de co-integração de Johansen	66
7	Resultados dos testes de co-integração de Johansen e valores críticos para	
	$\lambda_{trace} \ e \ \lambda_{Max}$	67
8	Coeficientes do espaço co-integrado	67
9	Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas (modelo 1	
	empregando o procedimento de Bernanke)	70
10	Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o Ibovespa	
	(modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke)	71
11	Impulso elasticidade das variáveis e do próprio índice sobre o Ibovespa	
	(modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke)	72

CAUSALIDADE DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE O IBOVESPA

Autor: GUSTAVO DE SOUZA GRÔPPO

Orientador: Prof. Dr. PEDRO CARVALHO DE MELLO

RESUMO

Este estudo tem como principal objetivo analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro, aqui representado pelo Ibovespa, e para tal utilizará o enfoque multivariado VAR. Buscou-se analisar 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. O modelo proposto, visando à análise, foi implementado utilizando-se os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) e Perron, de co-integração de Johansen e o método de Auto Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC). Primeiramente empregou-se o VEC convencional seguindo a proposição de Gjerde & Sættem (1999) e Burgstaller (2002). Os resultados obtidos deixaram claro a sua instabilidade. Buscando eliminar esta instabilidade empregou-se o procedimento de Bernanke (1986). Os resultados dos três modelos analisados mostram-se semelhantes. Nas matrizes de relações contemporâneas observam-se 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 explica contemporaneamente o Ibovespa. Nas decomposições das variâncias dos erros de previsão os resultados deixam claro o poder explanatório da taxa de juros de curto prazo sobre o índice da Bolsa de São Paulo. O próprio índice também tem um grande poder explicativo, importância essa não observada quando da análise das outras variáveis empregadas. Conforme verificado na matriz de relações contemporâneas, um choque inesperado na taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo leva a uma redução no Ibovespa já no primeiro momento. Os resultados obtidos deixam claro a elevada sensibilidade do Ibovespa frente à taxa de juros real de curto prazo (SELIC), tanto no tocante a decomposição do erro de previsão quanto da função de resposta a impulsos elasticidade. Dentre as variáveis empregadas no presente estudo, a taxa básica de juros da economia é a que mais impacta no índice da BOVESPA. Esse resultado mostra a importância exercida pela taxa de juros na economia brasileira, sugerindo, assim, que os agentes econômicos que investem no mercado acionário brasileiro vêem o investimento em renda fixa como sendo grande substituto das aplicações em ações.

CAUSALITY OF MACROECONOMIC VARIABLES INFLUENCING IBOVESPA

Author: GUSTAVO DE SOUZA GRÔPPO

Adviser: Prof. Dr. PEDRO CARVALHO DE MELLO

SUMMARY

The main objective of this study was to investigate the casual relationship among a sort of macroeconomic variables and the Brazilian stock market, represented here by Ibovespa, using multivariate VAR focus. This meant to analyze the effect of unexpected shocks in macroeconomic variables on São Paulo Stock Exchange index. The period of study was from January 1995, to December 2003. The present model was implemented using augmented Dickey-Fuller test for unit root (ADF) and Perron, Johansen co-integration in VAR models and the method of Vector Auto-Regression with error correction (VEC). First of all, conventional VEC was used according to Gjerde & Saettem (1999) and Burgstaller (2002). Data showed clearly the instability of the process. Aiming to eliminate this instability, Bernanke (1986) procedure was used. Results of the three models analyzed were similar. In contemporaneous relation matrixes were observed significant relations between the real exchange rate and short run interest rate in comparison to Ibovespa. On the other hand, petroleum prices set in the international market do not explain Ibovespa contemporaneously. In variables decomposition of forecast error, data is clear in showing the explanation power of short term interest on São Paulo Stock Exchange index. Index per se explains itself conveniently, what was not observed when analyzed the other variables investigated. As

noticed in contemporaneous relation matrix, an unexpected shock in the real exchange rate and the interest rate of short date leads to a reduction in Ibovespa at the first moment. Data obtained showed strong sensibility of Ibovespa in comparison to real short term interest rate (SELIC), when observed the decomposition of the forecast error and function of impulse response of elasticity. Among used variables in this present study, basic interest rate of the economy is the one that most shock in BOVESPA index. This result shows the importance exerted by interest rates in Brazilian economy, suggesting that economic agents that invest in Brazilian stock market are more interested in investment of fixed rent than in stock applications.

1 INTRODUÇÃO

"Aprender é a única coisa que a mente nunca se cansa, nunca tem medo e nunca se arrepende".

(Leonardo da Vinci)

1.1 Considerações gerais

O objetivo principal deste presente estudo é analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro, aqui representado pelo Ibovespa, isto é, se o retorno dos ativos acionários é previsível usando informação passada dos agregados econômicos. O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2003.

Após a regulamentação do Anexo IV, adicionado à implementação do Plano Real, o mercado acionário brasileiro teve um grande salto no seu desenvolvimento, tanto em termos de volume dos negócios quanto na eficiência alocativa. O aumento da atenção por parte dos investidores internacionais no mercado acionário brasileiro, na busca da diversificação de seus *portfólios*, ficou bastante evidente. Há, portanto, por parte desses agentes, a necessidade de se conhecer como o mercado acionário brasileiro responde às mudanças das variáveis macroeconômicas.

As relações entre os preços dos ativos e o nível de atividades nos países desenvolvidos estão bem documentadas com inúmeros trabalhos empíricos, como os trabalhos de Fama (1970, 1981, 1982, 1990 e 1991), Fama & Schwert (1977), Chen et al. (1986), Lee (1992), Boudoukh & Richardson (1993), Mukherjee & Naka (1995), Balduzzi (1995), Jones & Kaul (1996), Abdullah (1998), Najand & Noronha (1998),

Nieh & Lee (2001), Panetta (2002), Shamsuddin & Kim (2003), dentre outros. Recentemente, os países em desenvolvimento têm recebido maior atenção. Inúmeros são os trabalhos empíricos acerca da relação entre os preços dos ativos e variáveis macroeconômicas. Podem-se citar os trabalhos de Darrat & Mukherjee (1986), Naka et al. (1998), Granger et al. (1998), Gjerde & Sættem (1999), Know & Shin (1999), Järvinen (2000), Maysami & Koh (2000), Achsani & Strohe (2002), Perales & Robins (2002), Bhattacharya & Mukherjee (2002), Shor et al. (2002) e Nunes et al. (2002), estes dois últimos para o mercado brasileiro.

Segundo Know & Shin (1999), os resultados encontrados em seu trabalho mostram que as percepções dos investidores coreanos dos movimentos dos preços das ações do Korea Stock Exchange (KSE) são completamente diferentes das dos investidores japoneses e americanos, sugerindo, assim, que o mercado coreano é mais sensível às atividades de comércio internacional em relação à taxa de juros ou à inflação. Esses resultados diferentes corroboram a necessidade, por parte dos agentes, de se conhecer como cada mercado responde às macro-variações.

Logo abaixo, ter-se-á uma breve discussão da importância do mercado de capitais para economia, que tem como função primordial aproximar o poupador do tomador de recursos, viabilizando as oportunidades de investimento. Em seguida será feita uma discussão sobre o mercado brasileiro de ações.

1.2 A importância do mercado de capitais

É de conhecimento de todos que o desenvolvimento sustentável depende de uma expansão contínua da capacidade de produção, que por sua vez depende de investimentos. A poupança que viabiliza esses investimentos é também um componente muito importante no processo.

Segundo Neto & Félix (2002), os níveis de investimento possuem uma relação causal direta com o mercado financeiro e, principalmente, com o mercado de capitais. Segundo esses autores, o mercado de capitais é o meio mais eficiente para

canalização de recursos da poupança privada para as empresas, pois, ao contrário do autofinanciamento, do fomento estatal e do mercado de crédito, a sociedade anônima de capital aberto é capaz de "pulverizar" os riscos do empreendimento para toda a sociedade.

Todos os países desenvolvidos ou em processo acelerado de desenvolvimento ostentam altas taxas de poupança e/ou alta eficiência na sua intermediação, que garantem, assim, recursos a baixos custos para os investidores.

O desenvolvimento dos países europeus e particularmente os EUA, a partir do século passado, foi impulsionado por uma contínua eficiência na intermediação de suas poupanças. Essa eficiência só foi possível devido ao sofisticado mercado financeiro e de capitais.

O mercado mobiliário dos Estados Unidos é o que melhor apresenta a correlação entre o desenvolvimento econômico e o mercado de capitais eficiente, onde 70% de sua poupança financeira estão empregadas no mercado acionário e outras instituições do mercado de capitais, sendo que apenas 25% deste capital estão empregados em operações financeiras clássicas como caderneta de poupança e depósitos a prazo. Cerca dos 50% do volume total de ações, que representam 35% de sua poupança financeira, estão nas mãos das pessoas físicas e a outra metade nas mãos dos investidores institucionais, como fundos de pensões, fundos mútuos e companhias de seguro. Percebe-se então que grande parte dos recursos poupados nos Estados Unidos é canalizada de forma eficiente, ou seja, sem intermediação bancária e com riscos bastante diluídos na sociedade, o que, por sua vez, garante a viabilização de novos investimentos.

Este quadro apresentado acima, contudo, não pode ser aplicado para a economia brasileira, onde uma parte significativa das aplicações em bolsa são feitas por grandes investidores institucionais de capital bastante volátil e de atuação em escala mundial.

Apesar do mercado acionário para os países em desenvolvimento como, por exemplo, o brasileiro, não ter um peso tão grande, como ocorre em países chamados de

economias "maduras", a sua importância vem aumentando significativamente. O crescimento no volume dos fluxos de investimento, para esses países, indicam que seus mercados estão se tornando cada vez mais atraentes e acessíveis para os investidores estrangeiros que buscam diversificar os seus portfólios, e assim, maximizar os seus retornos ou minimizar os seus riscos.

Apesar do mercado estar cada vez mais integrado, restringindo os benefícios dos investimentos internacionais, as influências de fatores regionais continuam e continuarão a existir, criando assim, oportunidades de lucros a investidores internacionais

Segundo Howell (1993), o período compreendido entre 1986 a 1992 teve um crescimento significativo na fatia dos investimentos novos em mercados emergentes em relação ao total investido nos mercados de ações por investidores no mundo, passando de 2% para 28%. Esse crescimento está associado a uma série de fatores. Um deles diz respeito à remoção de barreiras aos investimentos estrangeiros. Vários países reduziram as suas barreiras no período recente. O Brasil também trabalhou na redução dessas barreiras.

1.3 O mercado de capitais no Brasil

Durante a década de 90 o mercado brasileiro de capitais passou por um grande processo de crescimento. Uma série de mudanças, tanto no quadro regulatório como no cenário macroeconômico tornaram o mercado brasileiro atraente aos investidores internacionais.

A partir de maio de 1991, passou a vigorar a resolução nº 1832 do Conselho Monetário Nacional (CMN), que aprovou o regulamento do Anexo IV. Este Anexo disciplinou a criação e administração de carteiras de valores mobiliários mantidas no Brasil por investidores institucionais constituídos no exterior, como fundos de pensões, carteiras próprias de instituições financeiras, companhias seguradoras e fundos mútuos de investimento.

Leal & Rêgo (2000) analisaram o impacto do Anexo IV no mercado brasileiro para o período de 1991 a 1995. Segundo eles, o volume de negócios em dólares na Bovespa aponta para uma influência da variação das entradas de capitais no volume do mercado secundário de ações, via Anexo IV, mas, segundo eles, o Plano Real não pode ser ignorado, pois também impactou nesse volume.

A tabela 1 apresenta o ingresso, o retorno e o saldo líquido anual de capital a partir da abertura do mercado brasileiro aos investimentos externos via Anexo IV.

Tabela 1. Investimentos externos - Anexo IV (em US\$ milhões)

Período	Ingresso	Retorno	Saldo
1991	482,40	96,10	386,30
1992	2.966,82	1.652,44	1.314,38
1993	14.614,09	9.136,46	5.477,63
1994	20.532,41	16.778,24	3.754,17
1995	22.026,62	21.498,34	528,28
1996	22.935,63	19.341,88	3.593,75
1997	32.191,92	30.576,78	1.615,14
1998	21.886,73	24.349,01	-2.462,28
1999	12.396,09	11.296,03	1.100,06
2000	10.831,26	12.665,86	-1.834,59
2001	9.347,61	10.076,41	-728,80
2002	7.565,01	7.901,07	-336,05
2003	11.019,51	8.599,18	2.420,33
Total 1991-2003	188.796,10	173.967,80	14.828,30

Fonte: Comissão de Valores Mobiliários (CVM) (2004)

Nota: inclui até setembro/2000 os valores relativos ao antigo Anexo I

Em 1991 a entrada líquida de capitais foi de US\$ 386 milhões chegando a alcançar uma média anual de US\$ 3,3 bilhões entre os anos de 1993 a 1996. No entanto, o saldo tornou-se negativo em 1998, aproximadamente US\$ 2,5 bilhões, em decorrência da crise russa e da ameaça de uma crise cambial que veio se confirmar no início de 1999. Em 1999 houve uma recuperação, com uma entrada líquida de US\$ 1,1 bilhão, valor abaixo da média observada pré-crise cambial.

Essa entrada maciça de capitais estrangeiros levou a um crescimento expressivo no valor das ações e volumes negociados.

Outro ponto, de grande importância, foi a implementação do Plano Real. Este plano possibilitou o controle da inflação, a qual, segundo diversos estudos, relaciona-se negativamente com os preços das ações. Após a sua implementação, o mercado brasileiro passou a receber maior atenção dos investidores internacionais que passaram a investir maciçamente nesse mercado. O mercado financeiro brasileiro apresentou um grande salto no desenvolvimento, de modo que a capitalização através do mercado acionário apresentou um aumento, não só no volume de comércio, mas também de sua eficiência alocativa. Esse fenômeno vem de encontro com Bekaert et al. (1995), que destaca o desenvolvimento dos mercados financeiros como sendo o principal responsável pela melhora na eficiência alocativa, visto que a difusão dos mecanismos financeiros permite uma redução nos custos do capital, além de facilitar a captação de recursos no exterior, possibilitando, assim, a realocação dos investimentos dos agentes econômicos de ativos reais para ativos monetários.

Apesar do grande salto no desenvolvimento, experimentado na década de 90, o mercado acionário brasileiro continua sendo muito pequeno quando comparado com os de países desenvolvidos.

Segundo Scheinkman, apud Neto & Félix (2002, p.38),

"alguns fatores históricos, que contribuíram para essa atrofia relativa do mercado de capitais brasileiro, são, baixa taxa de crescimento da economia brasileira pósmeados de 70, que exigia poucos investimentos; a existência de formas mais baratas de financiamento das empresas, tais como os recursos subsidiados do BNDES e dos fundos 157; o sistema tributário e sua falta de enforcement pelas autoridades, que incentivam a manutenção de empresas fechadas; o alto retorno dos papéis do governo, utilizados para cobrir déficit fiscal, e

uma cultura e legislação que desrespeitavam os acionistas minoritários".

Tabela 2. Evolução do mercado de ações no Brasil

	Bovespa -	Valor de Mercado	PIB	
Ano	Companhias	Total US\$	(Câmbio médio – US\$	% PIB
	Listadas	Milhões	Milhões)	
1994	544	189.058,18	543.086,60	34,8
1995	543	147.567,57	705.449,25	20,9
1996	550	216.927,18	775.474,64	28,0
1997	536	255.409,31	807.814,30	31,6
1998	527	160.886,69	787.889,23	20,4
1999	478	228.535,77	536.600,00	42,6
2000	459	225.527,92	602.206,53	37,5
2001	428	185.443,19	509.796,77	36,4
2002	399	124.042,03	459.379,39	27,0
2003	369	234.219,06	493.348,08	47,5

Fonte: Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) (2004) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (2004)

Observa-se que em 2003 o número de companhias listadas na Bovespa reduziu em 175 quando se comparado com 1994, isto é, houve uma queda de aproximadamente 47,4%; entretanto a redução do valor de mercado aumentou em 23,9%, com uma média no período de 196.762 milhões de dólares.

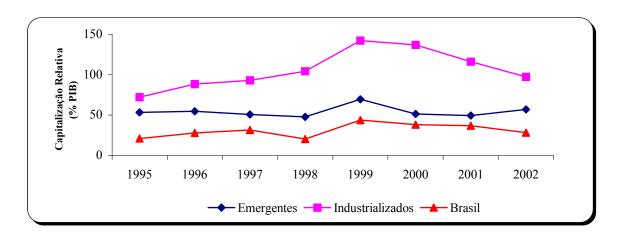


Figura 1 – Capitalização relativa entre países industrializados, emergentes e para o Brasil durante o período de 1995 a 2002

Fonte: CVM (2004)

Analisando o gráfico de capitalização relativa observa-se que, durante todo o período analisado os países industrializados ficaram acima dos países emergentes, que por sua vez ficaram acima do Brasil¹. A capitalização de mercado do grupo de países industrializados representou, em média, quase o dobro daquela observada pelos países emergentes, 73% e 40% do PIB, respectivamente. Essa superioridade dos países industrializados, contudo, acentuou-se a partir de 1996, período especulativo nos mercados americanos associados às ações de internet e de empresas de alta tecnologia. A partir de 1997, ocorreu uma reversão no movimento de crescimento dos países emergentes, determinando um descolamento em relação aos países industrializados. Essa reversão se deve a uma série de crises que ocorreram a partir de 1997, como a crise asiática, a crise russa, a crise do México e a desvalorização cambial brasileira. Observase, ainda, que durante os dois primeiros anos o crescimento da capitalização relativa brasileira teve um comportamento diferente aos dos países emergentes. Isso pode ser explicado em parte pelas mudanças, tanto no quadro regulatório como no cenário

¹ Os países emergentes são compostos pelo Brasil, Argentina, Chile, México, Coréia do Sul, China, Tailândia, Taiwan, África do Sul, Hungria, Índia e os países industrializados pelos Estados Unidos, Canadá, Japão, Alemanha, França, Itália, Reino Unido, Hong Kong, Austrália, Espanha e Holanda.

_

macroeconômico que ocorreram como, por exemplo, a implantação do Plano Real e o processo de privatização iniciado pelo governo brasileiro. Nos anos seguintes, até 2001, o comportamento do mercado brasileiro segue o mesmo do grupo de países emergentes, comportamento esse que, em 2002 se inverte devido a uma série de fatores de ordem política e econômica, como risco Brasil e desvalorização cambial.

1.4 Objetivos

O presente estudo tem por objetivo analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e o retorno dos ativos no mercado acionário brasileiro (aqui representado pelo Ibovespa), e para tal utilizará o enfoque multivariado VAR. Por último analisará a função impulso resposta e a decomposição da variância.

Espera-se, com este estudo, enriquecer o conhecimento do comportamento do mercado acionário brasileiro frente às macro-variações.

1.5 Estrutura do trabalho

A dissertação está assim estruturada. Além dessa primeira parte introdutória, a dissertação contará com mais quatro capítulos. O segundo capítulo compreenderá a revisão da literatura, onde, primeiramente, ter-se-á uma breve discussão sobre um modelo de avaliação de ativos. Em seguida será abordado um modelo macroeconômico alternativo, o enfoque monetário para a determinação da taxa de câmbio enfatizando as características do mercado de bens, da formação dos preços de títulos e ações empregando o diagrama IS-LM, além de discutir alguns trabalhos empíricos sobre as relações entre os retornos acionários e as variáveis macroeconômicas selecionadas. Ainda, nesse capítulo, serão apresentadas as hipóteses a serem testadas. No terceiro capítulo será discutido o referencial metodológico a ser empregado no presente estudo. No quarto capítulo serão feitas as considerações sobre os resultados encontrados e, por fim, no quinto e último capítulo, ter-se-ão as conclusões.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Modelo de avaliação de ativos

Os modelos básicos de avaliação de ações pressupõem que o valor de qualquer ativo é determinado pelo valor presente de todos os futuros fluxos de caixa esperados, para o período de tempo considerado relevante.

Segundo Gitman (1997), o modelo pode ser escrito como:

$$V_{0} = \frac{FC_{1}}{(1+r)^{1}} + \frac{FC_{2}}{(1+r)^{2}} + \dots + \frac{FC_{n}}{(1+r)^{n}}$$
(1)

em que V_0 é o valor do ativo no tempo zero, FC_n é o fluxo de caixa esperado para o ano n, r é a taxa de desconto e n é o período de tempo relevante.

Qualquer mudança que ocorra no fluxo de caixa esperado impactará o preço do ativo na mesma direção. Contrariamente, qualquer mudança na taxa de desconto impactará inversamente no preço do ativo.

Um dos arcabouços teóricos mais utilizados é o modelo de valor presente (MVP) ou modelo de fluxos de caixa descontado, descrito em Campbell & Shiller (1987). Esse modelo parte da hipótese de que o retorno esperado de uma ação é constante ao longo do tempo. Hipótese, essa, um tanto restritiva.

$$E_t[R_{t+1}] = R \tag{2}$$

Seja a taxa de retorno de uma ação mantida por um período dada por:

$$R_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} - 1 \tag{3}$$

em que P e D são o preço da ação e o dividendo pago, respectivamente. Aplicando-se o operador de esperança matemática em ambos os lados da equação (3) e substituindo em (2) obtém-se:

$$P_{t} = E_{t} \left[\frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{1 + R} \right] \tag{4}$$

Esta equação é resolvida com substituições recursivas para k períodos à frente para obtermos:

$$P_{t} = E_{t} \left[\sum_{i=1}^{k} \left(\frac{1}{1+R} \right)^{i} D_{t+i} \right] + E_{t} \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^{k} P_{t+k} \right]$$
 (5)

Assume-se que o segundo termo de (5) se aproxima de zero à medida que k tende ao infinito:

$$\lim_{k \to \infty} E_t \left[\left(\frac{1}{1+R} \right)^k P_{t+k} \right] = 0 \tag{6}$$

Tem-se, portanto, a relação entre o preço da ação e o valor presente esperado dos dividendos futuros descontados a taxa constante.

$$P_{t} = E_{t} \left[\sum_{i=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^{i} D_{t+i} \right]$$

$$(7)$$

São inúmeros os estudos na área de economia e finanças que têm sido realizados focando a relação entre os preços das ações e as variáveis macroeconômicas, visto que os preços dos ativos transacionados estão diretamente relacionados com os fundamentos macroeconômicos. Segundo Chen et al. (1986) as variáveis macroeconômicas realmente têm um efeito sobre o mercado acionário, pois afetam a habilidade das firmas em gerarem fluxos de caixa, os pagamentos futuros de dividendos e na taxa de desconto, tornando-se fatores de risco sobre o mercado de ações. Através

desse estudo eles fornecem os fundamentos acerca da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis empregadas e o retorno dos ativos.

Vários estudos sobre mercados, que não para o norte americano, tem-se baseado em Chen et al. (1986), como o trabalho de Mukherjee & Naka (1995), Naka et al. (1998), Gjerde & Sættem (1999), Know & Shin (1999), Maysami & Koh (2000), Achsani & Strohe (2002), Shor et al. (2002), Karamustafa & Kucukkale (2003), dentre outros.

2.2 Enfoque teórico

Nesse tópico será descrito um modelo macroeconômico alternativo. Ainda, nessa seção, será abordado o enfoque monetário para a determinação da taxa de câmbio enfatizando as características do mercado de bens, levando em consideração o processo de ajustamento dos choques monetários que venham a ocorrer na economia. Por fim, será examinado como informações macroeconômicas afetam os mercados de títulos e ações considerando o diagrama IS-LM.

2.2.1 Modelo macroeconômico alternativo²

Nessa subseção será apresentado o modelo alternativo para uma economia aberta, supondo equilíbrio do Balanço de Pagamentos com taxa de câmbio flexível, levando em consideração os ativos na função de consumo, para que, posteriormente, seja discutida a questão da elevação ou redução nos preços das ações e títulos considerando o modelo IS-LM.

O modelo pode ser descrito como a combinação das equações de equilíbrio do mercado de produtos, equilíbrio do mercado monetário e do equilíbrio no mercado de divisas, conjuntamente com as equações que determinam a curva de oferta agregada. Temse um conjunto de seis equações que se interagem e de seis incógnitas que serão

² Esta subseção baseia-se em Branson (1989)

determinadas $(Y, P, N, r, e \in W)$, em que Y é o valor da renda nacional, P é o índice geral de preços (os preços considerados em termos nominais), N é a quantidade de trabalho em horas, r é a taxa de juros real do mercado interno, e é a taxa de câmbio no conceito certo (US\$/R\$) e W é o salário nominal por hora de trabalho.

Curva IS representa o equilíbrio no mercado de produto

$$Y = c [y - t(y), a(r, p)] + i(r, y) + g + P \cdot x(P, e) - \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e)$$
 (8)

Curva LM representa o equilíbrio no mercado monetário

$$\frac{M}{P}(r) = m(r, y) \tag{9}$$

em que M é a quantidade de moeda

Equilíbrio no mercado de divisas

$$P \cdot x(P, e) = \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e) + f(r, r^*)$$
 (10)

em que f é a saída líquida de capital, r* é a taxa de juros externa,

Função de produção

$$Y = y(N, M_n, M_e, \overline{K}) \tag{11}$$

em que $M_{\scriptscriptstyle R}$ e $M_{\scriptscriptstyle e}$ são as matérias primas nacionais e externas, respectivamente.

Equação de determinação dos salários

$$W = W_{-1} \cdot \left[1 - \varepsilon \cdot \frac{(Yp - Y)}{Yp} \right] \tag{12}$$

em que Yp é o produto de pleno emprego e ε é a relação dos salários ao nível de desemprego.

Curva de oferta agregada

$$P = mk \cdot \left\{ \frac{W_{-1}}{Pm_e T} \cdot \left[1 + \varepsilon \cdot \frac{(Y - Yp)}{Yp} \right] + \frac{PMP}{Pm_e MP} \right\}$$
 (13)

em que mk é o markup, Pm_eT é o produto médio por trabalhador, PMP é o preço da matéria prima e Pm_eMP é o produto físico médio da matéria prima.

Se houver, por exemplo, uma variação no *e* haverá um deslocamento na curva IS. Conseqüentemente a demanda agregada se deslocará. Este deslocamento da demanda agregada implicará em modificações na quantidade produzida que ocasionará uma variação no nível de preços. Esta variação ocorre porque as modificações na quantidade produzida implicam em modificações na quantidade de trabalho e também no salário nominal. Esta variação no nível de preços levará em um novo deslocamento na curva IS, além de um deslocamento em LM.

2.2.2 Enfoque monetário do mercado de bens na determinação da taxa de câmbio³

Nessa subseção será descrito o enfoque monetário para a determinação da taxa de câmbio enfatizando as características do mercado de bens, além de relatar o comportamento da taxa de câmbio no modelo IS-LM.

Barros (2004), emprega o enfoque de Dornbusch e Frankel de que os títulos internos e externos são substitutos perfeitos e que a moeda doméstica só pode ser possuída pelos residentes domésticos. Portanto, um incremento na taxa de juros interna leva a uma apreciação da taxa de câmbio suficientemente alta para que se crie uma expectativa de desvalorização. Essa expectativa faz com que os títulos internos e externos sejam igualmente atrativos para os investidores, mantendo, assim, os estoques de títulos em níveis correntes. A apreciação da moeda gera déficits em conta corrente e um fluxo de moedas internas que são absorvidas pelos investidores externos para a aquisição de títulos internos. Como os investidores são indiferentes na aquisição dos títulos internos e externos, o déficit em conta corrente será naturalmente financiado.

Se os títulos internos e externos são substitutos perfeitos temos

$$r = r^* + E(\dot{e}) \tag{14}$$

em que r é a taxa de juros interna, r é a taxa de juros externa e E(e) é a taxa esperada de uma mudança da taxa de câmbio.

A equação (14) garante que o rendimento esperado dos títulos seja igual.

A equação abaixo mostra que, sob previsão perfeita, a taxa de mudança do câmbio será proporcional à diferença entre a taxa de câmbio à vista (*spot*) e a taxa esperada de longo prazo.

$$E\left(\stackrel{\bullet}{e}\right) = \theta\left(e - \stackrel{-}{e}\right) \qquad \theta < 0 \tag{15}$$

³ Esta subseção baseia-se em BARROS, G.S.C. The monetary approach to the asset market determination of exchange rate. Piracicaba, 2004. 16p. /Texto preparado para o CPG/EA, Departamento de Economia, Administração e Sociologia, ESALQ/USP/

Substituindo (15) em (14) temos:

$$e = (1/\theta) \cdot (r - r^*) + \overline{e} \tag{16}$$

em que e e e são logs da taxa de câmbio à vista e taxa de câmbio esperada de longo prazo.

Adicionalmente, suponha que no longo prazo haja a hipótese relativa do poder de paridade de compra. A equação (17) afirma que a taxa de depreciação ou apreciação da moeda doméstica seja igual ao diferencial das taxas de inflação entre os países. Se a inflação doméstica excede a inflação externa, a depreciação da moeda doméstica será necessária para sustentar a PPP entre a moeda interna e externa. Similarmente, se a taxa de inflação externa excede a inflação doméstica, ocorrerá uma apreciação da moeda doméstica.

$$\bar{e} = \bar{P} - \bar{P}^* \tag{17}$$

em que \overline{P} e \overline{P}^* são logs do nível de preços domésticos e nos países externos. Supondo que no longo prazo oferta monetária e preços variam proporcionalmente, temos que:

$$\bar{\delta e} = \delta \overline{P} = \delta m \tag{18}$$

em que *m* é o *log* da oferta monetária.

Diferenciando (16) com relação a *m* e usando (18) temos:

$$\dot{e} = \delta e = (1/\theta) \, \delta(r - r^*) + \delta m \tag{19}$$

A equação (19) mostra que, no curto prazo, incrementos na oferta monetária implicarão em uma depreciação da taxa de câmbio à vista mais que proporcionalmente, caracterizando assim uma situação de *overshooting*, processo esse ilustrado na Figura 2, onde IPL é a linha de paridade de juros correspondente a $e = (1/\theta)(r - r^*) + (\overline{P} - \overline{P}^*)$.

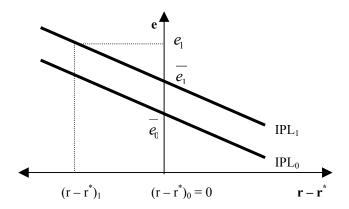


Figura 2 – Determinação do tamanho do overshooting

Fonte: Barros (2004)

A situação inicial de equilíbrio de longo prazo é dado quando a taxa à vista e a taxa de longo prazo são iguais, isto é $e_0 = \overline{e_0}$ e $(r - r^*)_0 = 0$. Após um incremento na oferta monetária o diferencial da taxa de juros reduz de $(r - r^*)_0 = 0$ para $(r - r^*)_1$ e a taxa de câmbio salta para e_1 , mas o novo equilíbrio de longo prazo se dará no ponto $\overline{e_1}$. O diferencial $(e_1 - \overline{e_1})$ representa o tamanho do *overshooting*, que será atribuído ao movimento da IPL₁.

Considerando um aumento da oferta monetária, a Figura 3 mostra o ajustamento da taxa de câmbio frente a essa política. Deve-se levar em consideração que os ajustamentos nos preços são mais lentos, portanto, a taxa de câmbio saltará imediatamente da posição inicial $e_0 = \overline{e_0}$ para e_1 , ocasionando, assim, um excedente em conta corrente, representado pela distância ab. Esse incremento de preços moverá tanto a oferta como a demanda de moeda para cima (S e D), resultando um novo equilíbrio em conta corrente ($\overline{e_1}$).

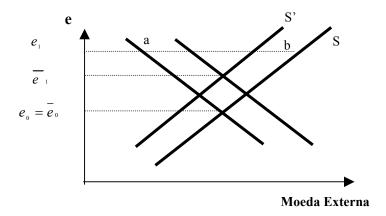


Figura 3 - Ajustamento da taxa de câmbio a uma política monetária expansionista Fonte: Barros (2004)

Quando da análise do comportamento da taxa de câmbio no modelo IS-LM, um aumento na oferta monetária, enquanto os preços permanecem inalterados, deslocará a curva LM para a direita. A inclinação da curva de equilíbrio do mercado de bens (IS) refletirá os efeitos dos juros sobre o nível de investimentos, consumo e oferta em conta corrente via taxa de câmbio. A figura abaixo representa essa política expansionista.

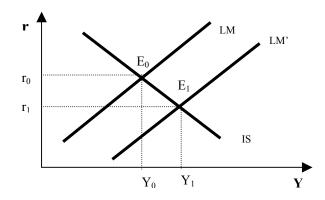


Figura 4 - Ajustamento da taxa de juros e produção a uma política monetária expansionista

Fonte: Barros (2004)

No longo prazo haverá uma redução da oferta real de moedas que trará a curva LM' para trás, para a posição original.

Em suma, aumentos na quantidade de moeda produzem uma oferta temporária em conta corrente. Essa oferta financiará os déficits dos países se os investidores forem indiferentes em investir em títulos internos e externos.

2.2.3 Ações, títulos e diagrama IS-LM⁴

Antes de iniciar esta subseção deve-se recordar alguns fatos importantes sobre mercados de títulos e de ações.

1) Mercados financeiros são ditos eficientes se uma informação for rapidamente refletida nos preços dos títulos e das ações. As mudanças econômicas afetarão os preços dos bens quando novas informações são publicadas e não no momento em que as mudanças realmente ocorrem. Segundo Fama (1970) existem três níveis de eficiência informacional no mercado: Eficiência informacional fraca, eficiência informacional semi-forte e eficiência informacional forte. O primeiro nível, eficiência informacional fraca, mostra que todas as informações contidas nas séries temporais, tanto de preços, como das taxas de retornos dos títulos já estão refletidos sobre os seus preços, ou seja, retornos anormais não serão obtidos quando baseados nas expectativas de que os preços passados são bons sinalizadores dos preços futuros; já na eficiência informacional semi-forte todas as informações publicamente disponíveis estão refletidas sobre os preços dos títulos, ou seja, retornos anormais não serão obtidos quando baseados nas informações públicas, pois os preços se ajustam rapidamente às novas informações divulgadas. Segundo French & Roll (1986) as informações públicas são aquelas que se tornam conhecidas ao mesmo tempo que afetam os precos; e na eficiência informacional forte, todas as informações (históricas, públicas e privadas) já estão embutidas e refletidas nos preços dos títulos.

_

⁴ Esta subseção baseia-se em Bohn (2004)

- 2) Um aumento na produção geralmente é positivo para os lucros e dividendos (tudo mais permanecendo constante). Portanto, os preços das ações elevam-se quando ocorre um aumento inesperado na produção.
- 3) Diversos autores como, por exemplo, Darrat & Mukherjee (1986), Achsani & Strohe (2002), afirmam que a relação entre retornos acionários e as taxas de juros, tanto as de curto como as de longo prazo são negativas, pois um incremento nas taxas implica em um aumento na taxa de desconto e, conseqüentemente uma redução no preço das ações. Taxas de juros elevadas implicam, geralmente, uma redução nos preços de todos os bens financeiros, desde que os pagamentos futuros sejam descontados a altas taxas. Portanto, há uma queda nos preços dos títulos e ações quando as taxas de juros elevam-se.

Para um dado incremento na taxa de juros haverá um valor crítico de quanto a produção deverá elevar-se para que não ocorram mudanças nos preços de ações. O conjunto dessas combinações, o qual deixa os preços das ações inalterados, é representado pela linha positivamente inclinada na figura abaixo. Iniciando no ponto (y₀ e i₀), preços de ações aumentam/reduzem se a economia move abaixo/acima da linha inalterada do preço das ações. O espaço de combinações de taxa de juros e produção é dividido em regiões de alta e queda de preços de ações e de alta e queda do preço de títulos.

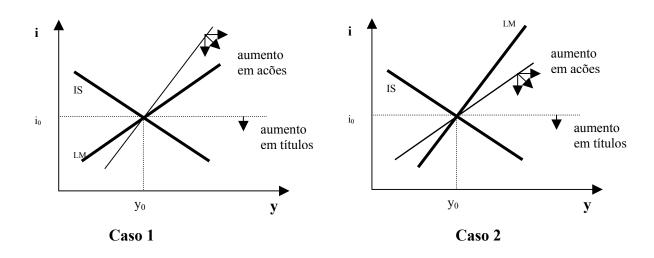


Figura 5 - Definição de regiões de alta e queda de preços de ações e títulos frente a diferentes inclinações da curva LM Fonte: Bohn (2004)

Novas informações sobre a economia deslocarão as curva IS-LM. Entretanto, a questão chave para os investidores é o que acontecerá com os preços das ações e dos títulos se ocorrer uma mudança inesperada nessas curvas. Mudanças antecipadas não terão importância, pois elas já serão incluídas na definição de ponto inicial.

Uma mudança que venha a ocorrer na curva LM terá o mesmo efeito qualitativo apesar da inclinação. A Figura 6 representará o caso 2, onde a curva LM é mais íngreme que a linha inalterada do preço de ações.

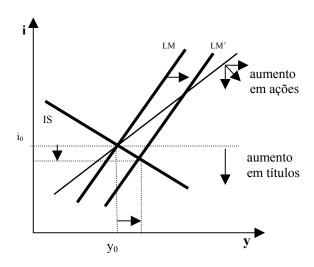


Figura 6 - Determinação do preço de ações e títulos frente a uma política monetária expansionista, com curva LM mais íngreme que linha inalterada de preços

Fonte: Bohn (2004)

Um deslocamento na curva LM para a direita implicará em um aumento na demanda de bens e serviços e uma redução na taxa de juros, implicando em um aumento no preço dos títulos e ações. Um bom exemplo será uma mudança inesperada da política monetária do BACEN incrementando a oferta monetária. A mudança da curva LM para a esquerda implicará em um efeito oposto.

Entretanto, a inclinação da curva IS não terá um efeito ambíguo sobre o preço dos títulos, mas o efeito do preço das ações dependerá da inclinação da curva LM. Com relação aos preços dos títulos, qualquer mudança para a direita implicará em uma

elevação na taxa de juros, penalizando assim os portadores de títulos. Com relação aos preços das ações terão que ser analisados dois casos, representados pela figura 7.

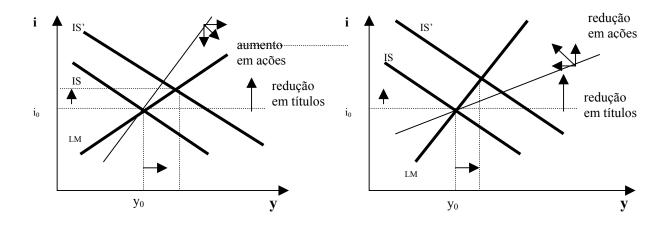


Figura 7 - Determinação do preço de ações e títulos frente a um deslocamento da curva IS para a direita levando em consideração a inclinação da curva LM

Fonte: Bohn (2004)

Um aumento no consumo provoca uma alta na taxa de juros e no produto. O que acontecerá com o mercado acionário dependerá da inclinação da curva LM e da política que será adotada pelo Banco Central (BACEN). Se a inclinação da curva LM for íngreme a taxa de juros aumentará muito e o produto demandado pouco, levando a uma queda no preço das ações. Se a inclinação da curva LM for pequena isso implicará em uma pequena elevação na taxa de juros e um grande aumento no produto, levando assim, um aumento no preço das ações.

A Figura 8 representará o caso 2, onde a curva LM é mais íngreme que a linha inalterada do preço de ações. Portanto, um deslocamento da curva IS para a direita reduzirá o preço das ações. Suponha que o BACEN persegue a meta de prevenir grandes mudanças nas taxas de juros. Para manter esta meta o BACEN utilizar-se-á de uma política monetária expansionista, que acarretará em um deslocamento da curva LM para a direita. Em reação a informação positiva sobre a demanda agregada, os preços das ações então terminarão em alta. Em conseqüência, o preço dos títulos cairia menos se não houvesse a reação do Banco Central.

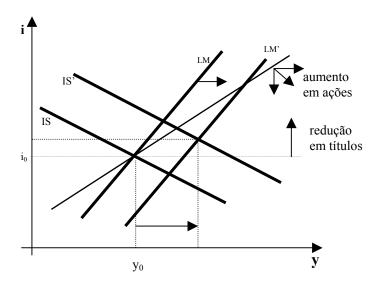


Figura 8 - Determinação do preço de ações e títulos quando o BACEN persegue a meta de pequenas variações na taxa de juros

Fonte: Bohn (2004)

O BACEN pode manter a taxa de juros inicial através de uma expansão monetária o que elevará o nível de produtos e consequentemente os preços das ações.

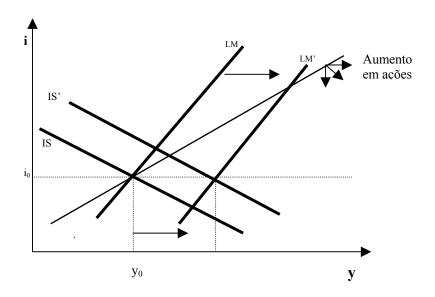


Figura 9 - Determinação do preço de ações e títulos quando o BACEN mantém a taxa de juros constante

Contudo, o BACEN pode manter o produto constante elevando a taxa de juros através de uma política monetária contracionista. Essa política implicará em uma queda no preço das ações. Em suma, as variações no produto podem, ou não, estar associadas a variações dos preços das ações na mesma direção. Essa associação dependerá primeiramente das expectativas do mercado, das fontes dos choques e de como o mercado espera que o BACEN reaja à variação do produto. A mensagem é que a política monetária é crucial para compreender os efeitos de anúncios econômicos sobre o mercado financeiro.

2.3 Evidência empírica da relação entre as variáveis macroeconômicas e os retornos acionários

A alegação de que as variáveis macroeconômicas ajudam a guiar os movimentos dos preços das ações é uma teoria já amplamente aceita.

Usando a aproximação do modelo APT, desenvolvido por Ross (1976), Chen et al. (1986) mostraram que as variáveis macroeconômicas realmente têm um efeito sobre o mercado acionário. Eles utilizaram quatro variáveis: produto, inflação, estrutura a termo da taxa de juros e risco de crédito. Essas forças econômicas afetam, por exemplo, a habilidade das firmas em gerarem fluxos de caixa e os pagamentos futuros de dividendos, na taxa de desconto e é, através desse mecanismo, que as variáveis macroeconômicas tornam-se os fatores de risco sobre o mercado de ações.

Granger⁵ (1986 *apud* MUKHERJEE & NAKA, 1995), sugere que a validade da proposição de Chen et al. (1986) deva ser examinada com a aplicação de cointegração. Se as séries forem ditas co-integradas, isto é, integradas de mesma ordem e com a combinação linear entre elas estacionária, tal combinação linear estabelecerá uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O desenvolvimento da análise de co-integração tem permitido um outro enfoque para a análise das relações existentes entre as variáveis macroeconômicas e os retornos acionários.

Primeiramente, a grande maioria dos estudos empíricos tratavam das relações existentes nos países desenvolvidos como, por exemplo, os Estados Unidos, Japão e Reino Unido, sem se preocupar muito com os países latinos americanos e asiáticos. Atualmente, inúmeros pesquisadores têm se dedicado a estudar as relações entre variáveis macroeconômicas e rentabilidade de ativos dos países em desenvolvimento. Os resultados encontrados, muitas vezes, levam a conclusões interessantes. Os resultados de alguns dos trabalhos empíricos encontram-se citados abaixo.

Geske & Roll (1983) estudaram a relação entre os retornos acionários e variáveis macroeconômicas para o mercado americano. Segundo esses autores os

⁵ GRANGER, C.W.J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.48, n.3, p.213-28, 1986.

resultados obtidos estabelecem uma relação negativa entre os retornos dos ativos e taxa de inflação. Os resultados deste estudo são consistentes com a hipótese de Fama (1981). Para Fama, a relação negativa entre o retorno dos ativos e a inflação não é a relação causal, mas uma *proxy* da relação positiva entre os retornos dos ativos e as variáveis reais. A relação negativa entre o retorno dos ativos e inflação é causada por uma relação negativa entre a taxa de inflação e o nível da atividade econômica real, que, por sua vez, é explicada pela combinação da teoria da demanda de moeda e da teoria quantitativa da moeda.

Darrat & Mukherjee (1986), estudaram a relação causal entre os retornos dos ativos e algumas variáveis macroeconômicas para o mercado indiano (oferta monetária, taxa de juros de curto e de longo prazo, uma proxy da demanda agregada e taxas de inflação) entre 1948 a 1984, aplicando a causalidade de Granger conjuntamente com o Akaike's Final-Prediction-Error (FPE). Tiveram intuito de analisar a eficiência informacional do mercado financeiro na forma semiforte, que, segundo Fama (1970), ocorre se os preços correntes dos ativos refletem não somente as mudanças nos preços passados dos ativos, mas também todas as informações públicas relevantes. Os resultados encontrados indicam que existe uma defasagem significante entre os retornos dos ativos e o crescimento da oferta monetária, denotando, assim, uma certa ineficiência informacional do mercado. Outro resultado interessante foi encontrado. A taxa de juros de longo prazo tem um poderoso impacto negativo sobre os retornos dos ativos, sugerindo que os participantes do mercado indiano vêem os títulos de longo prazo e ações ordinárias como sendo grandes substitutos. Outro resultado encontrado indica que a inflação exerce algum efeito negativo sobre os retornos acionários, indicando que as ações ordinárias não são um bom hedge contra a inflação.

Já Lee (1992), propôs investigar a relação causal e as interações dinâmicas entre os retornos das ações, as taxas de juros, atividade real e inflação no Estados Unidos pós - guerra utilizando o enfoque multivariado VAR, além de examinar a validade do modelo que explica a relação negativa entre retornos e inflação. O período de análise vai de janeiro de 1947 a dezembro de 1987. Os resultados encontrados por ele se mostram

compatíveis com a explanação de Fama (1981) para a relação negativa entre retornos dos ativos e inflação. Não há um link causal entre o crescimento da oferta monetária e os retornos acionários e, portanto, não há relação causal entre inflação e retornos dos ativos.

Mukherjee & Naka (1995), em seu estudo, investigaram a relação causal entre o índice Tokyo Stock Exchange (TSE) com seis variáveis macroeconômicas selecionadas, quais são: taxa de câmbio, oferta de moeda, inflação, produção industrial, taxa de longo prazo dos títulos do governo e call money rate, utilizando a metodologia VECM desenvolvida por Johansen (1991). Os resultados encontrados mostram uma relação negativa entre o TSE e a taxa de inflação, e entre o TSE e a taxa de longo prazo dos títulos do governo. As outras variáveis apresentaram relação positiva. Mukherjee & Naka (1995), testam ainda todas as seis possibilidades de combinação das cinco variáveis macroeconômicas, onde os resultados encontrados dos coeficientes de β, que representam os vetores co-integrados, tiveram os mesmos resultados acima. Najand & Noronha (1998) também investigaram a relação causal entre o retorno acionário, a taxa de juros, a inflação e a atividade real para a economia japonesa. Os resultados obtidos nesse estudo indicam que a inflação causa, no sentido de Granger, as variações negativas no retorno acionário, ratificando a hipótese de Fama (1981) de que a inflação prediz as variações na atividade real e na taxa de juros. Estes resultados são consistentes com Balduzzi (1995), mas contrastam com os resultados obtidos por Lee (1992) para o mercado norte americano.

Naka et al. (1998), empregando também a metodologia VECM, investigaram a relação de longo prazo entre o mercado acionário indiano (Bombay Stock Exchange – BSE) e as seguintes variáveis macroeconômicas: índice de produção industrial, índices de preços do consumidor, M1 e taxa de juros. Segundo os autores, na análise de seus resultados, a produção industrial é um grande determinante positivo no preço das ações, ao mesmo tempo em que a taxa de inflação é um grande determinante negativo.

Também empregando VECM, Neih & Lee (2001), analisaram a relação entre a taxa de câmbio e o preço das ações para os países do G-7. Os resultados, por eles

obtidos, indicam que não há uma relação significante de longo prazo entre essas variáveis, resultados esses também obtidos por Bahmani-Oskooe & Sohrabian's (1992), mas que diferem de alguns estudos que sugerem haver uma relação significante entre essas duas variáveis.

Granger et al. (1998), utilizando o teste de Granger, testa o sentido de causalidade da taxa de câmbio e da rentabilidade das ações para nove países⁶ pós-crise da Ásia. Ainda, analisando a relação causal entre retornos de mercado e a taxa de câmbio, pode-se destacar o estudo de Ajayi et al. (1998). Estes pesquisadores empregaram a mesma metodologia utilizada por Darrat & Mukherjee (1986), o teste de causalidade de Granger (1969) conjuntamente com o Akaike's Final Prediction Error (FPE). Encontraram-se causalidade unidirecional, no sentido de Granger, isto é, os retornos acionários causam a taxa de câmbio em todos os países desenvolvidos, enquanto nas economias emergentes não foram encontradas quaisquer relações consistentes entre as variáveis.⁷ Segundo Ajayi et al. (1998) as diferenças encontradas entre os países desenvolvidos e os países emergentes decorrem em função das diferenças estruturais existentes entre os dois blocos estudados, onde os países emergentes são menores em tamanho, mais concentrados e menos acessíveis aos investidores e, portanto, estão sujeitos a atividades manipulativas e especulativas.

Em seu estudo, Know & Shin (1999) analisaram se as atividades econômicas correntes podem explicar as variações no índice do mercado coreano, tomando como base à resposta dos preços dos ativos em relação às variações macroeconômicas, utilizando, para tal, o teste de co-integração e o teste de causalidade de Granger. O conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas, e utilizadas no presente estudo, está intimamente relacionada com a economia coreana que depende pesadamente dos fatores do comércio internacional. Essas variáveis são o índice de produção, taxa de câmbio, balança comercial e oferta de moeda. Os VECM ilustram que os preços das

⁶ Os países são Hong Kong, Indonésia, Japão, Coréia, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia e Taiwan.

⁷ Os países desenvolvidos do presente estudo são o Canadá, a Inglaterra, o Japão, a Itália, a França e a Alemanha. Já as economias emergentes são a Coréia, Tailândia, Filipinas, Malásia, Singapura, Hong Kong, Tailândia e por último a Indonésia.

ações são co-integradas com a combinação do conjunto das quatro variáveis macroeconômicas, indicando uma relação de equilíbrio de longo prazo. Entretanto, segundo Know & Shin (1999), a mais importante descoberta diz respeito à percepção dos investidores coreanos dos movimentos dos preços das ações, que diferem completamente dos investidores americanos e japoneses, sugerindo que o mercado coreano é mais sensível às atividades de comércio internacional do que em relação às taxas de inflação ou taxa de juros. Segundo os pesquisadores, apesar do índice do mercado acionário e o índice de produção apresentarem causalidade bidirecional, em geral o índice de mercado não é o principal indicador das variáveis econômicas, o que é inconsistente com os resultados obtidos por Fama (1991), isto é, de que o mercado acionário racionalmente varia com a mudança de sinal apresentada pelo nível de atividades reais.

Uma variável de grande importância, e que não foi empregada com freqüência nos estudos empíricos, é o preço do petróleo no mercado internacional. Jones & Kaul (1996) analisam a relação existente entre o preço do petróleo e os retornos acionários dos Estados Unidos, Japão, Canadá e do Reino Unido, durante o período pósguerra, utilizando para isto, o procedimento de Granger. "Mais importante, o procedimento de Granger entre os preços do petróleo e do uso de variáveis do fluxo de caixa real produz a oportunidade natural de testar se os mercados acionários mundiais são racionais ou sobre reagem muito emocionalmente a uma nova informação" (JONES & KAUL, 1996, p.483). Os resultados obtidos levam os pesquisadores a concluírem que os mercados americano e canadense são racionais, respondendo a choques do petróleo computando completamente o impacto no fluxo de caixa corrente e futuro. Contudo, a evidência para o Japão e o Reino Unidos é intrigante. Os resultados dos dois países são incapazes de explicar os efeitos dos choques dos preços do petróleo sobre o retorno acionário usando mudanças nos fluxos futuros.

Já Gjerde & Sættem (1999), investigaram se as relações causais entre os retornos acionários e variáveis macroeconômicas, para a maioria dos mercados, são válidas em uma economia pequena e aberta, neste caso a economia norueguesa. Eles

empregaram o enfoque multivariado VAR, o mesmo empregado por Lee (1992). A taxa de juros exerce um importante papel na economia norueguesa, consistente com as recentes descobertas para o mercado americano e japonês. Os resultados obtidos mostram que as taxas de juros afetam tanto os retornos acionários quanto à inflação. Segundo esses autores, o mercado norueguês é fortemente dependente do petróleo e esta dependência é refletida no mercado acionário, que responde racionalmente às variações no preço do petróleo, isto é, a relação existente entre os preços de petróleo e os retornos do mercado acionário é positiva. Os retornos acionários também respondem positivamente à mudanças na produção industrial, mas essa ocorre com uma certa defasagem, indicando, assim, um certo grau de ineficiência.

Maysami & Koh (2000) estudaram a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas selecionadas e o índice da bolsa de Singapura, além de examinar a relação entre os índices de Singapura, Estados Unidos e Japão. Eles empregaram, no presente estudo, o modelo VECM, o mesmo utilizado por Mukherjee & Naka (1995) e Naka et al. (1998). Os resultados obtidos sugerem que o mercado acionário de Singapura é sensível à taxa de juros e à taxa de câmbio. Adicionalmente, os resultados mostram que o mercado acionário de Singapura é significativamente e positivamente co-integrado com os índices norte americano e japonês.

Segundo Perales & Robins (2002), o mercado mexicano cresceu muito rapidamente, mas continua sendo muito menor que o mercado norte americano e, portanto, mais sujeito a atividades especulativas, manipulações e intervenções governamentais. Essa afirmação também é apresentada por Ajayi et al. (1998) ao analisar as relações para diferentes mercados e por Know & Shin (1999) ao estudar o mercado coreano. Estes fatos levaram Perales & Robins (2002) a pressuporem que o IPC (Indice de Precios y Cotizaciones) da Bolsa Mexicana de Valores (BVM), responderiam diferentemente as variáveis macroeconômicas, quando comparadas com os resultados empíricos obtidos em diversos estudos para o mercado norte americano. Para analisarem as relações existentes entre os retornos do mercado acionário mexicano e algumas variáveis econômicas (monetária representada por M1 e as reais pelo índice de produção

industrial e pela taxa de desemprego), eles utilizaram a metodologia proposta por Granger (1969). Os resultados obtidos deixam claro que o IPC da BMV é o principal indicador da atividade econômica futura real e que o comportamento de M1 exerce um importante papel na variável financeira (IPC) e na variável real (índice de produção industrial). Esse último resultado indica que a atividade econômica real no México é determinada com referência a mudanças monetárias.

Achsani & Strohe (2002) exploraram a relação causal entre os retornos do Jakarta Stock Exchange (JSE) e as variáveis macroeconômicas⁸, para o mercado da Indonésia entre 1990 a 2001, empregando também a metodologia VECM. Os resultados encontrados mostram que os retornos da JSE são co-integrados com as oito variáveis. Este estudo, assim como Mukherjee e Naka (1995), também testa as combinações possíveis das sete variáveis.

Tanto Darrat & Mukherjee (1986), quanto Bhattacharya & Mukherjee (2002), testam empiricamente a relação causal entre o mercado acionário indiano, utilizando como *proxy* o BSE Sensitive Index da Bombay Stock Exchange, com variáveis macroeconômicas selecionadas. Entretanto, as variáveis empregadas diferem nos dois estudos. Bhattacharya & Mukherjee empregam a taxa de câmbio real, as reservas cambiais e o volume da balança comercial. Os resultados obtidos deixam clara a inexistência de relacionamento (elo) causal entre o BSE Sensitive Index com as variáveis estudadas. Portanto, o mercado é dito informacionalmente eficiente na forma semiforte, isto é, essas informações públicas disponíveis já estão refletidas sobre os preços dos ativos.

Assim como Lee (1992), Gjerde & Sættem (1999), Järvinen (2000) e Hondroyiannis & Papapetrou (2001) empregaram o multivariado vetor auto-regressivo VAR para analisar a relação dinâmica entre um conjunto de variáveis (taxa de juros, preço do petróleo, produção industrial e taxa de câmbio) e retorno acionário do mercado grego. A análise de impulso resposta mostra que todas as variáveis são importantes na

_

⁸ Índice de produção industrial, crescimento da produção doméstica, exportações, inflação, oferta monetária, preço do petróleo, taxa de câmbio, *call money rate* e taxa de juros de longo prazo.

explicação dos movimentos do retorno acionário. O crescimento na produção industrial responde negativamente aos choques do retorno acionário, isto é, um aumento no retorno acionário não leva, necessariamente, a um nível superior de produção industrial. O retorno acionário também responde negativamente aos choques na taxa de juros, enquanto a depreciação do câmbio leva a um retorno acionário superior. Uma variação no preço do petróleo tem um importante papel na explicação dos movimentos dos preços das ações. Quando há uma elevação no preço do petróleo, há uma queda no retorno acionário.

E por fim, Nunes et al. (2002), que analisam as relações entre o índice Ibovespa e as variáveis macroeconômicas, aqui representadas pela produção industrial (indicada pelo PIB real) e pela taxa de câmbio real, além de utilizar os *spreads* entre os títulos da dívida externa brasileira (C-Bonds) e os títulos da dívida norte americana, com o intuito de captar as percepções do "risco Brasil" por parte dos investidores. Estes autores utilizaram os testes de co-integração, causalidade de Granger e modelos de correção de erro, os mesmos testes empregados por Know & Shin (1999), para o período que compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2001. Os resultados obtidos indicam que o mercado acionário brasileiro apresenta-se co-integrado com o conjunto de variáveis macroeconômicas e com o fator de risco, na precificação de seus ativos, indicando uma relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. Observa-se, ainda, a existência de uma relação causal unidirecional do Ibovespa em direção à taxa de câmbio real, o que não é observado quando se estuda a relação entre o Ibovespa e o PIB real, demonstrando uma inconsistência com a hipótese de que o mercado acionário brasileiro sinaliza as variações nas atividades reais. O teste de causalidade de Granger entre o Ibovespa e o fator risco, utilizando dados mensais, indica ausência de causalidade. Ao utilizar dados diários o sentido de causalidade encontrado foi bidirecional que, segundo estes autores, ratifica a suposição da relação de curtíssimo prazo das séries financeiras.

2.4 Hipóteses

As variáveis empregadas no estudo são: o índice médio mensal de ações da Bolsa de São Paulo (Ibovespa - fechamento), a taxa de câmbio real, o preço do barril de petróleo no mercado internacional, a taxa de juros de curto prazo (SELIC) e o índice de produção industrial (PROD).

Analisando as variações da taxa de câmbio, do ponto de vista macro, uma apreciação da moeda local sob um regime de taxa de câmbio flexível levaria a uma redução da competitividade de seus produtos no mercado internacional, impactando assim, negativamente nos fluxos de caixa das empresas. Só para se ter uma idéia, de janeiro a abril de 2004, aproximadamente mais de um terço da carteira teórica era composta por empresas que atuam também no mercado externo. Quando o Real deprecia frente ao Dólar, os produtos dessas empresas tornam-se mais baratos que os produtos norte americanos e, consequentemente, aumentam a participação dos mesmos nesse mercado. Se porventura, as demandas desses bens forem elásticas, teremos como resultado um aumento no volume de exportações, implicando, assim, em um aumento nos fluxos de receitas das empresas exportadoras. Entretanto, uma depreciação levaria a um gasto maior com importação de insumos e equipamentos por parte das empresas. Consequentemente há uma redução dos fluxos de caixa das empresas impactando negativamente nos preços de suas ações. Para se ter uma idéia, de janeiro a abril de 2004, somente as "TELES" representam 33,3% da composição teórica da carteira. Este é conhecido como enfoque tradicional. Já, segundo Nunes et al. (2002), uma depreciação do câmbio acarretaria uma redução nos preços das ações em relação às moedas externas, o que pode propiciar um afluxo de capital externo e, conseqüentemente, elevar o retorno do Ibovespa. Portanto, a hipótese de relação entre os retornos acionários e taxa de câmbio não está muito clara, devendo ser testada empiricamente.

Ao analisar a relação entre os retornos acionários e a atividade real da economia (índice de produção industrial será utilizado como *proxy*), espera-se que, obtenha-se uma relação positiva, como obtidos por Chen et al. (1986), Fama (1990), dentre outros. O crescimento do nível de atividade real afetará o fluxo de caixa futuro

esperado das firmas domésticas. *Ceteris paribus*, os preços das ações também moverão na mesma direção. Segundo Achsani & Strohe (2002), esse fenômeno será complemente aceito se o crescimento real da atividade econômica afetar os preços das ações na mesma direção.

A relação existente entre as variações do preço do petróleo e os retornos acionários será negativa, pois um incremento no preço do petróleo aumentará os custos de produção impactando negativamente nos fluxos de caixa correntes e futuros, refletindo, assim, racionalmente os choques. Segundo Achsani & Strohe (2002), há a necessidade de testar empiricamente essa relação, pois incrementos nos preços do petróleo trarão mais divisas para os países exportadores e, portanto, a relação obtida será positiva. Entretanto, ao analisar as variações entre os preços do petróleo no mercado internacional com os retornos dos ativos, os resultados não são muito claros. Os resultados obtidos por Jones & Kaul (1996) levaram os pesquisadores a concluírem que os mercados americano e canadense são racionais, respondendo a choques do petróleo computando completamente o impacto no fluxo de caixa corrente e futuro. Já para o mercado japonês e inglês, a evidência é de que os resultados são incapazes de explicar os efeitos dos choques dos preços do petróleo sobre o retorno acionário usando mudanças nos fluxos futuros.

Um ponto, de grande importância, que deve ser considerado quando da análise da relação entre os retornos do Ibovespa e as variações no preço do petróleo, diz respeito à grande participação das ações da Petrobrás na composição do índice da BOVESPA, que de janeiro a abril de 2002 representava 12,5% e, de janeiro a abril de 2004, 11%. Um aumento no preço internacional do petróleo poderá influenciar positivamente nessa relação, o que iria contra o que Jones & Kaul (1996) afirmam ser racional.

Diversos autores como, por exemplo, Achsani & Strohe (2002), afirmam que a relação entre retornos acionários e as taxas de juros, tanto as de curto como as de longo prazo, são negativas, pois um incremento nas taxas implica em um aumento na taxa de desconto e, consequentemente numa redução no preço das ações. Segundo Schor et al.

(2002) a taxa real de juros, para o mercado brasileiro, parte de duas hipóteses alternativas e de resultados contraditórios. Primeiramente, uma alta taxa de juros inibe os retornos dos ativos do mercado de ações, pois proporciona investimentos mais rentáveis no mercado de renda fixa. A segunda hipótese é de que as empresas utilizam as aplicações financeiras como uma fonte de lucro, que por sua vez provoca um maior retorno das suas ações. A questão do efeito da taxa de juros sobre o preço das ações para o mercado brasileiro não é muito clara; portanto, há a necessidade de se testar empiricamente.

Segue abaixo uma síntese dos argumentos utilizados no presente estudo.

$$IBOV = f\left(\underbrace{PET}_{?}, \underbrace{TC}_{?}, \underbrace{PROD}_{+}, \underbrace{SELIC}_{?}\right)$$
 (20)

3 REFERENCIAL METODOLÓGICO

3.1 Análise das séries de tempo

Em qualquer análise econométrica o primeiro passo a ser dado é verificar a ordem de integração das séries de tempo. Só será possível estimar um modelo de regressão se as séries analisadas forem estacionárias, i. e, integradas de ordem zero I(0), ou forem integradas de mesma ordem, i. e, forem I(d). A ordem de integração, portanto, representa o número de vezes que uma série necessita ser diferenciada para que se torne uma série estacionária.

Segundo Brocklebank & Dickey (1986) e Enders (1995), a estacionariedade de uma série de tempo é determinada pelo comportamento de seu correlograma e, formalmente, utilizam-se os testes de raízes unitárias. Quando a função de autocorrelação decresce lentamente, isto significa que a série possui raiz unitária, mas se a função tiver uma queda exponencial para zero, pode-se concluir para a estacionariedade do processo. A função de autocorrelação permite identificar se a série possui um comportamento sazonal. Se, porventura, a série apresentar um comportamento sazonal típico, isto refletirá diretamente nos coeficientes calculados daquela função. Medidas corretivas deverão ser tomadas para que as séries sejam então dessazonalizadas, isto é, deverão ser utilizadas dummy sazonais.

Os testes de raízes unitárias, que serão abordados logo em seguida, têm como principal finalidade verificar a ordem de integração das séries econômicas, isto é, o número de diferenças que devem ocorrer para que as séries se tornem estacionárias.

3.2 Teste de raiz unitária

Segundo Fava (2000), os testes mais difundidos para testar a existência de estacionariedade se destinam a séries que têm no máximo a existência de uma raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias em nível ou estacionárias com aplicação de uma diferença. O primeiro teste desenvolvido para testar a presença de raiz unitária foi o de Fuller (1976), posteriormente complementado por Dickey & Fuller (1979 e 1981).

Considera-se inicialmente o seguinte modelo:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{21}$$

em que ε_t é um ruído branco.

 $\{\varepsilon_t\}$ é considerado ruído branco se:

- 1. $E(\varepsilon_t) = 0, \forall t;$
- 2. $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2, \forall t; e$
- 3. $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0, \forall t, \forall j \neq 0$

Portanto, testa-se que H_0 : $\rho = 1$ contra a H_a : $\rho < 1$. Se $|\rho| < 1$, Y_t é estacionária e descrita como um processo AR(1). Já, se $\rho = 1$, Y_t é não estacionária e descrita como sendo um passeio aleatório (*Random Walk*). Esse modelo pressupõe a não existência de *drift* (isto é, sem o intercepto) e a tendência. Logo o modelo contendo intercepto é representado como:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{22}$$

e o modelo completo contendo o intercepto e tendência como:

$$Y_{t} = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_{t} \tag{23}$$

A finalidade do teste de Dickey-Fuller (DF) é testar a existência de raiz unitária em Y_t para os três modelos apresentados acima sob a hipótese da não existência

de autocorrelação nos resíduos. Ao subtrair-se Y_{t-1} de ambos os lados dos três modelos tem-se:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{24}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{25}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{26}$$

em que $\gamma = \rho - 1$.

Portanto, testar a hipótese de que $\rho = 1$ é o mesmo que testar $\gamma = 0$, contra a hipótese alternativa de que $\gamma < 1$. Utiliza-se o processo de estimação de mínimos quadrados ordinários para a realização do teste. Entretanto, os testes de raiz unitária não utilizam a distribuição padrão t de *Student*, e sim as estatísticas τ s, cujos valores críticos foram tabulados por Fuller (1976) com base em simulações de Monte Carlo. Quando da presença de intercepto, a estatística utilizada é denominada τ_{μ} e para testar raiz unitária na presença de intercepto e tendência a estatística utilizada é a τ_{τ} . Quando se testam conjuntamente as hipóteses, estes testes são denominados de teste ϕ , e correspondem ao teste padrão F. Ao testar as hipóteses que $(\alpha, \gamma) = (0, 0)$ contra a hipótese $(\alpha, \gamma) \neq (0, 0)$ utiliza-se o teste ϕ_1 . O teste ϕ_2 é usado quando se testa a hipótese de que $(\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0)$ contra a hipótese de que $(\alpha, \beta, \gamma) \neq (0, 0)$.

Os testes de Dickey-Fuller (DF) baseiam-se em um processo auto-regressivo de ordem um AR(1). Entretanto, se o processo auto-regressivo for de ordem p, com p > 1, deve-se incluir as defasagens das variáveis diferenciadas ($\sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i}$) nas equações (24), (25) e (26), de forma a preservar a condição de ruído branco. O teste, então, se torna o de Dickey Fuller Aumentado (ADF), assumindo nova forma:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{27}$$

$$\Delta Y_{t} = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
(28)

$$\Delta Y_{t} = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
(29)

em que $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2}); \Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3});$ etc., isto é, usa-se termos diferenciados defasados.

Para se determinar o número de defasagens (*p-1*) a serem incluídas nas regressões (27), (28) e (29) adota-se a modelagem do tipo geral para o específico, ou seja, estimam-se (27), (28) e (29) incluindo um número bem grande de defasagens que vão sendo eliminadas uma a uma caso o coeficiente da última apresente-se não significativo, conforme sugerido por Campbell & Perron (1991). A significância estatística da última defasagem em conjugação com os menores valores dos critérios de informação Akaike e Schawrz, e do teste de autocorrelação de Ljung & Box (1978), serão os procedimentos adotados na determinação do número ideal de defasagens. Os critérios de Akaike (AIC) e Schawrz (SC) correspondem a:

AIC =
$$\ln \hat{\sigma}^2 + \left(\frac{2}{T}\right) \left(\text{número de parâmetros}\right)$$
 (30)

$$SC = \ln \hat{\sigma}^2 + \left(\frac{\ln T}{T}\right) (\text{número de parâmetros})$$
 (31)

onde $\hat{\sigma}^2$ é a soma dos quadrados dos resíduos estimados do processo auto-regressivo de ordem p e T é o número de observações da amostra.

Segue abaixo o procedimento sequencial para testar a presença de raiz unitária buscando o aumento do poder do teste. Segundo Enders (1995),

 estima-se um modelo auto-regressivo contendo um intercepto e uma variável tendência, considerando o número de defasagens que foram determinadas pelos testes de AIC e SC, ou seja:

$$\Delta Y_{t} = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$

- 2) testa-se então a hipótese de que $\gamma=0$, utilizando-se a estatística τ_{τ} ;
- 3) se a hipótese for rejeitada, conclui-se que a série não tem raiz unitária e portanto a série é estacionária; se não rejeitar a hipótese, utiliza-se a estatística $\tau_{\beta\tau}$ para testar a existência de tendência, isto é, de que $\beta=0$; se esta hipótese for rejeitada, testa-se $\gamma=0$ usando a distribuição normal; se rejeitar a hipótese, conclui-se que a série é estacionária;
- 4) se esta hipótese não for rejeitada, deve-se estimar o seguinte modelo auto-regressivo, sem a tendência, mas mantendo o intercepto:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

- 5) testa-se então a hipótese de que $\,\gamma=0\,,$ utilizando-se a estatística $\tau_{\,\mu}\,;$
- 6) se a hipótese for rejeitada, conclui-se que a série não tem raiz unitária; se a hipótese não puder ser rejeitada, utiliza-se a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ para testar a hipótese de que $\alpha=0$, dado que $\gamma=0$; se esta hipótese for rejeitada, testa-se $\gamma=0$ usando a distribuição normal;
- 7) a sua não rejeição nos leva a estimar um modelo auto-regressivo sem intercepto e sem tendência:

$$\Delta Y_{t} = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_{i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{t}$$

- 8) testa-se então a hipótese de que $\gamma=0$, utilizando-se a estatística τ ;
- 9) se esta hipótese não for rejeitada, conclui-se que esse processo gerador da série possui raiz unitária. Deve-se, então, trabalhar com a variável diferenciada e não em nível; se isto ocorrer, repete-se todo o processo, porém considerando uma diferença a

mais, para verificar se a série é I(1). Se, porventura, estas hipóteses não forem rejeitadas, continua-se o processo (aumentando-se o número de diferenças) até que a série se torne estacionária.

Segue, abaixo, um quadro resumindo o teste de Dickey-Fuller.

Modelo	H_0	Estatística do Teste	Regra de decisão
Estimado			
(26) ou (29)	$\gamma = 0$	τ_{τ} = estatística t de $\hat{\gamma}$	$\tau_{\tau} > \text{valor crítico} \Rightarrow H_0$ não é rejeitada
	$(\alpha, \beta, \gamma) =$	SQR.(24) - SQR.(26)	$\phi_2 < \text{valor crítico} \Rightarrow H_0$ não é rejeitada
	(0, 0, 0)	$\phi_2 = \frac{SQR.(24) - SQR.(26)}{3.SQR.(26)/n}$	
	$(\alpha, \beta, \gamma) =$	$\phi_3 = \frac{SQR.(25) - SQR.(26)}{2.SQR.(26)/n}$	ϕ_3 < valor crítico \Rightarrow H ₀
	$(\alpha, 0, 0)$	$\frac{\psi_3}{2.SQR.(26)/n}$	não é rejeitada
(25) ou (28)	$\gamma = 0$	τ_{μ} = estatística t de $\hat{\gamma}$	$ au_{\mu} > \text{valor crítico} \Rightarrow H_0$ não é rejeitada
	$(\alpha, \gamma) = (0, 0)$	SQR.(25) - SQR.(24)	ϕ_1 < valor crítico $\Rightarrow H_0$
		$\phi_1 = \frac{SQR.(25) - SQR.(24)}{2.SQR.(24)/n}$	não é rejeitada
(24) ou (27)	$\gamma = 0$	τ = estatística t de $\dot{\gamma}$	τ > valor crítico \Rightarrow H ₀
		c obtainstible t de /	não é rejeitada

Quadro 1 – Teste de Dickey Fuller

Fonte: Fava (2000)

Notas: SQR(j) é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo j. Tabelas contendo valores críticos para τ_{τ} , τ_{μ} , τ podem ser encontradas em Fuller (1976) e em MacKinnon (1991). Para ϕ_1 , ϕ_2 , ϕ_3 , os valores críticos são apresentados em Dickey e Fuller (1981)

Perron (1989) desenvolveu um procedimento formal para testar a hipótese de não estacionariedade 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. Sendo ξ o período em que ocorre a quebra, a hipótese nula de que a série y_t segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período $t = \xi + 1$, pode ser representada pela seguinte fórmula geral:

$$Modelo(C) H_0: y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_P + \mu_2 D_L + \varepsilon_t$$
 (32)

com a seguinte hipótese alternativa,

$$Modelo(C) \qquad H_a: Y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_L + \mu_3 D_T + \varepsilon_t \tag{33}$$

em que:

 $D_P = 1$ se $t = \xi + 1$ e zero caso contrário (pulse dummy);

 $D_L = 1 \text{ se } t > \xi \text{ e zero caso contrário (level dummy); e}$

 $D_T = t - \xi \ para \ t > \xi \ e$ zero caso contrário (trend dummy).

Vale ressaltar que o teste admite outras hipóteses, mais restritas, de mudanças apenas no nível ou na inclinação da série a partir da quebra, representadas respectivamente pelos modelos (A) e (B).

$$Modelo(A) H_0: y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_p + \varepsilon_t$$
 (34)

$$Modelo(A)$$
 $H_a: y_t = a_0 + a_2 t + \mu_2 D_T + \varepsilon_t$ (35)

$$Modelo(B) H_0: y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_2 D_L + \varepsilon_t$$
 (36)

$$Modelo(B) H_a: y_t = a_0 + a_2 t + \mu_3 D_T + \varepsilon_t (37)$$

O procedimento do teste de Perron (1989) é simples e consiste em estimar as hipóteses alternativas, aqui representadas pelas equações (33), (35) e (37), e obter os resíduos dessas regressões, chamando-os de \hat{Y}_t . Posteriormente estima-se a seguinte equação

$$\hat{Y}_t = a_1 \hat{Y}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{38}$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Perron (1989) mostrou que se os resíduos são iid, a distribuição de a_1 dependerá da proporção de observações que ocorrem antes da quebra, denotada por $\lambda = \xi/T$, (onde T é o número total de observações).

Checam-se os resíduos não são correlacionados. Caso não seja, deve-se então estimar a equação (38) na forma de ADF, ou seja,

$$\hat{Y}_{t} = a_{1} \hat{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{d} \beta_{i} \hat{\Delta Y}_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
(39)

O número de defasagens introduzidos na equação (39) tem por objetivo tornar os resíduos serialmente não correlacionados.

O procedimento prossegue com o cálculo da estatística t para a hipótese nula de que $a_1 = 1$. Essa estatística pode ser comparada com os valores críticos calculados por Perron (1989), permitindo, assim, a conclusão da presença ou não de raiz unitária.

Contudo, o provável conhecimento *a priori* da data em que ocorre a quebra, como assumida por Perron (1989), nem sempre acontece. Segundo Banerjee, Lumsdaine & Stock (1992 *apud* HARRIS, 1995), em tais situações é necessário testar a possibilidade de quebras usando a recursividade.

3.3 Co-integração

O conceito de co-integração busca identificar se processos não estacionários apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo, para o qual um sistema econômico converge. Portanto, é importante fazer algumas considerações acerca das propriedades de integração das séries temporais.

Antes de testar co-integração, é necessário verificar a ordem de integração das variáveis em estudo. Utiliza-se, para isso, o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller Aumentado (ADF). É preciso verificar se as séries são integradas de mesma ordem, pois para serem co-integradas de necessário que as variáveis tenham a mesma ordem de integração.

Segundo Engle & Granger (1987), a definição formal de co-integração é: os componentes de Y_t são ditos co-integrados de ordem (d,b), denotado como $Y_t \sim CI(d,b)$,

⁹ Para definições formais veja Hamilton (1994)

se: (i) todos os componentes de $\mathbf{Y_t}$ são I(d); (ii) existe um vetor $\mathbf{C} \neq 0$ tal que $\mathbf{Z_t} = \mathbf{C}^*\mathbf{X_t}$ \sim (d - b), b > 0; onde o vetor \mathbf{C} é chamado de vetor de co-integração. Especificamente, no caso onde temos d = b = 1 significa que todos os componentes do vetor $\mathbf{X_t}$ são I(1), mas existe uma combinação linear deles que seja zero.

Engle & Granger (1987) interpretaram esta combinação linear como um equilíbrio de longo prazo e revelaram que a co-integração implica que este equilíbrio de longo prazo se sustenta, apesar das séries temporais apresentarem componentes de curto prazo com especificações dinâmicas e flexíveis.

Seguem abaixo dois procedimentos desenvolvidos para testar a existência de co-integração entre variáveis. Primeiramente, será abordado o procedimento proposto por Engle e Granger e posteriormente o procedimento de Johansen.

3.3.1 Método de Engle e Granger

O procedimento proposto por Engle & Granger (1987) é denominado também de estimação em duas etapas. A primeira etapa consiste em estimar o vetor de co-integração, que contém os coeficientes de longo prazo, através do método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e uma posterior realização do teste de raiz unitária para os resíduos dessa regressão, para identificar se é estacionária I(0) ou não. A equação a ser estimada é

$$Y_{t} = \alpha + \beta X_{t} + \varepsilon_{t} \tag{40}$$

Também por mínimos quadrados ordinários estima-se o seguinte modelo

$$\Delta e_t = \gamma_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^d \gamma_{2i} \Delta e_{t-1} + \varepsilon_t \tag{41}$$

Testar a hipótese de que Y_t e X_t são não co-integradas significa testar a hipótese nula H_0 : $\gamma_1 = 0$ contra a hipótese alternativa de que $\gamma_1 \neq 0$. Isso é o mesmo que testar a hipótese nula de que $\varepsilon_t \sim I(1)$, contra a hipótese alternativa de que $\varepsilon_t \sim I(0)$. A rejeição de H_0 implica que os resíduos são estacionários e, dado que as variáveis Y_t e X_t

são integradas de ordem I(1), pode-se concluir que as séries são CI(1,1). Os valores críticos para o teste de raiz unitária dos resíduos da equação de co-integração (CRADF) são encontrados em Engle & Granger (1987), Mackinnon (1991) e Engle & Yoo (1987). Outro teste utilizado para testar a hipótese nula de que as séries não são co-integradas é o CRDW, empregado por Valls Pereira (1988).

Segundo Valls Pereira (1991), as séries macroeconômicas geralmente são não estacionárias, já que apresentam algum tipo de tendência na média e /ou na variância. Há, portanto, a necessidade de diferenciar-se a série para que a mesma se torne estacionária, mas esse processo leva a perda de informações de longo prazo.

Após detectar a relação de co-integração entre as variáveis Y_t e X_t passa-se para a segunda etapa que consiste na inclusão do modelo de correção de erro, modelo esse que tem a vantagem de reter as informações sobre o nível das séries, de modo que as relações de longo prazo entre as variáveis do modelo estudado permaneçam presentes.

Se as variáveis Y_t e X_t da equação (40) são integradas de ordem 1 [I(1)] e existe uma combinação linear entre elas que é integrada de ordem zero [I(0)], terá-se o seguinte modelo de correção de erro:

$$\Delta Y_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 \Delta X_t + \varepsilon_t \tag{42}$$

em que Z_{t-1} corresponde o resíduo da regressão da equação de co-integração que é incluído no modelo como variável deterministas.

O método proposto por Engle e Granger, para a análise das relações de cointegração, possui certas limitações. Este teste só poderá ser usado no caso de existir uma única relação de equilíbrio, isto é, um único vetor de co-integração. Quando existir mais de uma variável explicativa, o que é mais comum, poderão existir outras relações de equilíbrio e, portanto, esse teste não será o mais indicado. Outra limitação diz respeito a endogeneidade do regressor. Para ambos os casos sugere-se a aplicação do procedimento proposto por Johansen que será descrito a seguir.

3.3.2 Método de Johansen e Juselius

Para solucionar os problemas citados acima, Johansen (1988), Johansen & Juselius (1990), e Johansen (1991), propuseram um procedimento utilizando-se de estimação por máxima verossimilhança. Para ilustrar este procedimento empregado na análise de co-integração, considera-se, inicialmente, a seguinte representação de um VAR (vetor autorregressivo) de ordem k, irrestrito, de $\mathbf{X_t}$

$$\mathbf{X}_{t} = \mathbf{\Pi}_{1} \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \mathbf{\Pi}_{k} \mathbf{X}_{t-k} + \mathbf{\Theta} \mathbf{D}_{t} + \mathbf{\varepsilon}_{t}$$

$$\tag{43}$$

em que ε_t é um vetor (n x 1) de erros aleatórios, sendo que $\varepsilon_t \approx IN(0,\Sigma)$, X_t é um vetor (n x 1), Π_i é uma matriz de parâmetros (n x n) e D_t é um vetor de termos deterministas (constante, tendência, *dummy* e *dummy* sazonais).

Um ponto que merece atenção na implementação do teste de co-integração de Johansen é a determinação do número de defasagens a serem incluídas em (44) de modo a se obter uma estrutura onde o erro seja ruído branco. A estratégia a ser adotada, novamente, seguirá o mesmo procedimento adotado no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller, procedimento este que parte do geral para o específico, buscando, assim, evitar o viés de omissão de variáveis relevantes. Os menores valores do critério de informação de Schwarz serão os fatores determinantes da dimensão do VAR.

A equação (43) pode ser reparametrizada em termos de um modelo de correção de erro. Obtém-se então o seguinte formato

$$\Delta \mathbf{X}_{t} = \mathbf{\Gamma}_{1} \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \mathbf{\Gamma}_{k-1} \Delta \mathbf{X}_{t-k+1} + \mathbf{\Pi} \mathbf{X}_{t-k} + \mathbf{\Theta} \mathbf{D}_{t} + \mathbf{\epsilon}_{t}$$

$$\text{em que } \mathbf{\Gamma}_{i} = -\left(\mathbf{I} - \mathbf{\Pi}_{1} - \mathbf{\Pi}_{2} - \dots - \mathbf{\Pi}_{i}\right) \text{ com } (i = 1, 2, ..., k-1); \text{ e}$$

$$\mathbf{\Pi} = -\left(\mathbf{I} - \mathbf{\Pi}_{1} - \mathbf{\Pi}_{2} - \dots - \mathbf{\Pi}_{k}\right)$$

Segundo Harris (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos de correção de erro (VECM) diz respeito ao fato que, nesse formato, tanto as informações de curto como as de longo prazo são incorporadas via ajuste no ΔX_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros de Γ_i e Π .

O fator central para a análise de co-integração é o posto de Π , que é igual ao número de vetores co-integrantes independentes. A matriz Π representa a matriz de respostas de longo prazo, cujo posto é essencial para se obter informações sobre a ordem de integração de X_t . Defina o posto Π sendo igual a k.

Será possível encontrar três situações:

- i) k = n, i. e, Π tem posto completo. Nesse caso, todas as n variáveis de \mathbf{X}_t são estacionárias [i. e, I(0)] e, portanto, não faz sentido falar em co-integração;
- ii) k = 0, ou seja, a matriz Π é nula. Aqui, todas as variáveis de \mathbf{X}_t são $\mathbf{I}(1)$ e estimar (44) é equivalente a estimar VAR em primeira diferença. Não há combinação linear das variáveis que seja estacionária e, portanto, não há cointegração;
- 0< k < n, denotando que existem k combinações lineares co-integradas em X_t.
 Nesse caso, Π pode ser expresso pelo produto de duas matrizes, α e β (n x k) e de posto = k, de modo que,

$$\Pi = \alpha \beta' \tag{45}$$

Onde em (45), β é a matriz de vetores co-integrantes (são exatamente as suas k colunas) e α é a matriz de ponderações dos vetores co-integrantes, que fornece também a velocidade do ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

O posto de uma matriz nada mais é do que o número de suas raízes características que são diferentes de zero. Portanto, segundo Enders (1995), o número dos distintos vetores co-integrantes poderão ser obtidos, testando-se a significância das raízes características de Π , cujo estimador de máxima verossimilhança é fornecido pelo procedimento sugerido por Johansen & Juselius (1990). Os testes para se verificar o número das raízes características da matriz Π , que são estatisticamente diferentes de zero, tiveram as distribuições assintóticas derivadas por Johansen & Juselius (1990) e Johansen (1991), com uma delas convergindo para o traço da matriz (chamada estatística

do traço) e a outra para o autovalor máximo da matriz (denominada estatística do autovalor máximo).

Desse modo, a estatística do teste de razão de verossimilhança para checar a hipótese nula de existência de no máximo k vetores co-integrantes contra a alternativa de que o número desses vetores é maior do que k é dada pela estatística do traço seguinte:

$$\lambda_{\text{trace}}(k) = -T \sum_{i=k+1}^{n} \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$
(46)

em que $\hat{\lambda}_i$ é a estimativa das raízes características (ou autovalores) obtidos da matriz Π ; e T é o número de observações.

Por outro lado, a estatística do teste de razão de verossimilhança para verificar a hipótese nula de existência de exatamente k vetores co-integrantes contra a alternativa de que o número desses vetores é igual a k+1 é formada pela estatística do autovalor máximo, conforme se segue:

$$\lambda_{\max}(k, k+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{k+1}) \tag{47}$$

Vale ressaltar que Johansen & Juselius (1990) fornecem valores críticos para (46) e (47) em três situações distintas, dependendo dos termos deterministas que aparecem em (44). Assim, tabulam os valores críticos para aquelas estatísticas quando Θ é nulo; quando D_t contém apenas uma constante; e quando D_t possui somente uma tendência determinista.

3.4 Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)¹⁰

Estes modelos foram propostos como uma alternativa aos modelos estruturais multiequacionais, que se baseavam na classificação *a priori* das variáveis em exógenas e endógenas e da imposição de restrições zero nos parâmetros estruturais.

¹⁰ Este tópico está baseado em Brandão (1985), Guimarães (1990), Enders (1995), Margarido (2000) e Alves (2002)

Após ter sido introduzido por Sims (1980), a utilização dessa metodologia popularizou-se.

Essa metodologia (VAR) tem como principal característica o tratamento simétrico das variáveis, isto é, a questão relativa da dependência ou independência das variáveis deixa de existir. Os modelos de auto-regressão vetorial (VAR) são modelos aleatórios que somente utilizam-se das regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão. Pelo fato de não serem teóricos, os modelos de séries temporais vetoriais (VAR) poderão ser estimados sem que ocorra a necessidade de uma especificação prévia de um modelo estrutural que retrate o relacionamento das variáveis envolvidas. Segundo Enders (1995), a abordagem VAR é amplamente criticada por não ter nenhum conteúdo econômico, tendo o economista o único papel a identificação de um conjunto de variáveis apropriadas a serem incluídas no VAR. Entretanto, os modelos VAR não podem ser usados para fazerem inferências sobre a estrutura de uma economia, mas podem ser usados para estimarem os parâmetros de interesse para os formuladores de políticas, pois permitem obter a decomposição da variância e as funções impulso resposta.

Segundo Margarido (2000), uma das vantagens de se utilizar esse modelo é a pequena exigência de restrições teóricas sobre a sua estrutura. A sua utilização exige somente duas coisas. A primeira diz respeito à especificação do conjunto de variáveis que se acredita que interagem dentro do sistema, e a segunda está relacionada à determinação do número de defasagens necessárias para captar a dinâmica da interação entre as variáveis do modelo.

Os principais objetivos da utilização de modelos VAR estão relacionados ao conhecimento das seguintes relações dinâmicas:

- 1) o tempo de reação das respostas aos choques;
- 2) a direção, o padrão e duração dessas respostas;
- a semelhança das respostas das variáveis macroeconômicas em relação ao retorno dos ativos; e,

 a força de interação entre as variáveis macroeconômicas em relação ao retorno dos ativos.

As elasticidades a impulso resposta obtidas para *n* períodos à frente possibilitam alcançar esses objetivos. Segundo Alves (2002), tais elasticidades possibilitam avaliar o comportamento das variáveis em resposta aos choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema e também analisar, através de simulações, os efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer¹¹. Essa metodologia ainda permite a decomposição da variância do erro de previsão de *n* períodos à frente, em porcentagens a ser atribuídas a cada variável componente do sistema. Desse modo, há a possibilidade de fazer inferências do poder explanatório de cada uma das variáveis sobre as demais.

Segundo Bacchi (1997), essa metodologia VAR convencional tem como limitação a estrutura recursiva das relações contemporâneas entre as variáveis. Essa limitação é superada pelo modelo VAR estrutural, desenvolvido por Bernanke (1986). Tal modelo permite estabelecer relações contemporâneas tomando a teoria econômica como referência (Hamilton, 1994).

3.4.1 Modelo VAR convencional

O processo VAR a ser utilizado pode ser representado por:

$$\mathbf{B}_{0}\mathbf{X}_{t} = \mathbf{B}_{1}\mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{B}_{2}\mathbf{X}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_{p}\mathbf{X}_{t-p} + \mathbf{\varepsilon}_{t} = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{B}_{j}\mathbf{X}_{t-j} + \mathbf{\varepsilon}_{t}$$
(48)

em que X_t é um vetor (n x 1) das variáveis empregadas no modelo; B_0 como sendo a matriz de relações contemporâneas; B_j (j=1,2,3,...,p) são as matrizes (n x n) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e ε_t é um vetor (n x 1) de erros. O vetor ε_t é um processo estocástico com média zero $E[\varepsilon_t] = 0$, a matriz de variância e covariância finitas Σ , o que equivale a

-

¹¹ A simulação baseada na função impulso resposta do VAR provê um mecanismo para estimar respostas a choques sem a necessidade de supor *ceteris paribus* para as outras variáveis do modelo.

 $E\left[\mathbf{\epsilon_{t}\epsilon_{t}'}\right] = \mathbf{\Sigma}$, e não autocorrelacionados $E\left[\mathbf{\epsilon_{t}\epsilon_{t+k}'}\right] = 0$, para k = 0, isto é, o $\mathbf{\epsilon_{t}}$ é ruído branco.

A equação (48) pode ser reescrita em uma forma mais simplificada:

$$\mathbf{B}(L)\mathbf{X}_{t} = \mathbf{\varepsilon}_{t} \tag{49}$$

em que $\mathbf{B}(L)$ é um polinômio dado por $(\mathbf{B_0} - \mathbf{B_1}L - \mathbf{B_2}L^2 - \cdots - \mathbf{B_p}L^p)$ onde L é um operador de defasagem tal que $L^{j}\mathbf{X}_{t} = \mathbf{X}_{t-j}$

Sendo X_t um processo estocástico estacionário com n componentes, as condições de inversibilidade são observadas e, de acordo com o teorema de Wold, pode ser expresso através de uma representação de médias móveis (VMA):

$$\mathbf{X}_{t} = \mathbf{A}_{0} \mathbf{\varepsilon}_{t} + \mathbf{A}_{1} \mathbf{\varepsilon}_{t-1} + \mathbf{A}_{2} \mathbf{\varepsilon}_{t-2} + \cdots$$

$$\mathbf{X}_{t} = \left(\mathbf{A}_{0} L^{0} + \mathbf{A}_{1} L^{1} + \mathbf{A}_{2} L^{2} + \cdots\right) \mathbf{\varepsilon}_{t}$$

$$\mathbf{X}_{t} = \mathbf{A}(L) \mathbf{\varepsilon}_{t}$$
(50)

em que X_t é um vetor de n séries temporais; A_j são matrizes (n x n) de parâmetros; A_0 = I_n ; e, A(L) é um polinômio matricial infinito em L, onde L é um operador de defasagem, tal que $L^0 \mathbf{X_t} = \mathbf{X_t}$; $L^1 \mathbf{X_t} = \mathbf{X_{t-1}}$; ...; e ε_{t-k} é o vetor (n x 1) de erros com defasagens k, para $k \ge 0$.

É importante salientar que, na equação (50), $\boldsymbol{\epsilon}_{t}$ é o erro de previsão 12 de um período à frente, feita com base nas informações disponíveis até t-1, e é definido por:

$$\mathbf{\varepsilon}_{t} = \mathbf{X}_{t} - E[\mathbf{X}_{t}/\mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{X}_{t-2}, \cdots]$$

Os erros de previsão de k períodos a frente são definidos por

$$\mathbf{\varepsilon}_{t+k} = \mathbf{X}_{t+k} - E[\mathbf{X}_{t+k} / \mathbf{X}_{t}, \mathbf{X}_{t-1}, \cdots], \text{ para } k = 1, 2, 3, \dots$$
 (51)

 $^{^{12}}$ Também chamado de inovação no processo $\mathbf{X_t}$

Quando as raízes do polinômio $\mathbf{A}(L)$ ficarem fora do círculo unitário, ou seja, forem todas maiores que um, em módulo, a equação (50) pode também ser escrita na forma auto-regressiva, ou seja, $\mathbf{B}(L)\mathbf{X}_{\mathbf{t}} = \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t}}$. Multiplicando-se os dois lados da equação (50) por $\mathbf{A}(L)^{-1}$, tem-se:

$$\mathbf{A}(L)^{-1}\mathbf{X}_{t} = \mathbf{\varepsilon}_{t} \tag{52}$$

Quando um modelo de médias móveis (VMA) pode ser escrito na sua forma auto-regressiva isso implica que a seguinte relação é satisfeita: $\mathbf{B}(L)\mathbf{A}(L)^{-1} = \mathbf{I}$

O número de defasagens *p* a ser considerado nos modelos de auto-regresssão vetorial (VAR) pode ser obtido de várias maneiras, mas no presente estudo utilizar-se-ão os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), os mesmos empregados nos testes de raiz unitária.

Depois de determinada a ordem de defasagem *p* e estimada (48) é possível estudar a resposta aos choques, através da função de resposta de impulso na representação de média móvel (50), assim como a decomposição de variância do erro de previsão, que serão apresentadas logo a seguir.

3.4.1.1 Função de impulso de resposta

A visualização da elasticidade de impulso resposta é mais facilmente obtida pela (50) expandida, representada abaixo:

$$\mathbf{X}_{t} = \mathbf{A}_{0} \mathbf{\varepsilon}_{t} + \mathbf{A}_{1} \mathbf{\varepsilon}_{t-1} + \mathbf{A}_{2} \mathbf{\varepsilon}_{t-2} + \dots$$

Ao estimarem os coeficientes da representação de médias móveis, torna-se possível descrever a resposta dinâmica dos componentes do sistema dada uma variação em qualquer um deles.

Para facilitar o entendimento considere a representação de médias móveis (50), com apenas duas variáveis.

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^2 & a_{12}^2 \\ a_{21}^2 & a_{22}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-2} \\ \varepsilon_{2,t-2} \end{bmatrix} + \cdots$$

a *i*-ésima coluna da matriz A_k medirá o efeito de uma inovação/choque unitário no *i*-ésimo componente do vetor de inovações no período t - k sobre X no período t. Já a primeira coluna de A_1 medirá as respostas de X a inovações no primeiro componente do vetor de inovações no período t-l, e assim sucessivamente.

Segundo Alves (2002), quando se trabalha com modelos VAR haverá a necessidade de efetuar ajustes em relação a matriz de variância e covariância (aqui denominada por Σ). Contudo, em geral, essa matriz não é diagonal, isto é, os choques podem ocorrer simultaneamente com probabilidades não nula, ou seja, podem estar contemporaneamente correlacionados. Portanto, torna-se necessário diagonalizar a matriz Σ , para evitar que choques contemporâneos possam afetar mais de uma das variáveis, ou seja, contamine todo o sistema. Para contornar tal problema utilizar-se-á o método de decomposição de Cholesky.

A demonstração do processo de diagonalização da matriz Σ será baseado no trabalho de Brandão (1985). Supondo-se que a matriz Σ seja não singular, existe uma matriz Γ , triangular inferior e não singular, tal que Γ e que Γ 0 e que Γ 1 de Γ 2 e que

$$\mathbf{C}^{-1}\mathbf{\Sigma}(\mathbf{C}')^{-1}=\mathbf{I}$$

A seguir define-se que $\mathbf{\eta}_t = \mathbf{C}^{-1} \mathbf{\varepsilon}_t$, tem-se que $E[\mathbf{\eta}_t \ \mathbf{\eta}_t'] = \mathbf{I}$

$$E\left[\mathbf{\eta}_{t} \; \mathbf{\eta}_{t}^{'}\right] = E\left[\mathbf{C}^{-1} \mathbf{\varepsilon}_{t} \mathbf{\varepsilon}_{t}^{'} \left(\mathbf{C}^{'}\right)^{-1}\right] = \left[\mathbf{C}^{-1} \mathbf{\Sigma} \left(\mathbf{C}^{'}\right)^{-1}\right] = \mathbf{I}$$

Pré multiplicando (49) por C⁻¹ obtém-se

$$\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}_{0}\mathbf{X}_{t} - \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}_{1}\mathbf{X}_{t-1} - \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}_{2}\mathbf{X}_{t-2} - \dots - \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}_{P}\mathbf{X}_{t-P} = \mathbf{H}(L)\mathbf{X}_{t} = \mathbf{\eta}_{t}$$
 (53)

$$\mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}(L)\mathbf{X}_{t} = \mathbf{\eta}_{t} \tag{54}$$

onde $\mathbf{H}(L) = \mathbf{C}^{-1}\mathbf{B}(L)$. Na representação de médias móveis, tem-se

$$\mathbf{X}_{t} = \mathbf{G}(L)\mathbf{\eta}_{t} \tag{55}$$

onde G(L) = A(L)C. Nota-se que (55) é uma representação (VMA), visto que η_t é um ruído branco.

Portanto, a equação (55) permitirá que se verifique o efeito de um choque unitário de um desvio padrão em apenas uma das variáveis sobre as demais variáveis do sistema. Se ocorrer, por exemplo, uma inovação de um desvio padrão na variável i, em t - k, haverá um impacto sobre o vetor \mathbf{X} , no período t, através da i-ésima coluna de $\mathbf{G}_{\mathbf{k}}$.

Para facilitar o entendimento considere o exemplo com apenas duas variáveis, onde as matrizes C e C^{-1} seriam

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{C}^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{c_{11}} & 0 \\ \frac{-c_{21}}{c_{11}c_{22}} & \frac{1}{c_{22}} \end{bmatrix}$$

Ao expandir a representação de médias móveis (VMA) com duas variáveis tem-se

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\mathcal{E}_{1,t}}{c_{11}} \\ \frac{\mathcal{E}_{2,t}}{c_{22}} - \frac{c_{21}\mathcal{E}_{1,t}}{c_{11}c_{22}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \frac{\mathcal{E}_{1,t-1}}{c_{11}} \\ \frac{\mathcal{E}_{2,t-1}}{c_{22}} - \frac{c_{21}\mathcal{E}_{1,t-1}}{c_{11}c_{22}} \end{bmatrix} + \cdots$$

Esta representação permite duas observações importantes:

- 1) Inovações na primeira variável ε_{It} afetam contemporaneamente as variáveis posteriores, mas a primeira variável não é afetada contemporaneamente por nenhuma das demais. Portanto, a segunda variável irá impactar as demais com exceção da primeira e não será influenciada contemporaneamente por nenhuma delas, exceto pela primeira, a terceira impactará a partir da terceira e assim sucessivamente.
- 2) A ordem pela qual as variáveis estão arranjadas no sistema afeta os resultados. Segundo Bliska (1990 *apud* MARGARIDO, 2000), "(...) há uma

decomposição diferente para cada ordenação das variáveis, sendo que a direção do efeito captado decorre da seleção arbitrária da ordem das variáveis no vetor analisado".

É importante notar que a ordenação das variáveis dentro da matriz dependerá da magnitude das correlações dos resíduos.

Segundo Burgstaller (2002) existem duas proposições gerais para encontrar a ordem apropriada: em primeiro lugar tomam-se as variáveis exógenas, e em segundo situam as variáveis com a alta correlação dos resíduos lado a lado. Este argumento também é abordado por Abdullah (1998). Ainda, buscando a ordenação das variáveis, Gjerde & Sættem (1999) argumentam ser bastante razoável colocar primeiramente as variáveis determinadas internacionalmente. Burgstaller (2002) também se utiliza desse argumento. Primeiramente ele escolhe as variáveis que são determinadas internacionalmente como o preço do petróleo e o índice de produção da OECD, seguidas posteriormente por séries como a taxa de câmbio, vendas a varejo, produção industrial e taxa de inflação. As variáveis do mercado financeiro (taxa de juros e o índice do mercado acionário) são colocadas por último, por não se esperar que elas afetem contemporaneamente as outras. "Essa maneira lógica de ordenação pode ser relativamente trivial, a qual não é baseada em uma teoria econômica confiável, mas nós imaginamos ser um bom ponto de partida" (BURGSTALLER, 2002, p.64). Segundo Gordon & Veitch (1986 apud ABDULLAH, 1998) a posição da taxa de juros e do retorno acionário nas duas últimas posições são baseadas na proposição de eficiência do mercado de que a taxa de juros e os preços de títulos refletem movimentos em todas as variáveis do sistema.

Outra análise que pode ser feita, utilizando-se o modelo VAR, é a decomposição da variância dos erros de previsão de *k* períodos à frente.

3.4.1.2. Decomposição da variância dos erros de previsão

O erro de previsão de k períodos à frente é definido por:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{t+k} = \mathbf{X}_{t+k} - E[\mathbf{X}_{t+k}/\mathbf{X}_{t}, \mathbf{X}_{t-1}, \cdots]$$
(56)

Lembre-se que

$$E\left[\mathbf{\varepsilon}_{\mathbf{t}}\mathbf{\varepsilon}_{\mathbf{t}}^{'}\right] = \mathbf{\Sigma} = \mathbf{C}\mathbf{C}'$$
.

Considerando o exemplo para duas variáveis tem-se a seguinte decomposição da matriz CC'

$$\mathbf{CC'} = \begin{bmatrix} c_{11}^2 & c_{11}c_{21} \\ c_{11}c_{21} & (c_{21}^2c_{22}^2) \end{bmatrix}$$

Os elementos da diagonal principal são somas de quadrados, o que permite identificar a respectiva variância de cada choque unitário, isto é, a parcela correspondente ao próprio choque e as demais parcelas cuja origem são provenientes dos demais choques. Observa-se que 100% da variância do erro de previsão de um período em X_{It} refere-se aos seus próprios choques em t (X_{It}), e que somente uma parte da variância do erro de previsão em X_{2t} se deve ao choque em X_{It} , representada pela seguinte fórmula:

$$\left(\frac{C_{21}^2}{C_{21}^2 + C_{22}^2}\right) \times 100\%$$

Dada as equações (55) e a (56), a variância do erro de previsão para k períodos à frente é dada por:

$$X_{t+k} = G_0 \eta_{t+k} + G_1 \eta_{t+k-1} + \dots + G_{k-1} \eta_{t+1} + G_k \eta_t + G_{k+1} \eta_{t-1} + \dots$$
 (57)

ou, simplesmente por

$$\mathbf{X}_{t+k} - E[\mathbf{X}_{t+k}/\mathbf{X}_{t}, \mathbf{X}_{t-1}, \dots] = \sum_{j=0}^{k-1} \mathbf{G}_{j} \mathbf{\eta}_{t+k-j}$$
 (58)

Portanto, a matriz de variância e covariância de *k* períodos à frente é dada por

$$\sum_{j=0}^{k-1} A_{j} \Sigma A_{j}' = \sum_{j=0}^{k-1} (A_{j} C) (A_{j} C)'$$
(59)

3.4.2 Modelos VAR estruturados e/ou identificáveis

Os modelos estruturais diferenciam-se dos convencionais por considerarem hipóteses estruturais, sem a utilização da recursividade, facilitando, assim, a interpretação econômica dos resultados. O problema da recursividade poderá ser contornado concentrando as restrições nas interações contemporâneas e não nas variáveis defasadas. Este procedimento é justificado pelo fato da teoria econômica definir melhor as relações contemporâneas comparativamente com as relações defasadas.

A representação geral do VAR assume a seguinte forma:

$$\mathbf{B}_{0}\mathbf{X}_{t} = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{B}_{j}\mathbf{X}_{t-j} + \mathbf{S}_{0}\boldsymbol{\varepsilon}_{t}$$
 (60)

em que \mathbf{X}_t é um vetor (n x 1) das variáveis empregadas no modelo; \mathbf{B}_0 como sendo a matriz de relações contemporâneas de ordem (n x n) (as restrições impostas nessa matriz tem como objetivo obter a forma reduzida do modelo); \mathbf{B}_j (j=1,2,3,...,p) são as matrizes (n x n) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e ϵ_t é um vetor (n x 1) de choques ortogonais com média zero e não correlacionados; e $\mathbf{S}_0 = \mathbf{I}$.

Reescrevendo a representação geral do VAR (60), na forma reduzida, e pré multiplicando ambos os lados pela matriz inversa dos coeficientes de interações contemporâneas (\mathbf{B}_0^{-1}), teremos:

$$\mathbf{X}_{t} = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{B}_{0}^{-1} \mathbf{B}_{j} \mathbf{X}_{t-j} + \mathbf{B}_{0}^{-1} \mathbf{S}_{0} \mathbf{\varepsilon}_{t}$$
 (61)

Para resolver o problema de identificação estima-se (61) pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários e seus resíduos são dados por:

$$\mu_t = B_0^{-1} \varepsilon_t \tag{62}$$

cuja matriz de variância/covariância $\left[\operatorname{cov}(\mu_t) = \Sigma\right]$ será utilizada para estimar \mathbf{B}_0^{-1} . Desde que Σ seja simétrico, essa matriz conterá $(n^2 + n)/2$ elementos distintos que podem ser estimados em \mathbf{B}_0^{-1} . Há "n" elementos na diagonal principal, (n-1) elementos ao longo da primeira *off-diagonal*, (n-2) elementos ao longo da segunda *off-diagonal*,, e um elemento de canto. Dado que todos os elementos diagonal principal de \mathbf{B}_0 são 1, \mathbf{B}_0 terá $(n^2 - n)$ valores desconhecidos. A resposta do problema de identificação tornase simples; para identificar os n^2 valores desconhecidos de $(n^2 + n)/2$ elementos distintos de Σ , será necessário impor $n^2 - [(n^2 + n)/2] = (n^2 - n)/2$ restrições sobre o modelo estrutural. Esse é o número mínimo de restrições que precisam ser impostas ao modelo para que ele seja perfeitamente identificável. Um número maior e menor de restrições indicam que o modelo será superidentificável e subidentificável, respectivamente.

Utilizará o procedimento incorporado no programa RATS para estimar a equação (60). Após a estimação da expressão (61), pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários, o passo seguinte consistirá na maximização da função logarítmica de verossimilhança de $\boldsymbol{\epsilon}_t$ em (62), o qual será distribuído multinormalmente, enquanto \boldsymbol{D} é a diagonal da matriz de variância/covariância dos erros do modelo. Matematicamente, temos que:

$$\ln L = -T\left(\frac{n}{2}\right)\ln(2\pi) + T\left[\ln \mathbf{B}_{0}\right] - \left(\frac{1}{2}\right)\ln|\mathbf{D}|\right] - \left(\frac{T}{2}\right)tr\left(\mathbf{D}^{-1}\mathbf{B}_{0}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{B}_{0}^{-1}\right)$$
(63)

Depois de estimar as matrizes **B** e **D**, procede-se a análise da função impulso resposta e decomposição de variância dos erros de previsão para cada uma das variáveis, assim como nos modelos VAR convencionais.

O modelo VAR pode ser resolvido na forma de médias móveis:

$$\mathbf{X}_{t} = \sum_{i=1}^{\infty} \mathbf{C}_{j} \boldsymbol{\mu}_{t-j} \tag{64}$$

em que C_j são as matrizes que medem os impactos do vetor de erros.

$$\mathbf{X}_{t} = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbf{C}_{j} \mathbf{B}_{0}^{-1} \mathbf{D}^{1/2} \mathbf{\varepsilon}_{t}$$
 (65)

3.5 Dados

As variáveis empregadas no estudo são: o índice médio mensal de ações da Bolsa de São Paulo (Ibovespa - fechamento), a taxa de câmbio real, o preço do barril de petróleo no mercado internacional, a taxa de juros de curto prazo (SELIC) e o índice de produção industrial (PROD). O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2003. Este conjunto de variáveis é o mesmo empregado por Hondroyiannis & Papapetrou (2001), para o mercado grego.

Os dados do Ibovespa foram obtidos no *site* da Fundação Getúlio Vargas (http://www.fgvdados.fgv.br), os preços do petróleo no mercado internacional foram obtidos na revista Conjuntura Econômica (diversos números), a taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo, aqui representada pela SELIC, foram obtidos no *site* do IPEA (http://www.ipeadata.gov.br) e o índice de produção industrial (PROD) foi obtido no *site* do IBGE (http://www.sidra.ibge.gov.br).

As definições dos dados utilizados no presente estudo estão descritos no Quadro 2.

Variáveis	Definições				
	O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado acionário brasileiro, porque retrata o comportamento dos principais papéis negociados na BOVESPA. O Ibovespa nada mais é do que o somatório dos pesos (quantidade teórica da ação multiplicada pelo último preço da mesma) das ações integrantes de sua carteira teórica.				
	Calculada pelo expurgo do Índice de Preços por Atacado - Oferta Global (IPA-OG) e dos Índices de Preços por Atacado (IPAs) dos 16 mais importantes parceiros comerciais do Brasil da série nominal de taxa de câmbio (R\$ / US\$), ponderada pela participação de cada parceiro na pauta do total das exportações brasileiras em 2001.				
Índice de produção física industrial (PROD)	Índice de produção física industrial - base fixa sem ajuste sazonal - será utilizada como <i>proxy</i> do nível da atividade real da economia.				
Preço do petróleo (PET)	Preço do barril do petróleo negociado no mercado internacional (em US\$).				
	A taxa overnight / Selic é a média dos juros que o governo paga aos bancos que lhe emprestaram dinheiro. Refere-se a média do mês. Serve de referência para outras taxas de juros do país. A taxa Selic é a taxa básica de juros da economia				
Transforn	nações nas séries temporais ¹				
$\Delta IBOV = \ln[IBOVt / IBOVt-1]$ $\Delta TC = \ln[TCt / TCt-1]$ $\Delta PROD = \ln[PRODt / PRODt-1]$ $\Delta PET = \ln[PETt / PETt-1]$ $\Delta SELIC = \ln[SELICt / SELICt-1]$	Retorno sobre o Ibovespa Mudança na taxa de câmbio Taxa de crescimento da produção industrial Mudança no preço do barril de petróleo no mercado internacional Mudança na taxa de juros de curto prazo				

Quadro 2 - Definições das variáveis

 $^{^1}$ Todas as vaiáveis são convertidas pelo logaritmo natural e o símbolo Δ denota a primeira diferença. Essa logaritimização é feita para que se possa captar as elasticidades entre as variáveis e suas variações em termos percentuais

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Neste capítulo serão feitas as análises dos resultados. O mesmo está subdividido em três sub-capítulos. No primeiro serão apresentados os testes de raiz unitária (ADF e Perron), identificando assim a estacionariedade e/ou a ordem de integração das variáveis. O objetivo principal desses testes é verificar a ordem de integração das séries econômicas, isto é, o número de diferenças que tornam as séries estacionárias. Este procedimento busca verificar se é possível a realização dos testes de co-integração entre as variáveis. Estes testes buscam identificar se as relações entre processos não estacionários apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. A condição necessária para conclusão da existência de relações de longo prazo entre as variáveis é que elas devam ser co-integradas. Posteriormente, será apresentado o resultado do teste de co-integração de Johansen (VECM). No último sub-capítulo serão analisados os resultados dos modelos Auto-Regressivos Vetoriais com Termos de Correção de Erro (VEC).

4.1 Testes de raiz unitária e co-integração

Como dito no tópico 3.1, em qualquer análise econométrica o primeiro passo a ser dado é verificar a ordem de integração das séries de tempo. Só será possível estimar um modelo de regressão se as séries analisadas forem estacionárias, i. e, integradas de ordem zero I(0), ou forem integradas de mesma ordem, i. e, forem I(d).

Após ter determinado a ordem do processo auto-regressivo, utilizando o critério de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) combinados com o teste *Q* de Ljung & Box, conforme descrito no tópico 3.2., realizaram-se os testes de Dickey e Fuller Aumentado

(ADF) e o teste de Perron. A ordem do processo auto-regressivo das séries utilizadas no presente estudo são, AR(9) para IBOV, AR(12) para SELIC e PROD, AR(2) para a série TC e, por fim, a série PET descrita por um processo AR(10).

Os resultados do teste ADF, para as séries em nível e em primeira diferença, encontram-se descritos na tabela 3.

Tabela 3. Resultados dos testes de Dickey e Fuller Aumentado (ADF)

Modelo 1								Modelo 2			
Variáveis	Lags	$ au_ au$	$ au_{eta au}$	$ au_{\mu}$	$ au_{lpha\mu}$	τ	Lags	τ	Teste		
			,						Q		
IBOV	9	-2,5163	1,7634	-1,7882	1,8415	1,2027	8	-2,3239**	0,7171		
SELIC	12	-2,9785	-2,5896	-1,4961	0,7816	-1,8869	11	-2,4303**	0,8773		
TC	2	-2,2066	1,1491	-2,2429	2,2670	0,7577	1	-7,4992*	0,9767		
PROD	12	-2,0631	1,1636	-1,3127	1,3310	1,7138	11	-3,9053*	0,4019		
PET	10	-2,8014	1,8856	-2,0487	2,0797	0,2841	9	-2,4239**	0,7127		

Fonte: dados da pesquisa

Nota: os testes relevantes são derivados da estimação pelo método dos mínimos quadrados da seguinte auto-regressão para as variáveis envolvidas

* Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade. Não foi encontrado autocorrelação residual, para nenhum dos dois modelos, conforme o teste Q de Ljung & Box

 τ_{μ} é a estatística para testar a significância de γ quando a tendência não é incluída na equação e τ_{τ} é a estatística para testar a significância de γ quando a tendência é incluída na equação e τ quando tendência e constante não estão presentes nas equações

Modelo 1:
$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modelo 2:
$$\Delta \Delta Y_t = \gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-2} \delta_i \Delta \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Os resultados dos testes de Dickey e Fuller indicam que os elementos deterministas tendência e constante não devem ser incluídos no modelo construído visando testar a presença de raiz unitária empregando o teste ADF e que todas as séries não são estacionárias em nível. Os resultados deixam claro que todas as variáveis são I(1).

Ao observar o comportamento dos gráficos das séries, apresentados no anexo, constata-se a presença de quebras nas séries. Emprega-se então o teste de quebras estruturais de Perron (1989). Os resultados do teste são apresentados na Tabela 4 e confirmam os obtidos pelo teste de Dickey & Fuller Aumentado de que todas as variáveis são I(1), não deixando dúvida sobre as características individuais das séries.

Tabela 4. Resultados do teste de Perron para quebras estruturais

Variáveis	Lags	Nível	Lags	Primeira diferença
$\overline{\text{IBOV}^1}$	3	-1,921	2	-5,445*
$SELIC^2$	0	-3,017	0	-11,59*
TC^3	0	-2,090	0	-8,067*
$PROD^4$	12	-1,156	11	-4,836*
PET^1	0	-3,058	0	-10,06*

Fonte: dados da pesquisa

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade

Modelos B e C representam hipóteses do teste, de mudanças apenas na inclinação e mudanças na inclinação e nível da série a partir da quebra, respectivamente

Após verificar a ordem de integração das variáveis, e identifica-las como sendo todas I(1), realizou-se o teste de co-integração com o objetivo de analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. Utilizou-se o método proposto por Johansen

 $^{^{1}\}lambda = 0.4$; Modelo B - (Valores críticos: -4.55 e -3.94, respectivamente para 1 e 5%)

 $^{^{2}}$ $\lambda = 0.4$; Modelo C - (Valores críticos: -4.81 e -4.22, respectivamente para 1 e 5%)

 $^{^3}$ $\lambda = 0.5$; Modelo C - (Valores críticos: -4.90 e -4.24, respectivamente para 1 e 5%)

 $^{^4}$ λ = 0,5; Modelo B - (Valores críticos: -4,56 e -3,96, respectivamente para 1 e 5%)

(1988) e os resultados encontram-se na Tabela 7. Encontrou-se um vetor de cointegração. Dessa forma, pode-se inferir que as variáveis possuem relação de longo prazo. Para determinar o número de defasagens a ser incluídas, de modo a se obter uma estrutura onde o erro seja ruído branco, utilizaram-se os procedimentos de Akaike e Schwarz, conjuntamente com o teste de autocorrelação. Esses critérios foram os fatores determinantes da dimensão do VAR. Ver Tabelas 5 e 6 que seguem abaixo.

Tabela 5. Determinação do número de defasagens (Ordem ótima do VAR)

Critério	Uma defasagem	Duas defasagens	Três defasagens
Schwarz (SBC)	-2628,01384	-2226,36024	-2110,48636
Akaike (AIC)	-2721,23421	-2378,31801	-2324,83839

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 6. Estatísticas multivariadas do teste de co-integração de Johansen

Critério	Uma defasagem	Duas defasagens	Três defasagens
LM(4)	0,38	0,69	0,85
CHISQ (10)	0,00000	0,00000	0,00000

Fonte: dados da pesquisa

Entretanto, quando se testou a normalidade dos resíduos, a hipótese nula foi rejeitada. Segundo Lopes (1995)¹³, é conhecido que a hipótese de normalidade para dados econômicos brasileiros raramente é aceita.

Os testes de máximo autovalor (λ_{Max}) e o teste do traço (λ_{trace}) apresentaram valores significativos a 1% a partir da hipótese nula de que não há vetor co-integrado ($r \le 0$) contra a hipótese alternativa de que há um vetor de co-integração (r = 1).

¹³ LOPES, H.F. Co-integração: uma introdução. VI Escola de Séries Temporais e Econometria. Vitória, 1995. 38p. /Apostila minicurso/

Tabela 7. Resultados dos testes de co-integração de Johansen e valores críticos para $\lambda_{trace} \ e \ \lambda_{Max}$

Hipótese	Hipótese	Eigenvalue	$\lambda_{traço}$	CV _(trace,1%)	CV _(trace,5%)
Nula	Alternativa		•		, , ,
r ≤ 0	r = 1	0,3079	85,04*	78,87	70,60
$r \le 1$	r = 2	0,1903	45,67	55,43	48,28
$r \leq 2$	r = 3	0,0963	23,08	37,22	31,52
$r \leq 3$	r = 4	0,0718	12,24	23,52	17,95
$r \leq 4$	r = 5	0,0391	4,27	11,65	8,18
Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Eigenvalue	λ_{Max}	$CV_{(Max,1\%)}$	CV _(Max,5%)
$r \le 0$	r = 1	0,3079	39,38*	38,78	33,32
$r \le 1$	r = 2	0,1903	22,59	32,14	27,14
$r \leq 2$	r = 3	0,0963	10,84	25,75	21,07
$r \leq 3$	r = 4	0,0718	7,98	19,19	14,9
r ≤ 4	r = 5	0,0391	4,27	11,65	8,18

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade [valores críticos em Osterwald-Lenum (1992)]. Modelo com constante restrita, ajustado com uma defasagem

Tabela 8. Coeficientes do espaço co-integrado

	IBOV	SELIC	TC	PROD	PET	Constante					
			Trans	posta de β [#]							
β_I	1,185	2,277	0,789	13,506	0,119	-82,689					
β_2	2,209	4,539	5,931	-3,261	3,906	-50,584					
β_3	1,903	0,078	-1,047	-3,794	1,035	2,012					
β_4	-3,031	-1,108	6,595	0,052	0,683	-5,751					
β_5	1,472	0,406	2,889	0,571	-3,102	-21,333					
-	Rank reduzido de β, transposta e normalizada por lnIBOV##										
β_I	1,000	1,921	0,666	11,394	0,100	-69,755					

Fonte: dados da pesquisa

Nota: # São os coeficientes das variáveis para os eingenvetores em um espaço cointegrado não restrito; ## São os coeficientes depois que o espaço co-integrado é restringido a um vetor O vetor de co-integração $\beta_1^{'}$ representa o coeficiente do IBOV (normalizado a um), SELIC, TC, PROD, PET e intercepto em termos de logaritmo natural, indicando a elasticidade de longo prazo. Quando os sinais dos coeficientes das variáveis macroeconômicas são iguais ao do Ibovespa, indicam que o índice do mercado de ações brasileiro responde negativamente às macro-variações. O sinal positivo da taxa de juros de curto prazo (SELIC), é similar aos obtidos por Mukherjee & Naka (1995) e Maysami & Koh (2000), quando da estimação do vetor co-integrado, refletindo a relação negativa de longo prazo entre a taxa de juros e os retornos do Ibovespa, ou seja, um aumento na taxa de juros reflete negativamente na rentabilidade do índice.

Em função da grande participação das ações da Petrobrás S/A na composição do Ibovespa, esperava-se que um aumento no preço do petróleo no mercado internacional (PET), impactasse positivamente no índice. Entretanto, o resultado obtido foi negativo. Resultado esse consistente com os obtidos por Jones & Kaul (1996), para o mercado americano e canadense, refletindo assim a racionalidade dos choques, isto é, um incremento no preço do petróleo eleva os custos de produção impactando negativamente nos fluxos de caixa corrente e futuro das empresas.

Entretanto, a relação do índice de produção vai contra a hipótese de uma relação positiva com o Ibovespa. A relação negativa, entre o índice de produção e o Ibovespa, é diferente dos resultados obtidos por Geske & Roll (1983), Chen et al. (1986), Fama (1990), Mukherjee & Naka (1995), Naka et al. (1998) e Achsani & Strohe (2002).

Já o sinal positivo entre o Ibovespa e variações da taxa de câmbio refletem uma relação negativa no longo prazo. Segundo Nunes et al. (2002), esta relação negativa implica que uma depreciação do câmbio acarreta uma redução dos preços das ações em relação às moedas externas, o que pode propiciar um afluxo de capital externo e, conseqüentemente, elevar o retorno do Ibovespa.

4.2 Modelos de Auto-Regressão Vetorial com Termo de Correção de Erro (VEC)

Buscando a ordenação das variáveis dentro da matriz, será utilizado o mesmo argumento empregado por Gjerde & Sættem (1999) e Burgstaller (2002). Primeiramente escolhe as variáveis que são determinadas internacionalmente como o preço do petróleo, seguidas posteriormente por séries como a taxa de câmbio e produção industrial. As variáveis do mercado financeiro (taxa de juros e o índice do mercado acionário) são colocadas por último, por não se esperar que elas afetem contemporaneamente as outras. "Essa maneira lógica de ordenação pode ser relativamente trivial, a qual não é baseada em uma teoria econômica confiável, mas nós imaginamos ser um bom ponto de partida" (BURGSTALLER, 2002, p.64).

Empregando o modelo de Auto-Regressão Vetorial Convencional, observa-se a instabilidade dos resultados. Os resultados das diversas ordenações das variáveis estão no anexo B.

Buscando eliminar essa instabilidade emprega-se o VAR estrutural desenvolvido por Bernanke (1986).

4.3 Modelo de Auto-Regressão Vetorial com Termo de Correção de Erro (VEC) com identificação pelo processo de Bernanke

Nessa seção serão apresentados os resultados do ajustamento do modelo VEC, considerando as influências contemporâneas do preço do petróleo no mercado internacional, da taxa de juros de curto prazo e taxa de câmbio real sobre o Ibovespa, além da influência contemporânea da taxa de juros sobre a taxa de câmbio, conforme apresentado no Quadro 3. O VEC utilizado foi especificado com as variáveis na primeira diferença e um vetor de co-integração, conforme definido no teste de Johansen.

	lnPET	InPROD	InSELIC	lnTC	lnIBOV
LnPET	1	0	0	0	0
LnPROD	0	1	0	0	0
LnSELIC	0	0	1	0	0
LnTC	0	0	1	1	0
LnIBOV	1	0	1	1	1

Quadro 3 - Matriz de relações contemporâneas (modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke)

A estimativa da matriz de relações contemporâneas (modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke) está descrita na Tabela 9. Os sinais dos coeficientes devem ser analisados ao contrário do apresentado. Com exceção da relação entre o Ibovespa e do preço do petróleo no mercado internacional (leia-se: linha=lnIBOV e coluna=lnPET), os resultados mostraram significativos. Os resultados mostram que um aumento de 1% na taxa de juros de curto prazo leva a uma redução de 1,26% no índice da BOVESPA e que um aumento, na mesma magnitude, da taxa de câmbio leva a uma redução de 0,13% no Ibovespa, contemporaneamente. A taxa de juros também afeta contemporaneamente a taxa de câmbio, resultado esse consistente com a teoria econômica. Um aumento de 10% na taxa de juros irá levar a uma apreciação do câmbio de 10,78%.

Tabela 9. Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas (modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke)

	Relações		
Linha	Coluna	Coeficientes	Desvio padrão
lnITC	lnSELIC	-1,07800	0,29994
lnIBOV	lnPET	-0,96489	0,53539
lnIBOV	InSELIC	1,25644	0,13010
lnIBOV	lnTC	0,13407	0,03979

Tabela 10.	Decomposição	histórica	da	variância	do	erro	de	previsão	para	o	Ibovespa
	(modelo 1 empr	regando o	pro	ocedimento	de	Berr	nank	ke)			

Meses	Desvio Padrão	DPET	DPROD	DSELIC	DTC	DIBOV
1	0,78563	1,311	0,000	51,985	4,540	42,164
2	0,87038	3,699	0,129	48,558	5,390	42,223
3	0,88732	3,936	0,452	47,687	5,771	42,154
4	0,89089	3,933	0,658	47,420	5,887	42,103
5	0,89170	3,926	0,744	47,341	5,910	42,079
6	0,89190	3,925	0,775	47,320	5,912	42,069
7	0,89196	3,924	0,785	47,314	5,911	42,066
8	0,89197	3,924	0,788	47,312	5,911	42,065
9	0,89198	3,924	0,789	47,312	5,911	42,064
10	0,89198	3,924	0,789	47,312	5,911	42,064
11	0,89198	3,924	0,789	47,312	5,911	42,064
12	0,89198	3,924	0,789	47,312	5,911	42,064

A Tabela 10 apresenta o resultado da decomposição da variância do erro de previsão do Ibovespa (modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke), assim como a estimativa do desvio padrão dos erros de previsão para doze meses após o choque. Observa-se que, no primeiro mês, a taxa de juros (SELIC) explica 51,99% das variações nos preços dos ativos que compõem o Ibovespa, seguido pelo próprio Ibovespa com 42,16%. Esse resultado mostra a dependência do Ibovespa em relação à taxa de juros de curto prazo. Entretanto, a taxa de câmbio (TC), o preço do petróleo (PET) e a *proxy* da atividade real (PROD) não apresentam influência significativa sobre o Ibovespa, com parcelas médias de 5,74, 3,69 e 0,62%, respectivamente.

A análise da decomposição de variância do erro de previsão, para os outros dois modelos analisados, deixa claro o poder explanatório da taxa de juros de curto prazo sobre o índice da Bolsa de São Paulo, com 41,5 e 47,25% para os modelos 2 e 3, respectivamente. O próprio índice também tem um grande poder explicativo, respondendo com 46,6% para o modelo 2 e 42,72% pra o modelo 3 (ver anexo C).

Em seguida será discutido o impacto da função impulso resposta de cada uma das variáveis macroeconômicas selecionadas sobre o índice da Bovespa, não em termos

de resposta a choques em desvio padrão, mas em termos de elasticidade. Essas estimativas são apresentadas como elasticidades relativas a choques iniciais inesperados para todas as variáveis dadas sobre a Ibovespa durante um ano após o referido choque.

A Tabela 11 contém o impulso elasticidade de cada uma das variáveis macroeconômicas selecionadas e do próprio índice para o modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke.

Tabela 11. Impulso elasticidade das variáveis e do próprio índice sobre o Ibovespa (modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke)

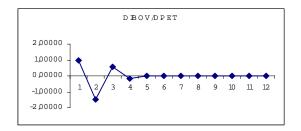
Meses	DPET	DPROD	DSELIC	DTC	DIBOV
1	0,96489	0,00000	-1,40097	-0,13407	1,00000
2	-1,51410	0,02256	0,53617	0,09066	-0,47866
3	0,58451	-0,03668	-0,21553	-0,05432	0,21492
4	-0,16039	0,02940	0,07473	0,02871	-0,09355
5	0,02193	-0,01906	-0,01849	-0,01314	0,03994
6	0,01003	0,01131	0,00072	0,00489	-0,01697
7	-0,01062	-0,00645	0,00219	-0,00116	0,00735
8	0,00567	0,00361	-0,00097	-0,00018	-0,00333
9	-0,00200	-0,00199	-0,00044	0,00045	0,00161
10	0,00031	0,00108	0,00108	-0,00034	-0,00082
11	0,00018	-0,00057	-0,00111	0,00017	0,00042
12	-0,00017	0,00029	0,00084	-0,00006	-0,00022

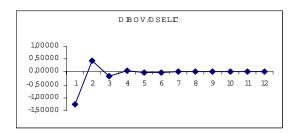
Fonte: dados da pesquisa

Os resultados obtidos para as funções impulso resposta frente aos choques no preço do petróleo e na taxa de juros mostraram-se elevadas, isto é, um incremento inesperado de 10% na taxa de juros de curto prazo tende a levar, no momento do choque, a uma redução no preço dos ativos que compõem a carteira teórica da bolsa de 14%. Entretanto, um aumento na mesma magnitude do preço do petróleo irá impactar positivamente o Ibovespa em 9,65%. Esse resultado provavelmente ocorre devido a grande participação das ações da Petrobrás na composição do Ibovespa. Somente irá responder negativamente no segundo mês após o choque, representando uma redução de

15,14% sobre o Ibovespa. Isso se deve em parte ao aumento dos custos das empresas ocasionados por esse choque nos preços do petróleo, impactando, assim, negativamente nos fluxo de caixa das empresas. Após o quinto mês os efeitos dos choques inesperados praticamente desaparecem. O impacto da *proxy* do nível da atividade real da economia sobre o índice da Bolsa de São Paulo ocorre como uma defasagem, indicando, assim, um certo grau de ineficiência, além de possuir elasticidade inexpressiva ao longo do ano. Inexpressivas também são as elasticidades da taxa de câmbio real sobre o Ibovespa.

Assim, como em Barros (1992), optou-se por apresentar apenas as respostas dos choques que se mostraram expressivos e/ou de variáveis que tiveram parcela significativa na decomposição histórica de variância do erro de previsão para o índice da Bovespa. O Quadro 1, refere-se a esses impulsos. As funções impulso resposta do Ibovespa a impulso no preço do petróleo no mercado internacional e no próprio índice apresentam o mesmo comportamento até o quinto mês, mês esse onde os efeitos praticamente desaparecem. Já a função impulso resposta do Ibovespa a impulso na taxa de juros de curto prazo apresenta comportamento oposto.





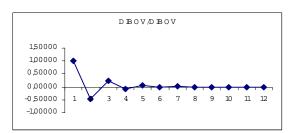


Figura 10 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), na taxa de juros de curto prazo (SELIC) e no próprio Ibovespa (modelo 1 empregando o procedimento de Bernanke)

Os outros modelos, empregando tal procedimento, apresentaram comportamentos muito semelhantes aos do modelo aqui descrito e encontram-se apresentados no anexo C.

5 CONCLUSÕES

Neste presente estudo buscou-se analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas e os preços dos ativos no mercado acionário brasileiro (aqui representado pelo Ibovespa) e, para tal, foi utilizado o enfoque multivariado VAR. Outro ponto estudado diz respeito à função de resposta a impulso elasticidade e à decomposição da variância do erro de previsão das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. Para analisar essas questões, foram utilizadas as seguintes variáveis: o índice médio mensal de ações da Bolsa de São Paulo (Ibovespa-fechamento), a taxa de câmbio efetiva real, o preço do barril de petróleo no mercado internacional, a taxa de juros de curto prazo deflacionada e o índice de produção industrial. O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2003.

Após testar a presença de raiz unitária empregando os testes ADF e Perron, e identificar que todas as séries são estacionárias com uma diferença, utilizou-se o método de co-integração (VECM) proposto por Johansen. Os resultados obtidos indicam a presença de um vetor de co-integração, podendo, portanto, inferir que as variáveis possuem relação de longo prazo. Os sinais dos coeficientes da elasticidade de longo prazo das variáveis macroeconômicas explicativas do Ibovespa são todos negativos. O sinal do índice de produção industrial não se mostra consistente com a hipótese de uma relação positiva. Os outros sinais também se mostraram negativos, isto é, o Ibovespa responde negativamente a mudanças no preço do petróleo no mercado internacional, na taxa de juros de curto prazo e na taxa de câmbio.

A ordenação das variáveis na matriz, visando a obtenção das funções de resposta a impulsos elasticidade e as decomposições de variância empregando o VAR

convencional com correção de erro (VEC), segue a proposição de Gjerde & Sættem (1999) e Burgstaller (2002). Primeiramente escolhe-se as variáveis que são determinadas internacionalmente como o preço do petróleo, seguidas posteriormente por séries como a taxa de câmbio e produção industrial. As variáveis do mercado financeiro (taxa de juros e o índice do mercado acionário) são colocadas por último, por não se esperar que elas afetem contemporaneamente as outras. Os resultados obtidos através do VAR convencional, que são criticados por ter como limitação a estrutura recursiva das relações contemporâneas entre as variáveis, deixam claro a sua instabilidade. Portanto, os resultados dos trabalhos que utilizaram esse procedimento devem ser olhados com uma certa cautela.

Buscando eliminar esta instabilidade empregou-se o procedimento de Bernanke. Os resultados dos três modelos analisados mostram-se semelhantes.

Nas matrizes de relações contemporâneas observam-se relações significativas entre a taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo com o Ibovespa. Um aumento de 10 % na taxa de juros de curto prazo leva a uma redução de 12,6% no índice da BOVESPA e que um aumento, na mesma magnitude, da taxa de câmbio leva a uma redução de 1,3% no Ibovespa. O preço do petróleo no mercado internacional, por sua vez, não explica contemporaneamente o Ibovespa.

A análise da decomposição de variância do erro de previsão, para os três modelos analisados, deixa claro o poder explanatório da taxa de juros de curto prazo sobre o índice da Bolsa de São Paulo. O próprio índice também tem um grande poder explicativo, importância essa não observada quando da análise das outras variáveis empregadas.

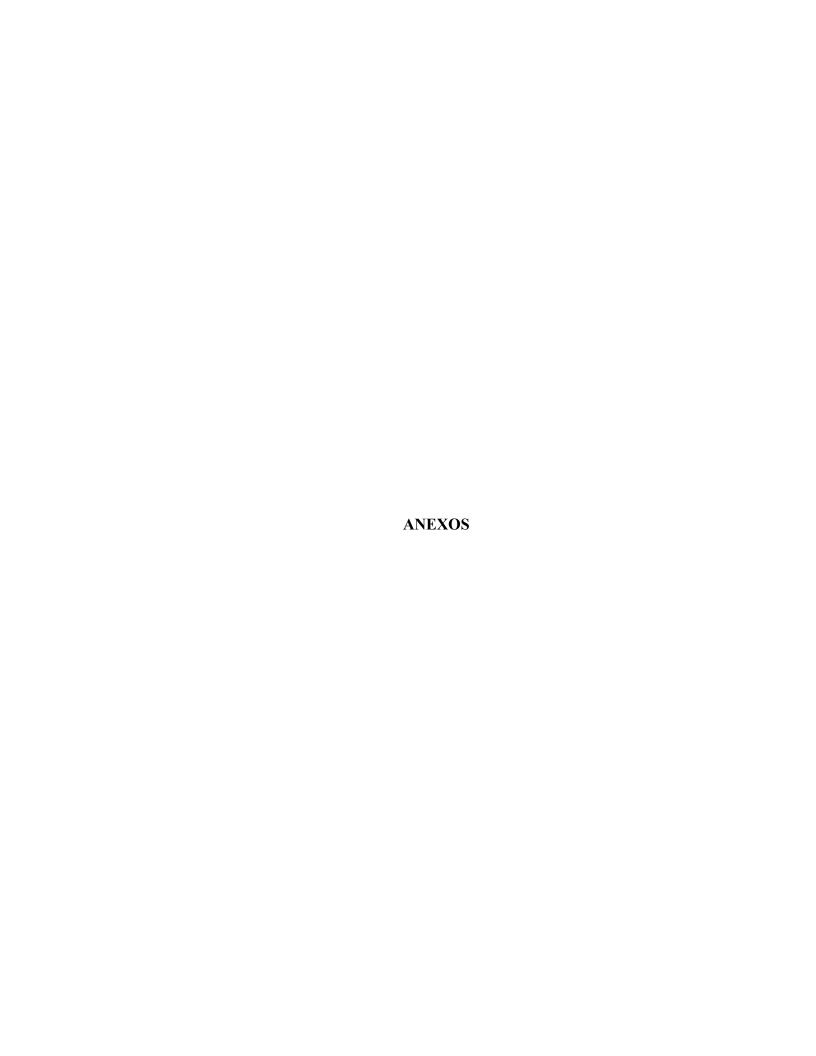
Conforme verificado na matriz de relações contemporâneas, um choque inesperado na taxa de câmbio real e a taxa de juros de curto prazo leva a uma redução no Ibovespa já no primeiro momento.

Os resultados obtidos para os três modelos analisados, empregando o procedimento de Bernanke, deixam claro a elevada sensibilidade do Ibovespa frente à

taxa de juros real de curto prazo (SELIC), tanto no tocante a decomposição do erro de previsão quanto da função de resposta a impulsos elasticidade. Dentre as variáveis empregadas no presente estudo, a taxa básica de juros da economia é a que mais impacta no índice da BOVESPA. Esse resultado mostra a importância exercida pela taxa de juros na economia brasileira, sugerindo, assim, que os agentes econômicos que investem no mercado acionário brasileiro vêem o investimento em renda fixa como sendo grande substituto das aplicações em ações.

O preço do petróleo no mercado internacional também tem um importante papel na explicação dos movimentos do índice da Bolsa de São Paulo. Um choque inesperado de 10% irá impactar negativamente o Ibovespa em 15,14%, já no segundo mês após o choque.

Finaliza-se, este estudo, sugerindo que novos trabalhos futuros empreguem outras variáveis macroeconômicas, fornecendo, assim, mais informações a respeito do comportamento do mercado acionário brasileiro frente às macrovariações.



ANEXO A

A curva IS representa o equilíbrio no mercado de bens

$$Y = c [y - t(y), a(r, p)] + i(r, y) + g + P \cdot x(P, e) - \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e)$$
 (1)

Função de produção

$$Y = y(N, M_n, M_a, \bar{K}) \tag{2}$$

em que N é a quantidade de trabalho em horas, M_n é a quantidade de matéria-prima nacional, M_e é a quantidade de matéria-prima importada e \bar{K} é o estoque de capital físico.

$$C = c \left[y - t(y), a(r, p) \right] \tag{3}$$

em que C é o consumo de bens e serviços, y é o valor da renda nacional, t(y) é a propensão marginal a arrecadar e a = A/P é o valor dos ativos líquidos possuídos pelo setor privado.

Os ativos do setor privado em termos nominais serão compostos por

$$A = K + R + B \tag{4}$$

em que A é o valor nominal dos ativos, K é o valor do estoque de capital medido pelas ações, R são as reservas depositadas no BACEN e B são os títulos do governo nas mãos do setor privado.

Suponha n tipos de ações

$$K = \sum_{i=1}^{n} P_{i} \cdot Q_{i} \tag{5}$$

$$K = \frac{\sum_{j=1}^{n} P_j \cdot Q_j}{\sum_{j=1}^{n} Q_j} \cdot \sum_{j=1}^{n} Q_j$$
(6)

$$K = Pk \cdot k \tag{7}$$

em que Pk é o preço médio das ações e k é o número total de ações.

2) Títulos

$$PI_{B} = \frac{PF_{B}}{(1+r)} \tag{8}$$

$$B = PI_B \cdot b = \frac{PF_B}{(1+r)} \cdot b \tag{9}$$

em que PI_B é o preço inicial dos títulos, PF_B é o preço final dos títulos, b é o número total de títulos e B é o valor nominal dos títulos.

$$I = i(r, y) \tag{10}$$

$$\frac{\delta i}{\delta r} < 0 \qquad \frac{\delta i}{\delta y} > 0$$

em que I é o valor do investimento do setor privado e r é a taxa de juros real do mercado interno.

$$X = x(P, e) \tag{11}$$

$$\frac{\delta x}{\delta P} < 0 \qquad \frac{\delta x}{\delta e} < 0$$

em que X é o valor das exportações de bens e serviços, P é o índice geral de preços (os preços considerados em termos nominais) e e é a taxa de câmbio no conceito certo (US\$/R\$).

$$M = m(y, P, e) \tag{12}$$

em que M é o valor das importações de bens e serviços.

$$\frac{\delta m}{\delta y} > 0$$
 $\frac{\delta m}{\delta P} > 0$ $\frac{\delta m}{\delta e} > 0$

A curva LM representa o equilíbrio no mercado monetário

A curva LM representa as combinações de r e y que manterão o mercado de bens em equilíbrio a um dado nível de oferta nominal de moeda (M) e a um dado nível de preços.

Considere a demanda por moeda como sendo constituída de demanda para transação k(y) e demanda para especulação l(r).

$$\frac{M}{P} = k(y) + l(r) \tag{13}$$

$$m(r) = k(y) + l(r) \tag{14}$$

$$\frac{\delta m}{\delta r} > 0 \qquad \frac{\delta k}{\delta y} > 0 \qquad \frac{\delta l}{\delta r} < 0$$

Quando o preço inicial do título cai, em função do excesso de oferta de títulos, a taxa de juros sobe e com isso os agentes econômicos colocarão uma maior parcela de sua riqueza em títulos e não em moeda.

A equação abaixo representa a inclinação da curva LM,

$$\frac{\delta r}{\delta y} = -\frac{k'}{l' - m'} > 0 \tag{15}$$

$$\frac{\overline{M}}{P} = s_1 y + s_2 r \tag{16}$$

$$s_{2}r = \frac{\overline{M}}{P} - s_{1}y$$

$$r = \frac{1}{s_2} \cdot \frac{\overline{M}}{P} - \frac{s_1}{s_2} \cdot y$$

em que s_1 sensibilidade da demanda de saldos reais de moeda em relação a variação na renda e s_2 sensibilidade da demanda de saldos reais de moeda em relação a variação na taxa de juros reais.

$$\frac{M}{P}(r) = m(r, y) \tag{17}$$

A curva que representa o equilíbrio do BP

$$BP = (X - M) - F \tag{18}$$

$$X = P \cdot x(P, e) \tag{19}$$

$$M = \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e) \tag{20}$$

$$F = f(r, r^*) \tag{21}$$

$$\frac{\delta F}{\delta r} < 0 \qquad \frac{\delta F}{\delta r^*} > 0$$

em que F é a saída líquido de capital e r* é a taxa de juros externa.

$$BP = P \cdot x(P, e) - \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e) - f(r, r^*)$$
 (22)

Para um dado P e e existe uma combinação de y e r que torna o balanço de pagamento equilibrado (BP = 0).

Diferenciando a curva BP mantendo P e e constantes teremos a inclinação da curva de BP:

$$\frac{\delta r}{\delta y} = \frac{-\frac{P^f}{e} \cdot \frac{\delta m}{\delta y}}{F^{'}} > 0 \tag{23}$$

ANEXO B

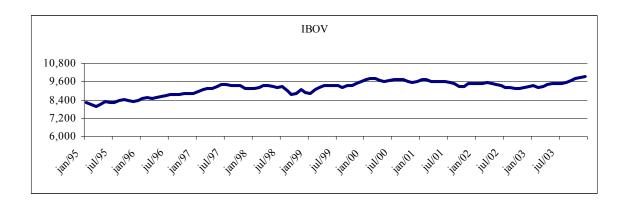


Figura 11 - Índice médio mensal de Ações da Bolsa de São Paulo - IBOVESPA - Fechamento

Fonte: FGVDADOS (2004)



Figura 12 - Taxa de juros: Overnight / Selic (Deflacionado pelo IGP-M Dez 2003 = 100) Fonte: IPEA (2004)

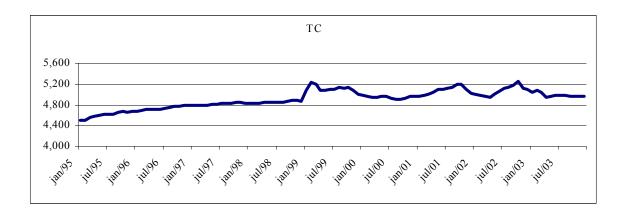


Figura 13 - Taxa de câmbio efetiva real - IPA-OG - exportações - índice (média 1995 = 100)

Fonte: IPEA (2004)

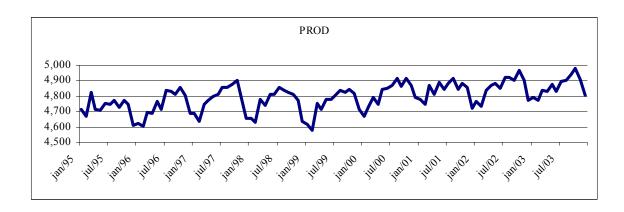


Figura 14 - Produção física industrial (Número índice)(média 1991 = 100)

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (2004)

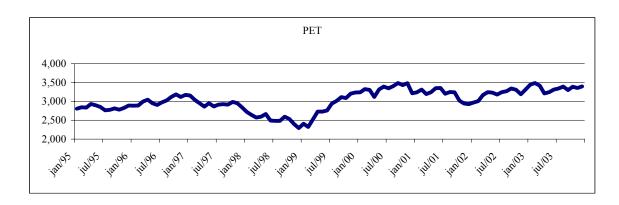


Figura 15 - Preço do petróleo no mercado internacional (US\$/Barril)

Fonte: Conjuntura Econômica, (diversos números)

Tabela 12. Matriz covariância dos resíduos

	LNPET	LNTC	LNPROD	LNSELIC	LNIBOV
LNPET	9,2707	0,9959	0,9962	0,8719	0,9966
LNTC	14,9034	24,1517	0,9995	0,8915	0,9994
LNPROD	14,5485	23,5593	23,0049	0,8988	0,9990
LNSELIC	3,3479	5,5253	5,4366	1,5903	0,8835
LNIBOV	27,9203	45,1895	44,0864	10,2517	84,6571

Disposição das variáveis na matriz para análise da decomposição histórica da variância do erro de previsão para o índice da BOVESPA.

Tabela 13. Decomposição da variância -série DIBOV Tabela 14. Decomposição da variância -série DIBOV (modelo 1)

(modelo 2)

	ъ .							ъ .					
	Desvio							Desvio					
Meses	Padrão	DPET	DTC	DPROD	DSELIC	DIBOV	Meses	Padrão	DPET	DTC	DSELIC	DPROD	DIBOV
1	0,77790	0,086	32,031	24,997	5,220	37,667	1	0,27731	0,505	33,091	41,022	0,000	25,381
2	0,85218	1,834	29,752	23,569	6,267	38,577	2	0,29322	0,552	33,408	42,066	0,379	23,595
3	0,86435	2,032	28,997	23,318	6,746	38,908	3	0,29608	0,574	33,234	42,190	0,819	23,183
4	0,86663	2,037	28,866	23,237	6,890	38,970	4	0,29678	0,623	33,130	42,081	1,075	23,092
5	0,86718	2,035	28,869	23,209	6,919	38,969	5	0,29697	0,643	33,088	42,026	1,171	23,071
6	0,86734	2,034	28,882	23,200	6,922	38,963	6	0,29704	0,648	33,073	42,020	1,196	23,063
7	0,86739	2,034	28,888	23,198	6,921	38,960	7	0,29707	0,649	33,068	42,025	1,199	23,063
8	0,86741	2,034	28,889	23,197	6,921	38,959	8	0,29708	0,649	33,066	42,029	1,199	23,063
9	0,86741	2,034	28,890	23,197	6,921	38,959	9	0,29709	0,649	33,065	42,030	1,199	23,063
10	0,86741	2,034	28,890	23,197	6,921	38,958	10	0,29709	0,649	33,065	42,030	1,199	23,056
11	0,86741	2,034	28,890	23,197	6,921	38,958	11	0,29709	0,649	33,065	42,030	1,200	23,056
12	0,86741	2,034	28,890	23,197	6,921	38,958	12	0,29709	0,649	33,065	42,030	1,200	23,056

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 15. Decomposição da variância -série DIBOV Tabela 16. Decomposição da variância -série DIBOV (modelo 3) (modelo 4)

-	Desvio						-	Desvio					
Meses	Padrão	DPET	DTC	DPROD	DSELIC	DIBOV	Meses	Padrão	DPET	DTC	DSELIC	DPROD	DIBOV
1	0,44316	0,590	34,560	39,740	0,000	25,111	1	0,76752	0,158	33,586	35,392	1,014	29,851
2	0,50140	0,464	34,102	39,971	1,790	23,673	2	0,85028	2,056	30,083	30,240	1,184	36,437
3	0,51718	0,438	33,082	39,641	3,405	23,434	3	0,86960	2,306	28,763	28,966	1,596	38,368
4	0,52217	0,442	32,539	39,471	4,205	23,343	4	0,87455	2,310	28,583	28,646	1,766	38,695
5	0,52378	0,450	32,340	39,419	4,496	23,295	5	0,87587	2,303	28,632	28,565	1,801	38,699
6	0,52428	0,454	32,281	39,410	4,581	23,274	6	0,87624	2,302	28,670	28,546	1,803	38,679
7	0,52443	0,455	32,265	39,411	4,602	23,267	7	0,87634	2,302	28,682	28,543	1,803	38,671
8	0,52447	0,456	32,262	39,412	4,606	23,264	8	0,87637	2,302	28,684	28,542	1,803	38,668
9	0,52448	0,456	32,261	39,413	4,607	23,264	9	0,87637	2,302	28,685	28,542	1,803	38,668
10	0,52448	0,456	32,261	39,413	4,607	23,263	10	0,87638	2,302	28,685	28,542	1,804	38,668
11	0,52448	0,456	32,261	39,413	4,607	23,263	11	0,87638	2,302	28,685	28,542	1,804	38,668
12	0,52448	0,456	32,261	39,413	4,607	23,263	12	0,87638	2,302	28,685	28,542	1,804	38,668

Tabela 17. Decomposição da variância -série DIBOV Tabela 18. Decomposição da variância -série DIBOV (modelo 5)

(modelo 6)

	Desvio						-	Desvio					
Meses	Padrão	DPET	DSELIC	DPROD	DTC	DIBOV	Meses	Padrão	DPET	DSELIC	DTC	DPROD	DIBOV
1	0,39379	4,604	1,947	34,274	2,457	56,717	1	0,27525	0,237	0,482	63,096	4,594	31,591
2	0,43538	6,007	1,705	34,896	2,542	54,849	2	0,29612	0,802	0,424	66,426	4,626	27,721
3	0,44270	6,196	1,653	35,258	2,614	54,279	3	0,30034	1,013	0,451	66,596	4,784	27,156
4	0,44401	6,212	1,665	35,353	2,654	54,116	4	0,30151	1,052	0,526	66,336	4,897	27,189
5	0,44426	6,211	1,679	35,367	2,672	54,071	5	0,30190	1,054	0,602	66,181	4,949	27,214
6	0,44431	6,210	1,686	35,366	2,680	54,059	6	0,30205	1,053	0,652	66,118	4,966	27,212
7	0,44433	6,210	1,688	35,364	2,682	54,055	7	0,30210	1,053	0,677	66,095	4,969	27,206
8	0,44433	6,210	1,689	35,364	2,683	54,054	8	0,30212	1,053	0,688	66,088	4,970	27,202
9	0,44433	6,210	1,690	35,363	2,684	54,054	9	0,30213	1,053	0,692	66,085	4,969	27,201
10	0,44433	6,210	1,690	35,363	2,684	54,054	10	0,30213	1,053	0,693	66,084	4,969	27,201
11	0,44433	6,210	1,690	35,363	2,684	54,054	11	0,30213	1,053	0,693	66,084	4,969	27,201
12	0,44433	6,210	1,690	35,363	2,684	54,054	12	0,30213	1,053	0,693	66,084	4,969	27,201

Fonte: dados da pesquisa

Nota: o modelo 1 é representado pela seguinte ordenação de variáveis (DPET – DPROD – DSELIC – DTC – DIBOV), o modelo 2 por (DPET – DPROD – DTC – DSELIC – DIBOV), o modelo 3 por (DPET – DTC – DPROD – DSELIC – DIBOV), o modelo 4 por (DPET - DTC - DSELIC - DPROD - DIBOV), o modelo 5 por (DPET - DSELIC -DPROD – DTC – DIBOV) e o modelo 6 por (DPET – DSELIC – DTC – DPROD – DIBOV)

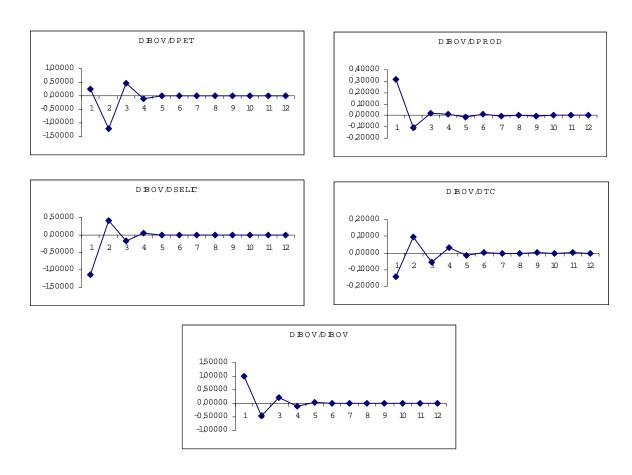


Figura 16 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), no índice de produção física industrial (PROD), taxa de juros de curto prazo (SELIC), taxa de câmbio real (TC) e no IBOVESPA para a seguinte ordenação de variáveis (DPET – DPROD – DSELIC – DTC – DIBOV)

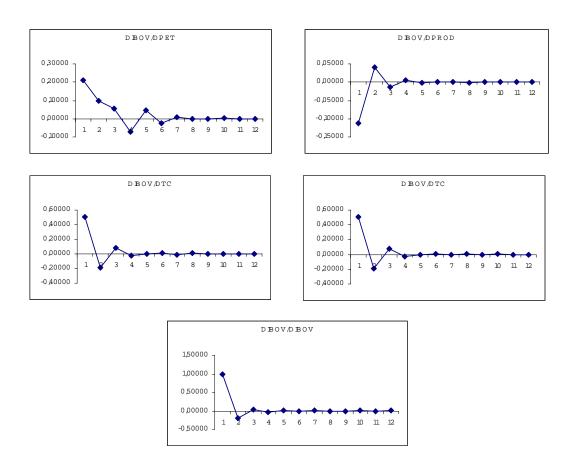


Figura 17 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), no índice de produção física industrial (PROD), taxa de câmbio real (TC), taxa de juros de curto prazo (SELIC) e no IBOVESPA para a seguinte ordenação de variáveis (DPET – DPROD – DTC – DSELIC – DIBOV)

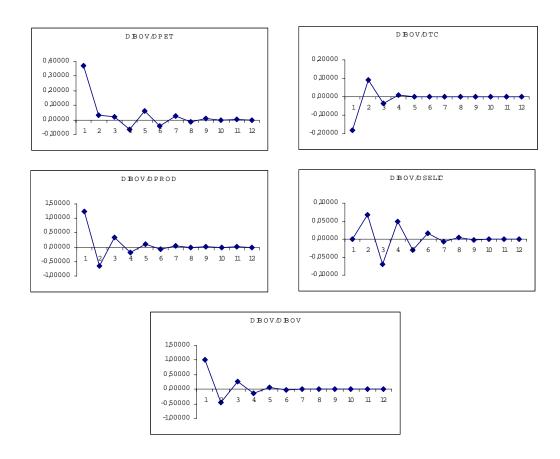


Figura 18 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), taxa de câmbio real (TC), no índice de produção física industrial (PROD), taxa de juros de curto prazo (SELIC) e no IBOVESPA para a seguinte ordenação de variáveis (DPET – DTC – DPROD – DSELIC – DIBOV)

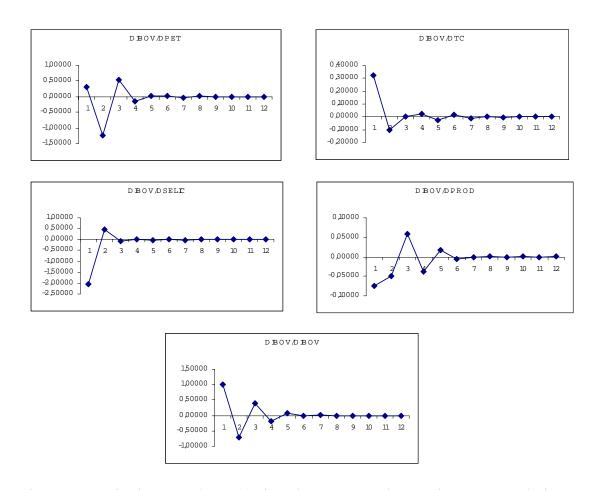


Figura 19 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), taxa de câmbio real (TC), taxa de juros de curto prazo (SELIC), no 7índice de produção física industrial (PROD) e no IBOVESPA para a seguinte ordenação de variáveis (DPET – DTC – DSELIC – DPROD – DIBOV)

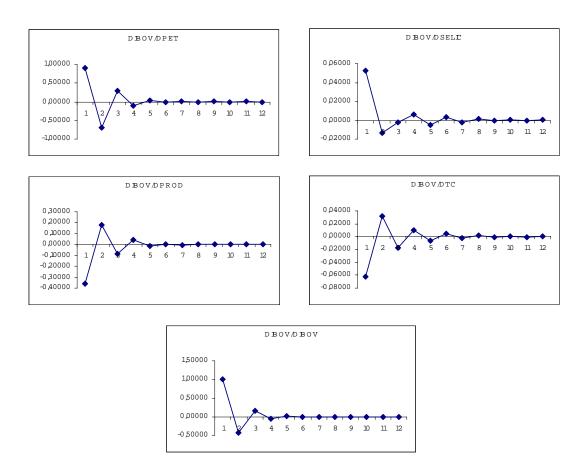


Figura 20 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), taxa de juros de curto prazo (SELIC), no índice de produção física industrial (PROD), taxa de câmbio real (TC) e no IBOVESPA para a seguinte ordenação de variáveis (DPET – DSELIC – DPROD – DTC– DIBOV)

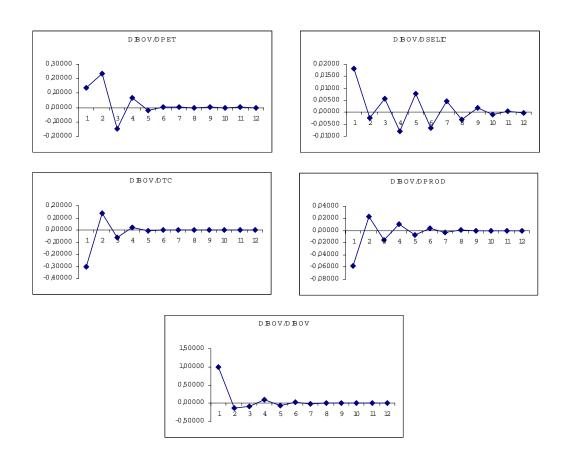


Figura 21 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço do petróleo no mercado internacional (PET), taxa de juros de curto prazo (SELIC), no índice de produção física industrial (PROD), taxa de câmbio real (TC) e no IBOVESPA para a seguinte ordenação de variáveis (DPET – DSELIC – DPROD – DTC– DIBOV)

ANEXO CModelo 2 empregando o procedimento de Bernanke

	lnPET	lnPROD	InSELIC	lnTC	lnIBOV
LnPET	1	0	0	0	0
LnPROD	0	1	0	0	0
LnSELIC	0	0	1	0	0
LnTC	0	0	0	1	0
LnIBOV	1	0	1	1	1

Quadro 4 – Matriz de relações contemporâneas (modelo 2 empregando o procedimento de Bernanke)

Tabela 19. Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas (modelo 2 empregando o procedimento de Bernanke)

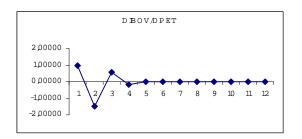
Relações			
Linha	Coluna	Coeficientes	Desvio padrão
LnIBOV	lnPET	-0,96489	0,53539
LnIBOV	InSELIC	1,25644	0,13010
LnIBOV	lnTC	0,13407	0,03979

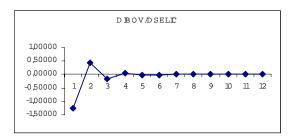
Tabela 20. Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o Ibovespa (modelo 2 empregando o procedimento de Bernanke)

	Desvio					
Meses	Padrão	DPET	DPROD	DSELIC	DTC	DIBOV
1	0,74689	1,451	0,000	46,263	5,635	46,651
2	0,82715	4,096	0,143	42,314	6,696	46,752
3	0,84318	4,359	0,501	41,287	7,170	46,683
4	0,84668	4,354	0,728	40,990	7,312	46,615
5	0,84752	4,346	0,824	40,910	7,339	46,581
6	0,84773	4,344	0,858	40,889	7,341	46,568
7	0,84779	4,344	0,869	40,884	7,341	46,563
8	0,84781	4,344	0,872	40,882	7,340	46,562
9	0,84781	4,344	0,873	40,882	7,340	46,561
10	0,84781	4,344	0,873	40,882	7,340	46,561
11	0,84782	4,344	0,874	40,882	7,340	46,561
12	0,84782	4,344	0,874	40,882	7,340	46,561

Tabela 21. Impulso elasticidade das variáveis e do próprio índice sobre o Ibovespa (modelo 2 empregando o procedimento de Bernanke)

Meses	DPET	DPROD	DSELIC	DTC	DIBOV
1	0,96489	0,00000	-1,25644	-0,13407	1,00000
2	-1,51410	0,02256	0,43844	0,09066	-0,47866
3	0,58451	-0,03668	-0,15698	-0,05432	0,21492
4	-0,16039	0,02940	0,04378	0,02871	-0,09355
5	0,02193	-0,01906	-0,00432	-0,01314	0,03994
6	0,01003	0,01131	-0,00456	0,00489	-0,01697
7	-0,01062	-0,00645	0,00344	-0,00116	0,00735
8	0,00567	0,00361	-0,00077	-0,00018	-0,00333
9	-0,00200	-0,00199	-0,00092	0,00045	0,00161
10	0,00031	0,00108	0,00145	-0,00034	-0,00082
11	0,00018	-0,00057	-0,00130	0,00017	0,00042
12	-0,00017	0,00029	0,00090	-0,00006	-0,00022





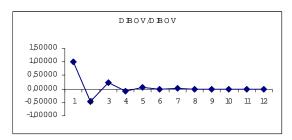


Figura 22 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso na taxa de juros de curto prazo (SELIC) e no Ibovespa (modelo 2 empregando o procedimento de Bernanke)

Modelo 3 empregando o procedimento de Bernanke

	InPET	InPROD	InSELIC	lnTC	InIBOV
InPET	1	0	0	0	0
InPROD	0	1	1	0	0
InSELIC	0	0	1	0	0
lnTC	0	0	1	1	0
InIBOV	1	0	1	1	1

Quadro 5 - Matriz de relações contemporâneas (modelo 3 empregando o procedimento de Bernanke)

Tabela 22 - Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas (modelo 3 empregando o procedimento de Bernanke)

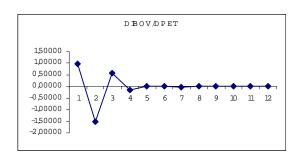
Relações			
Linha	Coluna	Coeficientes	Desvio padrão
LnPROD	InSELIC	1,80980	0,28267
LnTC	InSELIC	-1,07800	0,29994
LnIBOV	lnPET	-0,96489	0,53539
LnIBOV	LnSELIC	1,25644	0,13010
LnIBOV	lnTC	0,13407	0,03979

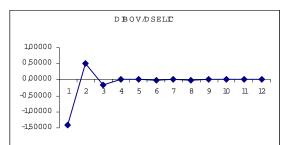
Tabela 23. Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o Ibovespa (modelo 3 empregando o procedimento de Bernanke)

Meses	Desvio Padrão	DPET	DPROD	DSELIC	DTC	DIBOV
1	0,78563	1,311	0,000	51,985	4,540	42,164
2	0,86626	3,734	0,094	48,104	5,442	42,626
3	0,88062	3,996	0,331	47,017	5,859	42,797
4	0,88349	3,999	0,482	46,722	5,986	42,812
5	0,88419	3,993	0,546	46,653	6,011	42,797
6	0,88439	3,992	0,568	46,640	6,013	42,787
7	0,88445	3,991	0,576	46,638	6,012	42,783
8	0,88447	3,991	0,578	46,637	6,012	42,782
9	0,88447	3,991	0,579	46,637	6,012	42,782
10	0,88447	3,991	0,579	46,637	6,012	42,782
11	0,88447	3,991	0,579	46,637	6,012	42,782
12	0,88447	3,991	0,579	46,637	6,012	42,782

Tabela 24. Impulso elasticidade das variáveis e do próprio índice sobre o Ibovespa (modelo 3 empregando o procedimento de Bernanke)

Meses	DPET	DPROD	DSELIC	DTC	DIBOV
1	0,96489	0,00000	-1,40096	-0,13407	1,00000
2	-1,51410	0,02256	0,49534	0,09066	-0,47866
3	0,58451	-0,03668	-0,14915	-0,05432	0,21492
4	-0,16039	0,02940	0,02152	0,02871	-0,09355
5	0,02193	-0,01906	0,01601	-0,01314	0,03994
6	0,01003	0,01131	-0,01975	0,00489	-0,01697
7	-0,01062	-0,00645	0,01387	-0,00116	0,00735
8	0,00567	0,00361	-0,00750	-0,00018	-0,00333
9	-0,00200	-0,00199	0,00317	0,00045	0,00161
10	0,00031	0,00108	-0,00087	-0,00034	-0,00082
11	0,00018	-0,00057	-0,00007	0,00017	0,00042
12	-0,00017	0,00029	0,00031	-0,00006	-0,00022





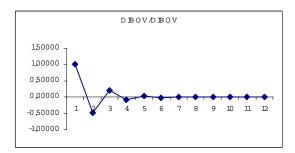


Figura 24 - Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso na taxa de juros de curto prazo (SELIC) e no Ibovespa (modelo 3 empregando o procedimento de Bernanke)

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABDULLAH, D.A. Money growth variability and stock returns: an innovations accounting analysis. **International Economic Journal**, v.12, n.4, p.89-104, 1998.
- ACHSANI, N.A.; STROHE, H.G. **Stock market returns and macroeconomic factors**: evidence from Jakarta stock exchange of Indonesia 1990-2001. http://www.pbfea2002.ntu.edu.sg/papers/2076.pdf (02 Aug. 2002)
- AJAYI, R.A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S.M. On the relationship between stock returns and exchange rates: test of Granger causality. **Global Finance Journal**, v.2 n.9, p.241-251, 1998.
- ALVES, L.R.A. Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo. Piracicaba, 2002. 107p. Dissertação (M.S.) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- BACCHI, M.R.P. Formação de preços na pecuária de corte no Brasil. Piracicaba: ESALQ/USP, 1997. 97p. (Relatório de pesquisa)
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. **Applied Economics**, v.24, n.4, p.459-464, 1992.
- BALDUZZI, P. Stock returns, inflation, and the "proxy hypothesis": a new look at the data. **Economics Letters**, v.48, n.1, p.47-53, 1995.
- BARROS, G.S.C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon Brazilian agriculture. **Agricultural Economics**, v.7, n.3-4, p.317-329, 1992.

- BEKAERT, G.; GARCIA, M.G.P.; HARVEY, C.R. The role of capital markets in economic growth. Rio de Janeiro: PUC, Depto. Economia, 1995. 53p. (Texto para discussão, 342)
- BERNANKE, B.S. Alternative explanations of the money-income correlation. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, v.25, p.49-100, 1986.
- BHATTACHARYA, B.; MUKHERJEE, J. Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value trade balance: a case study for India. http://www.igidr.ac.in/~money/basabi.pdf (30 Dec. 2002)
- BOHN, H. **A note on macroeconomic and financial markets**. http://www.econ.ucsb/~bohn/135/notemarkets.pdf (12 Mar. 2004)
- BOUDOUKH, J.; RICHARDSON, M. Stock returns and inflation: a long-horizon perspective. **The American Economic Review**, v.83, n.5, p.1346-1355, 1993.
- BRANDÃO, A.S.P. Moeda e preços relativos: uma evidência empírica. **Revista de Econometria**, v.5, n.2, p.33-80, 1985.
- BRANSON, W.H. **Macroeconomic theory and policy**. 3.ed. New York: Harper & Row Publishers, 1989. 656p.
- BROCKLEBANK, J.C.; DICKEY, D.A. **SAS** system for forecasting times series. North Caroline: SAS Institute Inc., 1986. 240p.
- BURGSTALLER, J. Stock markets and the macroeconomy: an empirical assessment using VAR models. Linz, 2002. 161p. Thesis (Doctoral) University of Linz. http://www.economics.uni-linz.ac.at/burgstaller/research/diss.pdf (19 Aug. 2003)
- CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomics should know about unit roots. In: BLANCHARD, O.J.; FISCHER, S. (Ed.). **NBER**Macroeconomics annual 1991. Cambridge: MIT Press, 1991. 69p.
- CAMPBELL, J.Y.; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. **Journal of Political Economy**, v.95, n.5, p.1062-1088, 1987.

- CHEN, N.F.; ROLL, R.; ROSS, S.A. Economic forces and the stock market. **Journal of Business**, v.59, n.3, p.383-403, 1986.
- COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. **Dados e publicações CVM**. http://www.cvm.gov.br (05 mar. 2004)
- CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1997-2004.
- DARRAT, A.F.; MUKHERJEE, T.K. The behavior of the stock market in a developing economy. **Economic Letters**, v.22, n.2-3, p.273-278, 1986.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. A likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-72, 1981.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.366, p.427-31, 1979.
- DOAN, T.A. **RATS user's guide version 5**. Evaston: Estima, 2002. 501p.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 1.ed. Iowa: John Wiley & Sons Inc., 1995. 433p.
- ENDERS, W. **Rats handbook for econometric times series**. Iowa: John Wiley & Sons, 1996. 204p.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, Mar. 1987.
- ENGLE, R.F.; YOO, B.S. Forecasting and testing in cointegrated systems. **Journal of Econometrics**, v.35, n.1, p.143-159, 1987.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, v.25, n.2, p.383-417, 1970.
- FAMA, E.F. Efficient capital markets. **The Journal of Finance**, v.46, n.5, p.1575-1617, 1991.
- FAMA, E.F. Inflation, output and money. **Journal of Business**, v.55, p.201-31, 1982.

- FAMA, E.F. Sock returns, expected returns and real activity. **Journal of Finance**, v.45, n.2, p.1089-1108, 1990.
- FAMA, E.F. Sock returns, real activity, inflation and money. **The American Economic Review**, v.71, n.4, p.545-565, 1981.
- FAMA, E.F.; SCHWERT, G.W. Asset returns and inflation. **Journal of Financial Economics**, v.5, n.2, p.115-146, 1977.
- FAVA, V.L. Metodologia de Box-Jenkins para modelos univariados. In: VASCONCELOS, M.A.; ALVES, D. (Ed.). **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000. cap.11-12, p.205-252.
- FRENCH, K.R.; ROLL, R. Stock returns variances: the arrival information and reaction of traders. **Journal of Financial Economics**, v.17, n.1, p.5-26, 1986.
- FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 424p.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **FGVdados**. http://www.fgvdados.fgv.br (05 mar. 2004)
- GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **The Journal of Finance**, v.38, n.1, p.1-33, 1983.
- GITMAN, L. **Princípios de administração financeira**. São Paulo: Ed. Harbra, 1997. 841p.
- GJERDE, Ø.; SæTTEM, F. Causal relations among stock returns and macroeconomic variable in a small, open economy. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v.9, n.1, p.61-74, 1999.
- GRANGER, C.W.J. Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v.37, n.3, p.424-38, 1969.

- GRANGER, C.W.J.; HUANG, B.N.; YANG, C.W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia flu. San Diego: University of California, Department of Economic, Apr. 1998. 21p. (Discussion Paper, 98-09)
- GUIMARÃES, V.D.A. Comercialização e transmissão de preços de carne de frango no estado de São Paulo. Piracicaba, 1990. 119p. Dissertação (M.S.) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- HAMILTON, J.D. **Times series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994. 799p.
- HANSEN, H.; JUSELIUS, K. CATS in RATS: cointegration analysis of time series. Evaston: Estima, 2002. 87p.
- HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.
- HONDROYIANNIS, G.; PAPAPETROU, E. Macroeconomic influences on the stock market. **Journal of Economics and Finance**, v.25, n.1, p.33-49, 2001.
- HOWELL, M. Institutional investors as a source of portfolio investment in developing countries. In: CLAESSENS, S.; GOOPTU, S. (Ed.). **Portfolio investment in developing countries**. Washington: World Bank, Sep. 1993. p.78-87. (Discussion Paper, 228)
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa industrial mensal**: produção física. http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=27&z=t&o=8 (05 mar. 2004)
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Dados macroeconômicos e regionais**. http://www.ipeadata.gov.br (05 mar. 2004)
- JÄRVINEN, J. **Essays on industry portfolios and macroeconomic news**. Tampare, 2000. 137p. Academic Dissertation (Doctoral) University of Tampere.

- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v.59, n.6, p.1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, n.213, p.231-54, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, n.2, p.169-210, 1990.
- JONES, C.M.; KAUL, G. Oil and the stock markets. **The Journal of Finance**, v.51, n.2, p.463-491, 1996.
- KARAMUSTAFA, O.; KUCUKKALE, Y. Long run relationships between stock market returns and macroeconomic performance: evidence from Turkey. http://www.yakupkucukkale.com/studies/osman02.pdf (20 Nov. 2003)
- KNOW, S.C.; SHIN, T.S. Cointegration and causality between macroeconomic variable and stock market returns. **Global Finance Journal**, v.10, n.1, p.71-81, 1999.
- LEAL, R.P.C.; RÊGO, R.B. Impacto do anexo IV no mercado de capitais brasileiro. In: COSTA JUNIOR, N.C.A. da; LEAL, R.P.C.; LEMGRUBER, E.F. (Org.). **Mercado de capitais**: análise empírica no Brasil. São Paulo: Ed. Atlas, 2000. 216p.
- LEE, B.S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. **The Journal of Finance**, v.47, n.4, p.1591-1603, Sep. 1992.
- LJUNG, G.; BOX, G. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v.65, n.2, p.297-303, 1978.
- MACKINNON, J. Critical values for cointegration test. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (Ed.). **Long-run economic relationships**: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991. p.267-276.
- MARGARIDO, M.A. Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil. Piracicaba, 2000. 173p. Tese (Doutorado) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

- MAYSAMI, R.C.; KOH, T.S. A vector error correction model of the Singapore stock market. **International Review of Economics and Finance**, v.9, n.1, p.79-96, 2000.
- MB ASSOCIADOS. **Estudos para o desenvolvimento do mercado de capitais**: desafios e oportunidades para o desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. São Paulo, 2000. 56p. http://www.bovespa.com.br (02 out. 2002)
- MUKHERJEE, T.; NAKA, A. Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model. **The Journal of Financial Research**, v.18, n.2, p.223-237, Summer 1995.
- NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: evidence from Japan. **Global Finance Journal**, v.1, n.9, p.71-80, 1998.
- NAKA, A.; MUKHERJEE, T.; TUFTE, D. Macroeconomic variables and performance of the Indian stock market. New Orleans: University of New Orleans, College of Business Department of Economic & Finance, 1998. 28p. (Working paper, 06-98)
- NEIH, C.C.; LEE, C.F. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v.41, n.4, p.477-490, 2001.
- NETO, L.V.; FÉLIX, L.F.F. A importância da participação do investidor individual no desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro. **Confiança**: Revista do Pensamento Econômico de Minas Gerais, v.1, n.1, p.38-43, 2002.
- NUNES, M.S.; COSTA JUNIOR, N.C.A.; SEABRA, F. Cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, "risco Brasil" e os retornos no mercado de ações brasileiro. /Apresentado ao 5. Encontro de Economia Região Sul, Florianópolis, 2002/
- PANETTA, F. The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. **Review of Banking, Finance and Monetary Economics**, v.31, n.3, p.417-450, 2002.

- PERALES, N.A.H.; ROBINS, R. The relationships between Mexican Stock Market returns and real, monetary and economic variables. http://egade.sistema.itesm.mx/investigacion/documentos/documentos/13egade_norm ahdz.pdf (27 Sep. 2002)
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v.75, n.6, p.1361-401, 1989.
- ROSS, S.A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, v.13, n.3, p.341-360, 1976.
- SCHOR, A.; BONOMO, M.; VALLS PEREIRA, P.L. APT e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, M. (Org.). **Finanças aplicadas ao Brasil**. São Paulo: Editora FGV, p.55-77, 2002.
- SHAMSUDDIN, A.F.M.; KIM, J.H. Integration and interdependence of stock and foreign exchange markets: an australian perspective. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v.13, n.3, p.237-254, 2003.
- SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, 1980.
- TENDÊNCIAS CONSULTORIA INTEGRADA. Estudos para o desenvolvimento do mercado de capitais: o mercado de capitais sua importância para o desenvolvimento e os entraves com que se defronta no Brasil. São Paulo, 2000. 46p. http://www.bovespa.com.br (02 out. 2002)
- VALLS PEREIRA, P.L. Co-integração e suas representações: uma resenha. **Revista de Econometria**, v.11, n.2, p.185-216, 1991.
- VALLS PEREIRA, P.L. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. **Revista de Econometria**, v.8, n.2, p.7-29, 1988.