

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Bruno Freitas Nahon

A REAÇÃO DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO À  
POLÍTICA MONETÁRIA SOB O REGIME DE METAS DE  
INFLAÇÃO

Dissertação de Mestrado

FLORIANÓPOLIS  
2006

Bruno Freitas Nahon

A REAÇÃO DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO À  
POLÍTICA MONETÁRIA SOB O REGIME DE METAS DE  
INFLAÇÃO

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

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

FLORIANÓPOLIS  
2006

NAHON, Bruno Freitas  
A Reação do Mercado de Ações Brasileiro à  
Política Monetária sob o Regime de Metas de  
Inflação. / Bruno Freitas Nahon  
Florianópolis: UFSC, 2006.  
57p.  
Dissertação de Mestrado-UFSC

1. Política Monetária
2. Mercado de Ações
3. Taxa de Juros

Bruno Freitas Nahon

A REAÇÃO DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO À POLÍTICA  
MONETÁRIA SOB O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Esta dissertação foi julgada e aprovada para a obtenção do título de Mestre em  
Economia no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade  
Federal de Santa Catarina

Florianópolis, 10 de março de 2006.

---

Prof. Roberto Meurer, Dr.  
Coordenador do Curso de Pós-Graduação em Economia

**Banca Examinadora:**

---

Prof. Roberto Meurer, Dr.  
Orientador

---

Prof. Fernando Seabra, PHD  
Membro

---

Prof. Francisco de Resende Baima, Dr.  
Examinador Externo

## AGRADECIMENTOS

Agradeço, primeiramente, aos meus pais, Mario e Glicia, por todo o apoio em minha vida acadêmica. Sem este suporte nada seria possível.

Ao meu irmão, Celso, por estar sempre presente.

À toda a minha família, por sempre acreditar em mim e me incentivar.

À Bruna, pois sem ela esse trabalho não existiria. Sua simples existência tornou possível suportar o tempo ruim e seguir em frente em meu mestrado, possibilitando a conclusão deste ciclo de estudos.

Aos meus novos amigos, colegas de mestrado, pela ajuda nas dúvidas e pelos momentos de descontração, fundamentais para que conseguíssemos seguir em frente nos estudos.

Aos meus antigos amigos, pois sem eles nada vale a pena.

Aos meus professores, por estarem sempre dispostos a esclarecer minhas dúvidas e a ampliarem meus conhecimentos. Especialmente ao Prof. Meurer, por acreditar nas minhas idéias e incentivar meus trabalhos.

À Capes, pelo auxílio financeiro, fundamental para que eu pudesse me concentrar em meus estudos.

Agradeço, ainda, ao Clube de Regatas do Flamengo. Sua existência é a razão final de tudo.

“O risco varia inversamente ao conhecimento.”  
Irving Fisher

## RESUMO

Esta dissertação tem por objetivo estudar as relações entre a política monetária implementada pelo Banco Central brasileiro e os retornos dos principais índices de ações nacionais. O estudo engloba o período de vigência do sistema de metas de inflação, de 4 de janeiro de 2000 a 19 de agosto de 2005. São estimados modelos econométricos que utilizam as variáveis de política monetária (Selic, spread do C-Bond, entre outras) como variáveis exógenas e os retornos dos índices de ações (IBovespa, IBrX, IEE e ITEL) com variáveis endógenas. São estimados modelos VAR, para obtenção de relações de causalidade de Granger e modelos de regressão linear. Os resultados apontam para um efeito significativo da política monetária nos retornos do mercado de ações. Todas as variáveis selecionadas como representantes da política monetária se mostraram estatisticamente significantes nas regressões estimadas, indicando a importância, direta e indireta, da política monetária na construção de um mercado de ações robusto e que seja visto como uma opção ótima de investimento.

**Palavras-Chave:** Política monetária, mercado de ações, taxa de juros.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to study the relations between the monetary policy implemented by the Brazilian central bank and the returns of the most important stock indexes in the Brazilian market. The period studied starts at January 4, 2000 and ends at August 19, 2005. During this time, the Brazilian economy has worked under the inflation target system. Some econometric models are estimated using the monetary policy variables as exogenous to the models (such as Selic, C-Bond spread) and the returns of the stock indexes as endogenous. There are VAR models, estimated in order to have Granger causality relations, and linear regression models. The results point to significant effects of the monetary policy into the stock market returns. All variables selected as exogenous are statistically significant on the models estimated, representing the roll of the monetary policy to the development of the stock market as an optimal investment.

**Keywords:** Monetary policy, stock market, interest rate.

## LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS

<b>Gráfico 3.1</b> Comportamento da Selic (%) .....	30
<b>Gráfico 3.2</b> Comportamento do C-Bond Spread (%) .....	30
<b>Gráfico 3.3</b> Comportamento do Federal Funds Rate (%) .....	31
<b>Gráfico 3.4</b> Comportamento da Expectativa sobre a Selic (%) .....	31
<b>Gráfico 3.5</b> Comportamento da Selic não-esperada (%) .....	32
<b>Gráfico 3.6</b> Comportamento da Expectativa de Inflação (%) .....	32
<b>Gráfico 3.7</b> Comportamento do Índice Bovespa (pontos) .....	33
<b>Gráfico 3.8</b> Comportamento do Índice Brasil (pontos) .....	34
<b>Gráfico 3.9</b> Comportamento do Índice de Energia Elétrica (pontos) .....	34
<b>Gráfico 3.10</b> Comportamento do Índice de Telecomunicações (pontos) .....	35
<b>Tabela 3.1</b> Testes ADF e P-P para ordem de integração (em nível) .....	36
<b>Tabela 3.2</b> Testes ADF e P-P para ordem de integração (em 1ª diferença) .....	36
<b>Tabela 3.3</b> Relação de Causalidade com Selic .....	38
<b>Tabela 3.4</b> Relação de Causalidade com C-Bond Spread .....	39
<b>Tabela 3.5</b> Relação de Causalidade com Federal Funds Rate .....	40
<b>Tabela 3.6</b> Relação de Causalidade com Expectativa sobre a Selic .....	41
<b>Tabela 3.7</b> Relação de Causalidade com Selic não-esperada .....	42
<b>Tabela 3.8</b> Relação de Causalidade com Expectativa de inflação .....	42
<b>Tabela 3.9</b> Modelo estimado para o Índice Bovespa .....	45
<b>Tabela 3.10</b> Modelo estimado para o Índice Brasil .....	49
<b>Tabela 3.11</b> Modelo estimado para o Índice de Energia Elétrica .....	51
<b>Tabela 3.12</b> Modelo estimado para o Índice Setorial de Telecomunicações .....	53

## LISTA DE ABREVIATURAS

**Bovespa:** Bolsa de Valores de São Paulo

**EUA:** Estados Unidos da América

**Fed:** Federal Reserve (no caso deste trabalho, a variável Fed indica “Federal Funds Rate”)

**IBovespa:** Índice Bovespa

**IBrX:** Índice Brasil

**IEE:** Índice de Energia Elétrica

**ITEL:** Índice Setorial de Telecomunicações

**PIB:** Produto Interno Bruto

**VAR:** Vetor Auto-regressivo

## SUMÁRIO

<b>RESUMO .....</b>	<b>VI</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>VII</b>
<b>LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS .....</b>	<b>VIII</b>
<b>LISTA DE ABREVIATURAS .....</b>	<b>IX</b>
<b>1      INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
<b>2      FUNDAMENTOS TEÓRICOS.....</b>	<b>4</b>
2.1    ABORDAGEM DE FISHER .....	4
2.2    ABORDAGEM DE FAMA .....	6
2.2.1  Modelo de Fisher .....	6
2.2.2  Demanda por Moeda .....	7
2.2.3  Retorno das ações e os gastos com capital .....	9
2.2.4  Retorno das ações e inflação .....	11
2.2.5  Considerações sobre a abordagem de Fama .....	12
2.3    ABORDAGEM DE GESKE E ROLL .....	12
2.3.1  Expectativas adaptativas .....	13
2.3.2  A cadeia de eventos .....	13
2.3.3  Taxa de juros real .....	16
2.3.4  Considerações sobre a abordagem de Geske e Roll .....	18
2.4    REVISÃO BIBLIOGRÁFICA COMPLEMENTAR .....	19
2.5    MODELOS DE VALOR PRESENTE .....	26
2.6    CONSIDERAÇÕES A RESPEITO DOS MODELOS APRESENTADOS .....	27
<b>3      MODELOS ECONOMÉTRICOS E AS RELAÇÕES ENTRE AS TAXAS DE</b>	
<b>JUROS E OS ÍNDICES DE AÇÕES .....</b>	<b>29</b>
3.1    SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS .....	29
3.1.1  Variáveis de política monetária .....	29
3.1.2  Variáveis do mercado de ações .....	33
3.2    ORDEM DE INTEGRAÇÃO .....	35
3.3    MODELOS ESTIMADOS .....	37

3.3.1	Modelos Vetor Auto-Regressivo (Causalidade de Granger) .....	37
3.3.2	Modelos de Regressão Linear .....	43
3.3.2.1	Índice Bovespa .....	44
3.3.2.2	Índice Brasil .....	48
3.3.2.3	Índice de Energia Elétrica .....	50
3.3.2.4	Índice Setorial de Telecomunicações .....	53
3.4	CONSIDERAÇÕES GERAIS SOBRE OS MODELOS ESTIMADOS .....	55
<b>4</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>57</b>
	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>59</b>

## Capítulo 01 – Introdução

A política monetária tem como objetivos gerais a manutenção da inflação e do desemprego em níveis baixos, o crescimento econômico, a estabilidade cambial e a estabilidade do sistema financeiro. O estatuto de muitos bancos centrais, entretanto, estabelece como principal objetivo a estabilidade de preços.

Os objetivos gerais da política monetária, porém, não são diretamente controlados pelo banco central. Este, portanto, tem que lançar mão de instrumentos que afetem as variáveis objetivo, como PIB, desemprego e inflação. Para tanto, o banco central se utiliza de metas intermediárias e operacionais. Como a política monetária leva algum tempo para afetar as variáveis objetivo, o banco central observa as metas intermediárias para avaliar os resultados de suas ações. As metas operacionais são as variáveis afetadas pela ação direta do banco central.

De forma a indicar ao banco central os impactos da política monetária, variáveis como a taxa de juros de longo prazo e os agregados monetários são usados como metas intermediárias. Como variáveis de operacionalização da política monetária, o banco central utiliza a taxa de juros básica de curto prazo e o controle de reservas agregadas. Vale ressaltar que o controle das variáveis operacionais não pode ser feito simultaneamente: uma vez que o banco central controle a taxa de juros, as reservas agregadas servirão como variável de ajuste.

Mesmo nas variáveis operacionais, a atuação do banco central depende de instrumentos de política, sendo os principais: recolhimentos compulsórios, redesconto de liquidez, operações de mercado aberto, entre outros menos usados.

No Brasil, a partir de 1999, a sistemática das metas de inflação passou a ser a diretriz da política monetária. O Comitê de Política Monetária define periodicamente a taxa de juros básica da economia, Selic (a taxa média dos financiamentos diários, lastreados em títulos

federais, apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia), e o Banco Central atua de forma a implementar esta taxa no mercado. Com isto, o principal instrumento de política monetária passou a ser a taxa de juros básica da economia.

A política monetária é transmitida para a economia através de diversos mecanismos, entre os quais pode-se destacar: juros, câmbio, preços dos ativos e, crédito. Os trabalhos de Mishkin (1995), Taylor (1995), Bernanke e Gertler (1995), Meltzer (1995), Obstfeld e Rogoff (1995) e, ainda, Lopes (1997), são referências no estudo dos mecanismos de transmissão da política monetária.

O objetivo deste trabalho é estudar os efeitos da política monetária implementada pelo Banco Central do Brasil, em razão do regime de metas de inflação, no mercado de ações nacional. Para tanto, são escolhidas variáveis indicativas de política monetária e variáveis representativas do mercado de capitais. Tais variáveis são apresentadas em detalhes no capítulo sobre os procedimentos empíricos realizados.

As variáveis que ilustram o comportamento da política monetária são a Selic, o *spread* do *C-Bond*, a taxa de juros do *Federal Reserve*, a expectativa sobre a Selic, uma variável relativa a Selic não-esperada pelos agentes do mercado e a expectativa sobre a inflação. As variáveis referentes ao mercado de ações são os índices Bovespa (IBovespa), Brasil (IBrX), Energia Elétrica (IEE) e Telecomunicações (ITEL). As variáveis, com periodicidade diária, compreendem o período de 4 de janeiro de 2000 até 19 de agosto de 2005. A série do Índice de Telecomunicações, entretanto, tem início em 3 de janeiro de 2002.

O estudo da reação do mercado de ações à política monetária implementada se justifica na medida em que cresce, cada vez mais, a importância deste setor da economia. Nos países mais industrializados, o mercado de capitais é visto como termômetro da economia e, a medida em que tal mercado se desenvolve e amadurece no Brasil, este parece ser o caminho a ser seguido pelo mercado de ações nacional. Por isso a importância de se estudar os reflexos da política monetária neste mercado.

O instrumental econométrico utilizado nos testes empíricos deste trabalho é derivado dos estudos de séries temporais, sendo eles: modelos Vetor-Autoregressivo, testes de causalidade de Granger e regressões lineares.

Esta dissertação está dividida em dois capítulos, afora esta seção introdutória e a seção com as considerações finais, presente ao fim do trabalho. O primeiro capítulo trata dos aspectos teóricos que guiam esta dissertação, apresentando os principais trabalhos já realizados sobre o tema, além de outros trabalhos que seguiram a mesma linha de pesquisa. O segundo capítulo versa sobre os modelos empíricos estimados para as relações entre as variáveis selecionadas de política monetária e as variáveis representativas do mercado de ações.

## Capítulo 02 – Fundamentos teóricos

O estudo das relações entre as taxas de juros e o mercado de ações passa, necessariamente, pelo estudo das relações entre taxas de juros, inflação, atividade real e moeda. Tais variáveis econômicas são profundamente correlacionadas e, portanto, a teoria econômica fundamental para o estudo desenvolvido neste trabalho engloba todas estas variáveis.

Além da abordagem macroeconômica, uma outra abordagem pode ser utilizada, que é a de modelos de valor presente. Tal abordagem é fundamental no estudo de finanças, mais propriamente no estudo de precificação de ativos, e será apresentada de forma simplificada, também, neste capítulo.

Este capítulo é constituído pela apresentação do modelo de Fisher (1930), base para os estudos das relações entre taxas de juros e mercado de ações; dos dois estudos seminais sobre tais relações, Fama (1981) e Geske e Roll (1983); de uma revisão bibliográfica complementar sobre trabalhos que tem as relações entre política monetária e mercado de ativos como escopo e; da apresentação da modelagem de valor presente.

### 2.1 – Abordagem de Fisher

O modelo de Fisher (1930) relaciona a taxa de juros nominal com a inflação esperada e a taxa de juros real, que é assumida constante. A *identidade de Fisher* pode ser descrita como:

$$TB = r + \bar{I}, \quad (1.1)$$

onde TB é a taxa de juros nominal, r é a taxa de juros real e  $\bar{I}$  é a inflação esperada.

Da equação acima, outra forma de se descrever a relação entre inflação e os juros pode ser obtida da seguinte equação:

$$I_t = TB_{t-1} - r_{t-1} + \eta_t, \quad (1.2)$$

onde a inflação contemporânea ( $I_t$ ) é dada pela diferença entre a taxa de juros nominal do período anterior ( $TB_{t-1}$ ) e a taxa de retorno real ( $r_{t-1}$ ) do período anterior, mais a inflação não-esperada ( $\eta_t$ ). A equação acima pode ser utilizada para se definir qual porção da inflação do período é esperada e qual é não-esperada.

A equação (1.2) mostra que, dada a hipótese de uma taxa de retorno real constante (ou seja, taxa de juros real constante), um aumento da taxa de juros nominal no presente irá gerar um aumento nos preços no futuro, desconsiderando-se os choques aleatórios ( $u_t$ ). Tal relação entre inflação e taxa de juros é a base para a relação entre taxa de juros e mercado de ações, conforme os estudos a serem apresentados a seguir irão mostrar.

Além da relação supracitada, Fisher utiliza diversas vezes o princípio de valor presente dos bens, deixando clara a relação entre o valor dos ativos e a taxa de juros (Fisher, 1930, p.20 e p.42):

i) *The principle is, of course, not confined to bonds. It applies in any market to all property and wealth—stocks, land (which has a discounted capital value just as truly as any other capital), buildings, machinery, or anything whatsoever. Risk aside, each has a market value dependent solely on the same two factors, the benefits, or returns, expected by the investor and the market rate of interest by which those benefits are discounted.*

ii) *The value of anything (...) is typified by the case of a bond whose value, as every broker knows, is calculated solely from the future services, or sums, expected and the rate of interest and the risk.*

O princípio de valor presente será apresentado, ainda neste capítulo, de forma a se obter um melhor entendimento sobre as relações entre o valor das ações e a taxa de juros.

## 2.2 – Abordagem de Fama

Em seu artigo, Fama (1981) busca explicar a relação entre retorno das ações e inflação. O estudo é baseado na hipótese de que a relação negativa entre o retorno das ações e a inflação é uma *proxy* para a relação positiva entre retorno das ações e atividade real. A relação negativa entre inflação e atividade real é explicada e testada por Fama a partir do modelo de Fisher e das teorias de demanda por moeda e teoria quantitativa da moeda.

### 2.2.1 – Modelo de Fisher

De acordo com o modelo de Fisher (1930), Fama decompõe a taxa de juros em inflação esperada e retorno real esperado:

$$TB_{t-1} = \overline{RS}_{t-1} + \bar{I}_{t-1} , \quad (1.3)$$

onde  $TB_{t-1}$  é a taxa de juros de um período observada no fim do período  $t-1$ ;  $\overline{RS}_{t-1}$  é a taxa de retorno real esperada para o período  $t$ ;  $\bar{I}_{t-1}$  é a taxa de inflação esperada. Desta forma, a taxa de inflação para o período  $t$  pode ser expressa como:

$$I_t = -\overline{RS}_{t-1} + TB_{t-1} + \eta_t , \quad (1.4)$$

onde  $\eta_t$  é a taxa de inflação não esperada. A equação acima considera que os retornos reais de equilíbrio são constantes no tempo. De forma a relaxar a hipótese anterior, dado que estudos, como Hess e Bicksler (1975), Fama (1976), Nelson e Schwert (1977) e Garbade e Wachtel (1978), mostram que tal constância não é observada para qualquer período de tempo e periodicidade observados, a relação inflação-taxa de juros pode ser estimada a partir de:

$$I_t = \alpha_{t-1} + \beta TB_{t-1} + \eta_t , \quad (1.5)$$

onde o intercepto,  $\alpha_{t-1}$ , representando o negativo do retorno real, segue um caminho aleatório. Estimando tal regressão, Fama encontra valores próximos de 1 para o  $\beta$ , consistente com a hipótese assumida na equação (1.4), além de transformar as taxas de inflação altamente correlacionadas em resíduos (inflação não esperada,  $\eta$ ) que se comportam como um ruído branco.

### 2.2.2 – Demanda por Moeda

De forma a relacionar a inflação e a atividade real corrente e futura, Fama utiliza “expectativas racionais” em uma combinação da teoria de demanda por moeda com a teoria quantitativa da moeda, de Fisher (1911). A demanda por moeda pode ser representada, portanto, como:

$$\Delta \ln m_t = \Delta \ln M_t - \Delta \ln P_t = b_0 + b_1 \Delta \ln A_t + b_2 \Delta \ln R_t + \varepsilon_t, \quad (1.6)$$

onde  $m_t$  e  $M_t$  são as quantidades real e nominal de moeda;  $P_t$  é o nível de preços;  $A_t$  é uma medida antecipada da atividade real;  $R_t$  é o fator  $(1+i)$  da taxa de juros nominal;  $\varepsilon_t$  é um distúrbio aleatório e;  $\Delta$  indica que as variáveis estão em diferença.

A teoria sugere que o estimador da atividade real deve ser positivo ( $b_1 > 0$ ), indicando uma maior demanda real por moeda em  $t$  de forma a acomodar o maior volume de transações a serem efetuadas dado o crescimento esperado da atividade real. A premissa de que a demanda por moeda se move com base nas expectativas em relação à atividade real é a essência do modelo de expectativas racionais de demanda por moeda.

Quanto ao estimador da taxa de juros, espera-se que ele seja negativo ( $b_2 < 0$ ), uma vez que a demanda por moeda em  $t$  deve ser negativamente relacionada com a taxa de juros contemporânea, dado que a taxa de juros pode ser vista como o custo de se reter moeda.

Seguindo na especificação do modelo, Fama utiliza uma versão da teoria quantitativa da moeda para definir quais variáveis são exógenas e quais variáveis são endógenas. Então, assume-se que a atividade é determinada fora do setor monetário; que o nível de preços é a principal variável endógena e; que a moeda é exógena ou causada pelo nível de preços. Além disso, Fama afirma que a taxa de juros contemporânea é exógena em relação aos preços, no mesmo período.

Dadas as relações acima, pode-se reescrever a equação de demanda por moeda como sendo um modelo de inflação:

$$\Delta \ln P_t = -b_0 - b_1 \Delta \ln A_t - b_2 \Delta \ln R_t + b_3 \Delta \ln M_t + \eta_t, \quad (1.7)$$

onde  $\eta_t = -\varepsilon_t$ ;  $b_3 = 1$  e; os outros parâmetros seguem a mesma definição da equação (1.6).

Dada a modelagem da demanda por moeda baseada na teoria quantitativa da moeda, conforme descrito acima, tem-se que para dados valores da taxa de juros e da atividade real antecipada, a demanda por moeda não é afetada por mudanças nominais na moeda. Ou seja, variações nominais na moeda serão acomodadas pelos preços, sendo portanto,  $b_3 = 1$ . Outrossim, a relação negativa entre a demanda real por moeda e a taxa de juros ( $b_2 < 0$ , em (1.6)), controladas a variação nominal de moeda e da atividade real antecipada, implica em uma relação positiva entre a inflação e mudanças na taxa de juros, em (1.7).

De acordo com a teoria da demanda por moeda, uma queda na atividade real antecipada diminui a demanda por moeda, conforme descrito pela equação (1.6), onde  $b_1 > 0$ . Com isso, tem-se na equação (1.7) uma relação negativa entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento da atividade real antecipada. A hipótese supracitada é a base para a relação negativa entre o retorno das ações e a inflação observada. E são exatamente estas relações que são testadas por Fama.

### 2.2.3 – Retorno das ações e os gastos com capital

O próximo passo desenvolvido por Fama é a identificação de quais variáveis reais são potencialmente importantes na determinação do retorno das ações. Posteriormente, tais variáveis são utilizadas, com as variáveis de inflação esperada e não esperada, nas regressões de retorno das ações.

Na teoria de finanças, a determinação do retorno das ações é baseada no processo gerador de investimentos cuja taxa de retorno esperada seja maior que os custos de capital. Desta forma, um simples modelo para o processo de gastos de capital pode ser obtido a partir dos modelos de “acelerador flexível”, propostos por Jorgenson (1971). De forma resumida, um aumento no nível de atividade real pressiona o estoque de capital existente, aumentando a taxa média de retorno do capital, induzindo a um aumento nos gastos com capital.

O primeiro conjunto de regressões proposto por Fama visa relacionar os gastos com capital e a taxa de retorno do capital. Para isto, são utilizadas como variáveis independentes: a taxa de variação da produção industrial ( $DPR_t$ ), como *proxy* para a atividade real; taxa de inflação anual esperada *ex ante* ( $\bar{I}_{t-1}$ ), conforme calculada, anteriormente, na regressão entre inflação e taxa de juros ; taxa de inflação não esperada ( $\eta_t$ ), como sendo somente a diferença entre a taxa de inflação *ex post* para o ano  $t$  e  $\bar{I}_{t-1}$  e; a variação na taxa de retorno real média, pós-impostos, do estoque de capital ( $DROC_t$ ), sendo esta última também utilizada como variável dependente. Como variável dependente, é utilizada a variação na taxa de gastos com capital das corporações não financeiras ( $DCX/NS_t$ ). Todas as variáveis indicadas com o “D” são utilizadas em diferença.

As regressões podem ser descritas de forma generalizada como a seguir:

$$DCX/NS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i DROC_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i DPR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \sigma_i \bar{I}_{t-i+1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \eta_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

$$DROC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \varphi_i DPR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \sigma_i \bar{I}_{t-i+1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \eta_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1.9)$$

cujas variáveis foram descritas anteriormente e  $\varepsilon_t$  é o erro aleatório. As duas equações seguem formulações generalizadas, uma vez que Fama calculou tais regressões diversas vezes, restringindo seus formatos. Como resultado, comprova-se que os gastos com capital são influenciados pela taxa média de retorno real e pela produção industrial, enquanto que a taxa de retorno real é influenciada pela produção industrial. As medidas de inflação não influenciam significativamente as variáveis de gasto com capital e retorno real, uma vez que as variáveis reais estejam na regressão.

Como os gastos com capital reagem às variáveis defasadas, pode-se concluir que, sob a hipótese de expectativas racionais, os gastos com capital se ajustam a mudanças na atividade real esperada e na taxa de retorno do capital. Ou seja, os gastos contemporâneos com capital moldam a atividade real e o retorno real do capital no mesmo período. Pelo gasto com capital ser uma variável defasada, pode-se pensar em um modelo onde existam custos de ajuste do estoque de capital, o que pode ser visto em maiores detalhes nos modelos de Jorgenson (1971).

O segundo conjunto de regressões visa relacionar os retornos reais anuais das ações com medidas correntes e futuras da atividade real. Para tanto, são utilizadas as variáveis do processo de investimento de capital, como variáveis exógenas, além de uma medida alternativa para a atividade real: a variação no produto real ( $DRGNP_{t+1}$ ). Como variável endógena, é utilizada uma medida dos retornos reais anuais das ações ( $RR_t$ ). O modelo generalizado pode ser descrito como:

$$RR_t = \alpha_0 + \alpha_1 DCX / NS_{t+1} + \alpha_2 DROC_{t+1} + \sum_{i=0}^1 \beta_{i+1} DPR_{t+i} + \alpha_3 DRGNP_{t+1} + \varepsilon_t, \quad (1.10)$$

onde  $\varepsilon_t$  é o erro aleatório.

O resultado obtido por Fama aponta na direção de um “mercado eficiente”, ou “expectativas racionais”, uma vez que a única variável cujo efeito no retorno das ações é contemporâneo é a taxa de produção industrial. Ou seja, o mercado avalia o processo de investimento de capital e utiliza as mais recentes informações na formação de seus preços.

#### 2.2.4 – Retorno das ações e inflação

Nesta última parte de seu trabalho, Fama finalmente chega ao estudo das relações entre o retorno das ações e a inflação. Até então, pode-se comprovar a relação entre diferentes medidas de inflação, e inflação esperada (oriundas da teoria de demanda por moeda e teoria quantitativa da moeda), com a atividade real futura e; a relação entre o retorno real das ações e a atividade real.

O conjunto de regressões estimadas por Fama nesta seção visa relacionar o retorno real das ações com: a inflação esperada e não esperada oriundas do modelo de taxa de juros ( $\bar{I}_{t-1}$  e  $\eta_t$ ) e; a inflação esperada e não esperadas dos modelos de demanda por moeda e teoria quantitativa da moeda ( $EIMD_t$  e  $UIMD_t$ ). As demais regressões avaliam de que modo as medidas de atividade real ( $DPR_t$  e  $DRGNP_t$ ) e taxa anual de crescimento da base monetária ( $BG_t$ ), rivalizam com as medidas de inflação na descrição do retorno das ações. As regressões são efetuadas em periodicidades mensal, trimestral e anual.

A princípio, Fama encontra evidência estatisticamente significativa de uma relação negativa entre o retorno das ações e a inflação esperada e não esperada, ou seja, evidência de que o mercado de ações considera a inflação como indicativa da atividade real futura,

indo de acordo com os trabalhos de Body (1976), Jaffe e Mandelker (1976) e Nelson e Schwert. Ao regredir o retorno das ações com a atividade real e a base monetária, no lugar da inflação, a regressão ganha poder de explicação reforçando, portanto, a idéia de que a inflação serve como um indicador da atividade real futura.

### **2.2.5 – Considerações sobre a abordagem de Fama**

Apesar de não estudar diretamente os efeitos da política monetária no retorno das ações, Fama estuda variáveis diretamente relacionadas à política monetária. Ao estabelecer a relação negativa entre inflação e retorno das ações, e uma relação positiva entre taxa de juros e inflação, Fama implicitamente estabelece uma relação negativa entre taxa de juros e retorno das ações. Esta última relação é o foco principal deste trabalho.

O autor encontra, ainda, evidências de uma relação positiva entre o retorno das ações e medidas da atividade real, como gastos com capital ou; taxa média de retorno do capital e produto (que refletem a quantidade de capital investido em relação ao excesso de retorno sobre o custo do capital). Tais variáveis reais variam inversamente à taxa de juros, demonstrando de forma implícita a relação negativa proposta neste trabalho.

### **2.3 – Abordagem de Geske e Roll**

De forma a melhor especificar a relação entre retorno das ações e inflação, Geske e Roll (1983) apresentam uma abordagem baseada numa cadeia de eventos fundamentada por ligações de política monetária e fiscal. Aceitando a hipótese de que o retorno das ações é negativamente relacionado com a inflação esperada e não esperada, os autores propõem que exista uma relação de “causalidade reversa” entre as variáveis; ou seja, o mercado de ações antecipa expectativas de inflação.

### 2.3.1 – Expectativas adaptativas

O estudo de Geske e Roll é fundamentado por um modelo de expectativas adaptativas, onde os agentes adaptam suas expectativas sobre a inflação a partir de mudanças sinalizadas pelo mercado de ações. Fama, por sua vez, defende que é a inflação quem determina o retorno das ações. A relação negativa entre o retorno das ações e mudanças na inflação pode, portanto, ser satisfeita pela relação negativa entre retorno das ações e a inflação não esperada. O comportamento da inflação pode ser descrito como:

$$\bar{I}_{t+1} = \bar{I}_t + \gamma(I_t - \bar{I}_t) + \varepsilon_t, \quad (1.11)$$

onde  $I_t$  é a taxa de inflação efetiva,  $\gamma$  é o parâmetro de velocidade de ajustamento para a inflação esperada,  $\bar{I}_t$ , e  $\varepsilon_t$  é um distúrbio aleatório.

### 2.3.2 – A cadeia de eventos

A hipótese básica dos autores é que o retorno das ações sinaliza mudanças no processo inflacionário a partir de uma cadeia de eventos macroeconômicos baseados nas políticas fiscal e monetária a serem adotadas em resposta, e em decorrência, de tais eventos. Quando o preço das ações sobe ou desce em resposta a antecipação de mudanças no cenário econômico, a renda pessoal e corporativa varia na mesma direção. Com isso, a receita governamental, baseada em impostos pessoais e corporativos, tende a se mover, também, na mesma direção.

Dado que os gastos do governo não variam na mesma proporção que variações na receita, variações negativas no valor das ações podem gerar um déficit nas contas do governo, via variações negativas nos impostos recolhidos. De forma a fazer frente ao déficit, o governo é obrigado a financiar-se via empréstimos. Tais empréstimos podem ser obtidos via emissão de títulos públicos (que deverão ser pagos no futuro), ou via monetização da economia (que causará um efeito indesejável via “imposto inflacionário”). A forma do

governo reequilibrar suas finanças seria com um superávit: seja pelo aumento de impostos, seja pela diminuição de gastos.

Em suma, quando o valor das ações cai o governo tende a incorrer em déficit. Dada a prática de monetização da dívida, antecipada pelos agentes racionais, a expectativa de inflação aumentará. Deste modo, mudanças no preço das ações acarretadas por mudanças antecipadas do cenário econômico serão negativamente relacionadas com mudanças na inflação esperada. Como mudanças na taxa de inflação esperada causam efeitos mais que proporcionais sobre a taxa de inflação efetiva, observa-se um *efeito Friedman* (1956), quando os agentes alteram seus estoques de moeda em resposta a variações esperadas na taxa de inflação.

De forma a se aproximarem dos estudos sobre inflação e retorno das ações, como Fama (1981), os autores incorporam a demanda por moeda em seu modelo. Para isto, supõe que o governo está indefinidamente com seu orçamento em equilíbrio. Nesta economia, pode ocorrer inflação dada uma queda nos preços das ações, mesmo que o governo não incorra em déficit: uma queda na atividade real reduz a demanda por moeda, gerando um aumento de preços, supondo-se que a oferta de moeda é fixa.

De forma análoga ao modelo apresentado anteriormente, o comportamento da inflação pode ser descrito como:

$$\bar{I}_{t+1} = \bar{I}_t + \gamma(\bar{M}_{t+1} - \bar{I}_t) + \varepsilon_t, \quad (1.11)$$

onde  $\bar{I}_{t+1}$  é a taxa de inflação esperada no fim do período  $t$ ,  $\bar{M}_{t+1}$  é a taxa de crescimento da base monetária esperada pelo mercado,  $\gamma$  é o parâmetro de velocidade de ajustamento para a inflação esperada, e  $\varepsilon_t$  é um distúrbio aleatório (ou o efeito de outras variáveis reais via demanda de moeda).

Desta forma, pode-se descrever a noção de causalidade reversa, ou seja, o retorno não esperado das ações como sinalizador da expectativa da taxa de crescimento da base monetária, como um simples modelo linear:

$$\overline{M}_{t+1} = a + b(RS_t - \overline{RS}_t) + \xi_t, \quad (1.12)$$

onde  $RS_t$  é o retorno nominal das ações,  $\overline{RS}_t$  é o retorno esperado e  $\xi_t$  é o erro aleatório. O coeficiente de resposta  $b$  é negativo e de baixo valor.

Retornando ao modelo de Fisher, a equação para ativos sem risco (títulos do governo, em geral) em termos de expectativas, pode ser descrita como:

$$\overline{RS}_t = r_t + \overline{p}_t + \overline{I}_t = \overline{p}_t + RF_{t-1}, \quad (1.13)$$

onde  $r_t$  é a taxa real de retorno sem risco e  $\overline{p}_t$  é o prêmio de risco esperado nas ações. A equação de Fisher, para um ativo sem risco (um título), é, portanto:

$$RF_{t-1} = r_t + \overline{I}_t. \quad (1.14)$$

Substituindo as equações (1.13) e (1.14) nas equações (1.12) e (1.11), tem-se:

$$RF_t - RF_{t-1} = \alpha_t - b\gamma\overline{p}_t + \gamma[bRS_t - (1+b)RF_{t-1}] + \gamma\xi_t + \varepsilon_t, \quad (1.15)$$

onde  $\alpha_t = a\gamma + r_{t+1} - (1-\gamma)r_t$ .

Rearranjando (1.15) para que o retorno das ações apareça como variável dependente, de forma a se apresentar formalmente o argumento da “causalidade reversa” de que o retorno das ações sinaliza mudanças na base monetária esperada, tem-se:

$$RS_t = \frac{-\alpha_t}{b\gamma} + \bar{p}_t + \left(1 + \frac{1}{b}\right)RF_{t-1} + \frac{1}{b\gamma}[RF_t - RF_{t-1}] - \frac{\gamma\xi_t + \varepsilon_t}{b\gamma} \quad (1.16)$$

$$= \beta_{0t} + \beta_1 RF_{t-1} + \beta_2 [RF_t - RF_{t-1}] + u_t, \quad (1.17)$$

onde,  $u_t = -(\gamma\xi_t + \varepsilon_t)/b\gamma$ . Desta forma, tem-se um formato lógico para se testar se o mercado de ações pode ser visto como um *hedge* contra a inflação esperada e mudanças na inflação esperada.

### 2.3.3 – Taxa de juros real

Partindo do pressuposto que a taxa dos ativos sem risco ( $RF$ ) serve como *proxy* para a inflação esperada, no começo do período e tendo em mente a hipótese teórica de que existe um efeito causal direto no qual um aumento na taxa de juros real leva a uma queda no valor de todos os ativos, pode-se descrever a relação entre a taxa de juros real e ativos de longo-prazo (ações, por exemplo) como:

$$p_t = \bar{c}/r_t, \quad (1.18)$$

onde  $p_t$  é o retorno do ativo,  $\bar{c}$  é o fluxo de caixa perpétuo real e  $r_t$  é a taxa de juros real. Na hipótese de nenhuma variação no fluxo de caixa real, uma dada mudança percentual na taxa de juros real será igualada por uma igual mudança, inversa, no retorno do ativo. Formalmente, tem-se:

$$dp/p = -dr/r. \quad (1.19)$$

A partir da regressão estimada por Fama e Schwert (1977), onde a variação algébrica da taxa do Treasury-Bill, títulos de curto prazo do Tesouro norte-americano, é usada como taxa de juros (ao invés da variação percentual da taxa de juros real), Geske e Roll propõem a seguinte regressão, segundo a abordagem da taxa de juros real:

$$dp/p = \beta_0 + \beta_1(r + \tilde{\varepsilon}) + \beta_2(dr + d\tilde{\varepsilon}), \quad (1.20)$$

onde  $\tilde{\varepsilon}$  é uma “medida de erro”. Tal “erro” provém do uso da taxa do Treasury-Bill, ao invés da taxa de juros real e pode ser visto como a inflação esperada. A equação acima propõe uma relação de causalidade direta entre a taxa de juros real e o retorno das ações. Fama e Schwert encontram uma relação negativa contemporânea entre o retorno das ações e a taxa de juros nominal.

Baseados nos estudos de Lintner (1975), Jaffe e Mandelker (1976) e Nelson (1976), porém, Geske e Roll não conseguem concluir que é a taxa de juros real a responsável única pela relação encontrada por Fama e Schwert. Seguindo a abordagem inicial do artigo, os autores propõem, então, uma cadeia de eventos não diretamente causal.

Partindo da cadeia anteriormente exposta, uma queda no retorno das ações irá gerar uma queda de arrecadação para o governo, via diminuição dos impostos recolhidos. Uma vez que as despesas não caem no mesmo montante que a receita, o governo deverá buscar formas de financiar o déficit, seja por venda de títulos seja por emissão monetária. No caso do Banco Central não monetizar todo o déficit, a taxa de juros real deve se elevar.

A taxa de juros irá aumentar, pois o Tesouro será obrigado a oferecer títulos com taxas de retorno real cada vez mais elevadas, de forma a manter a demanda pelos mesmos. Tal argumento keynesiano pode ser refutado uma vez que, se os consumidores são racionais, eles sabem que impostos futuros serão aumentados de forma a fazer frente ao pagamento do déficit corrente, o que acarretaria uma diminuição do consumo futuro, conforme argumentação de Barro (1979). Tal contra-argumento pode ser refutado dado que os aumentos futuros nos impostos não necessariamente serão pagos pelos mesmos agentes que adquiriram os títulos.

Em suma, supondo-se que não haja uma monetização total da dívida, uma queda no retorno das ações pode estar relacionado com um aumento na taxa de juros nominal, tanto

via taxa de juros real quanto via aumento nas expectativas de inflação. A primeira devido aos efeitos antecipados de um aumento na venda de títulos pelo Tesouro e a segunda, por causa dos efeitos de um aumento nas expectativas sobre a taxa de crescimento da base monetária.

#### **2.3.4 – Considerações sobre a abordagem de Geske e Roll**

Testando empiricamente os modelos apresentados acima, os autores encontram evidência de cada relação presente na cadeia de eventos que explicaria a relação entre retorno das ações, taxa de juros nominal e inflação. Ou seja, o sistema articulado entre retorno das ações e crescimento da base monetária, via política monetária e fiscal, é comprovado estatisticamente.

Recapitulando a cadeia de eventos em termos das variáveis aplicadas ao modelo, tem-se que: um choque aleatório real afeta o retorno das ações negativamente, indicando maior desemprego e menores lucros corporativos, o que geraria menores receitas sobre impostos pessoais e corporativos para o governo. Como o governo não diminui suas despesas de forma a compensar a queda na arrecadação, tem-se um aumento no déficit do Tesouro, o que faz com que o mesmo tenha que se financiar vendendo títulos. Visto que o Banco Central irá “monetizar” parte da dívida, a expectativa sobre a inflação irá aumentar devido ao aumento da base monetária.

Como os investidores são racionais, sabem que um choque negativo irá acarretar toda esta cadeia de eventos e, à medida que este ocorra, alteram os preços dos títulos de curto prazo contemporaneamente. Sabendo-se que o déficit não será totalmente “monetizado”, o aumento da oferta de títulos, pelo Tesouro, tende a elevar a taxa de juros real. Apesar de ambas, a inflação e a taxa de juros real, serem afetadas, mesmo que não se defina exatamente qual a proporção de cada uma delas, conclui-se que a taxa de juros nominal irá aumentar.

O estudo de Geske e Roll se mostra importante no escopo deste trabalho, pois relaciona as políticas governamentais, fiscal e monetária, com o retorno das ações. Apesar de apresentar o choque no mercado de capitais como o gerador da cadeia de eventos que culmina na taxa de juros nominal, quando a idéia central deste trabalho é de que forma os juros irão afetar o mercado de ações, as interconexões dentro da sistemática de eventos são de grande valia na compreensão dos movimentos do mercado financeiro.

#### **2.4 – Revisão bibliográfica complementar**

Nesta seção serão apresentados alguns estudos sobre as relações entre variáveis macroeconômicas e o mercado financeiro. São estudos que englobam atividade real, inflação, taxas de juros nominal e real, agregados monetários, entre outras variáveis e suas relações com ações, títulos públicos e outras carteiras de ativos.

Dentre eles, pode-se destacar Huizinga e Mishkin (1984), onde é discutida uma metodologia de cálculo para a taxa de juros real *ex-ante* e sua relação com ativos com diferentes características de risco e maturidade; e suas correlações com inflação e taxas de juros nominais. Os autores encontram uma relação negativa entre a taxa de juros real *ex-ante*, tanto com a inflação, quanto com a taxa de juros nominal (no período pré-1979). Tal relação cresce com a maturidade dos ativos estudados. Como consequência tem-se que, mesmo sendo tidos como *hedges*, os títulos de curto-prazo, assim como os de prazo mais longo, não são *hedges* perfeitos contra a inflação esperada. Além disso, quanto maior a maturidade dos títulos, menos eles cumprem a função de *hedge*.

Flannery e James (1984) utilizam uma abordagem um pouco diferente, focalizando seu estudo na sensibilidade do retorno das ações em relação às taxa de juros e na maturidade dos ativos das firmas. Os autores examinam os efeitos dos movimentos da taxa de juros num conjunto de ações de bancos comerciais e associações de custódia de ações. Como resultado, encontram evidências de que o efeito dos juros no preço de cada ação está relacionado positivamente com a composição da maturidade dos ativos e passivos do

portfólio da firma emissora de tal ação. Ou seja, quanto maior o descasamento entre ativos e passivos em determinada firma, maiores os efeitos de mudanças na taxa de juros.

Em seu artigo, Blanchard (1981) desenvolve a relação entre o produto e o valor dos ativos a partir de uma extensão do modelo IS-LM. Partindo da hipótese de que o valor dos ativos determina a demanda agregada e o produto, ao mesmo tempo em que o produto e a renda correntes e antecipados determinam o valor dos ativos, o autor busca elucidar a resposta dos ativos e do produto à variações nas políticas monetária e fiscal.

O modelo teórico resulta na reação do mercado de capitais, dada uma variação de política, devido à mudança na antecipação do movimento dos lucros e taxa de juros real. O efeito do produto no mercado, dadas as mudanças de política, é ambíguo. Sendo tanto os lucros como a taxa de juros funções crescentes do produto, o efeito final deste no mercado de ações irá depender de qual das duas variáveis for dominante na determinação do mesmo. Ou seja, caso o efeito dos juros seja dominante, um aumento do produto irá apresentar um efeito líquido negativo no mercado de ações.

Outro ponto importante ressaltado pelo autor é o efeito da antecipação das políticas pelos agentes. Uma vez que uma mudança de política seja anunciada, a mesma passa a ter efeito imediato. Dada a mudança nas expectativas dos agentes no momento do anúncio, o efeito da política quando de sua efetiva implementação pode ser pequeno.

De forma a testar as hipóteses defendidas por Fama (1981) e Geske e Roll (1983), James, Koreisha e Partch (1985) utilizam uma estrutura Vetor Auto-regressivo Média Móvel com variáveis de retorno de ações, atividade real e inflação (crescimento da moeda e inflação esperada). Os autores encontram evidências que suportam o modelo de causalidade reversa de Geske e Roll (1983): relação entre o retorno das ações, *proxy* para a atividade real esperada, e a taxa de crescimento da base monetária, mostrando que o retorno das ações sinaliza mudanças na inflação esperada e nas taxas de juros nominais.

Outro trabalho que encontra suporte para o modelo de causalidade reversa é Solnik (1983). O autor testa modelos de taxa de câmbio baseados em séries temporais de preços de ativos, ao invés de dados macroeconômicos. Partindo dos artigos de Fama (1981) e Geske e Roll (1983), Solnik utiliza os retornos das ações como sendo previsões para mudanças na atividade econômica, seja ela medida pela produção industrial, seja medida pelo Produto Nacional Bruto. O resultado encontrado pelo autor aponta para uma fraca relação entre os retornos das ações e o crescimento econômico real. Entretanto, a pobreza de tal relação pode ser causada por erros de cálculo, segundo nota do autor.

Utilizando um modelo Vetor Auto-regressivo, Lee (1992) testa relações de causalidade e interações dinâmicas entre retorno das ações, taxa de juros, atividade real e inflação, nos EUA do pós-Guerra. Como resultado, Lee encontra uma relação de causalidade entre o retorno das ações e a variância da atividade real, sendo que esta última responde positivamente a choques na primeira; variação na inflação sendo explicada em grande parte pela taxa de juros (mas não pelo retorno das ações, ao contrário do encontrado por James, Koreisha e Partch (1985)), sendo que choques em sua porção real afetam negativamente a primeira e; inflação explicando pouco da variação da atividade real, mesmo que esta responda negativamente a choques na primeira.

Com estes resultados, Lee corrobora a hipótese defendida por Fama (1981). O autor não encontra relação causal entre o retorno das ações e o crescimento da oferta de moeda e, conseqüentemente, nenhuma relação causal entre o retorno das ações e a inflação. Desta forma, Lee não dá suporte à utilização do retorno das ações com propósitos de previsão sobre a inflação.

Em um estudo sobre a economia japonesa, Najand e Noronha (1998) investigam relações de causalidade entre retorno das ações, inflação, atividade real e taxa de juros. Os resultados encontrados pelos autores indicam que a inflação Granger-causa os retornos negativos das ações. Além de evidências que suportam a hipótese de *proxy effect*, de Fama (1981), os autores encontram suporte para o uso da inflação como previsor para as

taxas de juros. Tais resultados se mostram em contraste com os resultados obtidos por Lee (1992).

Barnes, Boyd e Smith (1999) estudam a relação entre inflação e taxa de juros e entre inflação e retorno dos ativos a partir de regressões lineares. Analisando 25 países com diferentes níveis de inflação, os autores encontram resultados afirmando que em países com inflação moderada/baixa, as taxas de juros nominais e a inflação não possuem correlação e; para vários países, há evidência de relação negativa entre inflação e retorno de ativos. Regra geral, alta inflação gera graves atritos no mercado financeiro que resultam em perda da liquidez, redução do crédito e investimento em capital (físico e humano) reduzido.

Analisando a Bolsa de Valores de Atenas (*Athens Stock Exchange*) em um período de declínio da taxa de inflação e das taxas de juros, Apergis e Eleftheriou (2002) encontram evidência de que os preços das ações seguem os movimentos da inflação, mas não o movimento dos juros nominais. Os autores utilizam o instrumental de regressões lineares, trabalhando com dados mensais.

Tendo a Bolsa de Valores da Turquia (*Turkish Stock Exchange*) como área de estudo, Muradoglu e Metin (1996) utilizam testes de cointegração de forma a se testar a eficiência do mercado. Os autores buscam uma relação entre preços das ações e inflação, assumindo a existência de um *proxy effect*. A hipótese de *proxy effect* é comprovada para o curto-prazo, mas não para o longo-prazo. Relações de cointegração entre o preço das ações e variáveis monetárias são encontradas, contrariando a hipótese de eficiência do mercado de ações turco, uma vez que o preço das ações possa ser previsto.

No estudo da relação entre mudanças na política monetária e seus reflexos na estrutura a termo da taxa de juros, Cook e Hahn (1989) foram os primeiros a encontrar evidência de fortes respostas das taxas de juros de mercado de curto prazo e pequenas respostas nas de longo prazo, para as taxas dos títulos do *Federal Reserve* (banco central norte-americano)

nos anos 70. Os autores utilizam um instrumental de regressão linear de forma a avaliar a resposta das taxas de juros de diferentes prazos à variação nas taxas básicas da economia.

Anteriormente, Smirlock e Yawitz (1985) haviam testado a existência de “efeito anúncio” da taxa de desconto no mercado de títulos. Em seu trabalho, os autores testam a hipótese de “efeito anúncio” no estudo da eficiência do mercado. O ponto de partida do estudo é a diferenciação entre os componentes “esperado” e “não-esperado” das mudanças nas taxas de desconto.

A hipótese defendida é de que, se o mercado for eficiente, somente o componente “não-esperado” teria “efeito anúncio”. Resultados empíricos demonstram que, dada a política monetária, o componente “não-esperado” das variações na taxa de desconto apresentam “efeito anúncio”. Como resultado, concluem que o mercado reage a mudanças na política se estas forem vistas como duradouras, não como apenas um ajuste técnico na taxa de descontos. Além disso, reafirmam a eficiência da taxa de desconto como instrumento de política monetária.

Prosseguindo na linha de pesquisa sobre a política monetária, Tarhan (1995) estuda como o *FED* afeta o preço dos ativos, a partir de dados diários das operações de mercado aberto. O autor conclui que as operações de mercado aberto do *FED* afetam as taxas de juros através de suas maturidades, corroborando o efeito liquidez. Ou seja, o efeito das operações nos juros decai à medida que a maturidade do ativo aumenta, mesmo sendo rápida a resposta dos juros. A razão apontada pelo autor para os efeitos das operações do *FED* no mercado é que estas possuem um efeito sinalizador do caminho a ser seguido pela política monetária. Além disso, a política monetária parece não ter efeitos no mercado de ações, apesar de afetar o lado real da economia via efeito das operações de mercado aberto nas taxas de juros.

Mojon (2000) analisa as diferenças na estrutura financeira entre os países da zona do Euro e de que forma o mecanismo de transmissão dos juros da política monetária funciona, dadas estas diferenças. Analisa, ainda, a composição dos portfólios das famílias

e das firmas, concluindo que o efeito riqueza da política monetária é homogêneo entre os países estudados.

Utilizando uma nova abordagem, Rigobon e Sack (2002) estudam a resposta dos preços dos ativos a mudanças na política monetária, nos EUA. Dada a endogeneidade das decisões de política e o fato das taxas de juros e os preços dos ativos serem influenciados por uma série de fatores, os autores calculam os estimadores de reação através da heterocedasticidade existente em dados de alta frequência. Como resultado, os autores encontram uma relação negativa entre taxa de juros de curto prazo e preços das ações e um efeito decrescente na curva de rendimentos, à medida que a maturidade aumenta.

Saindo do eixo EUA-Europa, Arango, González e Posada (2001) testam uma relação não linear e inversa entre o preço das ações no mercado de ações de Bogotá e a taxa de juros dos empréstimos interbancários (que é afetada pela política monetária). Um efeito negativo e não linear da taxa de juros no preço das ações é efetivamente encontrado no trabalho, apesar deste efeito se mostrar pequeno e defasado.

Valckx (2002) faz uma comparação entre os mercados europeu e norte-americano, com foco nos impactos (não-esperados) da taxa de juros e de choques monetários nos retornos dos ativos. Para tanto, é utilizado um modelo de Gordon dinâmico. O autor reconhece o impacto dos juros como mais fortes que o dos choques monetários e seu efeito riqueza, na economia. Além disso, encontra evidência de uma maior resposta dos preços das ações na Europa e, maior resposta dos títulos nos EUA.

Buscando testar a neutralidade da política monetária, Thorbecke (1997) estuda a resposta do retorno das ações, nos EUA, dado um choque de política monetária. O autor utiliza um modelo VAR e as funções impulso, decorrentes do modelo, além de um teste com um modelo de regressão não linear (*Nonlinear Seemingly Unrelated Regression*). Como resultado, o artigo apresenta evidências de que a política monetária exerce grande influência nos retornos *ex-ante* e *ex-post* das ações, comprovando a teoria de que a política monetária afeta, pelo menos no curto-prazo, variáveis reais da economia. Além

disso, comprova o canal do crédito como fundamental no efeito da política monetária, uma vez que choques monetários afetam com mais intensidade as pequenas empresas do que as grandes.

De forma a aprofundar o estudo sobre a relação entre a política monetária e o mercado de ações, Bernanke e Kuttner (2004) propuseram formas de se testar como o mercado de ações reage a variações na política monetária. Indo além do estudo de quanto a política influi no mercado, os autores testaram por quais canais a política monetária atua. Para tal, começam por definir a porção não-esperada das mudanças nas taxas de juros dos *FED funds*. A partir daí, desenvolvem um estudo de eventos de forma a medir o impacto da política implementada pelo *FED*. Outra abordagem utilizada é a de modelos VAR, de forma a capturar as correlações dinâmicas entre o excesso de retorno dos ativos e a taxa de juros real. Os autores utilizam ainda o instrumental de decomposição da variância do retorno dos ativos.

Como resultado, obtiveram que a expectativa de futuros excessos de retorno e os dividendos futuros esperados afetam o preço das ações de forma significativa, enquanto que o canal da taxa de juros real não se mostrou efetivo. Uma das razões para a ineficiência do canal da taxa de juros real pode ser o caráter transitório dos movimentos nesta, devido à surpresa na política monetária.

No Brasil, dois trabalhos dedicam-se ao estudo das relações entre taxas de juros e o mercado financeiro, sejam eles: Nunes (2003) e Tabak (2003). O primeiro verifica a relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado de ações brasileiro, para o período pós-Real. O autor encontra evidências empíricas que rejeitam a hipótese de Fisher de que o mercado de ações serve como um *hedge* contra a inflação. Além disso, testa os modelos de Fama (1981) e Geske e Roll (1983), rejeitando parcialmente a hipótese de *proxy effect*, uma vez que não consegue verificar a relação negativa entre inflação e atividade real.

Tabak (2003) estuda a formação da estrutura a termo da taxa de juros brasileira e suas respostas a variações na meta para a taxa de juros básica da economia, definida pelo Comitê de Política Monetária. O autor utiliza a metodologia de estudo de evento e conclui que os agentes de mercado antecipam, pelo menos parcialmente, as decisões de política monetária, ou seja, variações na meta de política para os juros não afetam a estrutura a termo da taxa de juros. Entretanto, constatou-se que os *spreads* entre as taxa de juros de títulos de diferentes maturidades respondem a mudanças na meta para a taxa básica.

## 2.5 – Modelos de valor presente

Os modelos de valor presente são baseados na hipótese de desconto. Ou seja, o valor futuro esperado do ativo deve ser “trazido” a valores presentes, descontado da taxa de juros esperada para o período. Desta forma, pode-se apresentar o valor presente de um ativo (no caso deste trabalho, uma ação), de forma simplificada:

$$VP_{ação} = \sum_{t=1}^n \frac{R_t}{(1+i)^t}, \quad (1.21)$$

onde  $R_t$  são os rendimentos esperados, sejam eles os dividendos esperados ou a valorização esperada da ação no mercado e  $(1+i)$  é o fator da taxa de juros, ou seja, o fator de desconto.

Um modelo de precificação de ações foi proposto por Gordon e Shapiro (1956), baseado no fator de desconto. O Modelo de Dividendos Descontados estabelece a relação entre o valor presente líquido (preço da ação), o dividendo, a taxa de juros e a taxa de crescimento dos dividendos. A fórmula geral pode ser descrita como:

$$P_{ação} = \frac{d}{i-g}, \quad (1.22)$$

onde  $d$  é o dividendo anual da ação,  $i$  é a taxa de juros do mercado e  $g$  é a taxa de crescimento dos dividendos (constante). Tal modelo é válido na medida em que relaciona as variáveis estudadas neste trabalho utilizando uma abordagem distinta das demais abordagens apresentadas neste capítulo, como retorno (ou preço) das ações e taxa de juros básica da economia. Mesmo que este modelo não seja propriamente estimado neste trabalho, sua apresentação busca mostrar formas alternativas da relação entre o mercado de ações e a política monetária.

Nos dois modelos apresentados acima, percebe-se a relação negativa entre o valor da ação e a taxa de juros de mercado. Algumas definições desta taxa de juros podem ser usadas: taxa de retorno esperada pelos investidores, taxa de juros do ativo sem risco (em geral, títulos públicos), ou simplesmente a taxa de juros básica da economia.

Desta forma, este estudo visa comprovar tais relações negativas, buscando as relações econômicas fundamentais para tal afirmação.

## **2.6 – Considerações a respeito dos modelos apresentados**

Os modelos apresentados neste capítulo representam diversas formas nas quais o valor das ações (ou o retorno das mesmas) se relaciona com a taxa de juros (seja a taxa nominal, seja a real). Além disso, relaciona o retorno das ações com diversas variáveis macroeconômicas fundamentais, como atividade real e inflação.

Alguns dos trabalhos apresentados neste capítulo apresentam resultados conflitantes entre si. Desta forma, busca-se obter os mais variados pontos de vista sobre as relações estudadas na parte empírica deste trabalho. Interessante, também, é a observação de certas especificidades encontradas nas descrições dos mercados dos diversos países estudados nestes trabalhos.

Os modelos estimados no próximo capítulo não seguem exatamente nenhum dos modelos apresentados neste capítulo. O que se busca fazer é uma adaptação de idéias no sentido de

se modelar, de forma eficiente, a reação do mercado de capitais brasileiro à política monetária vigente. Além disso, busca-se relacionar os resultados obtidos para a economia brasileira com os resultados obtidos nos trabalhos apresentados neste capítulo.

## **Capítulo 03 – Modelos econométricos e as relações entre as taxas de juros e os índices de ações**

A reação do mercado de capitais brasileiro à política monetária sob o regime de metas de inflação será analisada a partir da relação entre taxas de juros selecionadas e índices de ações. Uma vez que o instrumento principal de política monetária utilizado pelo Banco Central do Brasil a partir da introdução do regime de metas de inflação, em 1999, é a taxa de juros básica da economia – SELIC – um estudo que relacione tal taxa de juros a variações nos índices de ações existentes no mercado brasileiro serve como ilustração do comportamento do mercado de capitais dada a política econômica.

As variáveis são utilizadas em periodicidade diária, compreendendo o período entre 4 de janeiro de 2000 até 19 de agosto de 2005, resultando em 1353 observações. A exceção é feita para os retornos do Índice Setorial de Telecomunicações, cujo início da série histórica é em 3 de janeiro de 2002, resultando em 869 observações.

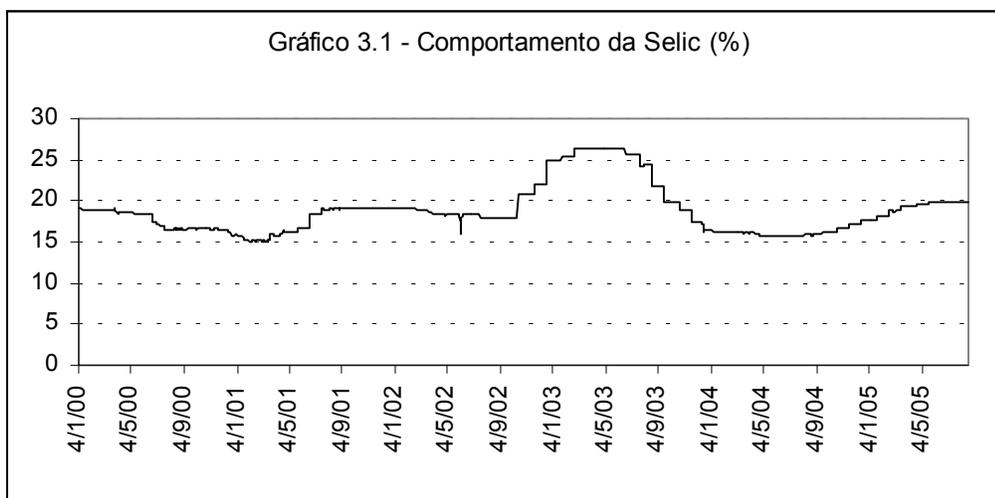
### **3.1 – Seleção das variáveis**

As variáveis selecionadas neste trabalho visam ilustrar o comportamento da política monetária e o mercado de capitais. Além disso, são também utilizadas variáveis fora do controle do Banco Central do Brasil, mas que refletem, direta ou indiretamente, a política monetária, como a taxa de juros internacional de risco zero, a credibilidade da política monetária, as expectativas do mercado sobre a política monetária e o risco embutido no mercado acionário brasileiro.

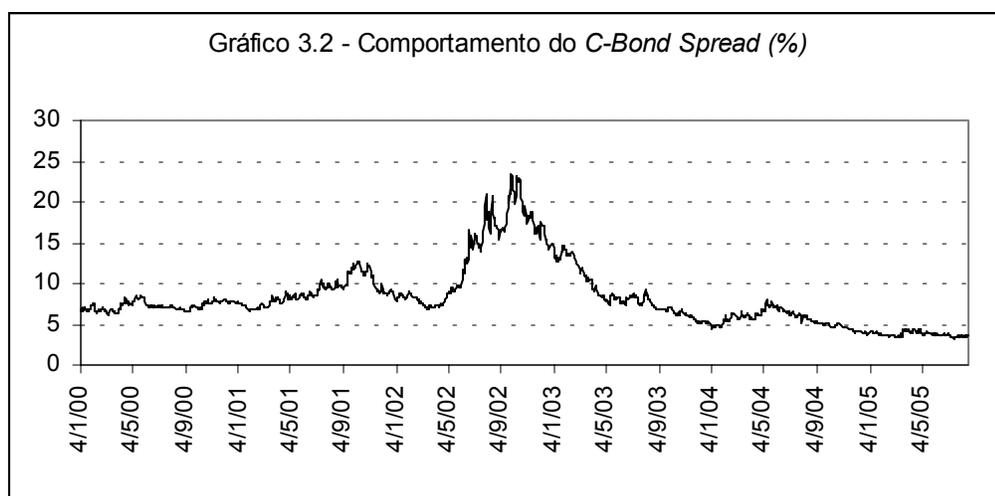
#### **3.1.1 – Variáveis de política monetária**

As variáveis utilizadas como ilustrativas sobre a política monetária são as variáveis exógenas ao modelo, ou seja, são as variáveis explicativas. Seguem suas descrições e gráficos com seus comportamentos no período estudado:

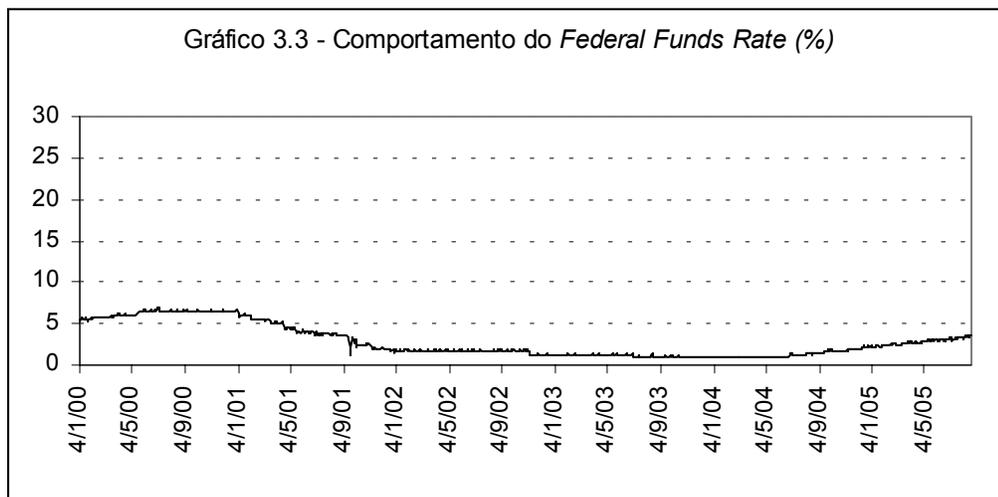
- i) **Selic** (Selic): como principal instrumento de política monetária, a Selic é utilizada em seu formato anualizado base 252 dias. Sua fonte é o Banco Central do Brasil;



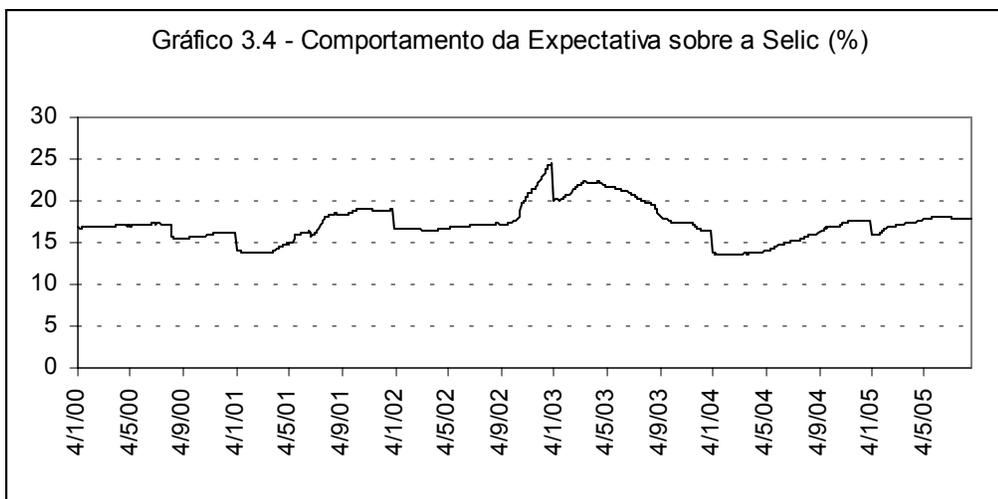
- ii) **C-Bond Spread** (Cbond): esta variável é utilizada como uma *proxy* para o risco-país, ou seja, como uma medida da percepção externa do ambiente econômico brasileiro. Vale ressaltar que além da percepção externa, a variável pode mostrar o ambiente econômico interno, uma vez que seu valor, apesar de formado externamente, reflete os fundamentos econômicos internos. Sua fonte é o IPEADATA;



- iii) **Federal Funds Rate (Fed)** : a taxa de juros do *Federal Reserve*, banco central norte-americano, é utilizada como uma medida de *risk-free*. Ou seja, serve para avaliar como o mercado acionário brasileiro reage a uma política monetária externa e, virtualmente, sem risco<sup>1</sup>. Sua fonte é o *Federal Reserve of St. Louis*;

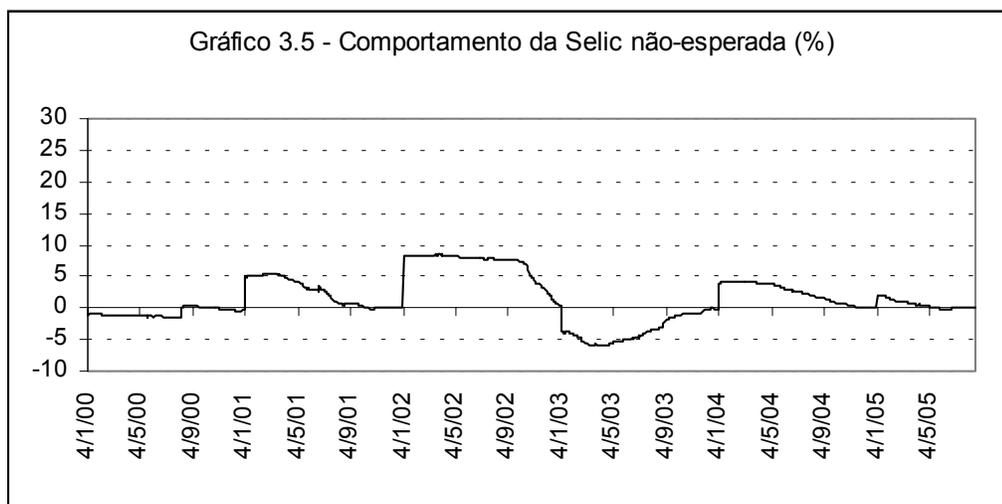


- iv) **Expectativa sobre a Selic (Exp\_Selic)**: a série de expectativas para a Selic de fim de ano é utilizada como uma variável da visão do mercado sobre o futuro da política monetária. Sua fonte é o Banco Central do Brasil;

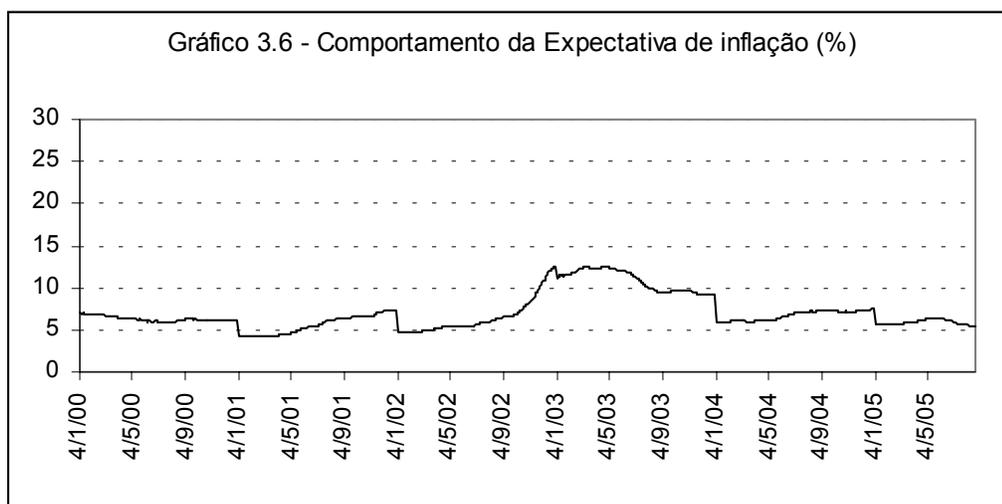


<sup>1</sup> Na prática, o que se convencionou chamar de *risk-free* são os títulos públicos norte-americanos. Mas neste trabalho, optou-se por reconhecer a variável de política monetária dos EUA como uma medida do ativo sem risco.

- v) **Selic não-esperada** (SelicNEsp): esta série é construída a partir da Selic de fim de ano observada menos a Expectativa sobre a Selic<sup>2</sup> e; visa explicitar a porção da taxa Selic não antecipada pelo mercado, ou seja, a surpresa da política monetária;



- vi) **Expectativa de inflação** (Exp\_Inf): a série de expectativas sobre o IPCA<sup>3</sup> é utilizada como uma *proxy* para a credibilidade da política monetária frente o mercado, uma vez que a variável objetivo do Banco Central é a taxa de inflação. Sua fonte é o Banco Central do Brasil.



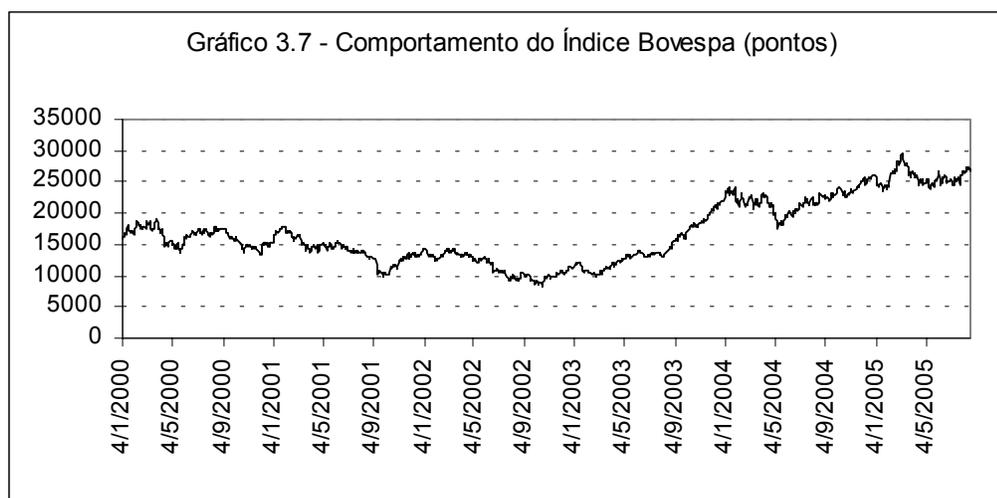
<sup>2</sup> O cálculo desta série é feito pelo valor alcançado pela Selic no último dia de cada ano subtraído o valor da expectativa sobre a Selic de cada dia. Para o ano de 2005, utilizou-se o valor esperado para a Selic fim de período contido no Boletim Focus do Banco Central do dia 2 de setembro de 2005.

<sup>3</sup> Índice de Preços ao Consumidor Amplo. É calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e é o índice de preços referência para o sistema de metas de inflação brasileiro.

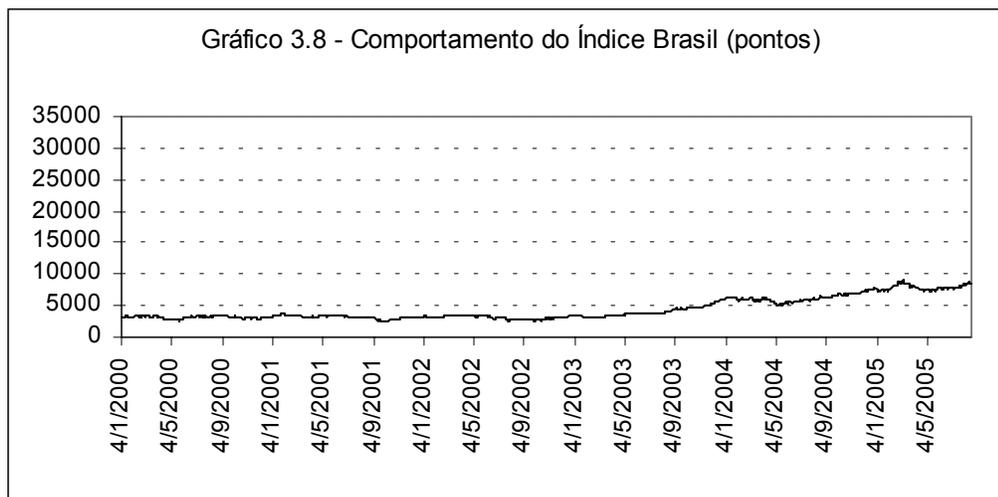
### 3.1.2 – Variáveis do mercado de ações

Como representativos do mercado acionário brasileiro, são utilizados neste trabalho os retornos dos principais índices de ações da Bolsa de Valores de São Paulo. Tais variáveis são endógenas ao modelo, ou seja, são as variáveis explicadas. Todos os retornos dos índices são utilizados em formato de variação percentual diária, ou seja, variação percentual entre o número de pontos de cada índice ao fim de cada dia, em relação ao número de pontos do dia anterior. A descrição de cada um dos índices utilizado foi retirada do *site* da Bovespa, onde se encontra, também, a metodologia de cálculo para cada um dos índices selecionados. Apresenta-se, também, o comportamento de cada índice:

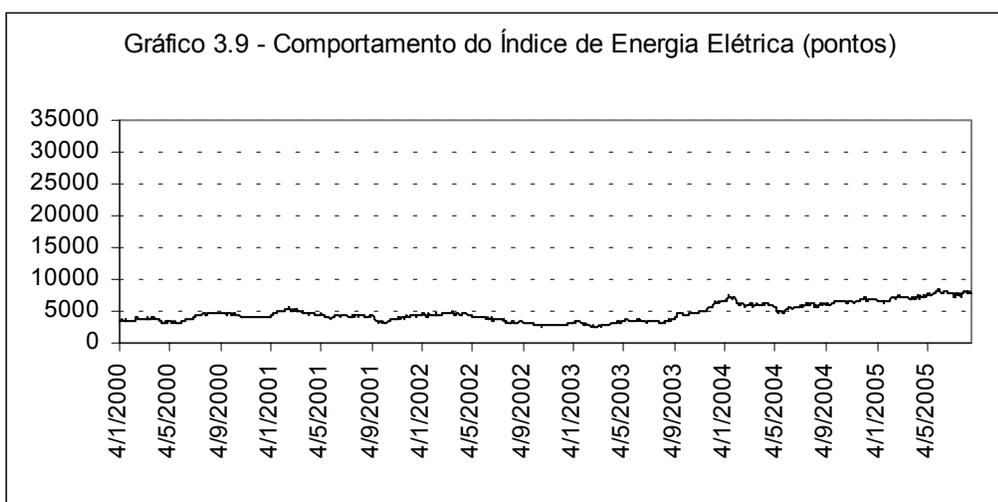
- i) **IBovespa (IBovespa):** “O Índice Bovespa é o mais importante indicador do desempenho médio das cotações do mercado de ações brasileiro. Sua relevância advém do fato do IBovespa retratar o comportamento dos principais papéis negociados na Bovespa e também de sua tradição, pois o índice manteve a integridade de sua série histórica e não sofreu modificações metodológicas desde sua implementação em 1968. A finalidade básica do Ibovespa é a de servir como indicador médio do comportamento do mercado. Para tanto, sua composição procura aproximar-se o mais possível da real configuração das negociações à vista (lote-padrão) na Bovespa.”



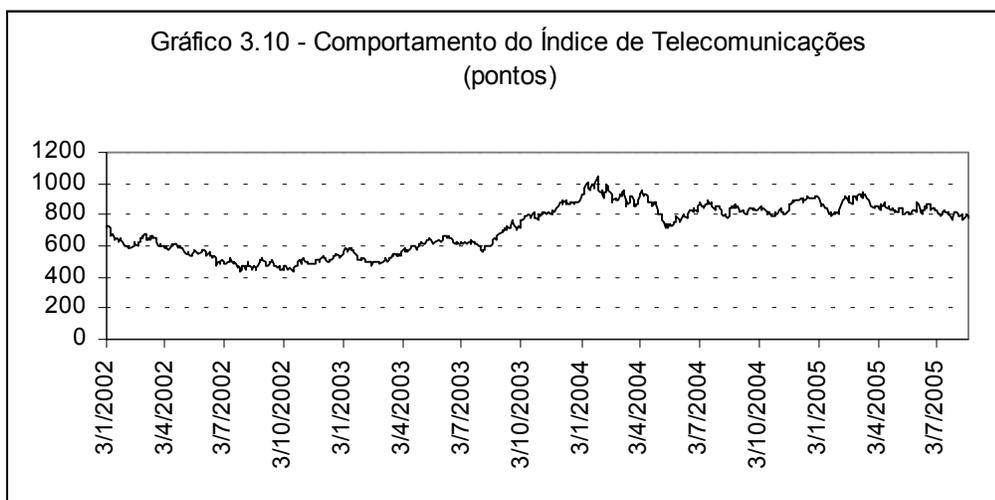
- ii) **IBrX (IBrX):** “O IBrX - Índice Brasil é um índice de preços que mede o retorno de uma carteira teórica composta por 100 ações selecionadas entre as mais negociadas na BOVESPA, em termos de número de negócios e volume financeiro. Essas ações são ponderadas na carteira do índice pelo seu respectivo número de ações disponíveis à negociação no mercado.”



- iii) **IEE (IEE):** “Primeiro índice setorial da Bovespa, o Índice de Energia Elétrica foi lançado em agosto de 1996 com o objetivo de medir o desempenho do setor de energia elétrica. Dessa forma, constitui-se em um instrumento que permite a avaliação da performance de carteiras especializadas nesse setor.”



- iv) **ITEL (ITEL):** “Após algum tempo de experiência com índices setoriais, a Bolsa de Valores de São Paulo decidiu lançar seu segundo índice representativo de um setor específico da economia brasileira, o Índice Setorial de Telecomunicações.”



Nota: O gráfico referente ao ITEL está em escala diferente dos demais, uma vez que a data de início da série é posterior às demais.

### 3.2 – Ordem de integração

Os testes econométricos têm início com a checagem da ordem de integração das variáveis através dos testes de raiz unitária: *augmented Dickey-Fuller* – ADF (proposto em Dickey e Fuller (1979)) e; *Phillips-Perron* (1988). Mesmo quando checada para os modelos referentes ao ITEL, que apresentam menor número de observações, a ordem de integração das variáveis de política monetária não apresentou diferença em relação aos modelos referentes aos outros índices. Os resultados dos testes de raiz unitária são apresentados nas tabelas abaixo:

Tabela 3.1 – Testes *ADF* e *P-P* para ordem de integração (em nível)

Variável	augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	estatística t	valor crítico (1%)	probabilidade	estatística t	valor crítico (1%)	probabilidade
Selic	-0,0795	-2,5667	0,6561	-0,0801	-2,5667	0,6559
Cbond	-0,7767	-2,5667	0,3798	-0,8195	-2,5667	0,3610
Fed	1,4200 <sup>a</sup>	-3,9649	1,0000	-0,1153 <sup>a</sup>	-3,9649	0,9946
Exp_Selic	-0,0476	-2,5667	0,6668	-0,1015	-2,5667	0,6486
SelicNEsp	-1,4832	-2,5667	0,1293	-1,6277	-2,5667	0,0978
Exp_Inf	-0,6210	-2,5667	0,4485	-0,6396	-2,5667	0,4403
IBovespa	0,7715	-2,5667	0,8800	0,7809	-2,5667	0,8817
IBrX	2,2025	-2,5667	0,9938	2,2154	-2,5667	0,9940
IEE	0,9464	-2,5667	0,9090	0,9526	-2,5667	0,9099
ITEL	-2,5608 <sup>a</sup>	-3,9687	0,2987	-2,4564 <sup>a</sup>	-3,9687	0,3500

Nota: Os coeficientes que apresentam a letra “a” sobrescrita indicam a existência de constante e tendência.

Tabela 3.2 – Testes *ADF* e *P-P* para ordem de integração (em 1ª diferença)

Variável	augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	estatística t	valor crítico (1%)	probabilidade	estatística t	valor crítico (1%)	probabilidade
Selic	-5,9037	-2,5667	0,0000	-35,1614	-2,5667	0,0000
Cbond	-16,9141	-2,5667	0,0000	-33,9343	-2,5667	0,0000
Fed	-19,4004 <sup>a</sup>	-3,9649	0,0000	-35,0817	-2,5667	0,0000
Exp_Selic	-35,5962	-2,5667	0,0000	-36,0017	-2,5667	0,0000
SelicNEsp	-35,9180	-2,5667	0,0000	-36,0316	-2,5667	0,0000
Exp_Inf	-35,7029	-2,5667	0,0000	-36,0499	-2,5667	0,0000
IBovespa	-34,1054	-2,5667	0,0000	-34,0110	-2,5667	0,0000
IBrX	-26,4910 <sup>a</sup>	-3,4350	0,0000	-32,1358	-2,5667	0,0000
IEE	-34,8343	-2,5667	0,0000	-34,7878	-2,5667	0,0000
ITEL	-28,9112	-2,5676	0,0000	-28,9857	-2,5676	0,0000

Nota: Os coeficientes que apresentam a letra “a” sobrescrita indicam a existência de constante e tendência.

Pode-se notar, então, que todas as variáveis são integradas de primeira ordem. Vale ressaltar que os índices de ações são utilizados neste trabalho como variações percentuais e não como valor, em pontos. Desta forma, tais variáveis entram nos modelos estimados (tanto nos modelos VAR quanto nos modelos de regressão linear) naturalmente em

variação percentual. Com isso, as variáveis do mercado de ações entram nos modelos estimados como variáveis de ordem zero,  $I(0)$ .

De forma a se testar a existência de equilíbrio de longo prazo entre estas e as variáveis de política monetária e os retornos dos índices de ações, utilizou-se o procedimento de cointegração de Johansen (1988). Os resultados mostram que não há cointegração entre nenhuma das variáveis de política monetária e variáveis do mercado de ações. Tal resultado aponta para a eficiência do mercado.

### **3.3 – Modelos estimados**

Duas formas de modelar o comportamento dos índices de ações a partir da política monetária foram utilizadas neste trabalho. Foram estimados modelos Vetor Auto-regressivo com o intuito de testar relações de causalidade no sentido de Granger (*Granger Causality*) entre cada uma das variáveis de política monetária e cada um dos índices de ações. Além disso, foram estimados modelos de regressão linear, de forma a compreender como as taxas de juros (e as demais variáveis), individualmente, afetam cada um dos índices de ações.

Nas duas próximas sub-seções são apresentados os modelos estimados entre cada índice de ações e cada variável explicativa.

#### **3.3.1 – Modelos Vetor Auto-Regressivo (Causalidade de Granger)**

Com o objetivo de se estudar as relações de causalidade entre cada um dos índices de ações e as variáveis selecionadas como explicativas, estimou-se uma série de modelos VAR para, a partir destes, estimar a causalidade de Granger. Lee (1992) e Najand e Noronha (1998), utilizam instrumental semelhante em seu estudo.

As relações de causalidade estimadas nesta seção são apresentadas de acordo com a variável explicativa selecionada. Estes modelos visam demonstrar se há efeito das

variáveis selecionadas como explicativas, nos retornos dos índices de ações. A direção e a intensidade desses efeitos serão demonstradas nos modelos de regressão linear, apresentados na próxima sub-seção.

A escolha das defasagens, a partir de modelos com 20 defasagens, em cada um dos modelos VAR estimados é baseada nos critérios de *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (SBC), sendo que, em caso de discrepância entre os dois critérios, adota-se o critério de *Schwarz*. As tabelas abaixo mostram os resultados das regressões, compreendendo o sentido do modelo estimado, o número de graus de liberdade, o valor calculado da estatística qui-quadrada e a probabilidade de aceitação da hipótese de não causalidade.

Os modelos estimados para a Selic e cada um dos índices de ações demonstram fraca relação de causalidade entre as variáveis. A Selic parece causar os retornos dos índices de ações amplos, IBovespa e IBrX, com significância entre 5 e 10 %. Para os retornos dos índices setoriais, a Selic não parece causar os retornos do IEE significativamente, enquanto causa os retornos do ITEL com significância menor que 5 %.

Tabela 3.3 – Relação de Causalidade com Selic

Hipótese nula	gl	estatística $\chi^2$	Probabilidade
d(Selic) não Granger causa IBovespa	2	4,860138	0,0880
IBovespa não Granger causa d(Selic)	2	0,056482	0,9722
d(Selic) não Granger causa IBrX	2	5,678375	0,0585
IBrX não Granger causa d(Selic)	2	0,276477	0,8709
d(Selic) não Granger causa IEE	2	1,576188	0,4547
IEE não Granger causa d(Selic)	2	0,070134	0,9655
d(Selic) não Granger causa ITEL	2	6,389244	0,0410
ITEL não Granger causa d(Selic)	2	0,147996	0,9287

Mesmo não mostrando resultados estatisticamente significantes para todos os índices, a variável da taxa de juros básica da economia está presente nos modelos estimados por regressão linear. O resultado encontrado na tabela 3.3 pode indicar que a Selic não afeta diretamente os retornos das ações, o que é um indício da eficiência do mercado. Na

medida em que ações de política monetária não afetam significativamente o mercado de ações pode-se supor a aleatoriedade dos retornos do mesmo.

Os resultados apresentados na tabela 3.4 indicam que não há relação de causalidade significativa no sentido do risco-país, aqui expresso como o *spread do C-Bond*, e os retornos dos índices de ações. No sentido oposto, entretanto, verifica-se uma relação de causalidade entre cada um dos índices e o risco-país, com significância estatística menor que 1 %.

Tabela 3.4 – Relação de Causalidade com *C-Bond Spread*

Hipótese nula	gl	estatística $\chi^2$	Probabilidade
d(Cbond) não Granger causa IBovespa	6	7,741076	0,2577
IBovespa não Granger causa d(Cbond)	6	34,76495	0,0000
d(Cbond) não Granger causa IBrX	6	10,29668	0,1127
IBrX não Granger causa d(Cbond)	6	24,82370	0,0004
d(Cbond) não Granger causa IEE	6	9,853255	0,1310
IEE não Granger causa d(Cbond)	6	20,83267	0,0020
d(Cbond) não Granger causa ITEL	6	6,491565	0,3704
ITEL não Granger causa d(Cbond)	6	25,67680	0,0003

Os resultados são interessantes na medida em que podem indicar uma antecipação do mercado de ações às variações no risco-país. Ou seja, as variáveis que irão afetar a percepção do risco brasileiro externamente são importantes no movimento do mercado de ações brasileiro. Tal situação pode ser explicada pela presença de investidores externos na Bolsa de Valores de São Paulo, assim como pela eficiência dos agentes nacionais na análise e pesquisa das informações relevantes sobre o cenário econômico brasileiro que orienta as decisões de investimento dos agentes externos.

Uma explicação complementar pode ser dada pelo fato do *spread do C-bond* ser formado baseado nos fundamentos econômicos internos. Uma vez que a percepção do ambiente interno pode ser melhor alcançada pelos investidores domésticos, estes irão antever os movimentos da economia e, conseqüentemente, antever os movimentos do *C-bond*.

A relação de causalidade entre a variável de taxa de juros *risk-free* e cada um dos índices de ações não é uniforme. Os retornos dos dois índices de ações amplos parecem causar, no sentido de Granger, a taxa de juros com significância estatística de menos de 1 %, enquanto os retornos do IEE apresentam significância de menos de 5 %. Por outro lado, a taxa de juros *risk-free* parece causar os retornos do ITEL com 5 % de significância.

Tabela 3.5 – Relação de Causalidade com *Federal Funds Rate*

Hipótese nula	gl	estatística $\chi^2$	Probabilidade
d(Fed) não Granger causa IBovespa	4	4,963947	0,2910
IBovespa não Granger causa d(Fed)	4	17,41096	0,0016
d(Fed) não Granger causa IBrX	4	5,533303	0,2368
IBrX não Granger causa d(Fed)	4	20,51019	0,0004
d(Fed) não Granger causa IEE	8	8,421633	0,3934
IEE não Granger causa d(Fed)	8	16,95846	0,0305
d(Fed) não Granger causa ITEL	1	4,064906	0,0438
ITEL não Granger causa d(Fed)	1	0,219429	0,6395

O fato dos retornos dos índices de ações (com exceção do ITEL) aparecerem causando a taxa de juros pode ser explicado pela antecipação das ações do *Federal Reserve* pelo mercado acionário brasileiro. Os resultados apontam pela eficiência dos investidores brasileiros na previsão das ações de política monetária norte-americana.

Os resultados dos modelos estimados para a causalidade entre a expectativa sobre a Selic e os retornos dos índices de ações não parecem muito significantes estatisticamente. A expectativa sobre a Selic parece causar os retornos do Ibovespa com menos de 5 % de significância e os retornos do IBrX com significância entre 5 e 10 %. Quanto aos índices setoriais, os resultados não são estatisticamente significantes.

Tabela 3.6 - Relação de Causalidade com Expectativa sobre a Selic

Hipótese nula	gl	estatística $\chi^2$	Probabilidade
d(Exp_Selic) não Granger causa IBovespa	1	3,976065	0,0462
IBovespa não Granger causa d(Exp_Selic)	1	0,100759	0,7509
d(Exp_Selic) não Granger causa IBrX	1	3,482096	0,0620
IBrX não Granger causa d(Exp_Selic)	1	1,215908	0,2702
d(Exp_Selic) não Granger causa IEE	1	1,818919	0,1774
IEE não Granger causa d(Exp_Selic)	1	0,167732	0,6821
d(Exp_Selic) não Granger causa ITEL	1	0,451827	0,5015
ITEL não Granger causa d(Exp_Selic)	1	0,031416	0,8593

Os resultados apontam para a idéia de antecipação do mercado de ações em relação aos fatos: é a expectativa em relação a Selic, antes mesmo desta vigorar, que afeta o mercado. A expectativa sobre o futuro da política monetária afeta o mercado de ações na medida em que aponta a visão dos investidores e agentes do mercado financeiro sobre o caminho a ser seguido pela economia brasileira. Nada garante que as expectativas efetivamente acontecerão. O que importa neste caso é que os índices de ações são afetados por essas expectativas.

Há, entretanto, um ponto que deve ser enfatizado: caso a hipótese de mercados eficientes seja válida, a expectativa quanto a taxa de juros não deveria influenciar os retornos das ações. Somente a surpresa na taxa de juros deveria influenciar o mercado de ações.

Com exceção dos retornos do ITEL, a porção não-esperada da taxa de juros básica da economia – Selic – parece causar os retornos dos índices de ações com significância estatística menor que 1 %.

Tabela 3.7 - Relação de Causalidade com Selic não-esperada

Hipótese nula	gl	estatística $\chi^2$	Probabilidade
d(SelicNEsp) não Granger causa IBovespa	1	10,90041	0,0010
IBovespa não Granger causa d(SelicNEsp)	1	0,014564	0,9039
d(SelicNEsp) não Granger causa IBrX	1	12,66827	0,0004
IBrX não Granger causa d(SelicNEsp)	1	0,078911	0,7788
d(SelicNEsp) não Granger causa IEE	1	10,14563	0,0014
IEE não Granger causa d(SelicNEsp)	1	0,000374	0,9846
d(SelicNEsp) não Granger causa ITEL	2	4,418341	0,1098
ITEL não Granger causa d(SelicNEsp)	2	0,420590	0,8103

O resultado presente na tabela 3.7 reforça a idéia de eficiência do mercado, uma vez que os modelos estimados para a Selic não obtiveram resultado de causalidade tão significativo. Ou seja, o mercado não reage significativamente a variações na taxa básica de juros, se estas já forem esperadas pelos agentes. Na medida em que exista surpresa nas ações de política monetária, esta passa a afetar os retornos das ações com significância estatística.

Os modelos de causalidade estimados entre a expectativa de inflação e os retornos dos índices de ações amplos indicam uma relação de causalidade da expectativa de inflação em relação aos retornos dos índices de ações, com significância estatística de menos de 1 %. A expectativa de inflação apresenta, ainda, causalidade em relação aos retornos do IEE com significância entre 5 e 10 %. Os retornos do ITEL, entretanto, não mostram significância estatística em nenhuma relação.

Tabela 3.8 – Relação de Causalidade com Expectativa de inflação

Hipótese nula	gl	estatística $\chi^2$	Probabilidade
d(Exp_Inf) não Granger causa IBovespa	1	9,969859	0,0016
IBovespa não Granger causad(Exp_Inf)	1	0,061268	0,8045
d(Exp_Inf) não Granger causa IBrX	1	12,51809	0,0004
IBrX não Granger causa d(Exp_Inf)	1	0,163523	0,6859
d(Exp_Inf) não Granger causa IEE	1	3,604462	0,0576
IEE não Granger causad(Exp_Inf)	1	0,023927	0,8771
d(Exp_Inf) não Granger causa ITEL	1	0,854751	0,3552
ITEL não Granger causa d(Exp_Inf)	1	0,084057	0,7719

A causalidade da expectativa de inflação sobre os índices de ações é justificada na medida em que esta é usada como *proxy* para a credibilidade do Banco Central, e da política monetária como um todo. Uma vez que o mercado de ações seja eficiente, as expectativas, antes mesmo dos fatos, irão afetar os retornos do mesmo.

Com referência ao sentido das relações de causalidade de Granger encontradas entre o *C-Bond spread* e os retornos dos quatro índices de ações e o *Federal Funds rates* e três dos índices de ações (exceção feita ao ITEL), pode-se dizer que tais variáveis de política monetária não são exógenas aos modelos. Neste caso, sua inclusão nos modelos de regressão linear, estimados na sub-seção seguinte, estaria comprometida. Ciente desta situação, optou-se por estimar modelos de regressão linear contendo ambas variáveis de política monetária.

### **3.3.2 – Modelos de Regressão Linear**

Nesta sub-seção são estimados os modelos de regressão linear entre cada um dos retornos dos índices de ações e as variáveis explicativas selecionadas. A metodologia utilizada segue o procedimento “geral para o específico”, ou *Hendry Approach*, onde a regressão é estimada com todas as variáveis e defasagens que, segundo a teoria econômica, afetem cada um dos índices de ações. A seguir, são retiradas as variáveis cujos coeficientes estimados não apresentem probabilidade menor que 0,05, ou seja, 5 % de significância estatística. Instrumental semelhante pode ser visto nos trabalhos de Barnes, Boyd e Smith (1999); Apergis e Eleftheriou (2002) e; Cook e Hahn (1989).

A retirada das variáveis obedece aos critérios de *Akaike* (AIC) e *Schwarz* (SBC), sendo que, em caso de discrepância entre os dois critérios, é seguido o sugerido pelo critério de *Schwarz*. Os modelos foram estimados inicialmente com 20 defasagens para cada variável. Além disso, as regressões são calibradas para a existência de heterocedasticidade. Para isto, é utilizado o estimador de covariância de Newey e West (1987), que é consistente com a presença de heterocedasticidade. Foram efetuados testes de heterocedasticidade de White para cada um dos modelos estimados. Os resultados

apontam para a não existência de heterocedasticidade, após o uso dos estimadores de Newey e West.

Os modelos de regressão linear visam o estudo da direção e da intensidade dos efeitos das variáveis de política monetária no mercado de ações. Conforme descrito na sub-seção anterior, os modelos de causalidade de Granger apontam a existência, ou não, de um efeito causal entre as variáveis selecionadas. A partir disso, os modelos de regressão linear comprovam, ou não, tais relações, aprofundando o estudo sobre tais efeitos.

A forma de apresentação dos modelos de causalidade de Granger difere da forma de apresentação dos modelos de regressão linear. Nos primeiros, foram estimados modelos VAR para cada um dos índices de ações, com cada uma das variáveis de política monetária, formando-se pares. Nos segundos, são estimados modelos entre cada um dos índices de ações e todo o conjunto de variáveis de política. A diferença de metodologia se deve ao fato de que existem interferências entre as variáveis de política monetária que não seriam devidamente apontadas caso os modelos fossem estimados em pares.

A seguir são apresentados os modelos estimados para cada um dos índices de ações. Vale ressaltar que os índices de ações entram nas regressões na forma normal, enquanto as variáveis de política monetária entram em primeira diferença.

### **3.3.2.1 – Índice Bovespa**

O modelo estimado para os retornos do Índice Bovespa apresenta catorze coeficientes estimados. O primeiro coeficiente refere-se ao caráter Auto-Regressivo da variável, ou seja, é o próprio índice defasado em três dias. O coeficiente estimado possui sinal negativo, indicando o efeito inverso dos retornos passados no retorno presente das ações.

Tabela 3.9 – Modelo estimado para o Índice Bovespa

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Probabilidade
I Bovespa (-3)	-0,066298	0,028870	-2,296417	0,0218
D ( Selic (-3) )	-0,326809	0,129691	-2,519895	0,0119
D ( Cbond )	-2,963969	0,271296	-1,092523	0,0000
D ( Cbond (-3) )	-0,423468	0,149658	-2,829571	0,0047
D ( Cbond (-5) )	0,435193	0,131748	3,303229	0,0010
D (Fed)	-0,872171	0,424046	-2,056783	0,0399
D (Exp_Selic)	-0,318669	0,125716	-2,534838	0,0114
D ( Exp_Selic (-2) )	0,646007	0,273331	2,363456	0,0182
D ( SelicNEsp (-1) )	0,521940	0,202144	2,582021	0,0099
D ( SelicNEsp (-2) )	-0,378845	0,117422	-3,226360	0,0013
D ( SelicNEsp (-7) )	0,182435	0,077823	2,344234	0,0192
D ( SelicNEsp (-8) )	-0,308612	0,088368	-3,492369	0,0005
D ( Exp_Inf (-2) )	-1,649888	0,462303	-3,568848	0,0004
D ( Exp_Inf (-7) )	0,482600	0,179113	2,694392	0,0071
R2 ajustado	0,279626			
Durbin - Watson	2,015919			

Em seguida, tem-se o principal instrumento de política monetária, a Selic. A variável aparece em sua terceira defasagem e com sinal negativo, indicando a relação negativa entre o retorno das ações e a taxa de juros básica da economia. O resultado está dentro do esperado, uma vez que uma maior taxa de juros tende a afetar negativamente os retornos no mercado de ações. Tal efeito pode ser comprovado em Flannery e James (1984); Blanchard (1981); James, Koreisha e Partch (1985); Tarhan (1995); Rigobon e Sack (2002); Arango, González e Posada (2001) e; Thorbecke (1997).

À medida que a taxa de juros Selic aumenta, dois fatores podem afetar os retornos do mercado de ações. Um aumento da taxa de juros básica da economia significa um aumento nas taxas de juros pagas pelos títulos do governo, fazendo com que sua atratividade aumente em relação ao mercado de capitais, podendo provocar uma mudança de foco nos investidores. Com isso, parte dos investidores que aplicam em ações pode ser

tentada a buscar ativos mais seguros e com, depois do aumento, rentabilidade satisfatória, fazendo com que ocorra um movimento de vendas no mercado de ações.

Outro fator a ser considerado é a queda no valor presente das ações, na medida em que se aumenta a taxa de desconto à qual tais ativos estão sujeitos. Conforme descrito no modelo proposto por Gordon e Shapiro (1956), quanto maior a taxa de juros do mercado (podendo ser a taxa básica definida pelo Banco Central, ou mesmo qualquer taxa de referência, influenciada pela primeira), menor será o preço da ação. Diferentes fatores, como a mudança na taxa de juros real, podem ser vistos nos trabalhos acima destacados.

O *spread* do *C-bond* é a terceira variável significativa. Este aparece com coeficientes estimados para seu valor contemporâneo, com três e cinco dias de defasagem. O sinal dos dois primeiros coeficientes é negativo, expressando a relação negativa entre o risco-país e o retorno das ações, enquanto que o sinal do terceiro é positivo, contrariando o esperado. De qualquer maneira, o efeito líquido do risco-país é negativo nos retornos das ações. O resultado está de acordo com o esperado, na medida em que uma piora na percepção externa sobre a economia brasileira, expressa pelo aumento do *spread* do *C-bond*, pode levar a uma fuga de investidores do mercado de ações brasileiro. Além disso, uma piora na percepção externa pode ser causada por uma piora real dos fundamentos econômicos do país, o que, por si só, levaria a uma queda nos retornos das ações.

A taxa de juros norte-americana afeta negativamente o retorno das ações no mercado brasileiro. O coeficiente estimado é negativo e contemporâneo. O resultado está conforme o esperado: na medida em que aumente a taxa de juros *risk-free*, a atratividade de mercados de risco, como o mercado de ações, diminui. Além disso, um aumento na taxa de juros do *Fed* pode significar um aumento de pressões inflacionárias nos EUA, levando a uma queda nos retornos das bolsas de valores norte-americanas, que contaminariam os retornos da bolsa de valores brasileira. A falta de um efeito defasado para esta variável pode ser explicada pela atenção destinada às ações do *Federal Reserve*,

que levariam a respostas imediatas dos mercados financeiros globais, ou pela previsibilidade das ações do *Fed*<sup>4</sup>.

A expectativa sobre a Selic afeta os retornos do Índice Bovespa de forma ambígua. Em seu coeficiente estimado contemporâneo, o sinal é negativo. Em seu coeficiente estimado com dois dias de defasagem, o sinal é positivo. O efeito líquido pode ser considerado positivo, uma vez que o valor do coeficiente positivo é ligeiramente maior que o dobro do valor do coeficiente negativo. Tal resultado é contrário ao esperado. Uma vez que se espere um aumento na taxa de juros, é esperado que o retorno das ações diminua. Entretanto, os coeficientes estimados para a expectativa sobre a Selic indicam um aumento líquido nos retornos das ações.

Uma possível causa pode ser que a expectativa sobre um aumento da Selic esteja associada à credibilidade da política monetária: como os investidores sabem que a autoridade monetária irá perseguir as metas de inflação, a expectativa de uma maior taxa de juros pode indicar uma menor inflação futura. Com uma menor inflação, maiores serão os retornos das ações, conforme proposto por Fama (1981) e Geske e Roll (1983) e pelos estudos posteriores baseados nestes.

A porção não-esperada da Selic apresenta comportamento, também, bastante ambíguo. A primeira e a sétima defasagens possuem sinal positivo em seus coeficientes estimados, enquanto a segunda e a oitava, sinal negativo. O resultado líquido é praticamente nulo. Os trabalhos que utilizaram alguma medida para a porção não-esperada da taxa de juros, como Smirlock e Yawitz (1985); Valckx (2002) e; Bernank e Kuttner (2004), encontram evidência do efeito negativo da porção não-esperada no mercado de ações.

A expectativa de inflação, utilizada como *proxy* para a credibilidade da política monetária, apresenta comportamento dúbio. O coeficiente estimado para a defasagem de dois dias é negativo, enquanto o coeficiente estimado para a defasagem de sete dias é

---

<sup>4</sup> Para estudos sobre a previsibilidade do *Fed* e sobre a eficiência das previsões deste, ver Gavin e Mandal (2003) e; Joutz e Stekler (2000).

positivo. O resultado líquido é, porém, significativamente negativo. A expectativa quanto à inflação afeta os retornos do Índice Bovespa, portanto, da forma como esperado. Na medida em que se espera um maior nível de preços, a expectativa com os ganhos de capital diminuem, fazendo com que o valor das ações caia.

O resultado é condizente com as hipóteses assumidas por Fama (1981) e Geske e Roll (1983), de que o retorno das ações é inversamente relacionado à inflação. Mesmo diferindo na forma como esta relação se processa, ambos trabalhos citados são baseados na relação inversa entre retorno das ações e inflação.

De maneira geral, o modelo estimado para os retornos do Índice Bovespa apresenta o comportamento esperado para as variáveis de política monetária, dada a teoria econômica apresentada no capítulo anterior. As variáveis que afetam com maior intensidade o retorno do Índice são o *spread* do *C-bond* e a expectativa de inflação. Sendo o coeficiente contemporâneo da primeira e o coeficiente da defasagem de dois dias da segunda as variáveis mais significantes estatisticamente.

### 3.3.2.2 – Índice Brasil

Os resultados obtidos no modelo estimado para os retornos do Índice Bovespa são ligeiramente diferentes dos resultados obtidos para os retornos do Índice Brasil, a começar pela presença de constante no modelo estimado para o segundo. O Índice Brasil possui, ainda, defasagens negativas de dois e três dias de caráter Auto-Regressivo. Além destes três coeficientes, o modelo é composto por mais dezesseis coeficientes estimados para as variáveis selecionadas.

O efeito da taxa de juros Selic é semelhante ao efeito nos retornos do IBovespa, sendo negativo e defasado em três dias. O efeito da Selic nos retornos do IBrX, todavia, corresponde a aproximadamente três quartos do efeito nos retornos do IBovespa. Da mesma forma, o efeito do *spread* do *C-bond*, *proxy* para o risco-país, é semelhante ao verificado para os retornos do IBovespa. No caso dos retornos do IBrX este efeito se

mostra negativo contemporaneamente e na primeira e terceira defasagem e, positivo, na quinta. O efeito líquido é largamente negativo.

Tabela 3.10 – Modelo estimado para o Índice Brasil

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Probabilidade
C	0,077947	0,037689	2,068163	0,0388
IBrX (-2)	-0,056807	0,025687	-2,211533	0,0272
IBrX (-3)	-0,081766	0,031851	-2,567183	0,0104
D ( Selic (-3) )	-0,248845	0,115091	-2,162149	0,0308
D ( Cbond )	-2,157860	0,216890	-9,949101	0,0000
D ( Cbond (-1) )	-0,354621	0,150615	-2,354489	0,0187
D ( Cbond (-3) )	-0,371120	0,123541	-3,004033	0,0027
D ( Cbond (-5) )	0,345892	0,124103	2,787126	0,0054
D ( Fed )	-0,876167	0,425799	-2,057700	0,0398
D ( Exp_Selic (-2) )	0,583669	0,224783	2,596585	0,0095
D ( SelicNEsp (-1) )	0,484823	0,186143	2,604569	0,0093
D ( SelicNEsp (-2) )	-0,271284	0,088245	-3,074228	0,0022
D ( SelicNEsp (-3) )	0,222193	0,104241	2,131530	0,0332
D ( SelicNEsp (-7) )	0,113097	0,049186	2,299398	0,0216
D ( SelicNEsp (-8) )	-0,257878	0,098180	-2,626584	0,0087
D ( SelicNEsp (-9) )	-0,137604	0,064476	-2,134179	0,0330
D ( Exp_Inf (-2) )	-1,294343	0,411180	-3,147872	0,0017
D ( Exp_Inf (-3) )	0,590700	0,212442	2,780523	0,0055
D ( Exp_Inf (-7) )	0,314901	0,119250	2,640679	0,0084
R2 ajustado	0,240066			
Durbin - Watson	1,915430			
Estatística F	24,55243			

O efeito do *Fed* nos retornos do IBrx é negativo e contemporâneo, sendo sua intensidade similar à encontrada no modelo anterior. Já a expectativa sobre a Selic apresenta comportamento diferente. A variável é estimada em sua segunda defasagem e seu coeficiente é positivo. Da mesma forma que o efeito líquido encontrado para o efeito da

expectativa sobre a Selic nos retornos do IBovespa, tal resultado pode ser explicado pela expectativa de uma menor inflação que estaria associada ao aumento dos juros. Neste caso, os retornos das ações tenderiam a crescer, dada a inflação mais baixa.

A Selic não-esperada possui efeito ambíguo no modelo estimado para os retornos do Índice Brasil. Suas defasagens de um, três e sete dias possuem coeficientes positivos, enquanto que suas defasagens de dois, oito e nove dias possuem coeficientes negativos. O resultado líquido é positivo e, conseqüentemente, vai em desacordo com o esperado. Na medida em que haja surpresa positiva na taxa de juros, espera-se que o efeito nos retornos das ações seja negativo.

A expectativa de inflação tem seu efeito descrito em três defasagens sendo: a de dois dias negativa e; a de três e sete dias positiva. O efeito líquido é negativo. O resultado condiz com o esperado, pois um aumento na inflação tende a gerar menores ganhos para as empresas, desvalorizando o preço de suas ações. Na medida em que esse aumento no nível de preços é esperado, seu efeito se processa antes mesmo de sua efetivação.

Ligeiramente diferente do modelo estimado para os retornos do IBovespa, o modelo estimado para os retornos do Índice Brasil também se comporta, entretanto, de acordo com o esperado. As variáveis que afetam com maior intensidade os retornos do IBrX são o *spread* do *C-bond*, o *Fed* e a expectativa de inflação. O componente contemporâneo do *spread* do *C-bond* e a primeira defasagem da expectativa de inflação são os coeficientes mais significantes estatisticamente.

### **3.3.2.3 – Índice de Energia Elétrica**

O modelo estimado para os retornos do Índice de Energia Elétrica possui doze coeficientes estimados e é estruturalmente parecido com os modelos estimados para os índices de ações amplos. O que demonstra a identidade dos efeitos das variáveis de política monetária no setor de energia elétrica, em relação ao mercado de ações como um todo.

O efeito da taxa de juros básica da economia, Selic, se dá com uma defasagem de nove dias. A intensidade do efeito de mudanças na Selic, nos retornos do Índice de Energia Elétrica, é levemente maior que nos índices de ações amplos. Além disso, seu efeito demora três vezes mais para ser sentido, uma vez que leva nove dias, enquanto nos índices amplos leva três.

Tabela 3.11 – Modelo estimado para o Índice de Energia Elétrica

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Probabilidade
D ( Selic (-9) )	-0,415107	0,205793	-2,017109	0,0439
D ( Cbond )	-2,741081	0,296541	-9,243509	0,0000
D ( Cbond (-3) )	-0,323508	0,147551	-2,192518	0,0285
D ( Fed )	-1,295899	0,442475	-2,928750	0,0035
D ( SelicNEsp (-1) )	0,766109	0,207370	3,694412	0,0002
D ( SelicNEsp (-2) )	-0,222532	0,102514	-2,170758	0,0301
D ( SelicNEsp (-7) )	0,286746	0,114782	2,498187	0,0126
D ( Exp_Inf )	-0,307427	0,145168	-2,117737	0,0344
D ( Exp_Inf (-1) )	0,818137	0,378173	2,163393	0,0307
D ( Exp_Inf (-3) )	0,478168	0,163427	2,925890	0,0035
D ( Exp_Inf (-4) )	-0,996738	0,375601	-2,653715	0,0081
D ( Exp_Inf (-8) )	0,564183	0,225362	2,503453	0,0124
R2 ajustado	0,211090			
Durbin - Watson	1,984146			

O *spread* do *C-bond* afeta os retornos do Índice de Energia Elétrica de forma inequívoca, sendo seus dois coeficientes estimados, negativos: tanto o contemporâneo, quanto o defasado em três dias. Neste caso, o modelo estimado para o Índice de Energia Elétrica difere dos modelos estimados para os índices de ações amplos, pois estes apresentaram comportamento ambíguo para o *spread* do *C-bond*. O efeito da taxa de juros do *Fed* é negativo e sua intensidade é ligeiramente superior ao efeito causado nos índices de ações amplos. A variável aparece no modelo em sua forma contemporânea.

A expectativa sobre a Selic não se mostra estatisticamente significativa com relação aos retornos do Índice de Energia Elétrica, diferentemente do ocorrido para os índices de ações amplos. Já a porção não-esperada da Selic apresenta comportamento parecido com o presente nos modelos para os índices amplos. Seus coeficientes são positivos nas defasagens de um e sete dias e negativo na defasagem de dois dias. O resultado líquido é largamente positivo e vai em desacordo com o esperado. Conforme descrito anteriormente, caso haja surpresa positiva na taxa de juros, espera-se uma queda nos retornos das ações.

A expectativa de inflação afeta os retornos do Índice de Energia Elétrica com ambigüidade. Seus coeficientes contemporâneo e defasado em quatro dias são negativos, enquanto seus coeficientes defasados em um, três e oito dias, são positivos. O resultado líquido é amplamente positivo, indo em desacordo com o encontrado nos modelos estimados para os índices de ações amplos e com o sugerido pela teoria econômica. Tal saldo pode ser resultado do índice de inflação utilizado, IPCA – Índice de Preços ao Consumidor Amplo, uma vez que o índice de preços que corrige as tarifas do setor elétrico é o IGP-M – Índice Geral de Preços de Mercado. Como a composição dos índices de preços do consumidor é diferente da composição dos índices gerais, alguma interferência pode ocorrer, resultando nos coeficientes encontrados neste modelo estimado.

O modelo estimado para os retornos do Índice de Energia Elétrica segue a estrutura dos modelos estimados para os índices amplos, com pequenas diferenças, sendo a principal delas o efeito mais intenso, porém mais defasado, da taxa de juros básica Selic. Ainda de acordo com o encontrado nos modelos anteriores, o *spread* do *C-bond* é a variável de maior efeito no Índice e, ainda maior que nos anteriores, é o efeito da taxa de juros do *Fed*.

### 3.3.2.4 – Índice Setorial de Telecomunicações

Assim como o modelo estimado para o setor elétrico, o modelo estimado para os retornos do Índice Setorial de Telecomunicações apresenta estrutura semelhante aos modelos para os índices de ações amplos. Possui doze coeficientes estimados para as variáveis de política monetária e, assim como no modelo para o setor elétrico, não apresenta coeficiente estimado de caráter Auto-Regressivo.

A variável taxa de juros básica da economia, Selic, entra no modelo como uma mistura dos modelos anteriores, em sua terceira e nona defasagens. A intensidade de seu efeito negativo é largamente superior nas ações do setor de telecomunicações. Já o *spread* do *C-bond* apresenta comportamento semelhante aos demais modelos: efeito contemporâneo negativo e, efeito defasado em cinco dias positivo. O resultado líquido é significativamente negativo.

Tabela 3.12 – Modelo estimado para o Índice Setorial de Telecomunicações

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Probabilidade
D ( Selic (-3) )	-0,621864	0,160672	-3,870387	0,0001
D ( Selic (-9) )	-0,564108	0,227192	-2,482955	0,0132
D ( Cbond )	-2,595928	0,271737	-9,553104	0,0000
D ( Cbond (-5) )	0,391301	0,156660	2,497768	0,0127
D ( Fed (-1) )	2,187279	0,923847	2,367576	0,0181
D ( Exp_Selic (-3) )	0,369134	0,123615	2,986162	0,0029
D ( SelicNEsp (-2) )	-0,348449	0,104477	-3,335184	0,0009
D ( Exp_Inf (-2) )	-0,666480	0,134239	-4,964889	0,0000
D ( Exp_Inf (-4) )	-0,681054	0,183020	-3,721205	0,0002
D ( Exp_Inf (-7) )	0,412537	0,162524	2,538319	0,0133
D ( Exp_Inf (-8) )	0,418717	0,149342	2,803751	0,0052
D ( Exp_Inf (-9) )	0,405268	0,133180	3,043020	0,0024
R2 ajustado	0,262053			
Durbin - Watson	2,125891			

O efeito do *Fed*, entretanto, é diferente do efeito reconhecido nos demais modelos estimados. Nos retornos do Índice Setorial de Telecomunicações, o efeito é positivo e defasado em um dia, além de ser expressivamente maior que os efeitos estimados nos outros modelos. Uma possível causa para a intensidade do efeito pode ser o alto grau de internacionalização das empresas de telecomunicação, o que faz com que estas estejam mais diretamente sujeitas a efeitos da taxa de juros norte-americana.

Quanto ao sinal, o efeito positivo no mercado brasileiro pode estar relacionado ao efeito negativo do dia anterior, no mercado norte-americano: um aumento na taxa de juros do *Fed* pode gerar uma baixa nos preços das ações de empresas de telecomunicações negociadas no mercado norte-americano e que sejam negociadas também no mercado brasileiro. Uma relação direta pode ocorrer no caso de empresas brasileiras que possuam *ADR's*<sup>5</sup> em bolsas norte-americanas. Esta baixa pode criar a percepção de oportunidade de compra de tais ações, pois seus preços caíram. Tal movimento de compra pode ser efetivado no dia seguinte à alta dos juros, produzindo um efeito positivo no preço das ações no mercado norte-americano, refletido no preço das ações das mesmas empresas, ou empresas equivalentes, no mercado brasileiro.

A expectativa sobre a Selic afeta positivamente os retornos do Índice Setorial de Telecomunicações com uma defasagem de três dias. Da mesma forma que nos modelos para os índices de ações amplos, tal comportamento pode estar associado à expectativa de menores níveis de inflação, que estariam associados à elevação da taxa básica de juros. Com uma menor inflação futura, maiores seriam os retornos das ações, conforme a teoria econômica apresentada.

Diferentemente dos modelos anteriores, a porção não esperada da Selic afeta negativamente, e defasada em dois dias, os retornos do Índice Setorial de Telecomunicações. Neste caso, a variável apresenta comportamento de acordo com o esperado: no caso de ocorrência de surpresa de juros, o efeito no retorno das ações é

---

<sup>5</sup> *Americna Depositary Receipts*: São certificados representativos de ações ou outros valores mobiliários que representam direitos e ações, emitidos no exterior por instituição denominada "Depositaria", com lastro em valores mobiliários de emissão de empresas brasileiras depositados em custódia específica no Brasil.

negativo. Dado este resultado, e o resultado dos coeficientes estimados para a Selic, nota-se uma importância significativa da taxa de juros básica da economia nos retornos das ações de telecomunicações.

A expectativa de inflação, conforme verificado nos modelos anteriores, afeta o setor de telecomunicações de forma vaga. As defasagens de dois e quatro dias afetam os retornos do Índice negativamente, enquanto as defasagens de sete, oito e nove dias afetam positivamente. O resultado líquido é negativo e de acordo com a teoria econômica apresentada.

O modelo estimado para os efeitos das variáveis de política monetária nos retornos do Índice Setorial de Telecomunicações tem como coeficientes estimados mais estatisticamente significantes a terceira defasagem da Selic, o *spread* do *C-bond* contemporâneo, a Selic não-esperada e as segunda e quarta defasagens da expectativa de inflação. Como nos modelos anteriores, o efeito mais intenso é o do *spread* do *C-bond* contemporâneo. Entretanto, o efeito líquido do *spread* do *C-bond* é menor que o efeito do *Fed*, o que diferencia este setor dos demais setores apresentados. Ressaltando que o efeito do *Fed* neste setor é positivo, enquanto negativo nos outros modelos estimados.

### **3.4 – Considerações gerais sobre os modelos estimados**

Os modelos estimados para os retornos dos quatro índices de ações possuem estrutura semelhante. Nos modelos estimados para os retornos dos índices de ações amplos, a estrutura é basicamente a mesma, com exceção à algumas variáveis que apresentam defasagens diferentes. Os resultados líquidos destas variáveis, entretanto, são similares nos dois modelos. Nos modelos estimados para os retornos dos índices de ações setoriais, os resultados possuem algumas diferenças dignas de nota.

Uma questão importante, e recorrente, nos quatro modelos, é a ambigüidade nos sinais dos coeficientes estimados para uma dada variável. As variáveis *spread* do *C-bond*, expectativa sobre a Selic, Selic não-esperada e expectativa sobre a inflação apresentam,

em pelo menos um dos modelos estimados, tal comportamento. Uma explicação para tal resultado pode ser a ocorrência de uma sobre-reação do mercado de capitais à dada variação na política monetária. O mercado pode levar um tempo para acomodar a variação da política monetária (e realmente leva, como pode ser comprovado pelas defasagens nos coeficientes estimados), sendo esta acomodação suscetível à volatilidade do mercado. Ou seja, os retornos das ações podem oscilar até que o efeito de dada variável seja acomodado por completo.

No modelo estimado para os retornos do Índice de Energia Elétrica, duas variáveis apresentam comportamento distinto dos demais modelos: o *spread* do *C-bond* afeta os retornos do Índice na nona defasagem, enquanto nos modelos estimados para os índices de ações amplos a variável afeta os retornos dos mesmos em sua terceira defasagem e; a variável de expectativa sobre a Selic não apresenta coeficiente estimado estatisticamente significativo, o que não ocorre nos demais modelos.

O modelo estimado para os retornos do Índice Setorial de Telecomunicações, dentre os quatro modelos estimados, é o que apresenta coeficiente estimado positivo para a variável *Fed*. Tal resultado vai de encontro com o esperado teoricamente e encontrado nos outros modelos estimados. Fora esta diferença considerável, os resultados do modelo não diferem dos resultados obtidos nos modelos estimados para os índices de ações amplos.

De maneira geral, não parece haver diferença significativa nos efeitos das variáveis de política monetária nos retornos dos diferentes índices de ações estudados. Mesmo que o efeito de determinada variável se faça sentir de forma mais, ou menos, intensa e/ou rápida, os efeitos globais das variáveis de política monetária não diferem em larga medida, entre os índices.

## Capítulo 04 – Considerações Finais

A partir dos modelos estimados para as respostas dos retornos dos índices de ações à variações na política monetária, pode-se concluir que a política monetária, de fato, afeta o mercado de ações. Tanto nos retornos dos índices de ações amplos – Índice Bovespa e Índice Brasil, quanto nos retornos dos índices de ações setoriais – Índice de Energia Elétrica e Índice de Telecomunicações, as variáveis selecionadas como representativas de política monetária possuem efeitos estatisticamente significantes.

Os efeitos da expectativa de inflação apontam para um resultado semelhante ao encontrado por Fama (1981) e por Geske e Roll (1983): uma relação negativa entre taxa de inflação (ou sua expectativa) e os retornos dos índices de ações. Na medida que se espere um nível de preços mais elevado, os retornos esperados serão menores, fazendo com que o valor contemporâneo das ações caia.

Além deste, os resultados encontrados para o efeito da taxa básica de juros, Selic, nos retornos dos índices de ações corroboram com a relação implícita apresentada por Fama (1981) e Geske e Roll (1983), de que os retornos das ações variam negativamente com a variação da taxa de juros. Conforme verificado nos modelos estimados, existe tal relação inversa entre a Selic e os retornos das ações. Tal relação confirma, ainda, a relação ilustrada pelos modelos de valor presente.

Dentre todas as variáveis de política monetária, a variável *spread* do *C-bond* foi a que demonstrou afetar de forma mais significativa os retornos dos índices de ações. Utilizada como *proxy* para o risco-país, mas também podendo ser vista como um reflexo das reais condições dos fundamentos econômicos brasileiros, a variável se mostrou importante instrumento de política monetária. Mesmo que a autoridade monetária não possua influência direta sobre a variável, um acompanhamento desta, assim como esforços para diminuição de sua volatilidade, se mostram importantes na busca por um mercado de ações mais eficiente.

O efeito da política monetária nos retornos dos índices de ações não se resume aos efeitos da variável *spread* do *C-bond*. Todas as variáveis se mostraram significantes em seus efeitos, com maior ou menor intensidade. Além disso, pode-se concluir que os efeitos da política monetária seguem o esperado pela teoria econômica apresentada. Mesmo que em algumas poucas situações o efeito pareça contraditório, podem-se buscar explicações baseadas na teoria econômica.

Outro efeito importante verificado nos modelos estimados é o efeito das expectativas nos retornos dos índices de ações. Não somente as variáveis de política monetária, propriamente ditas, mas as expectativas sobre a política monetária também afetam de forma significativa o mercado de ações. Com isso, percebe-se a importância de uma política monetária transparente e que goze de credibilidade, na busca por um mercado de ações menos volátil.

A política monetária, portanto, parece de vital importância na construção de um mercado de ações eficiente e robusto. Não somente pelo efeito indireto de uma política monetária eficiente, como o próprio desenvolvimento da economia como um todo, mas por seu efeito direto nos retornos das ações, conforme aqui verificado. Tem-se, então, que não somente um esforço privado e concentrado nas empresas que compõe o mercado de ações, como as empresas listadas e as corretoras e distribuidoras que nele atuam, mas também um esforço da autoridade monetária, devem ser feitos na construção de um mercado de ações que seja uma opção ótima de investimento.

## Referências Bibliográficas

APERGIS, N.; ELEFHTERION, S. Interest Rates, Inflation and Stock Prices: the case of the Athens Stock Exchange”. *Journal of Policy Modeling*, n. 24, 2002, p. 231-236.

ARANGO, L. E.; GONZÁLEZ, A.; POSADA, C. E. Returns and Interest Rate: a nonlinear relationship in the Bogotá stock market. *Banco de la República*, Borradores de Economía, n. 169, 2001, janeiro.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível on-line em: <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>. Acesso em datas diversas.

BARNES, M.; BOYD, J. H.; SMITH, B. D. Inflation and Asset Returns. *European Economic Review*, n. 43, 1999, p. 737-754.

BARRO, R. J. On the Determination of Public Debt. *Journal of Political Economy*, n. 87, 1979, p. 940-971.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, 1995, p. 27-48.

BERNANKE, B. S.; KUTTNER, K. N. What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?. *NBER Working Paper Series*, n. 10402, 2004.

BLANCHARD, O. J. Output, the Stock Market and Interest Rates. *The American Economic Review*, vol. 71, n. 1, 1981, p. 132-143.

BODY, Z. Common Stocks as a Hedge Against Inflation. *Journal of Finance*, v. 31, n. 2, 1976, p. 459-470.

BOVESPA. *Bolsa de Valores de São Paulo*. Disponível on-line em: <[www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br)>. Acesso em datas diversas.

COOK, T.; HAHN, T. The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rate in the 1970’s. *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, 1989, p. 331-351.

DICKEY, D.; FULLER W. Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, n. 75, 1979, p. 427-431.

FAMA, E. F. Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills. *Journal of Political Economy*, n. 84, 1976, p. 427-448.

FAMA, E. F. Stock Returns, Expected Returns and Inflation. *American Economic Review*, n. 71, 1981, p. 545-565.

FAMA, E. F.; SCHWERT G. W. Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, n. 5, 1977, p. 115-146.

FEDERAL RESERVE. Banco de dados do *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Disponível on-line em: < [research.stlouisfed.org/fred2](http://research.stlouisfed.org/fred2)>. Acesso em datas diversas.

FLANNERY, M. J.; JAMES, C. M. The Effect of Interest Rate Changes on the Common Stock Returns of Financial Institutions. *Journal of Finance*, vol. 34, n. 4, 1984, p. 1141-1153.

FISHER, I. *The Purchasing Power of Money*. New York, 1911.

FISHER, I. *The Theory of Interest*. New York, 1930.

FRIEDMAN, M. The Quantity Theory of Money – A Restatement. Milton Friedman, ed. *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press, 1956.

GARBADE, K.; WACHTEL, P. Time Variation in the Relationship between Inflation and Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*, n. 4, 1978, p. 755-765.

GAVIN, W. T.; MANDAL, R. J. Evaluating FOMC Forecasts. *International Journal of Forecasting*, n. 19, 2003, p. 655-667.

GESKE, R.; ROLL, R. The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation. *Journal of Finance*, vol. 38, n.1, 1983, p. 1-33.

GORDON M. J.; SHAPIRO, E. Capital Equipment Analysis: the Required Rate of Profit. *Management Science*, n. 3, 1956, p. 102-110.

HESS, P. J.; BICKSLER, J. L. Capital Asset Prices versus Time Series Models as Predictors of Inflation: The Expected Real Rate of Interest and Market Efficiency. *Journal of Financial Economics*, n. 2, 1975, p. 341-360.

HUIZINGA, J.; MISHKIN, F.S. Inflation and Real Interest Rates on Assets with Different Risk Characteristics. *Journal of Finance*, vol. 39, n. 3, 1984, p. 699-712.

IPEADATA. Banco de dados do *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. Disponível on-line em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em datas diversas.

JAFFE, J.; MANDELKER G. The ‘Fisher Effect’ for Risk Assets: An Empirical Investigation. *Journal of Finance*, v. 31, n. 2, 1976, p. 447-458.

JAMES, C.; KOREISHA, S.; PARTCH, M. A VARMA Analysis of the Causal Relations among Stock Returns, Real Output and Nominal Interest rates. *Journal of Finance*, vol. 40, n.5, 1985, p. 1375-1384.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 12, 1988, p.231-254.

JORGENSON, D. W. Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey. *Journal of Economic Literature*, n. 9, 1971, p. 1111- 1147.

JOUTZ, F.; STEKLER, H. O. An Evaluation of the Predictions of the Federal Reserve. *International Journal of Forecasting*, n. 16, 2000, p. 17-38.

LEE, B. Causal Relations among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity and Inflation. *Journal of Finance*, vol. 47, n. 4, 1992, p. 1591-1603.

LINTNER, J. Inflation and Security Returns. *Journal of Finance*, v. 30, n. 2, 1975, p. 259-280.

LOPES, F. O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária numa Economia em Processo de Estabilização: notas sobre o Brasil. *Revista de Economia Política*, vol. 17, n. 3(67), 1997, p. 5-11.

MELTZER, A. H. Monetary, Credit (and Other) Transmission Processes: a Monetary Perspective. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, 1995, p. 49-72.

MISHKIN, F. S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, 1995, p. 3-10.

MOJON, B. Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy. *European Central Bank Working Paper Series*, n.40, 2000, 44p.

MURADOGLU, Y. G.; METIN, K. Efficiency of the Turkish Stock Exchange with Respect to Monetary Variables: a cointegration analysis. *European Journal of Operational Research*, n. 90, 1996, p. 566-576.

NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal Relations among Stock Returns, Inflation, Real Activity and Interest Rates: evidence from Japan. *Global Finance Journal*, vol. 1, n. 9, 1998, p. 71-80.

NELSON, C. R. Inflation and Rates of Return on Common Stocks. *Journal of Finance*, v. 31, n. 2, 1976, p. 471-483.

NELSON, C. R.; SCHWERT G. W. Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: on Testing the Hypothesis that the Real Rate of Return is Constant. *American Economic Review*, n. 31, 1977, p. 471-483.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A Simple, Positive, Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, n. 55, 1987, p. 703-708.

NUNES, M. S. A Relação entre o Mercado de Ações Brasileiro e as Variáveis Macroeconômicas no Período Pós-Plano Real. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico. *Dissertação de mestrado*, 2003.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, 1995, p. 73-96.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, n. 75, 1988, junho, p.335-346.

RIGOBON, B.; SACK, B. The Impact of Monetary Policy on Asset Prices. *NBER Working Paper Series*, n. 8794, 2002.

SMIRLOCK, M.; YAWITZ, J. Asset Returns, Discount Rate Changes and Market Efficiency. *Journal of Finance*, vol. 40, n.4, 1985, p. 1141-1158.

SOLNIK, B. The Relationship Between Stock Prices and Inflationary Expectations: the international evidence. *Journal of Finance*, vol. 38, n. 1, 1983, p. 35-48.

TABAK, B. M. Monetary Policy Surprises and the Brazilian Term Structure of Interest Rates. *Banco Central do Brasil: Working Paper Series*, n.70, 2003.

TARHAN, V. Does the Federal Reserve Affect Asset Prices?. *Journal of Economic Dynamics and Control*, n. 19, 1995, 24p.

TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, 1995, p. 11-26.

THORBECKE, W. On Stock Market Returns and Monetary Policy. *Journal of Finance*, vol. 52, n. 2, 1997, p. 635-654.

VALCKX, N. Stock and Bond Market Sensitivities to Monetary Variables. *De Nederlandsch Bank, Working Paper Series*, n. 680/0202, 2002.