

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CENTRO SÓCIO ECONÔMICO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - MESTRADO

**A RELAÇÃO ENTRE O MERCADO DE AÇÕES
BRASILEIRO E AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS
NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL**

Maurício Simiano Nunes

Florianópolis, fevereiro de 2003

MAURÍCIO SIMIANO NUNES

**A RELAÇÃO ENTRE O MERCADO DE AÇÕES
BRASILEIRO E AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS
NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL**

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

Área de Concentração: Economia e Finanças.

Orientador: Prof^o Newton C. A. da Costa Jr

Co-Orientador: Prof^o Roberto Meurer

Florianópolis, fevereiro de 2003

Nunes, M. S.

A Relação entre o Mercado de Ações Brasileiro e as Variáveis Macroeconômicas no Período Pós- Plano Real / Maurício Simiano Nunes – Florianópolis, 2003.

x, 135 f: tabs: 30 cm

Orientador: Newton Carneiro Affonso da Costa Júnior
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio
Econômico. Programa de Pós-Graduação em Economia.

Bibliografia: f. 125 – 132

1. Mercado de Ações 2. Variáveis Macroeconômicas 3. Modelos Econométricos

I. Título

CDU

AGRADEÇO,

Aos Professores Newton C. A. da Costa Jr e Roberto Meurer, por suas respectivas orientação e co-orientação na realização do presente trabalho, desde o seu projeto inicial.

Aos meus familiares e a minha noiva Sandra pelo apoio e compreensão durante a realização desta dissertação.

Aos meus amigos e colegas de curso, pelas mais variadas trocas de experiências ao longo destes dois anos de estudos.

Aos professores e funcionários do Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade de Santa Catarina, pelas importantes contribuições acadêmicas transmitidas.

MAURÍCIO SIMIANO NUNES

**A RELAÇÃO ENTRE O MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO E AS VARIÁVEIS
MACROECONÔMICAS NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL**

Dissertação apresentada e aprovada no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina, para obtenção do Grau de Mestre em Economia.

Prof^o Sílvio Antônio Ferraz Cário
Coordenador do Programa

Examinadores:

Prof^o Newton C. A. da Costa Jr – PPGE/UFSC (Presidente)

Prof^o Fernando Seabra - PPGE/UFSC (Membro)

Prof^o Robert Wayne Samohyl – PPGE/UFSC (Membro)

Aprovada em : 19/02/2003

RESUMO

A performance macroeconômica, em níveis mundiais, tem melhorado substancialmente. Parte dessa evolução está relacionada ao desenvolvimento dos mercados financeiros, que contribuíram para melhorar a alocação eficiente de recursos. Por esse motivo, os mercados financeiros e, mais especificamente, o mercado de ações e a sua relação com as variáveis macroeconômicas tem recebido grande destaque na literatura.

No Brasil, o mercado de ações tem se apresentado como uma oportunidade de investimento aos agentes que visem diversificar seus *portfolios* e aproveitar a globalização financeira vigente. No entanto, devido a insegurança quanto às condições macroeconômicas, o mercado de ações brasileiro ficou vulnerável às condições econômicas adversas e propiciou ataques especulativos à moeda nacional.

O presente trabalho teve como objetivo, realizar um estudo para verificar a relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado de ações brasileiro para o período Pós-Plano Real.

Os resultados preliminares indicaram a rejeição da hipótese fisheriana de que os retornos do mercado brasileiro sirvam como um *hedge* contra as taxas de inflação esperada e não esperada. Identicamente, rejeitou-se parcialmente a hipótese de “*proxy effect*”, na medida em que não se pôde constatar a relação negativa entre as taxas de inflação e o nível de atividade econômica.

A relação dinâmica entre o mercado de ações brasileiro e as macrovariáveis foi analisada utilizando-se uma estimativa VAR. Os resultados ratificaram a significativa influência dos retornos de mercado em prever as taxas futuras de inflação, bem como a reação negativa das taxas de juros às oscilações no Ibovespa. Em contrapartida, as variações do índice de mercado e as variações futuras no PIB e da taxa de câmbio real não apresentaram uma relação significativa, contrariando as suposições de que o mercado de ações antecipe as variações nos níveis futuros de atividade econômica. Verificou-se também, que os excessos nos retornos de mercado são influenciados pelas volatilidades dos macrofatores e do próprio retorno de mercado.

Ante aos resultados supracitados, infere-se que as decisões de investimentos dos agentes devem estar pautadas às variações nos fatores macroeconômicos, haja vista a importância desses fatores à alocação eficiente de um determinado *portfólio*.

ABSTRACT

Macroeconomic performance, in world levels, has been getting better substantially. A portion of this evolution it is related to the development of the finance markets, that contributed to improve the efficient allocation of resources. For that reason, the finance markets and, more specifically, the stock markets and their relationship with the macroeconomic variables have been receiving great prominence in the literature. In Brazil, stock markets have been presenting as an investment opportunity to the agents that seek to diversify your portfolios and to take advantage of the effective financial globalization. However, due to insecurity in macroeconômic conditions, the Brazilian stock markets become vulnerable to the adverse economic conditions and it propitiated speculative attacks to the national coin.

In that sense, considering the relevance of the subject to the development of the Brazilian economy, the present work had as its major objective, to verify the relationship between a group of macroeconomic variables and the return on assets in the brazilian stock markets for post Real Plan.

The preliminary results indicated for rejection of the fisherian hypothesis that the returns of the Brazilian market serve as a hedge against the expected and not expected rates of inflation. Identically, the hypothesis of " proxy effect " was partially rejected, in the measure that it could not verify the negative relationship among inflation rates the level of economical activity.

The dynamic relationship between the Brazilian stock markets and macrovariables was analyzed using an VAR estimate. The results ratified the significant influence of market returns in foreseeing the future rates of inflation, as well as the negative reaction of interest rates to the oscillations in Ibovespa. In compensation, the variations of the market index and the future variations in GDP and in the rate of real exchange didn't present a significant relationship, thwarting the suppositions that the stock market reflects the variations in the future levels of economical activity. It was also verified that the excesses in the market returns are influenced by the volatilities of the macrofatores and of the own market return.

Given the above-mentioned results, it is inferred that the decisions of the agents' investments should be linked to the variations in the macroeconômic factors, and have been seen as important factors for the efficient allocation of the portfólio.

SUMÁRIO

LISTA DE ANEXOS.....	09
LISTA DE FIGURAS.....	10
LISTA DE TABELAS.....	11
1. INTRODUÇÃO.....	13
1.1. Apresentação.....	13
1.2. Importância do Mercado de Ações à Economia.....	15
1.3. Objetivos.....	25
1.3.1. Geral.....	25
1.3.2. Específicos	25
2. REVISÃO DA LITERATURA ENTRE O MERCADO DE AÇÕES E AS VARIÁ - VEIS MACROECONÔMICAS.....	27
2.1 Modelo de Valor Presente.....	27
2.2 Teoria de Precificação por Arbitragem - APT.....	29
2.3 Modelo Intrtemporal de Precificação dos Ativos – I-CAPM	31
2.4 Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas.....	32
2.4.1 Modelo de Fisher.....	33
2.4.2 O Mercado de Ações e a Inflação	34
2.4.3 O Mercado de Ações e o Nível de Atividades.....	40
2.4.4 O Mercado de Ações e a Taxa de Juros	47
2.4.5 O Mercado de Ações e a Taxa de Câmbio	51
2.5 Análise Conjuntural das Variáveis Macroeconômicas e o Mercados de Ações Brasileiro no Período Pós-Plano Real.....	55
3. VARIÁVEIS, ORDEM DE INTEGRAÇÃO E MODELOS ECONOMETRI- COS.....	67
3.1 Determinação das Variáveis.....	67
3.2 Ordem de Integração	69
3.3 Modelos Econométricos: uma breve revisão.....	70

3.3.1 Modelo ARIMA.....	71
3.3.2 Modelo de Função de Transferência.....	71
3.3.3 Modelo VAR.....	73
4. RETORNOS NO MERCADO DE AÇÕES X INFLAÇÃO: AS HIPÓTESES DE PROXY EFFECT E CAUSALIDADE REVERSA	77
4.1 Modelo de Fama	77
4.1.1 Nível de Atividades e Inflação	79
4.1.2 Processo de Gasto com Capital e os Retornos no Mercado de Ações	80
4.1.2.1 Gasto com Capital e Inflação.....	81
4.1.2.2 Retornos dos Ativos, Variáveis Reais e a Inflação	82
4.2 Modelo Alternativo.....	83
4.3 Resultados Empíricos do Modelo de Fama	84
4.4 O Modelo de Geske e Roll/Solnik	93
4.5 Resultados Empíricos	96
5. RETORNOS NO MERCADO DE AÇÕES E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: A RELAÇÃO ENTRE AS MACROVOLATILIDADES E OS PREÇOS DAS AÇÕES.....	101
5.1 Modelo de Excessos nos Retornos.....	101
5.2 Estimativa Via Modelo VAR.....	103
5.3 Hipóteses.....	103
5.4 Resultados Empíricos.....	105
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	119
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	123
8. ANEXOS.....	131

LISTA DE ANEXOS

ANEXO A: SÉRIES ESTACIONÁRIAS– (Gráficos).....	131
ANEXO B: TABELA VAR – (Equação da Média).....	132
ANEXO C: TABELA VAR – (Equação dos Resíduos).....	133
ANEXO D: FUNÇÃO DE RESPOSTA – Média).....	134
ANEXO E: FUNÇÃO DE RESPOSTA – (Desvio).....	135

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1 – Fluxo de Fundos Através do Sistema Financeiro	16
Figura 2.1 – PIB Trimestral – Ajustado Sazonalmente (1990 = 100)	57
Figura 2.2 – Taxa de Inflação - IPC (%)	58
Figura 2.3 – Taxa de Juros - Selic (%).....	60
Figura 2.4 – Taxa de Câmbio (R\$/US\$)	62
Figura 2.5 – Ibovespa – Índice Mensal (Pts).....	65
Figura 5.1 – Função de Resposta – IBOVR X IPC.....	112
Figura 5.2 – Função de Resposta – IBOVR X TXJR.....	114
Figura 5.3 – Função de Resposta – IBOVR X TXCR.....	115
Figura 5.4 – Função de Resposta – IBOVR X PIBR.....	116

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 – Teste de Raiz Unitária	69
Tabela 4.1 – Equação de Fisher	84
Tabela 4.2 – Equação da Demanda por Moeda	85
Tabela 4.3 – Autocorrelação e Autocorrelação Parcial da Inflação.....	86
Tabela 4.4 – Equação da Inflação.....	87
Tabela 4.5 Inflação Esperada e Não esperada - PIB	87
Tabela 4.6 – Equação dos retornos do Ibovespa.....	89
Tabela 4.7 – Equação dos retornos do Ibovespa – Modelo Alternativo.....	92
Tabela 4.8 – Causalidade Reversa	96
Tabela 4.9 – Causalidade Reversa – Função de Transferência	97
Tabela 4.10 – Causalidade do IBOV, TXJ e INF (Decomposição da Variância dos Erros de previsão).....	98
Tabela 5.1 – Resumo Estatístico das Variáveis.....	105
Tabela 5.2 – Equações ARMA das Séries e as Autocorrelações dos Resíduos.....	107
Tabela 5.3 – Equação da Demanda por Moeda.....	109
Tabela 5.4 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão das Séries IBOVR, TXCR, TXJR, INF e PIBR.....	111
Tabela 5.5 – Decomposição da Variância dos Erros de Previsão das Séries RIBOVR, RTXCR, RTXJR, RINF e RPIBR.....	111

1. INTRODUÇÃO

1.1 APRESENTAÇÃO

Nos últimos vinte anos, a performance macroeconômica na maioria dos países desenvolvidos e emergentes tem melhorado substancialmente. Em ambos, a inflação e a taxa de crescimento real apresentam-se mais estáveis do que no início dos anos 80. Parte dessa evolução está relacionada ao desenvolvimento dos mercados financeiros, que contribuíram para melhorar a alocação dos recursos financeiros ao setor produtivo da economia, provendo oportunidades de investimentos aos agentes superavitários e de capital para as empresas com intuito de financiarem seus projetos.

A relação entre a performance macroeconômica e os preços dos ativos nos países com maior desenvolvimento, tem recebido grande destaque na literatura empírica (Fama, 1975, 1981, 1990; Chen, Roll e Ross, 1986, Pearce e Roley, 1988, Lee 1996, Chiang e Chiang, 1996; dentre outros). Entretanto, a relevância econômica do mercado de ações nos países em desenvolvimento apresenta-se ainda incipiente e com pequeno destaque empírico, apesar dos recentes estudos para os mercados asiáticos (Su, 1998; Kwon e Shin, 1999; Chiang e Doong, 1999 e Ajayi, Friedman e Mehdian, 1998). Essencialmente, a questão é como esses mercados menos desenvolvidos respondem às macrovariações quando da precificação dos seus ativos?

No Brasil, o mercado de ações recentemente tem recebido muita atenção por parte de investidores e empresas, haja vista que o mesmo tem se apresentado como uma oportunidade para investidores externos que visam diversificar seus *portfólios* e aproveitar a globalização financeira vigente. Após a implementação do Plano Real, o mercado financeiro brasileiro apresentou um súbito desenvolvimento, de forma que a capitalização através do mercado de ações apresentou crescimento tanto em termos de volume de comércio como na eficiência alocativa. Isso vem de encontro com Bekaert *et al* (1995), que destaca o desenvolvimento dos mercados financeiros como principal responsável pela melhoria na eficiência alocativa do emprego do capital, já que a difusão dos mecanismos financeiros permite a redução dos custos de capital, além de facilitar a captação de recursos externos, possibilitando aos agentes realocar seus investimentos de ativos reais para ativos monetários.

No entanto, devido a insegurança quanto as condições macroeconômicas e a sua estrutura financeira, a capitalização por intermédio do mercado de ações no Brasil, apresenta-se extremamente inferior a do EUA, por exemplo. Como conseqüência, as ações negociadas na bolsa de valores brasileira ficam vulneráveis às condições econômicas adversas, sejam elas internas ou externas. Isso pode acarretar diferentes percepções do risco por parte dos investidores, o que propicia uma certa exposição da moeda nacional a ataques especulativos e exige freqüentes intervenções no mercado por parte do governo, desviando-o de sua principal atribuição: prover as condições necessárias para viabilidade do processo de desenvolvimento econômico do país.

Neste sentido, o presente trabalho tem como objetivo realizar um estudo para verificar se há relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado de ações brasileiro.

Para tanto, organizou-se o trabalho em seis capítulos de forma a levantar, primeiramente, o problema e os objetivos do trabalho passando pelo seu desenvolvimento, através de uma revisão teórico-empírica e uma análise das variáveis até a conclusão do mesmo, dispostos conforme a seqüência da análise, a saber:

O primeiro capítulo contém, além desta introdução, a relevância do trabalho a ser estudado, ou seja, a importância do setor financeiro, e dos retornos no mercado de ações, mais especificamente, para o desenvolvimento da economia, bem como o processo interativo entre ambos.

No segundo capítulo, faz-se uma revisão da literatura teórica-empírica relacionando as variações dos preços dos ativos no mercado de ações e as variáveis macroeconômicas. Ainda no mesmo capítulo, ressalta-se os modelos financeiros utilizados na análise (Modelo de Valor Presente, APT e I-CAPM), além de fazer uma breve discussão da conjuntura econômica brasileira no período Pós-Plano Real.

No terceiro capítulo, faz-se uma revisão metodológica do trabalho, ressaltando os modelos econométricos utilizados, bem como a descrição das variáveis, tanto em termos de periodicidade como da ordem de integração das mesmas.

No quarto capítulo, analisa-se a relação existente entre a inflação e os retornos das ações, bem como a relação de ambas com o nível de atividades, com o intuito de verificar chamado *proxy effect*, desenvolvido por Fama (1980). Adicionalmente, analisa-se o *proxy*

effect utilizando-se um modelo ARIMA, alternativo ao de Fama. A seguir, estuda-se a hipótese de causalidade reversa de Geske e Roll (1983), na qual as variações nos preços dos ativos causam variações na taxa de inflação, a partir de um conjunto de eventos macroeconômicos. Por fim, verifica-se a relação entre a taxa de inflação e os retornos de mercado, analisando-se as funções de resposta das variáveis ao se adicionar taxa de juros no modelo VAR.

Essa análise é ampliada no capítulo cinco, pela inclusão do PIB e da taxa de câmbio ao sistema VAR. Além disso, procura-se verificar se as volatilidades dos macrofatores e do próprio índice de mercado, influenciam os excessos dos retornos no mercado de ações brasileiro.

Por fim, no último capítulo, tece-se algumas conclusões inerentes à relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações no Brasil.

1.2 IMPORTÂNCIA DO MERCADO DE AÇÕES À ECONOMIA

O Sistema Financeiro é essencial para promover a eficiência econômica, haja visto que o mesmo desempenha uma importante função na economia, a de canalizar fundos de pessoas que os detenham em excesso para pessoas que encontram-se com escassez de fundos. De modo geral, o Sistema Financeiro desloca fundos de pessoas a quem faltam oportunidades de investimento produtivo àquelas que têm tais oportunidades. Assim, operando eficientemente, o Sistema Financeiro contribui para maior produção e eficiência na economia em geral, propiciando melhorias à prosperidade econômica de todos em uma sociedade.

Existem dois tipos de financiamento: o *financiamento direto*, em que os emprestadores transferem fundos diretamente aos tomadores através de mercados financeiros (ex. Bolsa de Valores); e o *financiamento indireto*, em que os emprestadores depositam seus fundos (que podem ou não render juros) nos intermediários financeiros e estes emprestam esses fundos à terceiros, cobrando juros (ex. bancos).

O fluxo de fundos através do Sistema Financeiro pode ser descrito conforme a figura 1.1

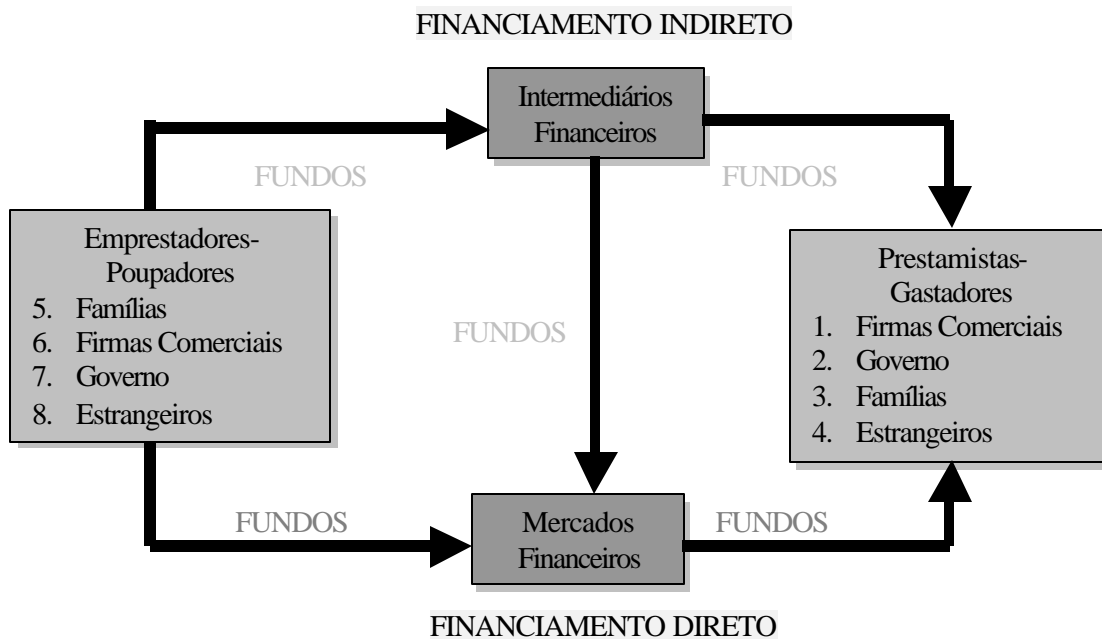


Figura 1.1: Fluxo de Fundos Através do Sistema Financeiro

Fonte: MISHKIN, Frederic S. *Moeda, bancos e mercados financeiros*. 5ª ed. Rio de Janeiro: LTC, 1999. p. 15.

No presente trabalho, destacar-se-á o financiamento direto, mais especificamente, o desenvolvimento dos preços dos ativos¹ no mercado de ações e sua relação com variáveis macroeconômicas fundamentais ao desenvolvimento econômico.

No que concerne aos preços dos ativos, os mesmos podem ser interpretados como valores descontados dos pagamentos com futuros dividendos, que por sua vez, incorporam expectativas referentes a lucratividade futura da firma bem como das suas taxas de desconto. As taxas de desconto utilizadas no cálculo dos valores presentes são as taxas de juros de longo prazo. Uma redução no nível das taxas de juros de longo prazo, elevam o impacto de uma mudança nas taxas de longo prazo que compõem os valores das ações. Nesse sentido, altas taxas de juros reduzem os lucros das empresas que apresentam-se endividadas, podendo, inclusive, afetar negativamente as perspectivas dos seus fluxos de caixa futuros.

Adicionalmente, se o choque na taxa de juros provocar uma mudança nas expectativas do mercado referente a sustentabilidade dos preços das ações, esses preços podem cair para valores mais baixos do que seria esperado caso não houvesse uma

¹ No presente trabalho, considerar-se-á os preços dos ativos como sendo sinônimos de preços das ações, apesar de os mesmos não representarem a mesma coisa.

mudança nas expectativas. Em particular, de acordo com Mojon (2000), se o mercado se convencer que os preços praticados forem tão otimistas de maneira a formar uma “bolha” que está próxima a explodir, um choque de política monetária adversa pode ser uma espécie de catalisador para tal explosão.

A relação entre os preços dos ativos e as condições econômicas, por exemplo, tem recebido grande destaque na última década. Lamont, Polk e Saá-Requejo (1997), utilizam os preços dos ativos para testar se há um fator comum entre os retornos das ações e as contrações financeiras. Da mesma maneira, Gertler e Gilchrist (1994), mostraram que as contrações no crédito são intensificadas durante as recessões ou quando ocorre uma política monetária contracionista, ao mesmo tempo em que apresentam uma correlação entre os retornos das ações de firmas financeiramente alavancadas e os choques macroeconômicos, de modo a afetar diferentemente estas firmas.

Portanto, cabe ressaltar, que apesar da taxa de juros de curto prazo ser a variável geralmente utilizada nos choques de política monetária no intuito de afetar a economia (forma direta), há uma visão alternativa de como a política monetária pode afetar a economia através dos preços dos ativos (forma indireta). Na literatura referente ao mecanismo de transmissão monetária, outra categoria que provê importante canal pelo qual a política monetária afeta a economia é o desenvolvimento dos preços no mercado de ações².

As flutuações dos preços no mercado de ações tem importante impacto na economia agregada. Os mecanismos de transmissão envolvendo o mercado de ações podem ser expressos tanto pelos efeitos do mercado de ações sobre as decisões de investimento e dos balancetes das firmas, como os efeitos riqueza e liquidez das famílias.

Um importante mecanismo para se verificar como os movimentos nos preços dos ativos afetam a economia através das decisões de investimento das firmas é a teoria q de Tobin³ (Tobin, 1969). Segundo essa teoria, uma redução na taxa de juros, torna os títulos do governo menos atrativos se comparados às ações, o que resulta num aumento da demanda pelas ações que são ofertadas a esse preço. Dessa forma, uma elevação dos preços das ações reduz os custos de capital, elevando os níveis de investimento e de produção.

² Mishkin (2001), destaca a taxa de câmbio, além dos preços no mercado de ações, como importantes canais de política monetária.

³ A teoria q de Tobin é definida como o valor de mercado da firma dividido pelo custo de reposição de capital.

Adicionalmente, modelos teóricos sobre as imperfeições no mercado de capitais implicam que o custo de financiamento externo seja mais oneroso que o financiamento interno. Conseqüentemente, para determinados níveis de oportunidades de investimentos, custos informacionais e taxas de juros de mercado, firmas com maior valor líquido devem investir mais. Entretanto, testar o efeito do valor líquido nos investimentos tem sido o grande desafio para os pesquisadores. Hubbard (1997), relata que uma forte ligação das variações no valor líquido das firmas e a necessidade de investimento, não suportam a validade dos modelos sobre o custo de financiamento externo. Segundo o mesmo, supondo o uso dos fluxos de caixa como uma *proxy* das variações no valor líquido das firmas, na qual os fluxos de caixa são aproximadamente as rendas correntes menos os gastos e impostos. Se o fluxo de caixa for correlacionado com a lucratividade futura, a ligação entre fluxo de caixa e o nível de investimento para uma determinada firma no tempo, deve confirmar os resultados do modelo neoclássico. Ou seja, firmas com altos fluxos de caixa devem ter maior prosperidade em seus investimento

Argumentos contrários a importância de fatores financeiros nas decisões de investimentos advém do trabalho seminal de Modigliani e Miller (1958), que demonstraram a irrelevância da estrutura financeira e da política monetária nas decisões de investimento sob certas condições. A idéia central de Modigliani-Miller destaca que a estrutura financeira da firma não afetará seu valor de mercado sob a hipótese eficiência no mercado de capitais. Como resultado, se essas suposições forem satisfeitas, as decisões “reais” da firma (*i.e.* investimento fixo) motivado pela maximização dos ganhos dos acionistas, serão independentes dos fatores financeiros como a liquidez, alavancagem e pagamento de dividendos. Dessa forma, se tais fricções não são importantes, os financiamentos externo e interno podem ser considerados como substitutos perfeitos e a informação sobre as variações contemporâneas no valor líquido e sua relação com o valor do q de Tobin deveria ser irrelevante para as decisões de investimentos. Conseqüentemente, uma variação no valor líquido das firmas não deveria ter efeitos diretos sobre o nível de investimento, mantendo constante em termos marginais o valor de q (Chirinko, 1993).

Adicionalmente, a presença de problemas referente a informação assimétrica no mercado de crédito provê um mecanismo de transmissão monetária que opera através dos preços dos ativos. Esse mecanismo é comumente referido na literatura como o canal do crédito⁴, sendo transmitido através dos balanços das firmas. De acordo com essa visão, um

⁴ Uma visão mais detalhada sobre o canal do crédito, vide Bermanke e Gertler (1995), Cecchetti (1995) e Hubbard (1995, 2001).

declínio no valor líquido dos negócios da firma, elevam os problemas de seleção adversa e risco moral na concessão de empréstimos para essas firmas, o que reduziria os empréstimos para financiar os gastos com investimentos.

Bernanke e Gertler (1995, 2000), destacam o balancete das firmas como a conexão quantitativa mais importante entre os preços dos ativos e a economia real. De acordo com os mesmos, a implicação chave da existência de fricções no mercado de crédito decorre do fato que os fluxos de caixas e as condições de seus balancetes são importantes determinantes da habilidade dos agentes em solicitar um empréstimo e/ou emprestar. Dessa forma, a deterioração nos balancetes dos agentes e o reduzido fluxo de crédito operam sobre os gastos e a demanda em termos agregados, podendo, inclusive, afetar a oferta agregada de longo prazo, na medida em que inibem a formação de capital e a redução na demanda por trabalho.

No que tange ao mercado de ações e o seu impacto sobre os efeitos liquidez e riqueza das famílias, considera-se como elemento principal os gastos com consumo. No efeito liquidez, os consumidores caracterizam-se pelo desejo de consumir ao invés de investir ou emprestar. Tarhan (1994), por exemplo, destacou o efeito liquidez no mercado americano, examinando a conexão entre as operações de mercado aberto, taxas de juros e preços dos ativos. Segundo o autor, se a crença dos investidores de que as negociações correntes do Federal Reserve (Fed) implicam num fluxo das futuras transações do Fed, essas negociações provavelmente terão um significativo impacto no preços dos títulos do governo. Ou seja, se os investidores observam que o Fed está conduzindo uma compra no mercado aberto e interpretam essa compra como um futuro alívio monetário, provavelmente haverá um aumento dos preços dos títulos do governo.

Sobre o efeito riqueza, o modelo de ciclo da vida de Modigliani (Modigliani, 1971), determina que um indivíduo aloca o seu nível de consumo durante a sua vida. Assim, uma elevação nos preços das ações, aumenta o valor da riqueza das famílias, que por sua vez, eleva os recursos para consumo durante a vida do consumidor. Em contrapartida, um *crash*⁵ no mercado de ações, por exemplo, torna as pessoas muito incertas quanto ao futuro da economia, levando-as a pouparem mais, bem com reduzir o seu nível de consumo.

Identicamente, num estudo para a economia americana, Rigobon e Sack (2001, p.1) destacam a importância do mercado de ações para as decisões de política monetária, assim como os canais pelos quais esse impacto é transmitido à economia. Segundo os mesmos,

⁵ Entenda-se como *crash*, neste caso, como um choque negativo nos preços dos ativos.

Devido ao seu impacto potencial na macroeconomia, os movimentos no mercado de ações poder ser considerado como um importante determinante nas decisões de política monetária. (...) Esse impacto do mercado de ações na macroeconomia passa por dois principais canais. O primeiro, como sugerido pelas declarações do Presidente do FED, é que os movimentos nos preços das ações influenciam o consumo agregado pelo canal da riqueza. As riquezas financeiras totais das famílias norte-americanas estavam em \$35.7 trilhão a partir do fim de 2000, dos quais \$11.6 trilhões estavam na forma de patrimônio líquido. Por causa da magnitude destes propriedades de lucros sobre o patrimônio líquido, de forma que os movimentos nos preços das ações têm um efeito de signicante na riqueza doméstica. Segundo, movimentos nos preços dos ativos também afetam o custo de financiamento dos negócios. Em 2000, por exemplo, as corporações não-financeiras norte-americanas elevaram seus patrimônios líquidos numa quantia equivalente à \$118 bilhões e mais de \$100 bilhões em fundos de capital de risco.

Adicionalmente, a importância do mercado de ações como um canal para o crescimento econômico, aparece em destaque em Rosseau e Wachtel (1999). Eles exploraram os efeitos de dois aspectos do desenvolvimento no mercado de ações: o tamanho do mercado como um indicativo à capitalização de mercado e a combinação de tamanho com liquidez como um indicativo de volume comercializado. De acordo com os mesmos, há pelo menos três razões pelas quais o mercado de ações caracteriza-se como uma importante instituição financeira, até mesmo quando apresenta-se como uma fonte minoritária de recursos.

Primeiro, o mercado de ações provê um potencial mecanismo de saída tanto para investidores como para empresários. Por exemplo, os investimentos em capital de risco serão mais atrativos em mercados mais desenvolvidos do que mercados que não apresentem funcionamento adequado. Segundo, o influxo de capital, seja ele em investimento direto ou em *portfólio*, é potencialmente importante como um fluxo de fundos de investimento para mercados emergentes e economias em transição. O nível de investimento (direto e/ou *portfólio*) será maior para países que apresentam mercados financeiros melhor organizados, o que facilitaria o influxo de capital e a capacidade de financiar os déficits em conta corrente. Finalmente, a existência de mercado de ações geralmente proporciona uma importante informação para melhoria da eficiência na intermediação financeira. Por exemplo, para empresas multinacionais, o mercado de ações melhora o fluxo de informações entre a filial e sua matriz, na medida em que produz uma rápida avaliação dos ativos da empresa no mercado doméstico que, por sua vez, servirá como um ponto de referência para o valor dos seus ativos num âmbito geral.

Cabe ressaltar, no entanto, que apesar da importância dos preços dos ativos na condução de políticas econômicas, não significa que os Bancos Centrais estejam

objetivando o controle sobre os preços dos ativos. Atualmente, com o estouro da bolha dos mercados de ações e imobiliário no Japão no início dos anos 90 e mais recentemente o *boom* (com reversão parcial) no mercado de ações americano, houve um crescente debate sobre como as autoridades monetárias devem reagir as flutuações nos preços dos ativos⁶.

Cecchetti *et al* (2002), argumentam que os desalinhamentos dos preços dos ativos devem ser utilizados como um guia nas decisões do banco central, apesar de não considerá-los como um objetivo primário num contexto de políticas dirigidas por metas inflacionárias. O argumento base formulado é que os bancos centrais podem melhorar a performance macroeconômica reagindo sistematicamente aos desalinhamentos nos preços dos ativos em suas previsões sobre a inflação e o hiato do produto. Segundo o ponto de vistas dos autores, os bancos centrais que visam suavizar os desvios da produção e as flutuações na inflação, podem melhorar a eficácia macroeconômica fixando as taxas de juros sem desviar atenção em relação aos desalinhamentos nos preços dos ativos.

A principal razão, é que uma “bolha” nesses preços provocaria distorções nos níveis de investimento e consumo e, conseqüentemente, nos níveis de oferta e demanda agregadas. Portanto, uma pequena elevação nas taxas de juros quando os preços dos ativos caem abaixo de seus níveis fundamentais, tenderia a compensar o impacto na produção e inflação, melhorando assim a estabilidade macroeconômica em termos globais. Adicionalmente, se for de conhecimento dos agentes que a política monetária seria conduzida “contra o vento”, poderia se reduzir a probabilidade de formação de “bolhas” e, por conseguinte, uma provável instabilidade econômica.

Nesse mesmo sentido, Mishkin (2001) destaca que devido à importância dos movimentos nos preços das ações e de imóveis sobre a demanda agregada, os bancos centrais devem conduzir suas decisões de política monetária interligada às flutuações nesses mercados. Segundo o mesmo, ao invés de se considerar uma função de perda padrão, na qual o banco central minimiza a média ponderada dos desvios ao quadrado da inflação em relação a sua meta e a produção do seu nível potencial, uma política monetária ótima reagirá as variações nos preços das ações e dos imóveis.

Mecanismos similares jogam papel principal em modelos nos quais a política monetária é transmitida via canal do crédito e naqueles em que o acelerador financeiro tem importância significativa. Nestes casos, uma “bolha” nos preços dos ativos em mercados financeiros emergentes, conduz à elevação dos investimentos que ao considerar

⁶ Vide, por exemplo, Bernanke e Gertler (1999).

o alto valor de suas garantias (colateral), facilitam a tomada de empréstimos pelas firmas. Maiores níveis de investimentos estimulam a demanda agregada e a produção no curto prazo, mas acaba por criar uma sobrecapacidade que pode resultar numa queda abrupta. Assim, mesmo que a inflação média não seja afetada significativamente, uma “bolha” no mercado de ações, por exemplo, conduz para elevação da volatilidade na produção. Por esse motivo, é de crucial importância considerar os desalinhamentos nos preços dos ativos no curso normal da política monetária, não somente porque eles impactam na inflação esperada, mas também porque tais desalinhamentos conduzem para flutuações desnecessárias no ciclo dos negócios⁷.

Em contrapartida, Bernanke e Gertler (1999, 2001) argumentam que num contexto de metas de inflação, não é necessário nem desejável que a política monetária reaja aos movimentos nos preços dos ativos, exceto quando os mesmos atingirem uma magnitude capaz de afetar a inflação esperada que possam conduzir a pressões inflacionárias/deflacionárias. Segundo os autores, num mundo de mercados eficientes e sem distorções regulatórias, movimentos nos preços dos ativos simplesmente refletem variações nos fundamentos econômicos, o que não acarretaria maiores preocupações aos gestores de política monetária. Dessa forma, os *policymakers* deveriam preocupar-se com os desalinhamentos nos preços dos ativos somente quando estes forem oriundos de fatores não fundamentais⁸.

Nesse sentido, tentar estabilizar os preços dos ativos seria problemático por uma série de razões. Primeiro, torna-se muito difícil conhecer com segurança se as variações nos valores dos ativos resultam de fatores fundamentais, não fundamentais ou de ambos. Segundo, focando numa eventual pressão inflacionária/deflacionária gerada por movimentos nos preços dos ativos, o banco central efetivamente responde aos efeitos nocivos dos *booms* e *busts* sem entrar efetivamente no problema e decidir o que é um fundamento e o que não é. Evita também, um risco histórico de que uma “bolha”, uma vez estourada, possa gerar um estado de pânico no mercado financeiro. Finalmente, um regime de metas inflacionárias, por exemplo, automaticamente conduziria a uma estabilidade macroeconômica, bem como implicaria numa tendência de elevação nas taxas de juros durante um *boom* nos preços dos ativos (pressão inflacionária) e uma queda durante um

⁷ Vide Cecchetti *et al* (2000) e Cecchetti, Chu e Steindel (2000).

⁸ Os autores consideram fatores não fundamentais, uma política regulatória fraca e uma racionalidade imperfeita por parte dos agentes (psicologia de mercado).

bust (pressão deflacionária), reduzindo a probabilidade de ocorrência de um pânico financeiro (Bernanke e Gertler, 2000).

No Brasil, infelizmente poucos estudos tem sido conduzidos para investigar o potencial impacto dos mercados financeiros sobre a economia. Duas das justificativas comumente utilizadas para não utilização do setor financeiro na condução da política monetária são a incipiência, principalmente quanto ao mercado de ações e o desvio das atividades bancárias tradicionais em regimes de alta inflação. No caso dos bancos, especificamente, sob alta inflação, as atividades bancárias tradicionais – como as operações de crédito – perdem importância em termos de volume de negócios e como fonte de receita dos bancos. Por outro lado, os ganhos derivados do *float*⁹ e da arbitragem entre as taxas de juros tendem a se elevar. No entanto, após a implementação do plano real, a capitalização via setor financeiro teve um relativo aumento. O motivo dessa elevação foi a redução dos níveis inflacionários que possibilitaram aos agentes recolocar seus investimentos de ativos reais para ativos monetários (Melo e Rodrigues Jr., 1998).

Dentre os poucos trabalhos que destacam a importância dos mercados financeiros na condução de política monetária visando o desenvolvimento econômico, pode-se destacar os trabalhos de Bekaert *et al* (1995) e Miranda *et al* (1998). O primeiro ressalta a importância de como o desenvolvimento financeiro de uma economia pode afetar a sua capacidade produtiva. Segundo os autores, o desenvolvimento financeiro pode melhorar a eficiência alocativa do emprego do capital, pois a difusão dos mecanismos financeiros permite a redução nos custos de capital, além de facilitar a captação de recursos externos. O segundo analisou o processo de intermediação financeira para o investimento no setor produtivo, a partir de dois estudos de casos, a saber: - letras hipotecárias¹⁰ e fundo de aposentadoria programada individual (Fapi). A conclusão de tal estudo remete para o deslocamento da atenção do governo - como centralizador de decisões - para as potencialidades e capacidades de novos instrumentos de repartição do risco e na melhoria da eficiência alocativa. Uma baixa diversificação do risco, juntamente com uma baixa eficiência alocativa é um dos motivos que mais restringe a obtenção de recursos.

Em contrapartida, estudos de caso para o Brasil a partir de modelos estruturais - que apreciem tanto as relações dinâmicas quanto as relações contemporâneas entre as variáveis - como os modelo de Cointegração, de Correção dos erros (MCE) e de vetores

⁹ Recursos em trânsito no sistema bancário que representam um crédito livre para os bancos.

¹⁰ Letras Hipotecárias são instrumentos financeiros que associam um propriedade imobiliária a uma dívida financeira.

auto-regressivos (VAR), não apresentaram os preços dos ativos como um potencial canal de política monetária. Dentre os trabalhos que utilizaram desses modelos estruturais, destacam-se o realizado por Tourinho (1996) e o de Moreira, Fiorêncio e Lopes (1996). O primeiro tentou apresentar um modelo de crescimento ótimo para economias com inflação, a partir de implicações teóricas que consideram a taxa de inflação e a produtividade da economia como sendo estocásticas, dentro de um contexto neoclássico de equilíbrio. O equilíbrio para o modelo foi caracterizado calculando-se a taxa de juros de equilíbrio, a condição marginal que permite obter a intensidade ótima para o capital e a demanda por saldos reais de moeda. A conclusão referente à análise comparativa do modelo, apresentou um efeito anti-Tobin: aumentos da taxa de inflação esperada produzem reduções na intensidade de capital e riqueza de equilíbrio. No seu conjunto, o modelo utilizado explicou, pelo menos em parte, a queda do crescimento econômico, as taxas de juros reais elevadas e a ampla variância de produto real que se observam no processo de alta inflação.

No segundo estudo, os autores tentaram apresentar um modelo de previsão do PIB, inflação e meios de pagamentos, impondo algumas hipóteses para o choque, como por exemplo, choque de oferta¹¹ e choque neutro de inflação¹². No primeiro, observou-se que as três variáveis em estudo convergem para seus valores de longo prazo. A dívida privada cresce, aproximadamente na mesma proporção do PIB, sugerindo que se trata de um choque de crescimento equilibrado. No segundo, os juros reais caem acentuadamente, voltando à sua tendência rapidamente, indicando que os agentes, apesar de não terem previsão perfeita, aprendem rapidamente. Segundo os autores, esse movimento implica num reflexo direto sobre o PIB, ou seja, a imposição de que este choque não tenha efeitos permanentes sobre os juros reais acarretou também efeitos nulos sobre o produto.

Por fim, Melo e Rodrigues Jr. (1998), num estudo sobre os determinantes do investimento privado no Brasil para o período compreendido entre 1970 e 1995, verificaram que a incerteza e a instabilidade macroeconômica sobre o volume de investimento, somente pode ser explicada à luz da teoria mais recente que encara um investimento como uma opção real. Assim, dada a irreversibilidade das decisões de investimento, aumento nos níveis de instabilidade e incerteza pode levar os agentes a adiar a implementação dos planos de investimento. Isso ocorrerá sempre que o custo de adiar a decisão de investimento for inferior ao eventual custo de se alterar a destinação econômica

¹¹ O choque de oferta é definido impondo que, a longo prazo, mesmo que o produto cresça, os juros e a inflação permanecerão constantes.

dos bens de capital adquirido, em razão de uma oscilação não antecipada das condições econômicas. Quanto ao setor público, o estudo indica que as políticas públicas podem estimular o investimento privado no Brasil, por meio: da garantia de crescimento econômico; da fixação das taxas de juros em níveis considerados moderados e da manutenção da taxa de inflação sob controle, de modo a reduzir a incerteza e gerar credibilidade por parte dos agente privados.

Assim, ante ao referencial teórico exposto e a carência de estudos empíricos para o Brasil, pode-se extrair a relevância em se estudar a relação do mercado de ações na condução de políticas econômicas, haja vista a sua estreita relação com as variáveis macroeconômicas chaves ao desenvolvimento da economia. Verifica-se também, a partir desta hipótese, que existem subsídios suficientes para formulação dos seguintes problemas de pesquisa:

- A magnitude em que o mercado de ações reflete as informações macroeconômicas;
- A previsibilidade de expansões e/ou contrações econômicas a partir das variações no mercado de ações.

1.3 OBJETIVOS

1.3.1 Geral:

- Analisar (descrevendo e interpretando) a relação entre o desenvolvimento dos preços dos ativos no mercado de ações brasileiro e as variáveis macroeconômicas para o período Pós-Plano Real.

1.3.2 Específicos

- Realizar uma apreciação teórico-empírica da relação entre os preços dos ativos e as variáveis macroeconômicas;

¹² O choque neutro de inflação é definido pela restrição de que, a longo prazo, os juros reais sejam constantes.

- Analisar as hipótese fisheriana, de que o mercado de ações possa ser utilizado como um *hedge* em relação às taxas de inflação esperada e não esperada;
- Analisar o *proxy effect*, de que os preços dos ativos no mercado de ações estejam relacionados negativamente com a taxa de inflação, como uma *proxy* da relação negativa entre a inflação e o nível de atividade econômica;
- Analisar a relação causal entre os retornos no mercado de ações brasileiro e as variáveis macroeconômicas, tais como: inflação, taxa de juros, PIB e taxa de câmbio real;
- Verificar a influência dos macrofatores na explicação dos excessos nos retornos do mercado de ações brasileiro;
- Verificar a capacidade do mercado de ações brasileiro em antecipar as variações econômicas.

2. REVISÃO DA LITERATURA SOBRE A RELAÇÃO ENTRE O MERCADO DE AÇÕES E AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS

O presente capítulo tem por objetivo realizar uma revisão teórica e empírica da literatura referente à relação entre os preços dos ativos no mercado de ações e as variáveis macroeconômicas. Para tanto, inicia-se com a descrição dos modelos do valor presente (fundamental a avaliação dos preços das ações) e os modelos APT e I-CAPM. Após descreve-se alguns dos estudos teóricos e empíricos que fundamentam tal relação. Por fim, faz-se uma breve descrição do desenvolvimento dos retornos no mercado de ações brasileiro, bem como das variáveis macroeconômicas relevantes ao presente trabalho.

2.1 MODELO DE VALOR PRESENTE

Conforme já citado, o sistema financeiro é essencial para promover a eficiência econômica, na medida em que o mesmo canaliza fundos entre os agentes econômicos com vistas ao processo de investimento produtivo. Um dos canais dessa transferência diz respeito ao mercado de ações, cuja relevância aparece em destaque nas decisões de negócios das firmas, haja vista que o preço das ações afeta a quantidade de fundos que podem ser levantados através das vendas de ações recém emitidas, no intuito de financiar gastos com investimento. Um preço mais elevado das ações de uma firma significa que a mesma poderá levantar maior quantidade de fundos, os quais poderá ser utilizados na compra de meios de produção e equipamentos.

Existem diversas maneiras para se verificar o funcionamento dos mercados financeiros e, mais especificamente, do mercado de ações. No presente trabalho, dar-se-á destaque ao modelo de valor presente, derivado diretamente da teoria de expectativas racionais adaptadas aos mercados financeiros¹³.

No desenvolvimento do modelo considera-se um ambiente determinístico com dois ativos: um ativo livre de risco (r_f) e uma ação com preço determinado (p) que distribui

¹³ Em finanças, a aplicação do modelo de expectativas racionais em mercados financeiros deu origem a teoria de mercados eficientes, a qual baseia-se na hipótese de que os preços dos ativos no mercado de ações (por exemplo) refletem todas as informações disponíveis.

dividendos (d_t). Se o retorno desses ativos forem idênticos, a possibilidade de arbitragem é eliminada e pode-se escrever a fórmula da seguinte maneira:

$$p_t = \frac{1}{1 + r_f} (p_{t+1} + d_{t+1}) = a [p_{t+1} + d_{t+1}] \quad (2.1)$$

Com, $a = (1 + r_f)^{-1}$

No entanto, se o ambiente é incerto, os preços e os dividendos futuros são substituídos por suas expectativas condicionais e a equação se torna:

$$p_t = a [E_t p_{t+1} + E_t d_{t+1}] \quad (2.2)$$

Aplicando a lei de projeções iteradas a equação pode ser escrita como:

$$p_t = a E_t d_{t+1} + a^2 E_t d_{t+2} + \dots + a^n E_t d_{t+n}$$

ou

$$p_t^* = \sum_{h=1}^{\infty} a^h E_t d_{t+h} \quad (2.3)$$

Na qual, p_t^* representa o preço ótimo.

Conforme disposto na equação (2.2), o preço corrente é igual a soma dos dividendos futuros descontados.

De acordo com, Gouirou e Jasiak (2001), o modelo de valor presente $p_t = E_t p_t^*$, implica nas seguintes restrições na dinâmica conjunta das séries (p_t , p_t^*):

- ambas as séries devem ter a mesma média;
- suas variâncias devem satisfazer as seguintes desigualdades quanto às distribuições marginais e condicionais, respectivamente:

$$V p_t \leq V p_t^* ; V_{t-1} p_t \leq V_{t-1} p_t^*$$

No entanto, na prática, a seqüência dos dividendos futuros não pode ser observada, não sendo assim, possível utilizar a equação (2.3) para calcular o preço ótimo. Dessa forma, a mesma restrição pode ser utilizada substituindo p_t^* por

$$p_{t,h}^* = \sum_{h=1}^H a^h d_{t+h} + a^H p_{t+h} \quad (2.4)$$

Como por exemplo,

$$\begin{aligned} p_{t,1}^* &= a d_{t+1} + a p_{t+1}, \\ p_{t,2}^* &= a d_{t+2} + a^2 d_{t+2} + a^2 p_{t+2} \end{aligned}$$

Identicamente, fazendo uma analogia com a teoria de mercados eficientes, o mesmo problema aparece, pois não se pode observar ambos, retorno e preço esperado, de forma que as equações de expectativas racionais, por si só, não indicam como se comporta o mercado financeiro. Entretanto, de acordo com Mishkin (1999), a análise da oferta e demanda do mercado de títulos indica que o retorno esperado de um valor mobiliário tenderá (convergir) ao retorno de equilíbrio. Ou seja, o retorno esperado de um título R^e equivale ao retorno de equilíbrio R^* , que equaciona a quantidade demandada à ofertada como segue:

$$R^e = R^* \quad (2.5)$$

Aplicando a hipótese de expectativas racionais na equação (2.5), verifica-se que os preços vigentes esperados no mercado financeiro serão determinados de forma que a previsão ótima de retorno de um título, utilizando-se de todas as informações disponíveis, equivale ao retorno de equilíbrio desse título. Ou seja, se os mercados forem eficientes não haverá oportunidade inexplorada de lucro; ou ainda, o preço do título refletirá todas as informações disponíveis sobre o respectivo título.

2.2 TEORIA DE PRECIFICAÇÃO POR ARBITRAGEM (APT)

Segundo o modelo básico de precificação de ativos financeiros (CAPM), as taxas de retorno dos ativos estariam linearmente relacionadas a um único fator comum, representado pela taxa de retorno do *portfólio* de mercado. Uma expansão dessa relação foi proposta por Ross (1976), cujo modelo visava dar uma idéia mais genérica ao modelo de

precificação dos ativos. Surge portanto, a teoria de precificação por arbitragem, ou simplesmente o modelo APT.

Cabe destacar também que o CAPM tem seu ponto de partida com a especificação dos desejos do consumidor. A APT, por sua vez, inicia com a especificação do processo de geração dos retornos dos ativos. Nesse sentido, diz-se que o CAPM é um modelo do lado da demanda, enquanto que a APT é um modelo que representa o lado da oferta (Varian, 1991, p. 376).

No entanto, a intuição básica subjacente ao modelo APT é a mesma vigente no CAPM, porém dada a sua maior generalização, a APT permite assumir que a taxa de retorno de qualquer ativo seja uma função linear de k fatores, conforme apresentado na equação (2.6):

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{E}(\mathbf{R}_i) + \mathbf{b}_{i1}\mathbf{F}_1 + \dots + \mathbf{b}_{ik}\mathbf{F}_k + \mathbf{e}_i \quad (2.6)$$

Sendo que:

- $\mathbf{E}(\mathbf{e}_i) = 0$,
- $\text{Cov}(\mathbf{F}_j, \mathbf{F}_k) = 0$ para todo k e j , tal que $k \neq j$,
- $\text{Cov}(\mathbf{e}_i, \mathbf{F}_k) = 0$ para todo i e k .

Na equação (2.6), \mathbf{R}_i é a taxa aleatória de retorno do ativo i , $\mathbf{E}(\mathbf{R}_i)$ é a taxa de retorno esperada do ativo i , \mathbf{b}_{ik} mede a sensibilidade dos retornos do ativo i ao fator k , \mathbf{F}_k é o fator k , comum aos retornos dos ativos considerados, e \mathbf{e}_i é o ruído aleatório do ativo i . Lembrando sempre que todas as variáveis são consideradas como sendo aleatórias.

As principais premissas do modelo APT encontram-se resumidas em Bruni (1998), podendo ser representadas como:

- a relação de precificação dos ativos é linearmente definida por k fatores e isenta de quaisquer suposições acerca da teoria da utilidade;
- os agentes econômicos são avessos ao risco;
- as expectativas individuais são homogêneas;
- os mercados financeiros são perfeitamente competitivos e diversificados;
- o processo de geração das taxas de retornos dos ativos não está restrito apenas a um único período;

- não existe, de acordo com o modelo APT, a exigência de que a carteira de mercado assuma papel central no processo de avaliação do ativo.¹⁴

2.3 MODELO INTERTEMPORAL DE PRECIFICAÇÃO DOS ATIVOS (I-CAPM)¹⁵

Em sua forma básica, o CAPM assume uma certa miopia comportamental do investidor, haja vista que o mesmo otimiza suas decisões somente considerando um período à frente. Uma extensão desse procedimento que permite o gerenciamento do *portfólio* de uma maneira dinâmica, pode ser descrita a partir de um problema de escolha intertemporal de um consumidor que otimiza a expectativa através de uma função de utilidade separável no tempo, assim como utiliza os seus ativos financeiros para transferir riqueza entre diferentes períodos no tempo. De um modo geral, o I-CAPM concerne na utilização de uma função de utilidade intertemporal que, por sua vez, assume como inversa a relação entre substitutibilidade intertemporal e aversão ao risco.

Para dar uma idéia do modelo I-CAPM, utilizou-se uma modelagem mais simples conforme descrita em Asprem (1989). Em sua descrição o autor deriva o I-CAPM utilizando uma técnica desenvolvida por Constantinides (1986), a qual tem como seu ponto de partida o modelo da valorização modificado, onde o preço de um ativo é determinado pela propensão marginal a consumir mais os fluxos de caixa gerados pela firma, conforme descritos na equação (2.7):

$$P_{it} = E_{t+1}^k [S (U'c_{t+1}/U'c_t)D_{t+1}(f_t)] \quad (2.7)$$

Na qual, P_{it} é o preço do i ésimo ativo no tempo t , U é a função de utilidade de Von Neumann-Morgensten (com U' indicando a primeira derivada daquela função), D é o dividendo, ϕ indica que a expressão está condicionada às informações passadas. A

¹⁴ Para detalhes sobre a discussão teórica do modelo APT, vide por exemplo, Ross (1976), Varian (1991) e Gourieroux e Jasiak (2001). Para aplicação prática, vide Roll e Ross (1980), Brown (1989) e Santos, Kloeckner (1994).

¹⁵ O modelo I-CAPM foi desenvolvido inicialmente por Merton (1973), sendo aperfeiçoado no transcorrer do tempo, incluindo a variável consumo e dando origem ao CCAPM, conforme descrito em Beeden (1979, 1986) e Campbell (1993).

expressão entre parênteses representa o fator de desconto. Portando, definindo a taxa de retorno como $R_{it} = [(P_{it} + D_{it})/P_{it}] - 1$, obtém-se:

$$P_{it} - 1 = E_{t-1}^k [S(U'_{t+1}/U'_{t-1})D_{t+1}(f_{t-1})] = E\{(U'_{t+1}/U'_{t-1}) * [(D_t + P_{it}(f_{t-1}))]\} \quad (2.8)$$

Dividindo ambos os lados por $P_{it} - 1$, utilizando a definição de R_{it} e definindo os excessos dos retornos como $r_i = R_i - R_f$ (com R_f sendo a taxa livre de risco), obtém-se a seguinte expressão:

$$E\{(U'_t/U'_{t-1}) * [R_{it}(f_{t-1})]\} = 0 \quad (2.9)$$

Por fim, utilizando-se o lema de Stein, fazendo algumas considerações teóricas e estatísticas, define-se a equação do I-CAPM como sendo¹⁶:

$$E(R_{it}) = \{-E(U'_t'') / [E(U'_t')] * CA_j / E(U'_t')]\} * cov(A, C) \quad (2.10)$$

Com A sendo um vetor j de variáveis explicativas e C o consumo. A equação (2.10) representa a equação do I-CAPM desenvolvida por Merton (1973), na qual os retornos dos ativos dependem das variações ocorridas em pelo menos uma das variáveis explicativas, além (ou ao invés) do consumo.

2.4 RELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O MERCADO DE AÇÕES

A literatura sobre a relação entre os preços dos ativos financeiros e as variáveis econômicas tem recebido grande destaque a partir das décadas de 70 e 80. O interesse em estudar tal relação teve como sua principal causa, a flexibilização do câmbio e o período de instabilidade econômica enfrentada pela economia mundial com a eclosão dos choques do petróleo na década de 70 e das crises da dívida - principalmente nos países da América

¹⁶ Para maiores detalhes sobre o modelo, vide Merton (1973), Campbell (1993) e Gouieroux e Jasiak (2001), haja vista que a derivação completa do modelo não se faz necessário ao escopo do presente trabalho.

Latina - na década de 80, bem como da incapacidade de se prever os níveis de produção e inflação baseados nos agregados monetários e na curva de Phillips¹⁷. Dessa forma, um grande número de pesquisadores teóricos e/ou empíricos concentraram seus estudos na inter-relação entre variáveis econômicas e financeiras. Por esse motivo, destaca-se, na presente seção, a relação entre os preços dos ativos e as variáveis macroeconômicas, a partir de uma revisão teórico-empírica de alguns dos trabalhos que se dedicaram a estudar essa relação.

No entanto, antes de descrever a interação entre o desenvolvimentos dos preços dos ativos e as variáveis macroeconômicas, cabe destacar o modelo de Fisher (1930), haja vista a sua extensa utilização empírica (principalmente nos anos 80), como forma de análise entre a taxa de juros, inflação e o mercado de ações.

2.4.1 Modelo de Fisher

O modelo de Fisher (1930), relaciona a taxa de juros nominal e a inflação. Em seu modelo original, Fisher afirma que a taxa de juros nominal (i) consiste de uma taxa real (r) mais uma taxa de inflação esperada (π^e).

$$i = r + p^e \quad (2.11)$$

Efetuada algumas modificações, pode-se estimar a taxa de inflação esperada.

$$p_t^e = \alpha + i_{t-1} + e_t \quad (2.12)$$

Com π_t^e sendo a taxa esperada de inflação no período t ; i_{t-1} a taxa de juros nominal determinada no período $t-1$; α o negativo da taxa real de juros do período anterior ($-r_{t-1}$); e e_t é o termo erro aleatório.

¹⁷ Em seu trabalho original, Phillips (1958) relacionou negativamente as taxas de inflação salarial e o nível de desemprego, ou seja, havia uma relação positiva entre os níveis de salário e de emprego. No entanto, fazendo algumas derivações e passando para o âmbito agregado – *i.e.* considerando a taxa de inflação salarial como uma *proxy* da taxa de inflação e o nível de emprego como uma *proxy* da produção agregada – concluí-se, através da relação original de Phillips, que há uma relação positiva entre nível de produção agregada e inflação.

A hipótese implícita no modelo é a de que a taxa real esperada é determinada por fatores reais como a produtividade do capital e a preferência temporal dos poupadores que variam independentemente da taxa de inflação esperada¹⁸.

Extrapolando um pouco a idéia original, pode-se testar uma hipótese mais geral na qual, sob a hipótese de mercados eficientes, o retorno real esperado e a taxa de inflação esperada variam independentemente, de forma que, em média, os investidores sejam compensados pelas variações no poder de compra. A equação dos retornos considerando a hipótese de expectativas racionais, pode ser descrita como:

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{a}_t + \mathbf{bE}(\mathbf{p}_t/\mathbf{f}_{t-1}) + \mathbf{e}_t \quad (2.13)$$

Onde, \mathbf{R} é o retorno de mercado em termos nominais no período t ; π_t/ϕ_{t-1} é a taxa de inflação no período t condicionada ao conjunto de informações utilizadas pelo investidor para formar suas expectativas; E é o operador de expectativa matemática; e \mathbf{e}_t é um distúrbio aleatório.

O modelo disposto na equação (2.13) estima o valor condicional esperado dos retornos do mercado de ações como uma função da taxa de inflação esperada. Assim, uma estimativa de $\beta=1$ (ou muito próximo) é consistente com a hipótese fisheriana modificada de que os retornos de mercado variam de forma idêntica às variações na taxa de inflação esperada, o que implica na afirmação de que os retornos de mercado servem como um perfeito *hedge* contra inflação esperada. Essa conclusão pode ser ampliada aos retornos reais, desde que a estimativa do retorno real de um ativo - representada pela subtração entre o retorno nominal esperado e a taxa de inflação esperada - seja igual ou muito próximo a 1.

2.4.2 O Mercado de Ações e a Inflação

Uma ampla literatura financeira tem argumentado que os preços dos ativos desenvolvem-se inversamente às taxas de inflação. Um dos principais estudos teóricos nesse sentido foi desenvolvido por Feldstein (1980), cujas conclusões indicavam a existência de uma relação negativa entre preços das ações e taxa de inflação. No entanto, o

¹⁸ Esta hipótese é conhecida como hipótese fisheriana, a qual declara que a taxa de juros pode ser gerada por todos os ativos em um mercado eficiente. Para maiores detalhes, vide Fama e Schwert (1977).

autor destaca que para entender essa relação é crucial distinguir entre o efeito de uma taxa de inflação elevada porém constante e o efeito de um aumento na taxa de inflação esperada para o futuro. Assim, quando a taxa de inflação de equilíbrio é alta, os preços das ações aumentam a uma taxa ainda mais rápida. Mais especificamente, quando a taxa de inflação é alta, mas estacionária, os preços das ações elevam-se em relação ao nível de preços para manter constante a razão entre os preços das ações e os lucros/ganhos em termos reais. Em contraste, uma elevação na taxa de inflação causa uma queda simultânea na razão entre preços das ações/lucros. Essa redução permanente acontece pois um aumento da inflação eleva a taxa efetiva do imposto de renda corporativo¹⁹.

Na forma final de seu modelo, Feldstein (1980) destaca, via um modelo simples de valorização, que o preço de demanda por ação é calculado igualando-se o rendimento real líquido por dólar de lucro à soma da taxa de juros reais e o prêmio pelo risco, ou seja:

$$p = \frac{(1 - q) [(1 - t)r - 1] p}{(1 - q)r - (1 - c)p + d} \quad (2.14)^{20}$$

Na qual, p é o preço de demanda para um determinada ação, θ representa a taxa de imposto de renda que o indivíduo paga sobre os lucros auferidos, ρ é o produto marginal do capital (já descontado a depreciação), τ representa a taxa de imposto de renda corporativo, $(1 - \theta)r$ representa a taxa de desconto, λ é uma aproximação linear da sensibilidade dos lucros corporativos em termos líquidos em relação a variação de um ponto percentual na taxa de inflação, π é a taxa de inflação, δ é o diferencial de risco considerado pelo investidor, e c representa a taxa de imposto sobre o ganho de capital resultante²¹.

Portanto, na equação (2.14), o numerador representa os ganhos reais líquidos por ação e o denominador representa as taxas de desconto e de imposto acrescido de um diferencial de risco.

Diferenciando p em relação a π e condicionando $dr/d\pi = 1$ ²² a equação (2.14) se torna:

¹⁹ Feldstein destaca, no entanto, que essa relação dependerá muito das leis que regem o imposto de renda para cada país ou setor.

²⁰ Para maiores detalhes sobre o desenvolvimento da equação (2.7), vide Feldstein (1980, p. 839-842).

²¹ Os ganhos de capital são novamente taxados, pois as taxas iniciais incidentes sobre os mesmos são inferiores a renda auferida e somente são cobradas quando a ação é vendida.

²² Cabe ressaltar que Feldstein considera como válida a hipótese de Fisher, de forma que a variação de uma unidade na taxa de inflação provoca a mesma variação na taxa de juros nominal, ou seja, a taxa de juros real

$$\frac{dp}{d\pi} = \frac{-(1-q)l + p(q-c)}{(1-q)r - (1-c)p + d} \quad (2.15)$$

Considerando que o denominador seja positivo de forma a encontrar um valor finito de p , $dp/d\pi$ será negativo se $Q(\theta - c) < (1 - \theta)\lambda$ ²³. Considerando o caso extremo ($\theta = c$), para confirmar a hipótese de relação negativa entre preço das ações e a taxa de inflação ($dp/d\pi < 0$), basta que $\lambda > 0$. Resultado semelhante é encontrado para indivíduos que sejam penalizados por impostos não tão elevados²⁴. Caso contrário, a relação torna-se positiva.

No que tange a revisão empírica, uma ampla gama de trabalhos foram desenvolvidos, principalmente após as conclusões destacadas pela hipótese *proxy* de Fama (1981), de que a relação negativa entre os retornos das ações e a inflação eram uma *proxy* da relação negativa entre inflação e o nível de atividades, o que tornava inválida a relação positiva exposta na curva de Phillips²⁵. De acordo com Merikas (2000), a evidência da hipótese *proxy* decorre do fato que uma forte atividade econômica causa inflação e induz os *policymakers* a implementar políticas macroeconômicas contra-cíclicas. Segundo o mesmo, a resposta negativa dos preços das ações ao melhor desenvolvimento da economia, é justificada se os efeitos esperados de uma política contracionista forem superiores ao ganho esperado decorrente do aumento da produção. Isso acontece pois a melhoria da produção para o período vigente, já foi prevista e, por conseguinte, incorporada aos preços dos ativos em períodos anteriores, de maneira que o impacto que os preços das ações estão refletindo no período atual são decorrentes da reação contracionista dos *policymakers* à elevação da taxa de inflação.

Consistente com o trabalho de Fama, Mandelker e Tandon (1985), Najand e Noronha (1998) e Barnes, Boyd e Smith (1999), ratificaram a hipótese *proxy*. Os primeiros constataram a relação negativa entre os retornos de mercado e a inflação para seis países industrializados no período de 1966 à 1979. Eles regrediram os retornos reais em relação a inflação esperada e não esperada e verificaram que, de um modo geral, ambas taxas de inflação estavam negativamente correlacionadas aos preços dos ativos. Najand e Noronha

é constante. Fama (1981) e Lucas (1980) também consideram como válida essa relação de 1 para 1 entre a taxa de juros nominal e inflação.

²³ Mesmo desconsiderando a hipótese fisheriana, os resultados são semelhantes. Com $dr/d\pi \neq 1$, $dp/d\pi < 0$ será válida se $q(1 - c) < (1 - \theta)\lambda$. No caso extremo ($\theta = c$), se $\lambda > 0$ a relação negativa é confirmada.

²⁴ No exemplo de Feldstein: $\theta = 0,3$, $c = 0,15$ e $\lambda = 0,3$, implicam em $dp/d\pi < 0$.

²⁵ Apesar da importância do trabalho de Fama (1981), não será dedicada muita atenção aos seus resultados no presente capítulo, haja vista que no capítulo 4 o mesmo receberá maior destaque.

(1998), além de ratificar a hipótese *proxy*, confirmaram a relação causal direta da inflação em direção aos retornos de mercado na economia japonesa para o período de 1977 à 1994. Por fim, Barnes, Boyd e Smith (1999) encontraram um suporte empírico a proposição Fama para um conjunto de 25 países no período compreendido entre as décadas de 60 e 90.

Entretanto, demais estudos confirmaram somente de maneira parcial a hipótese *proxy*. A relação negativa entre inflação os preços dos ativos é unânime, as divergências ficaram por conta da suposição da relação negativa entre inflação e atividade econômica, assim como a direção da causalidade.

Charath, Ranchander e Song (1996), por exemplo, encontraram uma relação positiva entre inflação e o nível de atividades. Além disso, seus resultados apresentaram pouca evidência de que o mercado de ações indiano refletia as expectativas quanto ao nível de atividade econômica futura para o período estudado (1984 /1992).

Já Gallagher e Taylor (2002)²⁶, concluíram que a relação negativa entre os retornos de mercado e a inflação, depende da fonte da inflação. Isto é, se a mesma é decorrente de choques de oferta ou de demanda. Segundo os autores, a procedência do choque é de suma importância, haja vista que, numa economia com uma curva de oferta de longo prazo vertical, as inovações do lado da demanda tem impacto reduzido no crescimento futuro da produção, se comparada às inovações do lado da oferta. Conseqüentemente, somente a parte da inflação que é relativa aos choques de oferta podem agir como uma *proxy* dos movimentos futuros da atividade real. Para os choques do lado da demanda, os resultados apresentaram uma correlação insignificante dos retornos das ações em termos reais e a inflação.

Solnik (1983), rejeitou a suposição fisheriana de que os retornos das ações são independentes das expectativas inflacionárias para os maiores mercados de ações do mundo entre janeiro de 1971 e dezembro de 1980 ²⁷. Utilizando a taxa de juros *ex-ante* como uma *proxy* da inflação esperada, seus resultados ratificaram o modelo de causalidade reversa de Geske e Roll (1983). Além disso, segundo o autor, essa relação entre os preços dos ativos e as expectativas inflacionárias aparecem como um fenômeno estrutural, pelo menos sob um regime de taxa de câmbio flutuante, haja vista que a mesma aparece em todos os países.

²⁶ Os autores analisaram a economia americana, utilizando dados trimestrais para um período compreendido entre 1957 à 1997.

²⁷ Os mercados analisados por Solnik foram: EUA, Japão, Inglaterra, Alemanha, França, Holanda, Bélgica, Suíça e Canadá.

Por fim, o principal trabalho acerca dos resultados de Fama foi desenvolvido por Geske e Roll (1983). Os autores ampliaram a hipótese de “*proxy effect*” envolvendo o setor governamental e suas políticas monetária e fiscal, além de levantar a hipótese de causalidade reversa.

Contrariamente a hipótese de Fama (1981), Geske e Roll (1983) argumentam que o mercado de ações sinaliza as variações no processo inflacionário. O pressuposto básico é a inversão quanto às expectativas sobre a inflação esperada. A hipótese de expectativas racionais exposta em Fama remete à idéia de causalidade direta entre inflação e os retornos no mercado de ações. Já Geske e Roll, sob a suposição de expectativas adaptativas, argumentam que os agentes adaptam suas expectativas quanto a inflação, devido às modificações econômicas antecipadas pelas variações nos preços dos ativos.

Segundo os autores, a reversão da causalidade é caracterizada por uma cadeia de eventos macroeconômicos, das quais destaca-se, primeiramente, que uma das principais fontes de renda do governo é o imposto de renda pessoal e corporativo. Dessa forma, quando os preços das ações aumentam ou decrescem em resposta às variações antecipadas nas condições econômicas, tais impostos variam na mesma direção, afetando, por conseguinte, a arrecadação governamental. Segundo, se os gastos governamentais não se adaptarem as variações na renda, flutuações nesta podem se refletir em déficits. Terceiro, quando ocorrer o déficit, o tesouro é obrigado a pedir emprestado através de duas vias: a emissão de títulos do governo que serão afetados pelas taxas de juros incidentes sobre os mesmos; ou via banco central que, por sua vez, efetuará a monetização da dívida governamental, imprimindo moeda e expandindo as reservas bancárias. Essa monetização poderá efetivamente gerar um excesso de taxa indireta através da inflação causada por uma elevação na taxa de crescimento monetário.

Então, quando os preços das ações declinam, há uma forte tendência da ocorrência de déficit governamental. Considerando que o governo monetize as suas dívidas e que os cidadãos (racionalistas) antecipem essa monetização, a taxa de inflação deve aumentar. Dessa forma, as variações nos preços dos ativos, causados por variações antecipadas das condições econômicas, serão negativamente correlacionados com as variações na taxa de inflação esperada. Além disso, as variações na taxa de inflação esperada causam uma variação mais que proporcional na taxa de inflação atual, acarretando um efeito Friedman (1956); segundo o qual, os agentes alterarão seus encaixes reais de moeda em resposta às alterações nas expectativas de inflação. Isso implica que os preços no mercado de ações serão correlacionados negativa e contemporaneamente com a inflação atual não esperada.

Assim, recapitulando a idéia de causalidade reversa, uma variação nos retornos das ações prevê uma variação no orçamento governamental. Considerando os gastos governamentais como fixos (pelo menos em grande parte), as flutuações na renda conduzem à déficits periódicos e um concomitante aumento na dívida do governo. Essa elevação causa aumento nos impostos indiretos esperados, ambos pessoal e corporativo, devido à monetização de dívida e a sua consequência, a inflação.

Entretanto, cabe destacar, que a idéia de causalidade reversa baseada no crescimento monetário disposta por Geske e Roll, pode não corresponder a realidade quando não há uma monetização dos déficits, mas sim um endividamento²⁸. Nesse caso, há também uma interação entre retorno sobre os ativos e taxa de juros que pode não ser causativa. Mesmo assim, independente da aplicabilidade (ou não) empírica da hipótese de monetização da dívida, a hipótese de causalidade reversa não se torna inválida, tendo em vista que pode-se encontrar uma relação negativa entre os retornos de mercado e a taxa de juros nominal, desde que haja um efeito real nos empréstimos do governo.

Para melhor entender, considera-se que as taxas de juros sejam determinadas pelos participantes do mercado que, por sua vez, percebam a previsibilidade dos retornos das ações no processo de endividamento público e uma possível variação futura da base monetária em termos reais. Embora o último efeito possa se desenvolver muito lentamente, o mesmo será antecipado e anexado às taxas correntes de mercado. Cabe destacar ainda que, embora os retornos no mercado de ações possam sinalizar as variações nas taxas de juros, devido as reações defasadas de outras variáveis macroeconômicas; as variações em ambas variáveis, taxa de juros e retornos de mercado, devem estar correlacionadas. Dessa forma, a verdadeira sinalização subjacente à hipótese de causalidade reversa funciona da seguinte maneira: o mercado de ações prevê os níveis de atividades e antecipações de variações macroeconômicas que causam variações nas taxas de juros, a qual deve prover alguma evidência sobre o componente antecipado da inflação. Verifica-se portanto que, independente de como o governo administra o seu déficit, na hipótese de causalidade reversa, são os movimentos nos preços dos ativos que causam variações nas expectativas inflacionárias via uma cadeia de eventos econômicos.

²⁸ Uma maneira simples para entender esse efeito é considerar o governo como um outro grande consumidor que se recusa a modificar o seu consumo intertemporal em resposta às variações transitórias na sua renda. Embora sua renda decresça, o governo mantém o seu nível de consumo e oferece elevadas taxas de juros, em contrapartida do seu consumo, aumentando assim a sua parcela consumida da produção agregada, aumentando a sua dívida e induzindo outros consumidores a poupar.

Em resumo, pode-se destacar, a partir do referencial literário exposto, que há uma significativa evidência da relação negativa entre níveis inflacionários e os retornos no mercado de ações, independente da relação causal entre variáveis; e da possível relação (positiva ou negativa) de ambas com o nível de atividade econômica.

2.4.3 O mercado de Ações e o Nível de Atividades

Para analisar a relação entre a atividade econômica e os preços no mercado de ações, optou-se por utilizar o modelo teórico desenvolvido por Blanchard (1990), através de uma extensão do modelo IS-LM, cujos pressupostos dispõem que a produção seja determinada pela demanda agregada e que o nível de preços somente poderá ajustar-se no médio e longo prazos. Entretanto, enquanto que o modelo IS-LM enfatiza a relação entre produção e taxa de juros, Blanchard destaca a relação entre o valor dos ativos e a produção. Segundo o mesmo, os valores dos ativos, ao invés da taxa de juros são os principais determinantes da demanda agregada e do produto; enquanto que os níveis de produção e renda corrente e antecipado são, por sua vez, os principais determinantes dos preços dos ativos. Portanto, considerando a hipótese de expectativas racionais, o autor objetiva caracterizar a interação entre as variáveis e verificar a hipótese conjunta em relação as possíveis alterações nas políticas fiscal e monetária.

Supondo preços fixos no curto prazo, desconsidera-se as taxas de inflação atual e esperada, de maneira que as taxas de juros nominal e real sejam consideradas como idênticas no sistema, cujas equações finais podem ser descritas como segue:

$$y' = s(aq - by + g) \quad (2.16)$$

$$r = cy - h(m - p) \quad (2.17)$$

e

$$\frac{q' + a_0 + a_1 y}{q} = r \quad (2.18)$$

A equação (2.16) representa a equação da demanda agregada, na qual y é a produção, q é o valor dos ativos no mercado de ações e g é um índice de política fiscal. A equação (2.17) representa a curva LM convencional na sua forma inversa, sendo a taxa de juros nominal substituída pela taxa de juros real r , e $(m - p)$ representando os encaixes reais

de moeda em log. Por fim, (2.18) representa a arbitragem entre os bônus do governo de curto prazo e os preços das ações. O asterisco representa expectativas, o ponto denota a derivada no tempo e a , b , c , h , α_0 e α_1 são os coeficientes. Em termos gerais, as equações (2.16) - (2.18) caracterizam a produção, o mercado de ações e a taxa de juros como função das variáveis de política m e g , expectativa q^* e o nível de preços p .

Considerando a economia em estado estacionário ($\dot{y} = 0$), o produto é igual ao gasto que será determinado por:

$$Y = \frac{aq + g}{b} \quad (2.19)$$

Portanto, verifica-se que a produção depende somente da política fiscal e do mercado de ações, haja vista que os preços são rígidos e a produção é determinada pelo lado da demanda.

Adicionalmente, agrupando as equações (2.17) e (2.18) e considerando $q = q^*$, obtém-se:

$$q = \frac{p}{r} = \frac{a_0 + a_1 y}{cy - h(m - p)} \quad (2.20)$$

Na qual, os preços no mercado de ações são representados pela razão do lucro de equilíbrio (no estado estacionário) e a taxa de juros, assim como, ambos, lucro e taxa de juros, são funções da produção. Analisando-se a equação (2.20), verifica-se que um aumento na produção eleva o lucro de forma direta, mas também aumenta a demanda por moeda e a taxa de juros. Dessa forma, o efeito da produção sobre o mercado de ações pode ser ambíguo.

Blanchard (1990), deriva a equação (2.20) e considera dois casos: se $(cq - \alpha_1) > 0$, o efeito taxa de juros dominará e um aumento na produção terá um efeito líquido decrescente no valor dos ativos (más notícias). Caso contrário, uma elevação no produto elevará o valor líquidos dos ativos, interpretado pelo autor como uma boa notícia.

Considerando o modelo, cabe destacar ainda, qual seria o comportamento dos preços dos ativos as expansões monetária e fiscal. No primeiro caso, o efeito no “estado estacionário” é direto: a produção e os preços dos ativos no mercado de ações serão mais elevados no novo equilíbrio. Ou seja, com um estoque de moeda mais elevado menor a

taxa de juros e o custo do capital. Este, por sua vez, conduzirá à elevação dos preços das ações, maiores níveis de gasto e produção e, por conseqüência, lucros mais elevados.

No entanto, no caso de uma expansão fiscal, a análise torna-se um pouco mais complicada²⁹. Há agora importante diferença entre os casos referentes as boas e más notícias.

No caso de más notícias, os preços dos ativos caem na ocasião do anúncio. A razão para isso é que o aumento antecipado na seqüência das taxa de juros de curto prazo após a política ser implementada não é compensada pelos lucros auferidos decorrentes dessa expansão. Nesse caso, entre o anúncio e sua implementação, a expansão fiscal tem um efeito perverso sobre a produção, pois uma redução no mercado de ações, reduz os gastos privados sem modificar o gasto público. Dessa forma, o produto é reduzido até a data $t + 1$, bem como a taxa de juros de curto prazo. Entretanto, a taxa de longo prazo se eleva em antecipação às maiores taxas futuras de curto prazo. No anúncio, a estrutura a termo da taxa de juros é positivamente inclinada, podendo inverter-se no período entre o anúncio e a implementação. Após a implementação, os gastos públicos e a produção se elevam e a taxa de juros de curto prazo também aumenta com a produção. A estrutura a termo da taxa de juros permanece positivamente inclinada, mas reduzindo-se conforme a economia se aproxima de um novo equilíbrio. Os preços no mercado de ações, por sua vez, devem sofrer uma queda durante esse período, voltando a se equilibrar após.

No caso de boas notícias, não há efeito perverso, pois a antecipação de lucros mais elevados mais que compensa a antecipação das altas na taxa de juros e o mercado de ações se valoriza, elevando consigo os níveis de produção e gastos³⁰.

Em resumo, Blanchard conclui que o mercado de ações não é a causa de um aumento na produção, pelo menos não mais que uma elevação na produção seja a causa de uma elevação nos preços das ações. Ambos são resultados de variações nas políticas econômicas sob certas condições vigentes na economia, pois, usualmente, um anúncio de políticas econômicas, conduzem à variação nas taxas de desconto e lucros antecipados, que, por sua vez, levam à variações nos preços dos ativos. Então, embora neste caso a variação no mercado de ações e o resultante aumento no produto pareçam preceder às modificações na política econômica, ambos são ainda causados por ela.

²⁹ Considerando um modelo dinâmico, deve-se analisar o efeito antecipado de uma expansão fiscal anunciada no tempo t para ser implementada no tempo $t + 1$.

³⁰ Para maiores detalhes, vide o artigo original.

Outra forma teórica, mais simples, porém não menos eficaz de se representar a relação entre o mercado de ações e o nível de atividades é o modelo da valorização padrão, conforme representado pela equação (2.3) desenvolvida no modelo de valor presente.

Reproduzindo a equação (2.3) em uma forma levemente modificada, obtém-se:

$$E_{t-1}P_t = S \sum_{k=1}^{\infty} \frac{D_{t+k}}{[1 + R_{t+k}]^k} \quad (2.21)$$

Na qual, P_t é o valor presente descontado dos fluxos de caixa futuros para os acionistas, D_{t+k} é o ganho de capital acrescido dos dividendos pagos aos acionistas no período $t + k$, $1/[1 + R_{t+k}]$ é a taxa de desconto para o período $t + k$ baseada na informação disponível no período $t - 1$, E_{t-1} denota a expectativa condicional.

A equação do valor presente (2.21), é o fator central na avaliação do valor da empresa. Ao se proceder a avaliação da mesma, verifica-se que a renda líquida futura dos acionistas é representada pela soma de seus futuros ganhos líquidos de capital acrescidos de dividendos. Em nível agregado, o valor dos ganhos corporativos dependem da riqueza da economia. Ou seja, assumindo mercados racionais, os preços dos ativos devem refletir às expectativas dos futuros ganhos que, por sua vez, devem ser influenciados pelas medidas do nível de atividades em termos reais. Portanto, considerando as taxas de desconto como constantes, as variações condicionais nos preços dos títulos devem ser proporcionais às variações condicionais nos fluxos de caixa futuros esperados. Assim, é provável que as incertezas sobre o futuro das condições macroeconômicas possam influenciar a volatilidade dos retornos, da mesma maneira em que possam ajudar a explicar porque as volatilidades dos retornos das ações variam no tempo.

Em termos empíricos, inúmeros trabalhos têm procurado estudar a relação entre o nível de atividades econômica e o desenvolvimento nos preços dos ativos no mercado de ações. Fama (1990), por exemplo, destaca três fontes de variação nos retornos das ações: choques nos fluxos de caixa esperados, variações previstas nos retornos devido às variações através do tempo nas taxas de desconto incidentes sobre os fluxos de caixa esperados e os choques na taxa de desconto. Identicamente, a influência das fontes de variações supracitadas sobre as variações totais nos retornos, pode ser uma maneira lógica para se analisar a eficiência e a racionalidade na precificação dos ativos.

Outros estudos examinaram essas fontes de variação nos retornos. Fama (1981), Geske e Roll (1983), Kaul (1987), Barro (1990) e Shah (1989), concluíram que grandes frações (superiores à 50%) das variações nos retornos anuais poderiam ser utilizadas para prever as variáveis econômicas reais como o PIB real, a produção industrial e os níveis de investimentos, que são importantes determinantes dos fluxos de caixa das firmas. Há também evidências de que os retornos esperados (e as taxas de descontos incidentes sobre os fluxos de caixa esperados) variam no tempo (Fama e Schwert (1977), Kleim e Stambaugh (1986), Campbell e Shiller (1988) e Fama e French (1988 e 1989)). Adicionalmente, French, Schwert e Stambaugh (1987), descobriram que parte das variações incidentes nos retornos das ações podem ser encontradas via um “efeito taxa de desconto”, no qual os choques sobre retornos esperados e taxas de desconto gerariam choques opostos nos preços.

A relação entre os retornos dos ativos e o nível futuro da produção reflete, ao menos em parte, a informação sobre os fluxos de caixa no produto. No entanto, segundo Barro (1990), há pelo menos duas outras possibilidades: (1) os preços das ações e a produção podem responder juntas as outras variáveis. Por exemplo, uma queda na taxa de desconto pode causar elevações nos preços dos ativos e nos bens de investimento e/ou consumo. (2) Os retornos das ações também podem causar variações no nível de atividade, pois um aumento nos preços das ações pode ser considerado como uma elevação no nível de riqueza do indivíduo, o que provavelmente elevará a demanda por bens de consumo e/ou investimento.

Lucas (1978), Brock (1982), Cox, Ingersoll e Ross (1985), Abel (1988) e Chen (1989), construíram modelos baseados numa espécie de suavização do consumo e concluíram que os retornos esperados são altos quando o crescimento do produto for pequeno (de modo que a riqueza seja baixa) e vice-versa. Eles argumentaram que essa análise pode explicar a variação nos retornos esperados representados pelo *dividend yield*³¹ e o *default spread*³². Chen argumentou que ambos indicadores representam as variações nos retornos esperados devido aos efeitos das condições passadas da economia na riqueza podem, em princípio, explicar porque o poder de previsão das duas variáveis permanece forte nas regressões dos retornos, mesmo na presença das taxas futuras de crescimento da

³¹ *Dividend yield* representam os dividendos por ação.

³² De acordo com Fama (1990), *default spread* é definida como a diferença entre o rendimento (no tempo t) de um *portfólio* contendo 100 bônus corporativos, utilizados como uma amostra do valor ponderado do *portfólio* contendo todos os bônus corporativos (no tempo t) e o rendimento (no tempo t) de um *portfólio* contendo os bônus classificados como Aaa pela agência Moody's.

produção. Em contrapartida, Breeden (1986) desenvolveu uma variante do modelo de consumo, no qual os retornos esperados eram positivamente relacionados com o crescimento esperado do produto.

Fama (1990), por sua vez, concluiu que é improvável que uma única variável macro, no caso a produção, capture todas as variações nos retornos devido as informações sobre os fluxos de caixa. Reciprocamente, parece provável que haja variações nos níveis futuros da produção que seja irrelevante para os retornos correntes. O autor também argumenta que algumas regressões exageram no poder explicativo. Segundo o mesmo, as variáveis utilizadas para explicar os retornos são escolhidas com base na qualidade do ajuste em lugar de ser direcionada por uma teoria bem desenvolvida. Além disso, as variações explicadas podem não ser necessariamente variações racionais no retornos. Por exemplo, é provável que a variação nos retornos em resposta à previsão da produção seja racional. Entretanto, também é possível que o mercado abuse do seu poder de previsão – *i.e* a informação sobre a produção não seja traduzida em informações sobre os fluxos de caixa ou a taxa de desconto, variáveis relevantes para precificá-la. Também, variações irracionais nos preços das ações podem, através do efeito riqueza, induzir à variações na produção. Mesmo assim, colocadas as ressalvas, Fama (1990), em seus testes, conclui que uma grande fração da variação nos retornos das ações podem ser explicadas pelas variações (no tempo) dos retornos esperados e previsões da atividade real.

No que tange aos estudos que enfatizaram a relação mercado de ações e a atividade econômica nos últimos dez anos, pode-se destacar os trabalhos de Marathe e Shawky (1994), Chiang e Doong (1999), Kwon e Shin (1999), Choi, Hauser e Kopecky (1999) e Stock e Watson (2001). Os primeiros investigaram a previsibilidade dos retornos das ações usando diferentes componentes da produção. Ao invés de utilizar a produção agregada, os autores dividiram-na em componente transitório e permanente. O componente permanente, representado por uma série tendência estocástica, contribuiu substancialmente para análise das variações de longo prazo da produção. Os choques nessa variável foram assumidos para estarem associados com variações nos fatores reais da economia, como a acumulação de capital, crescimento da população e choque tecnológico. O componente transitório foi representado pela parte estacionária da série e assumido para ser afetado mais por fatores monetários da economia. O escopo do trabalho foi desenvolvido para economia americana para o período compreendido entre 1947 e 1990 e suas conclusões indicam que o componente permanente da produção provê virtualmente toda previsibilidade atribuída a variável produção agregada. O componente transitório somente provê algumas

informações referentes a previsibilidade dos retornos dos ativos quando a taxa de crescimento da produção é calculada no curto prazo (três meses). No entanto, a utilidade do componente transitório em prever os retornos dos ativos, diminui em significância quando as taxas de crescimento são calculadas para longos períodos. Segundo os pesquisadores, esses resultados são um indicativo de que as flutuações de curto prazo não possuem qualquer efeito permanente no nível de produto agregado.

Ao examinar os fatores que influenciavam os retornos no mercado acionário de Taiwan, Chiang e Doong (1999) verificaram que os excessos nos retornos eram explicados pelas volatilidades dos macrofatores decorrentes de choques reais e financeiros. Uma característica especial desse modelo é que os excessos dos retornos reais eram explicados pela volatilidade prevista dos macrofatores, calculada a partir do desvio padrão condicional. Analisando os resultados, os autores concluíram que os excessos de retornos para todas as indústrias taiwanesas, assim como os excessos de retorno do *portfólio* de mercado estavam relacionados às volatilidades reais. Considerando o resultado conjunto, os resultados estimados para a equação dos retornos sugerem que a volatilidade da produção doméstica tem um papel dominante em explicar os excessos nos retornos dos ativos. Com respeito a equação da variância, os pesquisadores concluíram como significativo o componente ARCH, mas menos significativo o coeficiente da variância em termos defasados.

Choi, Hauser, e Kopecky (1999), estenderam os estudos de Fama (1990) e Schwert (1990) e examinaram as relações entre as taxas de crescimento industrial e os retornos reais de mercado em termos defasados para os países do G-7 (período 1957-1996), utilizando modelos cointegração e correção dos erros, bem como um procedimento de análise de previsão fora da amostra (AGS) desenvolvido por Ashley *et al* (1980). Os resultados dos testes, indicaram que os níveis de produção industrial eram cointegrados com os preços das ações em termos reais. No curto prazo, os resultados do modelo de correção de erros indicaram que a taxa de crescimento da produção era correlacionada com os retornos reais defasados, para determinadas frequências de dados, com a Itália sendo a exceção. Quanto ao procedimento fora da amostra utilizando o teste AGS, os retornos mensais na Inglaterra e Japão foram estatisticamente significante, indicando que somente para esses países o mercado de ações serve como um bom previsor para as taxas de crescimento futuras da produção.

Kwon e Shin (1999), investigaram se a atividade econômica pode explicar as variações no índice de mercado coreano, tomando como base a resposta dos preços dos

ativos em relação às flutuações macroeconômicas.³³ Os resultados ilustraram que os preços das ações são cointegrados com um conjunto de variáveis macroeconômicas. Entretanto, os autores verificaram que apesar do índice de mercado e o índice de produção apresentarem causalidade bidirecional (no sentido de Granger) em termos gerais, o índice de mercado não é o principal indicador das variáveis econômicas, o que é inconsistente com os resultados de Fama (1991), de que o mercado de ações sinaliza a mudança de sinal apresentada pelo nível de atividades.

Por fim, Stock e Watson (2001), examinaram a performance preditiva dos preços dos ativos quanto ao crescimento do produto real. Seus resultados apresentaram algumas evidências de que os preços dos ativos possuem algum conteúdo preditivo (marginal) em relação a produção para um horizonte de dois, quatro e oito trimestres. Entretanto, nenhum ativo isoladamente funcionou bem entre os países após múltiplas décadas³⁴. O *term spread*, foi o indicador que mais se aproximou do objetivo, mesmo assim, havia substancial evidência de instabilidade do *term spread* como um previsor significativo. No entanto, segundo os autores, essa instabilidade no poder preditivo não é surpresa, pois o poder preditivo dos preços dos ativos pode depender da natureza dos choques inerente à economia, bem como da diferença entre os países no que tange ao grau de desenvolvimento dos mercados financeiros e outros detalhes institucionais.

2.4.4 O Mercado de Ações e a Taxa de Juros

A análise da relação teórica entre os preços dos ativos no mercado de ações e a taxa de juros pode ser realizada acerca dos modelos de valor presente (equações 2.1 e 2.21, por exemplo) e de Blanchard (equação 2.20). No primeiro caso, como pode ser verificada nas equações supracitadas, a taxa de juros é o denominador na equação de valorização padrão, representando o custo de oportunidade do capital para os investidores no mercado de ações. Então, considerando a taxa de juros como a taxa de desconto dos fluxos de caixa futuros esperados, a relação esperada entre a mesma e os preços das ações deve ser negativa.

³³ O conjunto de variáveis macroeconômicas foi composto pelo índice de produção, taxa de câmbio, balança comercial e oferta de moeda.

³⁴ Os autores estudaram os países do G-7 no período compreendido entre 1959 e 1999, com periodicidade mensal e trimestral.

No exemplo teórico desenvolvido por Blanchard, a relação entre ambas variáveis na equação (2.20) é inversamente proporcional. Como visto, os preços no mercado de ações são representados pela razão entre os lucros e as taxas de juros, de forma que os impactos sobre o mercado de ações inerente às políticas econômicas (no caso de Blanchard, a política fiscal) devam depender da predominância dos efeitos referentes às boas e más notícias³⁵.

Outra forma simples de se representar a relação entre as taxas de juros e o mercado de ações pode ser verificado em Geske e Roll (1983). No sentido de testar as taxas de juros de curto prazo sobre os títulos do governo americano (*Treasury bills*) como uma *proxy* da inflação esperada, os autores desenvolveram um modelo simples para explicitar a relação negativa entre as variáveis. Segundo os mesmos, teoricamente há um efeito causativo direto: um aumento na taxa de juros real deve acarretar um declínio em todos os valores dos ativos. Por exemplo, nas ações ordinárias, consideradas como ativos de longo prazo, pode-se analisar os efeitos da taxa de juros real, sem perda de generalidade, a partir de uma simples fórmula de perpetuidade, como segue:

$$P_t = c/r_t \quad (2.22)$$

Na qual, c representa a perpetuidade dos fluxos de caixa e r é a taxa de juros real. Assumindo que não haja variação nos fluxos de caixa, uma dada variação percentual na taxa de juros real será combinada por um efeito igual, porém oposto, nos retornos dos ativos, ou seja:

$$dp/p = - dr/r \quad (2.23)$$

Uma análise mais complexa da relação entre a taxa de juros e os preços dos ativos, é desenvolvida relacionando ambas variáveis com o nível de consumo intertemporal de um investidor. Em um modelo de precificação dos ativos baseado no consumo, como o estudado por Hansen e Singleton (1983), a quantidade do risco no mercado de ações é medido pela covariância dos excessos dos retornos com o crescimento do consumo, enquanto que o preço de risco é o coeficiente da relativa aversão ao risco de um investidor representativo.

³⁵ Para maiores detalhes, vide seção 2.4.3.

Shiller (1982), Hansen e Jagannathan (1991) e Cochrane e Hansen (1992), relacionam o *equity premium puzzle*³⁶ com a volatilidade de um fator de desconto estocástico, ou equivalentemente, a volatilidade da taxa de substituição intertemporal de um investidor representativo. Assim, colocado nesses termos, o *equity premium puzzle* determina que um fator de desconto extremamente volátil é requerido para contrabalançar a razão do *equity premium* ao desvio padrão dos retornos das ações.

Nesse sentido, com o intuito de entender o *equity premium puzzle*, Campbell (1998) construiu o problema de escolha intertemporal de um investidor (indexado por k), que pode comercializar livremente com o ativo i e pode obter uma taxa de retorno acumulada $(1 + R_{i,t+1})$ sobre o ativo para o período entre t e $t+1$. Assim, se o investidor consome C_{kt} no tempo t e tem uma função de utilidade intertemporal $U(C_{kt})$ com um fator de desconto δ as condições de primeira ordem podem ser representadas por:

$$U'(C_{kt}) = \delta E_t[(1 + R_{i,t+1}) + U'(C_{k,t+1})] \quad (2.24)$$

Na qual, o lado esquerdo representa o custo referente a utilidade marginal de consumir uma unidade monetária real a menos no tempo t . O lado direito é o benefício referente a utilidade marginal esperada de investir uma unidade monetária no ativo i em t , sendo o mesmo vendido em $t + 1$. Igualando o custo marginal ao benefício marginal o investidor alcança o valor ótimo. Dividido ambos os lados por $U'(C_{kt})$ tem-se:

$$1 = E_t \left[\frac{(1 + R_{i,t+1}) \delta U'(C_{k,t+1})}{U'(C_{kt})} \right] = E_t [(1 + R_{i,t+1}) M_{k,t+1}] \quad (2.25)$$

Em (2.25), $M_{k,t+1} = \delta U'(C_{k,t+1}) / U'(C_{kt})$ representa a taxa marginal de substituição intertemporal do investidor, ou seja, o fator de desconto estocástico.

Reorganizando a equação (2.25), obtém-se:

$$E_t(1 + R_{i,t+1}) = \frac{1}{E_t(M_{k,t+1})} \quad (2.26)$$

³⁶ Mehra e Prescott (1985), chamam de *equity premium puzzle* a seguinte questão: Por que a média dos retornos das ações em termos reais são tão mais elevadas em relação a taxa de juros real de curto prazo? A

Analisando-se a equação (2.26), verifica-se que os valores dos retornos futuros esperados são inversamente proporcionais às expectativas sobre o fator de desconto estocástico. Então, fazendo uma analogia entre os modelos de Campbell (1998)³⁷ e Blanchard (1990), pode-se dizer que os movimentos nos preços devem estar associados com alguma combinação de variações nas expectativas (notícias) sobre os futuros dividendos e/ou variações nas expectativas sobre os futuros retornos que, por sua vez, pode ser ampliado para captar as “notícias” sobre o desenvolvimento das taxas de juros reais livres de risco.

Sob o ponto de vista empírico, os estudos ratificaram, em parte, as suposições teóricas ora apresentadas. A exceção ficou por conta dos resultados de Tarhan (1995), que analisou o impacto das decisões do FED (Federal Reserve) sobre os preços dos ativos, através das operações de mercado aberto. Segundo o autor, as operações de mercado aberto tem um potencial para influenciar os preços de outros ativos financeiros via sua influência sobre as taxas de juros, o prêmio pelo risco e indiretamente através de sua influência sobre o setor real da economia. Portanto, a compra de títulos pelo banco central, indicando um alívio monetário, pode impulsionar os preços dos ativos pela redução da taxa de juros, que pode levar os investidores a revisarem suas expectativas sobre as taxas de desconto, assim como pode elevar os níveis de produção, aumentando os lucros corporativos esperados e, por conseguinte os preços dos ativos. No mesmo sentido, um alívio monetário pode reduzir as incertezas sobre o prêmio pelo risco, elevando, por conseguinte os preços das ações. No entanto, contrariamente às suposições, os resultados empíricos não apresentaram evidência de que as operações de mercado aberto conduzidas pelo FED influenciem os preços no mercado de ações.

No sentido inverso, Rigobon e Sack (2001) analisaram a reação da política monetária americana às variações no mercado de ações entre 1985 e 2000. Segundo os mesmos, embora os movimentos no mercado de ações sejam importantes para as decisões de política monetária, o problema inerente a endogeneidade entre as variáveis torna difícil a constatação empírica para tal relação. Dessa forma, os autores utilizaram um modelo desenvolvido por Rigobon (1999) que utiliza as heteroscedasticidades encontradas nas

teoria de finanças explica que os excessos esperados nos retornos para um ativo de risco sobre a taxa de juros livre de risco é a quantidade livre de risco multiplicado pelo preço do risco.

³⁷ Campbell (1998), em seu modelo, vai muito além das deduções ora formuladas. No entanto, para o escopo do presente trabalho, julgou-se as equações apresentadas como suficiente para descrever a relação inversa entre taxa de juros e os preços dos ativos.

taxas de juros e nos retornos de mercado para identificar a reação de política monetária às variações no mercado de ações, mesmo quando o mercado reage endogenamente à taxa de juros³⁸. Os resultados encontrados sugerem que os movimentos no mercado de ações tem um significativo impacto nas taxas de juros de curto prazo, conduzindo-a na mesma direção das variações dos preços das ações. Essa resposta é condizente com os efeitos dos movimentos nos preços dos ativos sobre demanda agregada, sugerindo portanto, que os *policymakers* estão reagindo às variações no mercado para evitar possíveis impactos negativos que porventura esses movimentos venham a acarretar sobre a economia³⁹.

Entretanto, a maioria dos estudos empíricos que analisaram a relação entre o mercado de ações e as taxas de juros, a fizeram de maneira indireta. Ou seja, utilizaram o modelo de Fisher (1930) - que considera a taxa de juros real como constante - para destacar a relação positiva entre taxa de juros nominal e inflação esperada. Por exemplo, Fama (1980, 1981), Geske e Roll (1983), Solnik (1983), Nelson (1976), Najand e Noronha (1998) e Barnes, Boyd e Smith (1999), dentre outros, utilizaram a taxa de juros nominal *ex-ante* como uma *proxy* da taxa esperada de inflação. De acordo com seus resultados, a relação negativa entre retornos de mercado e taxa de juros *ex ante*, pode ser utilizada como uma *proxy* para caracterizar a relação negativa existente entre a taxa de inflação e os preços das ações negociadas no mercado.

2.4.5 O Mercado de Ações e a Taxa de Câmbio

A relação teórica entre taxa de câmbio e os preços dos ativos tem recebido pouco destaque na literatura, apesar da amplitude dos estudos empíricos. Dornbusch e Fischer (1980) por exemplo, ao analisarem a relação entre as taxas de câmbio e a conta corrente, enfocaram, mesmo que superficialmente, a relação entre o mercado de ativos e a taxa de câmbio. Em seu artigo, os autores desenvolveram um modelo de determinação para taxa de câmbio que integra o papel dos preços relativos, expectativas e o mercado de ativos, de forma analisar a relação entre as taxas de câmbio e a conta corrente. Segundo os mesmos, o mercado de ativos determina a taxa de câmbio em um determinado ponto no tempo, mas a conta corrente através de seus efeitos sobre a situação dos ativos, é quem determina o

³⁸ Para detalhes sobre o modelo, vide Rigobon (1999).

³⁹ Um exemplo disso, é a formação de uma “bolha” especulativa que, ao ser estourada, pode acarretar conseqüências adversas à economia.

caminho da taxa de câmbio no transcorrer do tempo. A introdução de expectativas racionais, combina as teorias referentes ao mercado de ativos e da conta corrente na determinação da taxa de câmbio, haja vista que ela pode conduzir à antecipação do caminho de equilíbrio, no qual os preços dos ativos ajustam-se no tempo para refletir os desenvolvimentos futuros na conta corrente⁴⁰.

Portanto, desenvolvendo um modelo com expectativas estáticas para um pequena economia aberta que está em situação de pleno emprego, apresenta flexibilidade nos preços, comercializa bens e títulos com o resto do mundo e cuja produção é determinada previamente; a demanda mundial pelos produtos domésticos dependerá dos preços relativos e dos termos de troca. Adicionalmente, o menu de ativos considerado no modelo, restringe-se a moeda doméstica e às obrigações externas (bônus) que rendem juros, com a taxa de juros sendo considerada como constante.

Assim, considerando um modelo básico, o equilíbrio no mercado monetário é alcançado quando a demanda por moeda iguala-se à oferta de moeda, ou seja:

$$\mathbf{M} = \mathbf{k} (\mathbf{r}^* + \mathbf{x}) (\mathbf{P}y + \mathbf{eP}^*\mathbf{a}); \quad \mathbf{K}' < \mathbf{0} \quad (2.27)$$

Na qual, (M) é a oferta nominal de moeda, (r*) a taxa de juros externa, (x) a taxa de depreciação do câmbio, (P) o preço da produção doméstica e (y) a produção física doméstica. O termo eP*a denota a renda referente as obrigações estrangeiras medidas em termos de moeda doméstica. No referido termo, e representa a taxa de câmbio, P* o nível de preços externo, e a o fluxo de renda auferida para cada unidade de produção estrangeira.

Dividindo a equação (2.27) pelo nível de preços domésticos, alcança-se uma das condições de equilíbrio, como segue:

$$\mathbf{M} = \mathbf{k} (\mathbf{y} + \mathbf{l} \mathbf{a}); \quad \mathbf{m} \circ \mathbf{M}/\mathbf{P} ; \mathbf{l} \circ \mathbf{eP}^*/\mathbf{P} \quad (2.27')$$

Com (m) e (λ) representando o real valor da moeda e os termo de troca, respectivamente. Adicionalmente, O modelo considera, na presente equação, que a depreciação esperada seja igual a zero, tanto que a junção desta com uma taxa de juros

⁴⁰ No presente estudo, desenvolver-se-á somente parte do modelo, tendo em vista que a discussão teórica sobre a referida relação não faz parte do escopo do trabalho.

externa previamente determinada, resulta num custo de oportunidade de se possuir moeda (representado por k) constante.

Igualmente, assume-se que no mercado de bens a demanda pela própria produção doméstica (D), seja uma função dos termos de troca (λ) e a riqueza real (w). A demanda externa por bens domésticos (X) é uma função somente dos termos de troca, de forma que:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{D}(\lambda, w) + \mathbf{X}(\lambda); \quad \mathbf{D}_\lambda, \mathbf{X}_\lambda > \mathbf{0}; \quad \mathbf{D}_w > \mathbf{0} \quad (2.28)$$

Na qual a riqueza real é representada pela soma do valor real da moeda no equilíbrio, acrescida do valor real dos ativos externos ($\lambda a/r^*$). A equação da riqueza pode então ser descrita como:

$$\mathbf{W} = \mathbf{m} + \lambda \mathbf{a}/r^* \quad (2.29)$$

Assim, um aumento nos preços dos bens estrangeiros ($\uparrow\lambda$) é assumido para deslocar a demanda por bens domésticos e uma elevação na riqueza eleva os gastos agregados, parte do qual vai para os bens domésticos elevando novamente a demanda.

A equação (2.29)⁴¹, já dá indícios da relação entre os preços dos ativos e a taxa de câmbio, pois considerando-se uma relação positiva não só da produção, mas também dos níveis de riqueza com os desenvolvimentos dos preços dos ativos, uma elevação dos preços externos comparado aos domésticos, aumenta a competitividade das empresas nacionais no mercado externo, o que se refletirá na valorizações de suas ações⁴². Além disso, o efeito de um aumento dos gastos que eleva a demanda por bens domésticos (pelo menos em parte), valorizará também as ações das empresas que produzem para o mercado doméstico. Igualmente, considerando que os indivíduos apliquem parte de sua riqueza no mercado de

⁴¹ Para maiores detalhes e uma análise mais completa, vide artigo original.

⁴² Solnik (1987), utiliza um argumento mais forte para avaliar a relação entre o mercado de ações e a taxa de câmbio. Partindo da equação da demanda por moeda e considerando as conclusões de trabalhos anteriores como Fama (1981) e Solnik (1983) por exemplo, - cujos resultados sugerem que os preços dos ativos antecipam os variações no nível do produto - o autor considera o desenvolvimento dos preços no mercado de ações como uma *proxy* do nível de atividades e sugere um teste para verificar a relação entre o produto agregado e a taxa de câmbio, utilizando os preços dos ativos.

ações doméstico, uma elevação da riqueza aumentará a demanda por ações no mercado local, elevando assim, os preços dos ativos negociados no referido mercado.

Outra forma de avaliar a relação teórica entre os preços no mercado de ações e a taxa de câmbio real, pode ser constatada analisando-se a relação de ambas as variáveis com a taxa de inflação. Considerando-se a relação dos preços dos ativos-inflação como sendo negativa ($dp/d\pi < 0$)⁴³, verifica-se que a mesma relação negativa pode ser encontrada se for extraída a condição de primeira ordem da equação da taxa de câmbio real, ou seja, $dR/d\pi < 0$ ⁴⁴. Analisando ambas relações, pode-se verificar que há uma relação positiva entre os preços dos ativos e a taxa de câmbio, ou seja uma depreciação real da moeda doméstica deve estar associada ao desenvolvimento positivo dos preços dos ativos.

Dos estudos empíricos que analisaram tal relação, pode-se destacar os trabalhos de Ajayi, Friedman e Mehdian (1998) e Lee e Solt (2001). Os primeiros investigaram a relação causal entre os retornos das ações e as variações nas taxas de câmbio. Os autores encontraram causalidade unidirecional (no sentido de Granger) dos retornos dos ativos para taxa de câmbio nas economias desenvolvidas estudadas. Em contraste, as economias emergentes não apresentaram qualquer relação causal entre as duas variáveis.⁴⁵ A mesma evidência empírica contraditória entre os mercados também foi encontrada nos ajustamentos contemporâneos entre as variações dos retornos dos ativos e as variações na taxa de câmbio. Os mercados desenvolvidos apresentaram forte ajustamento contemporâneo enquanto que nas economias emergentes tal ajustamento apresentou-se de forma fraca.

No segundo trabalho, os autores verificaram que os excessos dos retornos em termos reais refletem as variações nos termos de troca real, bem como as variações reais da taxa de câmbio induzida por fatores macroeconômicos. No longo prazo, os excessos dos retornos reais no mercado de ações da Alemanha, Japão e EUA variam diretamente com as variações nos termos de troca e na taxa de câmbio, indicando que uma depreciação corrente e uma melhoria nos termos de troca conduzem à melhoria nos retornos dos ativos. Segundo os autores, as variações nos termos de troca estão vinculadas as mudanças de

⁴³ Essa era relação desejada no modelo de Feldstein descrito na seção 2.4.2.

⁴⁴ Para que se possa obter a taxa de inflação ao invés do nível de preços, é necessário somente que se transforme a equação tradicional ($R = eP^*/P$) de forma a captar as variações, como por exemplo, transformando-a em equação logarítmica e tirando a diferença dos logs.

⁴⁵ Os mercados avançados foram representados pelo Canadá, Alemanha, França, Itália, Japão, Inglaterra e Estados Unidos; enquanto que os mercados emergentes foram representados pela Coreia, Taiwan, Filipinas, Malásia, Singapura, Hong Kong, Indonésia e Tailândia.

produtividade de um país. Portanto, quando as firmas enfrentam uma perspectiva de menores fluxos de caixa esperados caracterizados pelo fortalecimento da moeda doméstica (por exemplo), espera-se que as mesmas procurem manter sua posição competitiva através de atividades que venham melhorar sua produtividade e reduzir os custos, alterando os termos de troca e fortalecendo seus futuros fluxos de caixa, até que elas possam operar lucrativamente.

Por fim, em seus estudos para um conjunto de dez países⁴⁶, Asprem (1989) concluiu (de uma forma geral), por ratificar a relação positiva entre as variações na taxa de câmbio e o mercado de ações⁴⁷. No entanto, os resultados para Dinamarca, Holanda e Noruega, apresentaram uma relação negativa. No intuito de explicar tais resultados, o autor destacou que, se as variações na taxa de câmbio forem causadas por uma deterioração da economia doméstica, elas podem ter um efeito adverso sobre o mercado de ações local.

Dessa forma, considerando a revisão teórica e empírica ora descrita, pode-se inferir que, em termos gerais, o desenvolvimento dos preços dos ativos no mercado de ações apresentam-se positivamente relacionados ao nível de atividades e a taxa de câmbio e negativamente relacionados as variações nas taxas de juros e de inflação.

2.5 ANÁLISE CONJUNTURAL DO DESENVOLVIMENTO DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO NO PERÍODO PÓS-PLANO REAL

O Plano Real, sem sombra de dúvida, representou um marco fundamental no processo de estabilidade econômica brasileira⁴⁸. Como destacam, Pinheiro, Giambiagi e Moreira (2001), anunciado em 1994, o Plano Real pode ser visto como a extensão macroeconômica e lógica das reformas implementadas na década de 90, tanto em termos do maior impacto sobre o crescimento da economia, como por gerar as condições políticas para levá-las adiante. O Plano, resultou numa impressionante queda da inflação, fato que,

⁴⁶ Os países estudados foram: Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Holanda, Noruega, Suécia, Suíça e Inglaterra. O período estudado compreendeu séries trimestrais entre 1968-1986.

⁴⁷ Resultados semelhantes foram encontrados por Wesserfallen (1990), Chiang e Doong (1999) e Nunes *et al* (2002).

como previsto, elevou os níveis de eficiência, estimulou a competitividade e atraiu o investimento estrangeiro. Contudo, os principais problemas ficaram por conta dos nítidos aumentos dos déficits fiscal e em conta corrente (os chamados “déficits gêmeos”).

De acordo com Paula e Alves Jr. (1999), planos de estabilização baseado numa espécie de “âncora cambial”, geraram, em sua primeira etapa, uma queda brusca da inflação acompanhada de taxas de juros elevadas e de uma forte apreciação da moeda. Segundo os autores (1999, p. 72), sob tais circunstâncias,

(...) a valorização da moeda doméstica resulta da discrepância entre a evolução dos preços internos e externos, num contexto de estabilização da taxa de câmbio nominal, e acaba por gerar uma forte contração no saldo de transações correntes do balanço de pagamentos, devido, sobretudo, ao aumento no valor das importações. Normalmente, este déficit vem acompanhado de um grande superávit na conta capital, permitindo não só o seu financiamento como um crescimento no volume de reservas internacionais do país. O aumento deste ocorre em função da grande onda de ingresso de capitais externos motivado pelo sucesso inicial do plano de estabilização acoplada a reformas estruturais liberalizantes. Uma taxa de juros doméstica elevada pode reforçar ainda mais esses fatores, aumentando a atratividade do financiamento externo (...).

No entanto, cabe ressaltar, que o impacto positivo produzido nessa primeira fase somente prosseguirá se, subseqüentemente, forem realizadas as medidas política fiscal e externa. No caso do Brasil, apesar de a política monetária inicial com vistas a estabilização ter sido eficaz, o atraso na política fiscal, deixando os cofres públicos com freqüentes déficits, assim como a fragilidade na conta corrente do balanço de pagamentos, criando uma dependência de poupança externa oriunda da entrada de capitais, deixou o país vulnerável às condições econômicas adversas, sejam elas internas ou externas. Isso acarretou diferentes percepções do risco por parte dos investidores, propiciando uma certa exposição da moeda nacional à ataques especulativos, e muito dependente das condições econômicas externas, como foram as crises asiática e russa, por exemplo.

Portanto, na tentativa de entender a conjuntura econômica brasileira no período pós Plano Real, faz-se uma análise sintética sobre o comportamento de algumas variáveis econômicas chaves no decorrer desse período⁴⁹.

Inicialmente, destaca-se a evolução do PIB. Nos primeiros meses do Plano real, houve uma pequena elevação do PIB, fruto da apreciação cambial. No entanto, a fim de

⁴⁸ Vale destacar que no período 1986-91, houve no Brasil nada menos que cinco planos de estabilização baseados em congelamentos de preços e outras variantes. Todos falharam.

⁴⁹ Dar-se-á destaque as variáveis que serão utilizadas no presente trabalho. No entanto, para maiores detalhes sobre a conjuntura econômica em termos básicos, vide Meurer e Samohyl (2001). No que tange a conjuntura no período pós real, vide por exemplo, Schwartsman (1999), Pinheiro, Giambiagi e Moreira (2001) e Averbug e Gianbiagi (2000).

evitar o aumento brusco do nível de consumo que viria a impactar nos níveis de preços internos e conseqüentemente ao retorno do processo inflacionário, o governo resolveu adotar maior controle econômico, através de políticas restritivas; além das políticas de abertura comercial mais acentuada e da retenção ao crédito, via aumento da taxa de redesconto e compulsório, o que ocasionou uma redução do PIB no decorrer do primeiro semestre de 1995, conforme pode ser verificado na figura 2.1.

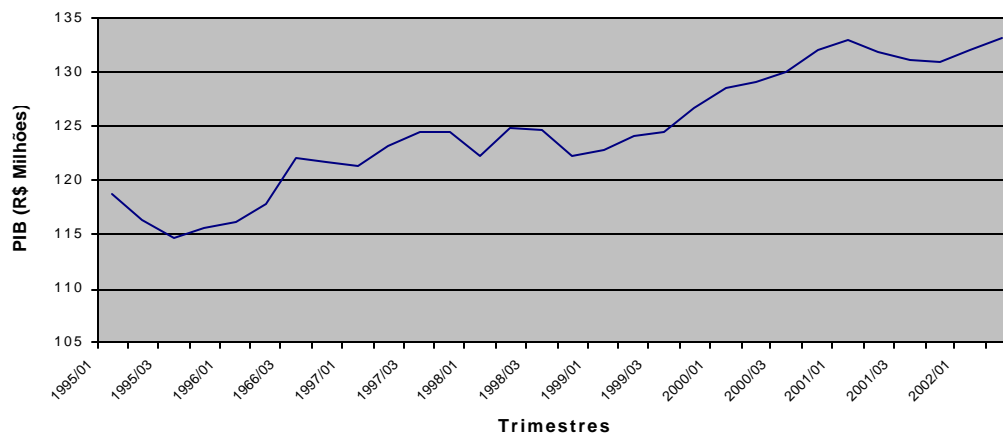


Figura 2.1: PIB Trimestral - Ajustado Sazonalmente (1990 = 100)

Fonte: IPEADATA. Séries mais utilizadas. Disponível na internet. <http://www.ipeadata.gov.br>.

Nota: Figura elaborada pelo autor.

Contudo, passado os efeitos da crise mexicana, ao final de 1995 o governo reduziu as medidas restritivas adotadas permitindo a retomada do crescimento econômico que perdurou até o final de 1996. Entretanto, a continuação dos elevados índices de inadimplência do período impediram a expansão da economia, a despeito da redução da taxa de juros. Em 1997, o PIB volta a crescer à taxas de 3% a.a, até o terceiro trimestre, quando houve um arrefecimento do nível de atividades, decorrente do esgotamento da oferta de crédito e dos altos índices de inadimplência, que se seguiram à elevação da taxa de juros em fins de outubro, com o objetivo de neutralizar os efeitos da crise asiática.

Após o segundo trimestre de 1998, quando a economia parecia ter superado o impacto da crise asiática e retomar o seu crescimento, com o aumento das reservas internacionais e a conseqüente redução das taxas de juros, vieram os efeitos da crise russa, fazendo com que o Banco Central elevasse novamente as taxas de juros e provocasse uma redução de aproximadamente 1,6% do PIB (valores trimestrais com ajuste sazonal); fato que perdurou até o primeiro trimestre de 1999 com a desvalorização do real.

No entanto, em detrimento das previsões pessimistas de analistas e até do governo, a partir do segundo trimestre o PIB voltou a sua trajetória de crescimento, fechando o ano com crescimento de 1,01%, conforme dados do Bacen. Nesse mesmo sentido, discorrem Averbug e Giambiagi (2000),

No que diz respeito ao comportamento do nível de atividades, a maioria dos analistas estrangeiros cometeu erros grosseiros de previsão a respeito do que poderia acontecer com o PIB após a desvalorização. Havia motivos para se temer uma inflação alta, o que acabou não ocorrendo, mas as previsões de queda do PIB foram claramente exageradas. Alguns bancos de investimento estrangeiros, nas suas análises sobre o Brasil, firmaram a convicção de que a queda no PIB poderia chegar a 7%, similar à que se verificara no México e na Coreia por ocasião das respectivas crises.

Esse clima de otimismo perdurou até meados de 2001, quando o nível de atividades foi negativamente influenciado por choques externos, devido, principalmente, ao aprofundamento da crise na Argentina e a súbita guinada para baixo da economia americana, e internos, causados pela crise de energia, o que ocasionou a queda nos fluxos de consumo e investimento. Superada as crises, o PIB em 2002, aparentemente pareceu retornar ao caminho do crescimento.

Em termos de promoção da estabilidade econômica, a eficiência do Plano Real foi de tal magnitude que a taxa anual de inflação representava 1,7% em 1998, mesmo valor da taxa diária em junho de 1994, mês anterior a implementação do plano. Após a implementação do Real, a inflação apresentou uma curva descendente até a desvalorização em janeiro de 1999, apesar das crises asiática e russa (figura 2.2).

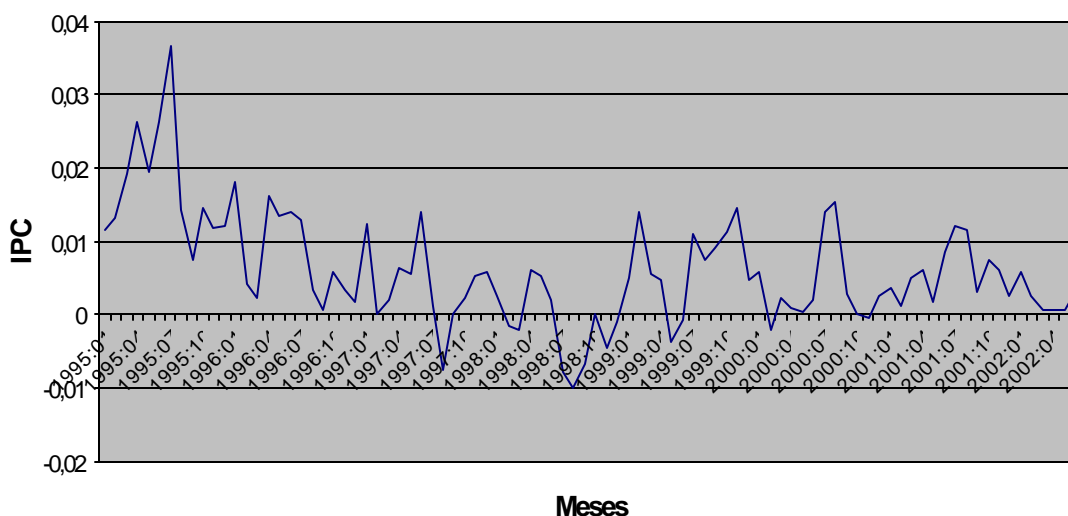


Figura 2.2: Taxa de Inflação - IPC (%)

Fonte: IPEADATA. Séries mais utilizadas. Disponível na internet. <http://www.ipeadata.gov.br>.
Nota: Figura elaborada pelo autor.

Mesmo após a redução gradativa das /taxas de juros no final de 1995 e a redução do prêmio cambial⁵⁰, o influxo maciço de capital continuou até a eclosão da crise asiática, na qual os investidores externos mostraram-se cautelosos em investir nos mercados emergentes. Passada a crise, quando a economia apresentava de indícios de recuperação, ocorre a pior crise. Com a queda vertiginosa das reservas internacionais (aproximadamente R\$ 30 bilhões em 2 meses), a economia brasileira não conseguiu se reestruturar internamente, sendo necessário recorrer a ajuda financeira externa coordenada pelo FMI, em dezembro de 1998. Sem credibilidade, a equipe econômica sob fortes pressões, desvaloriza o câmbio em janeiro de 1999, o que levanta novas expectativas quanto à retomada do processo inflacionário. No entanto, a conjunção de alguns fatores (elevação dos juros, arrefecimento da economia) aliado ao novo compromisso do governo em promover a estabilidade econômica, através da implementação do sistema de metas de inflação⁵¹, culminaram em uma inflação muito inferior a prevista.

A inflação, se medida pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC), teve uma trajetória surpreendente moderada, tendo ficado pouco abaixo de 9,0% no ano, o que considerando a desvalorização nominal de 48%, implicou um *pass-through* de apenas 0,19, algo que nem o mais otimista dos defensores da desvalorização poderia prever (Averbug e Giambiagi, 2000). Em 2000 e 2001, a taxa de inflação medida pelo IPC foi de 4,38% e 7,1% respectivamente. O aumento da taxa em 2001 foi influenciado pelos choques adversos ocorridos no ano, sobretudo de origem externa, que exerceram pressões sobre o câmbio. No primeiro semestre de 2002, no entanto, a taxa de inflação apresentou uma sensível melhora, com valores mensais inferiores à 0,5%.

No que tange ao desenvolvimento da taxa de juros no decorrer do Plano Real (figura 2.3), pode-se verificar uma súbita elevação no início do plano, fruto da eclosão da crise mexicana e de forma a preservar o objetivo prescípua do plano: a estabilidade econômica. Passada a crise mexicana, as taxas de juros começaram uma fase de distensão

⁵⁰ O prêmio ou cupom cambial pode ser definido como a taxa over/Selic descontado da valorização cambial. O mesmo pode ser entendido como uma *proxy* para a taxa de juros auferida pelo investidor estrangeiro. Para maiores detalhes sobre a evolução do cupom cambial no período pós Plano Real, vide Meurer e Samohyl (2001).

⁵¹ O sistema de Metas de Inflação, instituído no Brasil em junho de 1999, caracteriza-se pelo estabelecimento formal de metas e intervalos de tolerâncias às taxas de inflação, em horizontes de tempos determinados. De modo explícito e institucionalizado, o regime de metas para inflação prioriza a estabilidade de preços como o objetivo principal de política econômica.

monetária gradual, passando de 53,1% a.a em 1995 para 27,4% a.a em 1996. Identicamente, o prêmio cambial também foi alvo de uma sensível queda acumulada (33,2% para 19,2%).

O processo de arrefecimento das taxas de juros terminou com a deflagração da crise asiática, o que levou o Comitê de Política Monetária - Copom (em 30 de outubro) a elevar novamente as taxas. No entanto, apesar do impacto adverso da crise asiática a Selic acumulada fechou o ano em 24,8%, valor inferior à 1996

A evolução dos acontecimentos no primeiro semestre de 1998, parecia dar alguma razão ao otimismo oficial. De acordo com o Bacen (1998), a manutenção das reservas internacionais e da inflação, e a queda dos indicadores de risco-país, fizeram com que a taxa de juros sofresse uma queda vertiginosa, de níveis superiores a 37% em janeiro para aproximadamente 19% em agosto. Em meados de setembro, diante do agravamento da crise russa, que culminou com a decretação da moratória daquele país, o banco central elevou a Taxa Básica do Banco Central (TBAN) de 29,7% para 49,7% ao mesmo tempo que reduziu em 100% os recursos de assistência financeira ao custo da Taxa de Assistência do Banco Central (TBC). Ante aos problemas a Selic fechou 1998 em níveis superiores à 28% a.a.

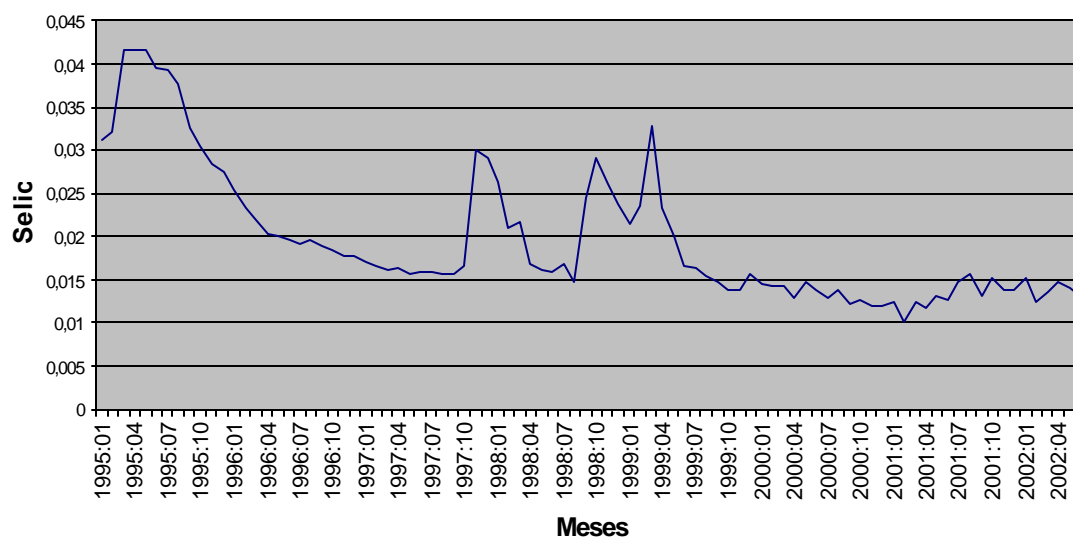


Figura 2.3: Taxa de Juros - Selic (%)

Fonte: IPEADATA. Séries mais utilizadas. Disponível na internet. <http://www.ipeadata.gov.br>.

Nota: Figura elaborada pelo autor.

Entretanto, mesmo com as taxas altíssimas praticadas no período de crise, o banco central não evitou a saída de capitais do país, mantendo os investidores externos receosos em aplicar seus recursos em economias emergentes, deixando como último recurso, o empréstimo ao FMI. Sobre essa incapacidade da elevação dos juros em conter a saída de recursos, Schwartzman (1999) lembra que a sustentação do diferencial de taxa de juros só faz sentido no contexto de um ambiente internacional no qual os movimentos de capitais sejam sensíveis a estes diferenciais. Caso o *credit crunch* se aprofunde a ponto de tornar tais diferenciais irrelevantes, a solução fiscal se torna insuficiente para garantir a continuidade da política cambial, sob altas taxas de juros.

Em 1999, mesmo após a elevação da taxa de juros (aproximadamente 32% a.a em março) como forma de conter a alta inflacionária decorrente da desvalorização cambial, a taxa de juros Selic apresentou uma queda abrupta, atingindo valores inferiores à 14% a.a em outubro. A trajetória decrescente permaneceu até o primeiro trimestre de 2001, quando houve uma reversão da trajetória motivada pelos frequentes choques na economia Argentina e no mercado financeiro americano, fazendo com que a Selic subisse próximo à 16% a.a em outubro de 2001, fechando em 13,5 % a.a em junho de 2002.

A âncora escolhida para o Plano Real foi a cambial. Sua vantagem advém do fato que as estabilizações baseadas na taxa de câmbio geralmente adiam o confronto com a recessão, contribuindo assim para a sustentação política do programa. Outro ponto a ser salientado para a implementação da taxa cambial como âncora, é que a taxa de câmbio sendo um preço chave na economia, pode ser observado diariamente e sua estabilização reflete diretamente no sistema, pois os bens comerciáveis constituem uma parcela significativa na cesta de consumo e conseqüentemente do índice de preços, o que torna visível as variações da economia.

Por outro lado, uma âncora cambial incorre em custos, uma vez que, a credibilidade perfeita tende a valorização real do câmbio e a geração de déficits comerciais e transações correntes no Balanço de Pagamentos. Neste contexto, um grande déficit em transações correntes só seria sustentável caso se pudesse contar com um nível equivalente de financiamento externo de longo prazo que estivesse associado à investimentos capazes de gerar um fluxo futuro de receitas cambiais para pagar a dívida contraída.

A natureza do fluxo de capitais externos é de fundamental importância, haja vista que um dos grandes perigos dos planos de estabilização com âncora é de que uma reversão no fluxo de capitais externos conduza para um desequilíbrio no balanço de pagamentos de tal magnitude que se torna insustentável o governo manter o câmbio vigente. Deste modo,

o elevado grau de mobilidade internacional de capital, associado a um regime de câmbio fixo (ou quase-fixo) e a tendência à deterioração dos saldos em conta corrente nas economias recém estabilizadas, aumenta o risco de ataques especulativos contra suas moedas (Paula e Alves Jr., 1999).

Adicionalmente, para países que constantemente incorrem em déficits fiscais, a manutenção de uma política cambial via taxas de juros extremamente altas, elevam o custo da dívida, o que deve impactar negativamente os equilíbrios fiscais futuros e assim por diante. Esse ciclo vicioso pode ser representado pelos modelos de primeira geração (Krugman, 1979), ou seja, um governo com os sucessivos déficits fiscais procura manter uma certa paridade cambial, são interpretados pelos agentes como sendo insustentável no tempo, promovendo, por conseguinte um ataque especulativo. Identicamente, nos modelos de segunda geração (Obstfeld, 1994), embora a taxa de câmbio seja defensável, a política cambial tem um custo para o governo, representado pela taxa de juros requerida para vencer a desconfiança dos agentes econômicos na permanência da política.

Nesse sentido, considerando o enfoque teórico exposto, pode se verificar na figura 2.4, que a política cambial brasileira no período pós Plano real pode ser dividida em duas partes: antes e após a crise da Rússia. Na primeira parte, a fixação de bandas cambiais, que proporcionaram pequenas desvalorizações anuais, de aproximadamente 7% a.a, deram suporte a estabilização à custa de altas taxas de juros, que elevaram em demasia a dívida pública, além dos déficits em conta corrente, ocasionados pela apreciação cambial no período.

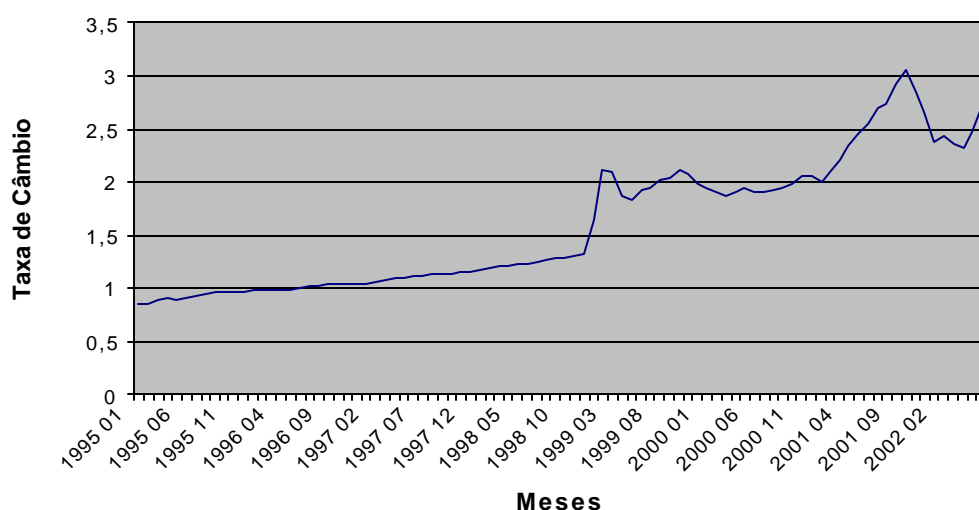


Figura 2.4: Taxa de Câmbio Real (R\$/US\$)

Fonte: IPEADATA. Séries mais utilizadas. Disponível na internet. <http://www.ipeadata.gov.br>.

Nota: Figura elaborada pelo autor.

A crise externa brasileira ocorrida em 1998 teve alguns dos componentes descritos, principalmente os de segunda geração, em que as profecias auto-realizáveis desempenharam um papel importante. Na Segunda metade de 1998, com a decretação da moratória russa os capitais internacionais a procura de um “porto seguro”, deslocaram-se de economias emergentes em direção às desenvolvidas, acarretando uma crise de liquidez no mercado internacional, o que afetou principalmente os países emergentes. Com a queda abrupta nas reservas, o banco central obrigou-se a elevar as taxas de juros “às nuvens” sem, no entanto, evitar a constante saída, apesar da freada temporária com o anúncio da ajuda externa em novembro.

Dessa forma, em janeiro de 1999, a equipe governamental com a credibilidade muito abalada, promoveu o que muitos economistas vinham defendendo a muito tempo, a desvalorização da moeda⁵², acabando assim, com a estratégia gradualista de enfrentamento da crise. A taxa de câmbio real que era de R\$ 1,31 em final de dezembro, atingiu R\$ 1,64 em janeiro e R\$ 2,10 em fevereiro, baixando para menos de R\$ 2,00 no final do ano. Nesse meio tempo o governo elevou as taxas de juros em março e, ratificando a sua ênfase em promover a estabilidade, adotou o regime de metas de inflação em junho. O tão temido “bicho de sete cabeças” da retomada dos níveis inflacionários com a desvalorização não se concretizou e a taxa de câmbio real, apesar de algumas oscilações fechou em final de 2000, em aproximadamente R\$ 2,00, valor muito próximo ao fechamento do 1999.

No entanto, o ano de 2001 e início de 2002 foram caracterizados pelo surgimento de fontes de pressão sobre o nível de taxas de câmbio. No que concerne ao cenário externo, as pressões foram provenientes da crescente deterioração da economia argentina, bem como quanto as incertezas em relação a recuperação da economia norte-americana. No âmbito interno as pressões decorreram da instabilidade política gerada pelas investigações da Comissão de Ética do Senado e da gravidade quanto à oferta de energia elétrica, o que provocaria restrições sobre o nível do produto.

Por fim, para entender o desenvolvimento dos mercados financeiros brasileiro, cabe analisar a lógica de funcionamento dos mercados financeiros internacionais e o comportamento dos fluxos internacionais de capitais.

⁵² Dentre esses pode-se destacar Schwartzman (1999) e Bresser Pereira (1997), além de Ibrahim Eris e Batista Jr, em entrevistas concedidas á gazeta mercantil em 20/11/96 e a folha de São Paulo em 7/11/96, respectivamente.

De acordo com Laplane e Santos Filho *apud* Prates (1999, p. 59), a análise convencional parte da hipótese de estabilidade e eficiência dos mercados financeiros. As finanças não apresentariam uma dinâmica própria, independente dos comportamentos do setor real. Assim, apesar da teoria novo-clássica admitir movimentos autônomos nos mercados financeiros, associados a choques aleatórios exógenos, não antecipados pelos agentes econômicos; à medida em que esses ajustam suas expectativas (que são racionais) ao novo contexto, a economia retorna automaticamente ao equilíbrio. Ou seja, a dinâmica financeira continua sendo subordinada a dinâmica econômica, ou pelo menos constitui um mero reflexo dessa última.

Seguindo essa análise, os mercados financeiros internacionais seriam eficientes no sentido de avaliar de forma correta os preços dos ativos no médio e longo prazos, tendo como principal função, intermediar a transferência de recursos entre investidores e poupadores em nível nacional e internacional.

Dessa forma, no mercado financeiro internacional, a questão essencial é que esses mercados avaliariam de forma apropriada os riscos e retornos subjacentes aos investimentos nos diversos países, os quais refletiriam os fundamentos econômicos, isto é, os determinantes econômicos básicos da situação econômica dos países no longo prazo (Pellegrini *apud* Prates, 1999, p. 59).

Nesse sentido, avaliando-se o desenvolvimento do mercado financeiro brasileiro, e mais especificamente o mercado de ações representado pela Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), pode-se verificar na figura 2.5 que o Ibovespa apresentou ascensão até meados de 1997. Ou seja, com o elevado prêmio cambial (apesar de decrescente), a continuação dos processos de abertura econômica e financeira e de privatização, acarretaram num influxo de capitais, fazendo com que o Ibovespa passasse de 3885 pontos em janeiro de 1995 para níveis superiores à 12500 pontos em agosto de 1997. No entanto, a deflagração da crise financeira nos países asiáticos, provocou uma crise de liquidez no mercado internacional, o que acarretou a fuga de capitais dos mercados emergentes, obrigando o banco central a elevar os níveis de taxas de juros. Felizmente, os efeitos negativos da crise asiática foram rapidamente revertidos, de forma que, já em novembro, o Ibovespa retornou a sua trajetória ascendente.

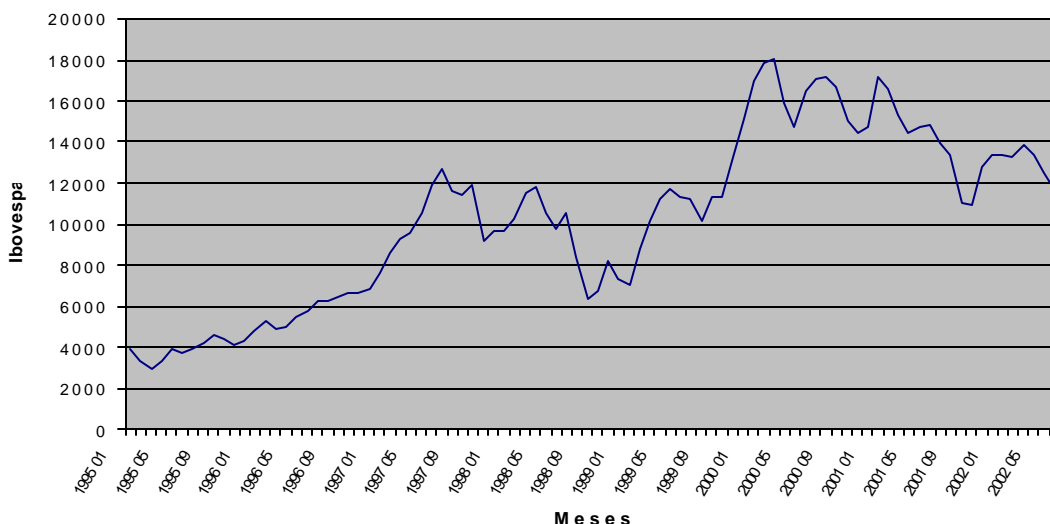


Figura 2.5: Ibovespa – Índice Mensal (Pts)

Fonte: IPEADATA. Séries mais utilizadas. Disponível na internet. <http://www.ipeadata.gov.br>.

Nota: Figura elaborada pelo ator.

Entretanto, apesar do resultado favorável das privatizações realizadas em junho de 1998, a crise russa, iniciada em agosto, provocou queda na bolsa de aproximadamente 40%. Em outubro, as expectativas quanto ao anúncio do Plano de Estabilização Fiscal, a redução dos gastos governamentais, o aumento das receitas e o anúncio do acordo com as instituições multilaterais de crédito, refletiram positivamente no mercado de ações, que fechou em dezembro com uma valorização acima de 20% em novembro. Essa trajetória foi revertida, devido a dificuldade de aprovação das medidas fiscais, aliadas à desconfiança na continuação do regime, fazendo com que a bolsa acumulasse uma queda de 25,5% até o dia 14 de janeiro, véspera da liberação no câmbio.

De uma forma geral, a desvalorização cambial aliada as condições favoráveis da economia, serviram para reativar o mercado acionário, que fechou o ano acima dos 17.000 pontos, recorde em 1999. Essa trajetória positiva perdurou até março de 2000, quando as condições adversas interna e externa (supracitadas), provocaram freqüentes oscilações com trajetória declinante nos retornos de mercado. Em junho de 2002 (último período analisado) por exemplo, o Ibovespa já havia caído abaixo dos 12000 pontos, com expectativa de cair ainda mais.

Dessa forma, ante as revisões teóricas e empíricas citadas, além da breve análise conjuntural realizada sobre o mercado de ações brasileiro e algumas das variáveis macroeconômicas chaves, indicaram que há uma forte relação entre os fundamentos

macroeconômicos e o desenvolvimento no mercado de ações, de forma a justificar a análise da interligação existente entre os setores real e financeiro para o caso brasileiro.

3. VARIÁVEIS, ORDEM DE INTEGRAÇÃO E MODELOS ECONOMÉTRICOS

Neste capítulo descreve-se a metodologia econométrica utilizada na análise da relação entre os preços dos ativos e as variáveis macroeconômicas. Nesse sentido procede-se, inicialmente, com a determinação das variáveis e suas fontes. Após verifica-se a ordem de integração e, por fim, descreve-se os modelos econométricos utilizados na análise empírica do relacionamento entre as variáveis estudadas.

3.1 DETERMINAÇÃO DAS VARIÁVEIS

Conforme mencionado anteriormente, a proposta da presente análise empírica é de obter, à luz das informações existentes, uma noção preliminar básica que permeia a relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e os retornos no mercado de ações brasileiro no período Pós-Plano Real.

Para tanto, optou-se pela seleção de variáveis supostas como importantes fatores macroeconômicos na determinação dos preços dos ativos negociados no mercado de ações brasileiro. Do exposto, selecionou-se como variáveis relevantes à análise, o PIB, as taxas de juros, câmbio e inflação e, por fim, os retornos médios de mercado.

O PIB costuma ser utilizado quando se objetiva avaliar o nível de atividades econômicas de um país que, por sua vez costuma apresentar traços de sazonalidade quando observado em frequência inferior à anual. Neste caso, o tratamento padrão no intuito de reduzir os traços sazonais e permitir uma melhor conjectura à realização de inferências estatísticas é determinada pelas diversas técnicas de dessazonalização⁵³. Identicamente, a dificuldade de se obter uma relação comparável e estável entre essa variável e demais séries, cuja periodicidade são menores, pode prejudicar a perfeita avaliação da relação. Dessa forma, optou-se, pela utilização da série do PIB encadeado e dessazonalizado através da variação anual ($\ln_t - \ln_{t-12}$), conforme disposto no IPEADATA⁵⁴.

⁵³ Deve-se sempre levar em consideração que esse tratamento não apresenta somente aspectos positivos, sendo seu demérito principal a possibilidade de ocasionar perda de conteúdo informacional.

⁵⁴ O IPEADATA consiste de um arquivo de séries de dados estatísticos para o Brasil, do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. Todas as demais variáveis foram retiradas da mesma fonte – *i.e.* IPEADATA.

Relativamente ao nível de preços e a taxa de câmbio, foram utilizadas as séries que tratam do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e da taxa de câmbio real, reportados em números índices, com base 100 para janeiro de 1995. A taxa de câmbio real foi calculada, multiplicando-se a taxa de câmbio nominal pelo nível de preços externos - representados pelo Índice de Preços ao Consumidor (CPI) americano - e dividido pelo Índice de Preços ao Consumidor da Fipe (IPC).

No intuito de promover a manutenção da estabilidade econômica, o principal instrumento de atuação à disposição da autoridade monetária são as operações de mercado aberto, que lhe permitem controlar as taxas de juros do mercado monetário⁵⁵. Nesse sentido, optou-se por utilizar a taxa SELIC, como uma *proxy* não só da taxa de juros, mas também do ativo livre de risco, utilizado no cálculo dos excessos dos retornos de mercado em termos reais.

Para representar os retornos do mercado de ações, utilizou-se o índice de mercado da Bolsa de Valores de São Paulo – Ibovespa. O Ibovespa é composto por uma média ponderada de um conjunto de ações, cuja representação está condicionada ao volume e a quantidade de negociações de cada ação em bolsa, durante o período precedente (12 meses).

Adicionalmente, na literatura financeira, dá-se grande destaque à influência dos períodos de crises financeiras e quebras estruturais sobre os mercados financeiros⁵⁶. Nesse sentido, optou-se testar essa influência através da utilização de variáveis *dummy*, cuja representação foi condicionada às referências citadas no capítulo 2 seção 2.5. Sendo assim, foram utilizadas duas *dummies* de pulso para representar as crises asiática (1997:11) e russa (1998:09) e uma *dummy* de nível para representar a mudança de regime cambial ocorrida em janeiro de 1999.

Por fim, todas as séries foram deflacionadas para captarem as variações nas variáveis em termos reais, sendo cada série (exceto o IPC) deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC). A periodicidade dos dados escolhida foi a mensal, para um período de cobertura que se inicia em 1995:1 à 2002:6 (basicamente o Plano Real), em um

⁵⁵ As taxas de mercado aberto são as taxas de juros utilizadas em operações de financiamento de curtíssimo prazo, realizadas entre instituições financeiras, inclusive o banco central, com lastro em títulos públicos federais. No Brasil, essa taxa é conhecida como taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia).

⁵⁶ Vide, por exemplo, Schwert (1989).

total de 90 observações⁵⁷. Cabe destacar ainda que, o pacote econométrico utilizado no procedimento empírico foi o E-Views versão 3.0.

3.2 ORDEM DE INTEGRAÇÃO

Obtidas as séries, passa-se à análise de seus comportamentos. Diante da forte oscilação verificada, aplica-se o logaritmo, com o intuito de suavizar seus comportamentos e se obter as elasticidades na relação entre as variáveis⁵⁸, preservando o seu conteúdo informativo. Adicionalmente, observando-se o comportamento das séries (figuras 2.1 à 2.5), pode-se conjecturar que as mesmas apresentam fortes indícios da presença de raiz unitária, necessitando, por conseguinte, que se verifique a ordem de integração das séries de forma a torná-las estacionárias.

Para tanto, a investigação formal das propriedades de integração das séries foi conduzida aplicando-se, primeiramente, os testes de raiz unitária convencionais Dickey-Fuller aumentado (ADF) descrito por Engle e Granger (1987) e Phillips-Perron (PP), conforme especificados na tabela 3.1⁵⁹.

Tabela 3.1
Teste de Raiz unitária

Variáveis	Nível			1ª Diferença		
	ADF(p ^a)	PP ^b	t _{crit} ^c	ADF(p ^a)	PP ^b	t _{crit} ^c
LNBOVR	-2,03*	-1,92(3)*	-2,89	-10,34	-10,40(3)	-1,94
LNPIBR	-2,07(2)*	-2,02(3)*	-2,89	-7,40(2)	-8,71(3)	-1,94
LNTXCR	-4,69*	-3,32(3)*	-2,89	-	-	-
LNINF	-1,80(1)**	-1,84(3)**	-3,46	-4,88*	-4,28(3)*	-2,89
LNTXJR	-2,19(1)*	-2,31(3)*	-2,89	-5,95**	-5,90(3)**	-3,46

^a Valor ótimo de defasagens selecionadas de acordo com o critério de informação Akaike e Schwartz. ^b PP é o teste de Phillips-Perron. ^c Valores críticos com 5% de significância. * Inclui constante. **Inclui constante e tendência. LN indica o logaritmo neperiano das séries.

Os testes ADF e PP foram realizados conforme especificados nos manuais de econometria, estimando inicialmente o modelo irrestrito, ou seja incluindo no processo autoregressivo o termo constante e tendência. A ordem das defasagens foi escolhida de

⁵⁷ Optou-se por retirar da análise os primeiros seis meses do Plano Real, haja vista que, nesse período, as taxas de inflação apresentavam-se ainda relativamente altas, fruto da influência das expectativas inflacionárias por parte dos agentes.

⁵⁸ Optou-se por utilizar o logaritmo neperiano (ln) na transformação dos dados.

acordo com os critérios de informação Akaike e Schwartz e o nível de significância utilizado foi de 5%. Os resultados dos testes convergem, indicando somente a taxa de juros em termos reais apresentou-se estacionária em nível. No entanto, as demais variáveis foram não estacionárias em nível e estacionárias em primeiras diferenças. Portanto, pode-se afirmar que as séries referentes ao índice de mercado (Ibovespa) em termos reais, PIB real, a taxa de inflação e a taxa de câmbio real são todas integradas de primeira ordem - *i.e.* $I(1)$ ⁶⁰.

Portanto, cabe ressaltar, que a utilização das variáveis na análise empírica estarão condicionadas a ordem de integração das séries. Ou seja, com exceção da taxa de juros real⁶¹, as demais séries serão utilizadas na análise empírica correspondendo a sua ordem de integração - *i.e.* em primeira diferença. Identicamente, todas as séries serão estimadas em suas formas logarítmicas.

3.3 MODELOS ECONOMETRICOS: UMA BREVE REVISAO

Com vistas a se proceder a análise entre as variáveis, utilizou-se de uma miríade de especificações estatísticas, cuja descrição de todas torna-se um procedimento não factível, haja vista que a mesma demandaria um trabalho árduo e até certo ponto desnecessário, pois a descrição aprofundada do ferramental econométrico não faz parte do escopo do presente trabalho. No entanto, procurou-se destacar os modelos econométricos cuja especificação são um pouco mais complexas e cujas descrições não são encontradas com tanta facilidade nos manuais básicos de econometria⁶². Nesse sentido, descreve-se resumidamente os modelos ARIMA, VAR e Função de Transferência.

⁵⁹ Adicionalmente, utilizou-se testes de raiz unitária na presença de quebras estruturais, cujos resultados foram os mesmos que os obtidos pelos testes usuais.

⁶⁰ Os gráficos das séries em 1ª diferença estão dispostos no anexo A, do presente trabalho. A taxa de juros apresentou-se estacionária em nível - *i.e.* $I(0)$.

⁶¹ A taxa de juros real será utilizada em sua forma original - *i.e.* em nível.

⁶² Todas as regressões que apresentarem correlação serial serão corrigidas de acordo com os métodos usuais de correção. Para tanto, no caso de correlação serial dos resíduos em primeira diferença, utiliza-se o método de Cochrane-Orcut. Para correlações de maior ordem o método utilizado será o multiplicador de Lagrange. Para maiores detalhes vide, Enders (1995) e Johnston (1987). Como regra de bolso, considerou-se satisfatório um DW igual ou superior à 1,5, para uma amostra com 50 ou mais observações. Adicionalmente, as especificações dos coeficientes de análise global da regressão, tais como os testes F, de determinação e teste Q de Ljung-Box, assim como as regressões do tipo MQO podem ser encontrados em Gujarati (2000), por exemplo.

3.3.1 Modelo ARIMA⁶³

O modelo ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) foi popularizado por Box e Jenkins (1976). De forma resumida, o modelo ARIMA é uma combinação entre os processos autoregressivos e média móvel, sem preocupação sobre a estacionariedade das séries, cujo modelo (sem intercepto) pode ser estimado da seguinte maneira:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i e_{t-i} \quad (3.1)$$

Se as raízes características da equação (3.1) apresentarem um valor inferior a 1 em termos absolutos – *i.e.* são estacionária, a série $\{Y_t\}$ pode ser resumida a um modelo ARMA (Autoregressive Moving Average). O primeiro termo da equação (3.1) representa o componente autoregressivo de ordem p (AR(p)), e o segundo termos representa o componente média móvel de ordem q (MA(q)). Dessa forma, se ambos componentes forem estatisticamente diferentes de zero, obtém-se um modelo ARMA de ordem (p, q).

3.3.2 Modelo de Função de Transferência

O modelo de função de transferência é uma generalização do modelo univariado, haja vista que a mesma permite a influência da variável independente sobre a tendência da variável dependente, tolerando um processo estocástico exógeno na variável de intervenção. O modelo de transferência pode ser representado como na equação 3.2.

$$Y_t = a_0 + A(L)Y_{t-1} + C(L)X_t + B(L)e_t \quad (3.2)$$

Com $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$ representando os polinômios das defasagens de ordem L . Y_{t-1} a variável dependente no período $t-1$; X_t a variável independente e e_t é o termo ruído.

Em uma análise de função de transferência típica, objetiva-se estimar os parâmetros a_0 , $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$, sendo o polinômio $C(L)$ a função de transferência, o qual especifica como os movimentos na variável exógena são transferidos à variável exógena. No entanto,

⁶³ O modelo ARIMA foi determinado inicialmente por Box e Jenkins (1976). A representação do modelo ARIMA será descrito de forma bastante resumida. Para maiores detalhe, vide por exemplo, Mills (1993) e Enders (1995).

uma restrição ao modelo de transferência reside no fato de que a mesma pressupõe que a série X_t seja um processo exógeno que evolui independentemente da seqüência Y_t . Ou seja, não há um efeito *feedback* da variável Y_t para X_t de maneira que as inovações em $\{Y_t\}$ não tenham efeitos em $\{X_t\}$.

Em termos práticos, a estimação de uma função de transferência pode ser resumida pelos seguintes procedimentos:

- Ajusta-se o modelo ARMA para seqüência $\{X_t\}$. Os resíduos calculados $\{\varepsilon_{xt}\}$ são considerados os valores filtrados - *i.e* inovações puras - da série X_t .
- No segundo passo, aplica-se o filtro $D(L)/E(L)^{64}$ para cada valor de $\{Y_t\}$, multiplicando $[D(L)/E(L)]*Y_t$ obtendo a seqüência $\{Y_t\}$ filtrada (Y_{ft}). Após, efetua-se o correlograma cruzado entre Y_{ft} e ε_{xt-i} .
- A seguir examina-se os correlogramas cruzados para identificar o modelo ARMA via análise dos coeficientes de autocorrelação. Os coeficientes de autocorrelações parciais dão uma idéia dos polinômios $A(L)$ e $C(L)$. A análise do correlograma sugere os possíveis candidatos a $A(L)$, e as prováveis funções de transferências da forma:

$$[1 - A(L)]Y_t = C(L)X_t + e_t \quad (3.3)$$

Na qual, e_t denota o termo erro que não necessariamente será um ruído branco.

- A seqüência $\{e_t\}$ obtida é uma aproximação de $B(L)e_t$. Analisa-se então, as autocorrelações desses resíduos. Se a seqüência $\{e_t\}$ for um ruído branco, a tarefa está completa. Entretanto, se o correlograma de $\{e_t\}$ sugerir formas alternativas de $B(L)$, utiliza-se a seqüência $\{e_t\}$ para estimar as formas de $B(L)$ e selecionar o melhor modelo de $B(L)e_t$.
- Combinando os dois últimos passos, obtém-se o modelo completo ao estimar $A(L)$, $B(L)$ e $C(L)$ simultaneamente. Se o modelo estiver bem estimado, o mesmo será parcimonioso, seus coeficientes terão alta qualidade, os resíduos conformarão um processo de ruído branco e o erro de previsão será pequeno.

3.3.3 Modelo VAR⁶⁵

Como verificado no capítulo introdutório, a determinação da importância relativa das diferentes relações entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações constitui uma questão ainda em aberto. Para contornar o problema, muitos estudos recentes que tenham investigado questões relativas a tal relação têm recorrido, em sua maioria, ao emprego da metodologia da auto-regressão vetorial (VAR), como modelo de avaliação empírica do mecanismo de seu funcionamento.

De acordo com Matsumoto (2000), os modelos VAR são amplamente empregados em análises empíricas por apresentarem a faculdade de não demandarem uma completa especificação da estrutura da economia. A abordagem VAR, muito embora possa ter uma natureza de “caixa preta”, conforme rotulam Bernanke e Gertler (1995), por não envolver interpretação econômica dos relacionamentos entre as variáveis nela descritas, revela-se particularmente útil quando o objetivo primário da investigação empírica é o de derivar unicamente as interdependências estatísticas dinâmicas entre um conjunto de variáveis e suas inovações. Adicionalmente, a baixa exigência, em termos de detalhamento das relações teóricas entre as variáveis, torna a abordagem VAR um arcabouço apropriado para relacionar os impactos macroeconômicos sobre os retornos dos ativos.

Por simplicidade, assume-se que a economia seja descrita por um sistema dinâmico estocástico linear e estima-se o modelo já na forma reduzida, conforme a seguinte representação⁶⁶:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (3.4)$$

Na equação acima, \mathbf{e}_t representa o vetor de inovações, que se assume não correlacionado serialmente e com a matriz de variância-covariância Σ positiva, semidefinida e simétrica. Observe-se que na equação (3.4) o erro \mathbf{e}_t é uma simples inovação, desprovido de significância econômica direta.

⁶⁴ Os valores de $D(L)$ e $E(L)$, são oriundos da aplicação de um processo ARMA na série $\{X_t\}$, de forma que $D(L)X_t = E(L)\varepsilon_{xt}$. Com, $D(L)$ e $E(L)$ sendo os polinômios das defasagens de ordem L e ε_{xt} um ruído branco.

⁶⁵ No presente trabalho, a derivação do modelo VAR tomará como base as especificações de Lee (1992) e Matsumoto (2000). Para um maior detalhamento do modelo VAR, verificar os próprios autores citados, os trabalhos originais de Sims (1980a e 1980b), bem como os manuais de econometria e econometria aplicada à finanças tais como: Enders(1995), Mills(1993) e Gouriéroux e Jasiak (2001).

⁶⁶ No modelo transformado em sua forma reduzida, na qual as variáveis explicativas estão dissociadas daquelas que vão ser estimadas e, portanto, passível de estimação via *OLS*, por exemplo.

Para obter o relacionamento entre os dois termos de distúrbios, define-se um processo de *Innovation Accounting*, o qual faz uma junção da análise de resposta ao impulso e da decomposição da variância.

Lee (1992), inicia sua derivação supondo que Z_t , um vetor $m \times 1$ com $m \geq 2$, seja um processo de covariância estacionária regular (linearmente não determinístico), cuja representação média móvel possa ser representada pelo teorema de Wold:

$$Z_t = \mathbf{b}(\mathbf{L})\mathbf{e}_t = \sum_{s=0}^{\infty} \mathbf{S}\mathbf{b}(s)\mathbf{e}_{t-s} \quad (3.5)$$

Na qual, $\varepsilon_t = Z_t - E[Z_t|Z_{t-s}, s \geq 1]$ e E seja um operador de projeção linear.

A variável ε_t pode ser chamada de inovação em Z_t ou seja é um erro de previsão de mínimos quadrados um passo à frente no sentido de prever Z_t como uma função linear de Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots , e que o mesmo seja não correlacionado por construção. Identicamente, $b_{ij}(s)$, o (i,j) -ésimo componente de $\beta(s)$, representa a resposta dinâmica de cada variável exógena Z para um choque, $\varepsilon_j(t-s)$, após s períodos.

Embora ε_t seja não correlacionado, os componentes de ε_t podem ser contemporaneamente correlacionados tal que uma simulação de um choque $Z_j(0)$, assumindo todos os outros componentes de z como sendo zero. Isto resolve o problema de decompor sem ambigüidade as variâncias dos erros de previsão nas variáveis dos componentes atribuídos a cada inovação, via um processo de ortogonalização em ε_t . Como resultado, a inovação transformada (μ_t), possui uma matriz covariância igual a identidade, sem qualquer correlação contemporânea entre os componentes. Permitindo que $\text{var } \varepsilon_t = \Sigma$. Desde que Σ seja uma matriz simétrica positiva definida, Σ^{-1} também é uma matriz simétrica positiva definida; de forma que haja uma matriz G , tal que $\Sigma^{-1} = G'G$. Assim, define-se uma inovação transformada (μ_t), tal que

$$\mathbf{m}_t = \mathbf{G}\mathbf{e}_t \quad (3.6)$$

Com $\text{var } \mathbf{m}_t = \text{var}(\mathbf{G}\mathbf{e}_t) = \mathbf{G}\mathbf{S}\mathbf{G}' = \mathbf{G}(\mathbf{G}'\mathbf{G})^{-1}\mathbf{G}' = \mathbf{I}_m$,

Na qual \mathbf{I}_m é uma matriz identidade de posto m .

Segundo Lee (1992), há várias maneiras possíveis de transformar μ_j . Nesse sentido, se G é uma matriz triangular inferior, $\mu_j(s)$ é um erro normalizado para previsão de $Z_j(s)$ a partir dos valores passados do vetor Z e dos valores correntes de $Z_i(s)$ para $i < j$.

Nesse ponto, cabe separar um parênteses para destacar a importância na ordenação das variáveis, haja vista que cada μ_j afeta as variáveis da matriz triangular inferior ao ser utilizada como restrição do sistema VAR, um processo de decomposição de Cholesky. A simetria da matriz de covariância, fornece somente $n(n+1)/2$ restrições não-lineares sobre os n^2 elementos de $A(0)$. Portanto, $n(n-1)/2$ restrições adicionais são ainda necessárias para que o processo de identificação de todos os coeficientes da forma estrutural, a partir dos componentes estimados da forma reduzida, seja completo.

Ante ao exposto, de forma resumida, a importância de se ordenar as variáveis no sistema, considere a decomposição de Cholesky para um VAR com três variáveis:

$$\begin{aligned} \mathbf{m}_{1t} &= \mathbf{e}_{1t} \\ \mathbf{m}_{2t} &= \mathbf{C}_{21}\mathbf{e}_{1t} + \mathbf{e}_{2t} \\ \mathbf{m}_{3t} &= \mathbf{C}_{31}\mathbf{e}_{1t} + \mathbf{C}_{32}\mathbf{e}_{2t} + \mathbf{e}_{3t} \end{aligned} \quad (3.7)$$

Com C_{ij} representando os coeficientes das variáveis, representados na matriz de coeficientes do sistema VAR. Assim, pode-se verificar que μ_{1t} será afetado somente por inovações na própria variável, ou seja por ε_{1t} . Em contrapartida, μ_{3t} será afetado, não somente por ε_{3t} , mas também por ε_{1t} e ε_{2t} ⁶⁷. Ou seja, o processo de decomposição de Cholesky, ordena as equações de forma recursiva, a partir da variável “mais exógena” (afetada contemporaneamente apenas pelo seu próprio choque estrutural) até a variável “mais endógena” (afetada contemporaneamente por todos os choques).

Continuando com a derivação de Lee (1992), da equação (3.6), pode-se reescrever Z_t como:

$$\mathbf{Z}_t = \sum_{s=0}^{\infty} \mathbf{Sb}(s)\mathbf{G}^{-1}\mathbf{G}\mathbf{e}(t-s) = \sum_{s=0}^{\infty} \mathbf{Sb}(s)\mathbf{G}^{-1}\mathbf{G}\mathbf{m}(t-s) = \sum_{s=0}^{\infty} \mathbf{S}\mathbf{C}(s)\mathbf{m}(t-s) \quad (3.8)$$

Na qual, os coeficientes $C(s)$ representam as repostas aos choques ou inovações em determinada variável particular, e pode-se alocar a variância de cada elemento em Z por

⁶⁷ Para maiores detalhes sobre a importância da ordenação nas variáveis, vide Enders (1995, pp. 320-331).

fontes dos elementos de μ , haja vista que μ é serialmente e contemporaneamente não correlacionado. Esta ortogonalização pode também prover⁶⁸:

$$\left[\sum_{s=0}^{t-1} \text{SC}_{ij}(s)^2 / s \sum_{j=1}^m \sum_{s=0}^{t-1} \text{SC}_{ij}(s)^2 \right] * 100 \quad (3.9)$$

A qual representa o componente da variância do erro de previsão de Z_i t passos à frente, que é considerado pelas inovações em z_j .⁶⁹

No presente capítulo, procurou-se especificar a metodologia econométrica utilizada no trabalho, relacionando as variáveis consideradas como relevante, suas características e ordem de integração, finalizando por apresentar, de forma resumida, os modelos utilizados na estimação das equações a serem analisadas. Nos dois capítulos finais, proceder-se-á com análise empírica para o caso brasileiro, da relação existente entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas.

⁶⁸ Para maiores detalhes sobre a passagem da equação (3.6) para (3.9), vide Lee (1992, p. 1594).

⁶⁹ O valor de 100 multiplicando o termo entre parênteses, indica que inovações estão sendo consideradas em termos percentuais.

4. RETORNOS NO MERCADO DE AÇÕES X INFLAÇÃO: AS HIPÓTESES DE *PROXY EFFECT* E CAUSALIDADE REVERSA

A relação existente entre retorno de mercado e inflação tem sido amplamente documentado para economias desenvolvidas. Um trabalho seminal sobre essa relação é o de Fama (1981), cuja explanação centrava-se na relação existente entre a inflação e a atividade real e entre o nível de atividades e o retornos das ações. Identicamente, sob o mesmo fundamento de Fama, Geske e Roll (1983) ampliam a hipótese de “*proxy effect*”⁷⁰ envolvendo o setor governamental e suas políticas monetária e fiscal, além de levantar a hipótese de causalidade reversa⁷¹. De um modo geral, os dois modelos relatam que uma elevação no nível de inflação pode representar uma queda na demanda por moeda induzida por um baixo crescimento na atividade real, o que implica numa redução dos fluxos de caixa futuros esperados – e simultaneamente sobre a projeção de lucros, e consequentemente, sobre os preços das ações.

Além disso, tal relação ganha importância na medida em que traz, como pano de fundo, a relação entre nível de atividades - inflação representada na curva de Phillips, bem como a hipótese fisheriana de que o mercado de ações proveriam um *hedge* efetivo contra a inflação.

Nesse sentido, no presente capítulo, analisar-se-á o quebra-cabeça retorno-inflação inicialmente apresentado por Fama (1981), bem como as hipóteses fisheriana, do “*proxy effect*” e da hipótese de causalidade reversa exposta por Geske e Roll (1983) em contrapartida da suposição de causalidade direta implícitos no “*proxy effect*” de Fama

4.1 O MODELO DE FAMA (1981)

Em seu modelo, Fama (1981) infere que a inflação é relacionada com a taxa de crescimento do nível de atividades em termos reais para o período seguinte. Segundo o autor, sob o ponto de vista da teoria quantitativa da moeda, em que atividade real é

⁷⁰ O “*proxy effect*”, expõe a relação negativa entre retorno das ações e a inflação como uma *proxy* da relação positiva entre retorno dos ativos e as variáveis reais. A correlação negativa observada entre retorno das ações e inflação é causada por uma relação negativa entre inflação e o nível de atividade econômica real.

⁷¹ Para maiores detalhes sobre a hipótese de causalidade reversa vide item 2.4 da revisão teórica.

exógena em relação à inflação, o mercado de bens faz previsões do seu nível real, as quais serão utilizadas para fixar os preços dos bens em termos correntes. A seguir, o modelo faz hipóteses sobre a importância das previsões do nível de atividades na determinação dos retornos no mercado de ações. O passo final visa testar a relação negativa entre retornos dos ativos e a inflação no período pós 1953, induzido por uma combinação da relação positiva entre atividade real e retorno das ações e a relação negativa entre atividade real e inflação.

Inicialmente, Fama calcula a relação entre a taxa de juros e a inflação esperada. Seguindo o modelo de Fisher (1930), a taxa de juros nominal de um período, observado no final do período $t-1$, (RN_{t-1}), pode ser dividido em retorno real esperado (ER_{t-1}) e numa taxa de inflação esperada EI_{t-1} :

$$RN_{t-1} = ER_{t-1} + EI_{t-1} \quad (4.1)$$

ou

$$EI_{t-1} = -ER_{t-1} + RN_{t-1} \quad (4.2)$$

Assim, a taxa de inflação no período t , pode ser expressa como:

$$I_t = -ER_{t-1} + RN_{t-1} + \eta_t \quad (4.3)$$

Onde, η_t é a inflação não-esperada.

Dado um modelo de equilíbrio no mercado de títulos (por exemplo, os *Treasury Bills*) que rende um retorno real esperado ER_{t-1} observável, sendo que o mesmo mercado faz avaliações racionais sobre a inflação esperada, a equação (4.3) pode ser utilizada para dividir a taxa de inflação *ex-post* num componente esperado e outro não esperado⁷².

Uma forma mais simples de estimar a regressão da inflação-taxa de juros pode ser encontrada em Fama e Gibbons (1980), como segue:

$$I_t = a_{t-1} + bRN_{t-1} + \eta_t \quad (4.4)$$

Na qual, o termo intercepto (α_{t-1}) segue um caminho aleatório, com β de aproximadamente 1, e com taxas de inflação altamente correlacionadas transformadas em

⁷² Fama (1975), faz hipóteses sobre o equilíbrio no mercado de títulos (racional) em que o retorno esperado é constante no tempo. Nelson (1976), Fama e Schwert (1977) e Garbabe e Wachtel (1978), encontraram uma pequena variação nos retornos reais esperados sobre os títulos do governo durante o período de 1923-1971. Dessa forma, em seu modelo, Fama (1981) considera o modelo de Fisher (1930) como válido.

resíduos (taxa de inflação não-esperada) que apresentam um processo de ruído branco⁷³.

4.1.1 Nível de Atividades e a Inflação

O próximo passo do modelo dispõe sobre a relação entre a inflação e o nível de atividades corrente e futura que, conforme o autor, é de suma importância na determinação dos retornos no mercado de ações. A base teórica para relação entre inflação e o nível de atividades em termos reais, diz respeito a uma combinação entre expectativas racionais, a demanda por moeda e uma versão simplificada da teoria quantitativa da moeda de Fisher (1911).

Em resumo, a função de demanda por moeda em primeira diferença pode ser disposta como:

$$\mathbf{Dlnm}_t = \mathbf{DlnM}_t - \mathbf{DlnP}_t$$

ou

$$\mathbf{Dlnm}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1\mathbf{DlnY}_t + \mathbf{b}_2\mathbf{DlnR}_t + \mathbf{e}_t \quad (4.5)$$

Onde, m_t e M_t são as quantidades real e nominal de moeda, P_t é o nível de preços, Y_t é a medida do nível de atividades antecipada, R_t é um mais a taxa de juros em termos nominais, e_t é o erro aleatório e Δ indica a diferença das respectivas variáveis.

A teoria postula que $b_2 < 0$, o que representa uma relação negativa entre a taxa de juros e a demanda por moeda no tempo t . Em contrapartida, um $b_1 > 0$, que significa que mais moeda real será demandada em t para acomodar o maior volume de transações gerado por um nível mais alto de atividade real antecipada para um futuro próximo. Essa suposição de uma demanda monetária antecipada em relação à atividade real é que pressupõe a idéia de expectativas racionais no modelo de demanda por moeda.

No sentido de especificar as variáveis consideradas como endógenas e exógenas sob uma versão fisheriana da teoria quantitativa da moeda em (4.5), considera-se a atividade real como uma variável determinada exclusivamente pelo lado real da economia – *i.e* fora do setor monetário. No que tange ao setor monetário, Fama considera o nível de preços como a principal variável endógena, especificando uma relação exógena fraca

⁷³ Na regressão, η_t foi transformada em UI_t representando o componente não-esperado da inflação. Para maiores detalhes, vide Fama (1981, p. 548).

(causal) da moeda com respeito aos preços. Por fim, a partir dos resultados obtidos em seu artigo de 1980, Fama considera um mercado de títulos como perfeitamente racional, indicando, por conseguinte, que a taxa de juros no período t como sendo exógena em relação ao nível de preços no mesmo período.

Assim, considerando a taxa de juros e o nível de atividades como exógenos, a equação da demanda por moeda torna-se um modelo de equação, como segue:

$$D \ln P_t = -b_0 - b_1 D \ln A_t - b_2 D \ln R_t + b_3 D \ln M_t + h_t \quad (4.6)$$

Com $\eta_t = -\varepsilon_t$ e $b_3 = 1.0$, mantendo os demais parâmetros como na equação (4.5).

A teoria da demanda por moeda, interpretada sob o ponto de vista da teoria quantitativa da moeda como acima descrito, declara que, para determinados valores da taxa de juros e do nível de atividades antecipado, a demanda por moeda em termos reais não é afetada por variações nominais na moeda, devendo a última ser acomodada por variações proporcionais no nível de preços, ou seja, $b_3 = 1$ na equação (3.6). Igualmente, controlando as variações na moeda real demandada e no nível de atividades antecipado, a relação negativa entre moeda real demandada e taxa de juros ($b_2 < 0$ em (4.5)), implica uma relação positiva entre taxa de inflação e variações nas taxas de juros em (4.6). Finalmente, de acordo com a teoria da demanda por moeda, controlando a variação nas demais variáveis, uma relação positiva entre moeda e nível de atividades real ($b_1 > 0$ em (4.5)) implica numa relação negativa entre a taxa de inflação e a taxa de crescimento antecipado do nível de atividades em termos reais.

4.1.2 Processo de Gasto com Capital e os Retornos no Mercado de Ações

Na teoria de finanças, o processo de geração de capital em que as taxas de retorno esperadas excedem os custos de capital – *i.e* os projetos de investimentos cujos valores de mercado excedem os custos de aquisição, é central na determinação dos retornos dos ativos. Dessa forma, o modelo visa identificar as variáveis reais importantes na determinação dos retornos dos ativos. Estas variáveis podem então confrontadas com as medidas de inflação esperada e não esperada na regressão dos retornos no mercado de ações.

4.1.2.1 Gastos com Capital e Inflação

Um modelo simples proposto sobre os gastos com capital diz respeito ao modelo de “acelerador flexível”, no qual uma elevação no nível de atividades em termos gerais, pressiona o nível de estoques de capital, elevando o retorno médio sobre esses estoques e assim, induzindo a um aumento nos gastos com capital⁷⁴.

Por simplicidade, faz-se uma formulação das equações utilizadas no modelo na forma irrestrita, conforme disposto⁷⁵:

$$\Delta CX/NS_t = a_1 + b_1 \Delta RMC_t + \sum_{i=1}^n \hat{a} b_2 \Delta YR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{a} b_3 EI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{a} b_4 UI_{t-i} + e_t \quad (4.7)$$

e/ou

$$\Delta RMC_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \hat{a} b_2 \Delta YR_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{a} b_3 EI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \hat{a} b_4 UI_{t-i} + e_t \quad (4.8)$$

A variável dependente na regressão (4.7) é a variação na taxa de gastos com capital nas empresas não-financeiras ($\Delta CX/NS$)⁷⁶. As variáveis independentes correspondem à taxa de variação do PIB real (ΔYR_t) e as taxas de inflação esperada e não esperada (EI_{t-1} , UI_{t-1})⁷⁷. Por fim, a variável que representa a taxa média de retorno do capital pós-imposto (ΔRMC), apresenta-se tanto como variável dependente como independente e e_t representa o termo erro aleatório.

De uma maneira mais restrita, o processo de investimento ressalta que os gastos com capitais são conduzidos pelas taxas médias de retorno do capital e pelo nível de atividades, enquanto que as taxas de retorno do capital são conduzidas somente pelo nível de atividades. Adicionalmente, sob a hipótese de expectativas racionais, os gastos desejados com capital ajustam-se às variações antecipadas no nível de atividades e na taxa média de retorno do capital. Como consequência, $\Delta CX/NS_t$ pode conduzir à ΔYR_t e ΔRMC_t . O fato de que $\Delta CX/NS_t$ seja uma variável defasada sugere um simples modelo no qual haja custos que ajustam-se rapidamente aos novos níveis de equilíbrio⁷⁸.

⁷⁴ Uma forma resumida do modelo de “acelerador flexível” pode ser encontrado em Jorgenson (1971).

⁷⁵ Em seu modelo Fama considera desde regressões mais restritas, envolvendo somente uma regressão simples entre as variáveis, até as menos restritas como as descritas nas equações (4.7) e (4.8).

⁷⁶ A variação na taxa de gastos com capital ($\Delta CX/NS$) das corporações não-financeiras no período t-1 à t.

⁷⁷ A taxa de inflação não esperada conforme o modelo referente as taxas dos títulos do governo pode ser calculada pela equação: $UI_{t-1} = I_t - EI_{t-1}$.

⁷⁸ Para maiores detalhes, vide Jorgenson (1971).

4.1.2.2 Retornos dos Ativos, Variáveis Reais e a Inflação

Seguindo o modelo, descreve-se a relação entre os retornos no *portfolio* de mercado (RM) e as variáveis consideradas no processo de investimento. Dessa forma, as variações referentes à razão dos gastos com capital e como as variações nas taxas médias de retorno do capital no período $t+1$, podem ter importantes impactos na variância no retorno de mercado em termos reais. Identicamente, ΔYR_{t+1} também pode servir como um indicador para o processo de gastos com capital. Com isso, considerando um modelo de expectativas racionais ou mercados eficientes os retornos de mercado podem servir como previsores das variações no nível de atividades e/ou do processo de gastos com investimento das corporações não-financeiras.

Novamente, expondo somente o modelo irrestrito pode-se dispor:

$$\mathbf{RM}_t = \mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1 \mathbf{DYR}_{t+1} + \mathbf{b}_2 \mathbf{DRMC}_{t+1} + \mathbf{b}_3 \mathbf{DCX/NS}_{t+1} + \mathbf{e}_t \quad (4.9)$$

Num modelo agregado, Fama relata a relação entre o retorno de mercado, o nível de atividades e os níveis de inflação esperada e não esperada, como segue⁷⁹:

$$\mathbf{RM}_t = \mathbf{a}_1 + \sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i \mathbf{DYR}_{t+i} + \mathbf{b}_2 \mathbf{DEI}_{t-1} + \mathbf{b}_3 \mathbf{DUI}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (4.10)$$

De uma forma geral, a partir da equação (4.10), Fama visa confirmar suas hipóteses da existência de uma relação negativa entre os retornos reais e as medidas de inflação esperada e não esperada, similar aos resultados encontrados Body (1976), Jeffe e Mandelker (1976), Nelson (1976), dentre outros. Contudo, Fama expõe, mesmo de forma indireta, que existem evidências de que o mercado de ações esteja interessado nas taxas de inflação devido as informações que estas possam conter referente ao futuro da atividade econômica real.

4.2 MODELO ALTERNATIVO

Sob uma hipótese alternativa, as inflações esperada e não esperada podem ser determinadas a partir de um modelo ARIMA (autoregressivo integrado média móvel)⁸⁰, em detrimento aos modelos de demanda por moeda e Fisheriano, conforme descrito por Fama (1981).

Segundo essa modelagem a relação entre os retornos de mercado e os níveis de inflação podem ser determinados via as regressões:

$$(4.11) \quad \mathbf{R}_t - \mathbf{I}_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{E}(\mathbf{I})_t + \mathbf{b}_2 \mathbf{EU}(\mathbf{I})_t + \mathbf{e}_t$$

$$\mathbf{R}_t - \mathbf{I}_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{I}_t + \mathbf{e}_t \quad (4.12)$$

Nas quais, R representa o retorno de mercado; I é a taxa de inflação; E(I) e EU(I) são os componentes esperados e não esperados da inflação, respectivamente; e \mathbf{e}_t representa o termo erro aleatório.

No entanto, de acordo com Charath, Ramchander e Song (1996), desde que a explicação do “*proxy effect*” esteja baseada na relação indireta entre o retorno das ações e a inflação, as equações (4.11) e (4.12) podem ser inconsistentes⁸¹. Nesse sentido, o procedimento correto seria estimar as equações via um procedimento de dois estágios, no qual os níveis de inflação são regredidos sob a taxa de crescimento da atividade real em níveis defasados, contemporâneo e previstos, conforme descrito:

$$\mathbf{I}_t, \quad \mathbf{E}(\mathbf{I})_t, \quad \mathbf{EU}(\mathbf{I})_t = \hat{\mathbf{a}} + \sum_{i=-n}^n \mathbf{b}_i \mathbf{DYR}_{t+i} + \mathbf{e}_t \quad (4.13a)$$

No segundo passo, o retorno real é regredido sob os valores defasados, contemporâneos e previstos das taxas de crescimento do nível de atividades; e os resíduos das equações 3.13a. como segue:

⁷⁹ Assim como anteriormente, representou-se somente a equação de regressão menos restrita. No entanto, Fama estima equações mais restritas (Regressão Simples) até o modelo menos restrito conforme exposto.

⁸⁰ Para maiores detalhes sobre o modelo ARIMA, vide seção 3.3.1 e Enders (1995).

⁸¹ Para maiores detalhes, vide Johnston (1987, pp. 439-441).

$$\mathbf{R}_t - \mathbf{I}_t = \mathbf{a} + \mathbf{a}_i \mathbf{e}_t + \sum_{i=-n}^n \mathbf{b}_i \mathbf{D}\mathbf{Y}\mathbf{R}_{t+i} + \mathbf{x}_t \quad (4.13b)$$

O regressor \mathbf{e}_t representa os níveis de inflação já eliminados os efeitos da taxa de crescimento da atividade real e ξ_t é um ruído branco. Adicionalmente, se os coeficientes α_i 's estimados forem iguais a zero na equação (4.13), aceita-se a hipótese Fisheriana de que a os retornos de mercado funcionam como um perfeito *hedge* contra os níveis de inflação. Similarmente, se os coeficientes β_i 's forem iguais a zero, pode-se concluir que os retornos de mercado variam independentemente dos níveis de atividade real – *i.e* as variações nos retornos de mercado não podem ser previstos ou prevêm as variações nos níveis de atividades.

4.3 RESULTADOS EMPÍRICOS DO MODELO DE FAMA⁸²

No sentido de proceder a análise empírica, examina-se primeiramente o modelo de Fisher (1930), de forma a verificar se a taxa de juros no período t-1 pode ser utilizada como uma *proxy* da taxa de inflação no período t.

Tabela 4.1
Equação de Fisher

$$\mathbf{INF}_t = 0,004^* + 0,5425\mathbf{TXJ}_{t-1}^* + \mathbf{e}_t$$

(3,70) (5,59)

R^2 Ajustado = 0,25

DW = 1,85

F-Stat = 31,23

\mathbf{INF}_t representa a taxa de inflação e \mathbf{TXJ}_{t-1} é a taxa de juros no período t-1. * representa significância à 5%. Os valores entre parênteses representam a “estatística t”; DW representa estatística Durbin-Watson; R^2 é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

De acordo com os resultados da tabela 4.1, pode se verificar que o modelo de Fisher para inflação não pôde ser constatado para o Brasil no período Pós-Plano Real. Ou seja, não se pode utilizar a taxa de juros em termos nominais do período anterior como

⁸² Antes de proceder à análise, cabe destacar que, infelizmente, as equações (4.7) e (4.8) não poderão ser estimadas, haja vista que as variáveis que compõem o investimento não estão disponíveis em séries mensais.

uma *proxy* da taxa de inflação. Esses resultados contrastam com os de Fama para os EUA no período pós 1953. Segundo o mesmo, o coeficiente β da equação (4.4) seria igual a 1, ou pelo menos próximo, de forma a caracterizar a taxa de juros nominal como um indicativo da inflação esperada⁸³.

Adicionalmente, como o coeficiente da taxa de juros não foi fechado em 1, o termo intercepto da regressão inflação-taxa de juros, não pode ser considerado um caminho aleatório conforme previsto por Fama. Dessa forma, α_{t-1} na equação (4.4) não representa o negativo da taxa de juros real, bem como a taxa de inflação esperada ($I_t = \alpha_{t-1} + \beta RN_{t-1}$), não é representada pela taxa de juros nominal ex-ante menos um caminho aleatório como estimativa de taxa real, invalidando o modelo de Fisher na estimativa da taxa de inflação esperada.

Uma maneira diferente de estimar a inflação esperada pode ser representada a partir de uma junção das teorias quantitativa e da demanda por moeda, conforme pode ser verificado na tabela 4.2.

Tabela 4.2
Equação da Demanda por Moeda

$$INF_t = 0,004^* + 0,1014PIB_t^* + 0,1143PIB_{t+12}^* + 0,5038TXJ_t^* + e_t$$

(3,70) (3,52) (3,64) (4,46)

R² Ajustado = 0,53

DW = 1,83

F-Stat = 12,82

INF representa a taxa de inflação; TXJ_t é a taxa de juros no período t, PIB_t e PIB_{t+12} representam a variação do PIB em relação o mesmo período do ano anterior e a variação do PIB previsto. * representa significância à 5%. Os valores entre parênteses representam a “estatística t”; DW representa estatística Durbin-Watson; R² é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

Os resultados obtidos na equação da inflação disposta na tabela 4.2 apresentaram-se estatisticamente bem especificados no sentido de que os mesmos absorveram uma quantia significativa das variações mensais da inflação (aproximadamente 53%). Os coeficientes estimados referente as taxas de juros foi realmente positivo e significativo, conforme prevê a teoria. Em contrapartida, no que tange ao crescimento e à previsão do PIB, os resultados apresentaram-se condizentes com a curva de Phillips (Phillips, 1958) e contrários a hipótese de Fama de uma relação negativa entre inflação e crescimento do nível de atividades.

⁸³ Conforme Geske e Roll (1983), a utilização das taxas do *Treasury-bill* ao invés das taxas de juros na equação de Fisher pode provocar um grande erro de medida que, por sua vez, pode provocar um erro na estimativa de inflação esperada.

No entanto, cabe destacar o papel irrelevante da taxa de crescimento da base monetária em explicar as variações na taxa de inflação⁸⁴. Isso pode ser explicado pelas decisões de política monetária adotada pelo banco central no período sob análise, cuja meta monetária com vistas a assegurar estabilização via âncora cambial foi a taxa de juros. Dois fatores são importantes para explicar essa escolha de meta: - a principal variável das decisões da política monetária em períodos de estabilização é a taxa de juros; e - apesar de a taxa de câmbio adotada no Brasil no período pós-Plano Real (até janeiro de 1999) não ter sido fixa, ficou inviável utilizar como meta o crescimento monetário, haja vista que estabilizar a taxa de inflação através de uma âncora cambial, sob um regime de bandas tão estreitas, reduz a capacidade do banco central gerenciar o crescimento monetário⁸⁵.

Esses resultados contrastam com os de Fama, no qual as variações na taxa de juros não tem qualquer poder explanatório, enquanto o crescimento monetário tem papel fundamental na explicação sobre as taxas de inflação. Novamente, a explicação para tal fato reside no período analisado. No período estudado por Fama, o crescimento monetário era utilizado intensamente pelos bancos centrais na condução de política monetária.

Sob a hipótese alternativa, a explicação da taxa esperada de inflação a partir de um modelo AR(1)⁸⁶, como pode-se verificar através das tabelas 4.3 e 4.4.

Tabela 4.3
Autocorrelação e Autocorrelação Parcial da Inflação⁸⁷

Autocorrelação	Correlação Parcial		AC	PAC	Q-Stat
*****	*****	1	0.649	0.649	38.797
***		2	0.292	-0.051	48.119
***	*	3	0.253	0.205	64.845
**		4	0.211	-0.076	71.315
**	*	5	0.218	0.171	77.727
**		6	0.222	0.025	84.928
*		7	0.151	-0.120	87.181
*	*	8	0.145	0.117	89.285
*	*	9	0.139	0.132	95.081
*		10	0.187	-0.072	98.676
	*	11	0.107	0.114	102.70
*		12	0.179	-0.020	107.28

⁸⁴ A taxa de crescimento da base monetária mostrou-se insignificante estatisticamente em explicar as variações na inflação no período analisado, motivo pelo qual foi excluída da regressão.

⁸⁵ Para maiores detalhes sobre a condução de política monetária no período Pós-Real, vide seção 2.5, da revisão teórica.

⁸⁶ Foram incluídos testes para verificar se haveria a presença de Heteroscedasticidade Condicional Autorregressiva (ARCH) no modelo, sendo rejeitada a presença da mesma no processo AR(1) estimado.

⁸⁷ Para detalhes sobre a análise do correlograma, vide Enders (1995).

Tabela 4.4
Equação da Inflação – AR(1)

$$\text{INF}_t = 0,005^* + 0,0650\text{INF}_{t-1}^* + e_t$$

(3,17) (7,99)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,431 \qquad \qquad \qquad \text{DW} = 1,953 \qquad \qquad \qquad \text{F-Stat} = 63,957$$

INF representa a taxa de inflação; INF_{t-1} é o processo autoregressivo de 1ª ordem da inflação, * representa significância à 5%. Os valores entre parênteses representam a “estatística t”; DW representa estatística Durbin-Watson; R^2 é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

Conforme prevê o modelo, estimou-se a taxa de inflação e seus componentes esperado e não esperado (resíduo da regressão) encontrados através da tabela 4.4, contra as taxas de crescimento anual do PIB em termos reais (tabela 4.5).

Tabela 4.5
Inflação Esperada e Não Esperada - PIB

$$\text{INF}_t = 0,004^* + 0,0707\text{PIB}_{t+2}^{**} - 0,0878\text{PIB}_{t+6}^* + 0,0927\text{PIB}_{t+12}^* + e_t \qquad \qquad \qquad (4.5.1)$$

(3,78) (1,89) (-2,24) (2,47)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,113 \qquad \qquad \qquad \text{DW} = 1,80 \qquad \qquad \qquad \text{F-Stat} = 3,10$$

$$E(\text{INF}_t) = 0,005^* + 0,0460\text{PIB}_{t+2}^{**} - 0,0571\text{PIB}_{t+5}^* + 0,060\text{PIB}_{t+11}^* + e_t \qquad \qquad \qquad (4.5.2)$$

(6,23) (1,79) (-2,32) (2,53)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,127 \qquad \qquad \qquad \text{DW} = 1,82 \qquad \qquad \qquad \text{F-Stat} = 3,77$$

$$U(\text{INF}_t) = 0,003^* - 0,0658\text{PIB}_{t+2}^* + 0,0654\text{PIB}_{t+5}^* + e_t \qquad \qquad \qquad (4.5.3)$$

(4,32) (-2,44) (2,30)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,09 \qquad \qquad \qquad \text{DW} = 1,88 \qquad \qquad \qquad \text{F-Stat} = 6,80$$

INF_t , $E(\text{INF}_t)$ e $U(\text{INF}_t)$ representam as taxas inflação global e seus componentes: a taxa de inflação esperada e não esperada; PIB_{t+i} é PIB previsto para o período t+i, * e ** representam significância à 5% e 10%. Os valores entre parênteses representam a “estatística t”; DW representa estatística Durbin-Watson; R^2 é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

Os resultados da influência da taxa de crescimento do PIB na taxa de inflação encontrados na tabela 4, mostraram-se de forma dúbia porém interessante, na medida em que os coeficientes de previsão do PIB nas regressões (4.5.1), (4.5.2) e (4.5.3) apresentaram sinais opostos. Nesse sentido, analisando-se tais coeficientes de forma

líquida⁸⁸, os resultados tendem a ratificar aqueles encontrados na regressão da inflação estimada via demanda por moeda; *i.e* os resultados tendem a aceitar a curva de Phillips em detrimento da hipótese de Fama. Adicionalmente, pode-se verificar que, em ambas metodologias, as previsões sobre as variações futuras no nível de atividades no Brasil (durante o período estudado) podem ser antecipadas pela taxa de inflação, conforme pode-se constatar pela significância estatística dos coeficientes previstos do PIB, apesar de não haver consistência entre as regressões sobre quantos períodos o nível de inflação possa antecipar as variações sobre a atividade econômica.

Cabe destacar ainda os baixos valores do coeficiente da regressão (R^2) nas regressões, o que indica a influência reduzida da variação do PIB em explicar as variações na taxa de inflação. Com isso, pode-se afirmar que eliminar a influência do nível de atividades sobre a inflação pode não ser necessária ao se estimar a relação entre o retorno de mercado em relação à ambas variáveis.

Procedida análise da relação entre a taxa de inflação e crescimento real do PIB, verificou-se que as taxas de inflação esperada e não esperada são positivamente relacionadas com o nível de atividade futura. No próximo passo, ressalta-se as duas principais partes do escopo desenvolvido por Fama (1981), ou seja, a relação entre os retornos de mercado, taxas de inflação esperada e não esperada e os níveis de atividades atual e futuro.

Na tabela 4.6, testa-se a influência isolada e conjunta das variáveis sobre os retornos de mercado. Nas primeiras duas regressões (4.6.1 e 4.6.2), estima-se os modelos mais restritos na tentativa de captar os efeitos isolados das taxas de inflação e do crescimento do PIB em termos anuais sobre os retornos reais de mercado. A seguir estima-se modelos de regressões menos restritas, com o intuito de se analisar a influência conjunta de ambas variáveis sobre o mercado de ações; e finalmente, estima-se um modelo irrestrito incluindo a taxa de juros⁸⁹.

⁸⁸ Entende-se por análise dos coeficientes de forma líquida, o somatório dos coeficientes estimados para a variável independente sob análise, nesse caso a previsão da taxa de crescimento do PIB.

⁸⁹ Novamente, optou-se por excluir o crescimento da base monetária na estimação dos retornos reais de mercado, pois não foi constatada significância da mesmo na regressão.

preços no final do período considerando as taxas de inflação no início do período t , o mercado real se beneficia das quantias crescentes de informações sobre a atividade futura, contidas nas taxas de inflação condicional esperadas estimadas via equação da demanda por moeda.

No entanto, de acordo com os resultados encontrados nas tabelas 4.2 e 4.5, as taxas de inflação esperadas detém pouca informação sobre o crescimento futuro do nível de atividade econômica, conforme pode ser verificado pelos coeficientes de determinação, bem como pela relação positiva entre a taxa de inflação esperada e as variações dos PIB's atual e previsto nessas regressões e os valores positivos dos coeficientes referentes às variações do PIB nas regressões da tabela 4.6. Ou seja, para o caso brasileiro, durante o período de estudo, o mercado de ações presta pouca atenção nas informações que a taxa de inflação possa ter sobre o futuro da atividade econômica. Isso pode estar relacionado a dificuldade dos agentes em prever o futuro crescimento da economia, haja vista a sua vulnerabilidade frente as freqüentes oscilações ocorridas na economia brasileira e mundial.

A negação do “*proxy effect*”, descarta a afirmação de Fama de que a taxa de inflação esperada entra na equação dos retornos como função das taxas de crescimento futuro da atividade econômica que são as preocupações relevantes do mercado de ações. Novamente, as oscilações na economia mundial, as quais criaram uma pressão sobre o câmbio no período pré-desvalorização e desvalorização no período seguinte, não foram repassados à inflação, haja visto que as autoridades monetárias amorteceram essas pressões nos períodos de crise, via elevações nas taxas de juros e o endividamento (principalmente interno), de forma que as mesmas afetaram o nível de atividades, sem, no entanto, causar maiores modificações nas taxas de inflação⁹⁰. Nesse sentido, como a inflação esperada não pode ser encarada como uma função do futuro da atividade econômica no período pós-real, conclui-se que o “*proxy effect*” não pode ser aplicado ao caso brasileiro.

De maneira idêntica, a relação negativa (significante estaticamente) entre a inflação não esperada e os retornos mensais do Ibovespa observada nas regressões da tabela 4.6, complementam as conclusões especificadas sobre fraca influência das variações do PIB sobre a inflação esperada. Ou seja, a inflação não esperada - representada pelos resíduos de equação da inflação estimada via equação da demanda por moeda - refletem fortemente a carência explicativa das variações do PIB sobre a inflação esperada no período estudado. A partir disso, destaca-se a importância das informações corrente e futura sobre o nível de

⁹⁰ Para maiores detalhes, vide capítulo 2, seção 2.5.

atividades que não puderam ser capturadas pela taxa de inflação esperada, indicando que o mercado real não utiliza (ou tem pouca confiança) nas informações contidas na inflação esperada sobre o futuro da atividade econômica. Dessa forma, se o mercado de ações avalia como de suma importância as variáveis reais omitidas nas regressões, mas com resposta oposta as variações nos preços, que também foram omitidos nas regressões, então uma importante relação negativa entre o mercado de ações e a inflação não esperada pode surgir.

Adicionalmente, as significâncias estatísticas dos coeficientes das taxas de inflação esperada e não esperada ($\beta \neq 0$) na tabela 4.6, implica na negação da hipótese Fisheriana de que o mercado de ações brasileiro atuaria como um perfeito *hedge* contra a inflação, seja ela esperada ou não esperada. Em todas as equações, os coeficientes das taxas de inflação apresentaram uma significativa relação negativa entre os retornos de mercado e a inflação, dando indícios de que os preços no mercado de ações brasileiro não refletem todas as informações econômicas disponíveis – *i.e* há indícios de uma certa ineficiência de mercado no mercado de ações brasileiro para o período estudado.

No que tange a taxa de juros, verifica-se - mesmo que com um nível de confiança marginal⁹¹ - a importância dessa variável em explicar as variações no mercado de ações no período pós-real, haja vista sua importância nas decisões de política monetária com vistas a conter – ou pelo menos amortecer – o contágio das oscilações externas sobre a economia brasileira, de forma a manter a estabilidade econômica. O sinal negativo do coeficiente estimado na regressão (4.6.6), demonstra a consistência na relação negativa entre os retornos de mercado e a taxa de juros, quando as mesmas são utilizadas como variável de meta para conter as tendências inflacionárias oriundas, principalmente, das pressões sobre o câmbio.

No intuito de verificar as implicações observadas no modelo de Fama, estimou-se as equações dos retornos de mercado em relação a variação PIB real em termos anuais e as taxas de inflação global, esperada e não esperada, de acordo com a metodologia alternativa (modelo ARIMA) descrita no item 4.2.

⁹¹ A variável taxa de juros somente pôde ser incluída na equação da regressão (4.6.6) considerando-se um nível de significância de 10%.

Tabela 4.7
Equação dos Retornos do Ibovespa – Modelo Alternativo

IBOV_t = -0,005* - 1,047(INF)_t* + 0,054PIB_{t+5}** + 0,078PIB_{t+10}** + e_t	(4.7.1)
(-3,23) (-5,10) (1,81) (1,62)	
R ² Ajustado = 0,285	DW = 1,74
IBOV_t = -0,005* - 0,317E(INF)_t** + 0,095PIB_{t+5}* + e_t	(4.7.2)
(-3,61) (-1,88) (1,97)	
R ² Ajustado = 0,06	DW = 1,67
IBOV_t = -0,006* - 0,988U(INF)_t* + 0,076PIB_{t+2}** + 0,070PIB_{t+10}** + e_t	(4.7.3)
(-4,05) (-4,95) (1,91) (1,68)	
R ² Ajustado = 0,284	DW = 1,76
	F-Stat = 9,80

INF_t, E(INF)_t e U(INF)_t representam as taxas inflação global e seus componentes: a taxa de inflação esperada e não esperada, excluídas dos efeitos da variação do PIB; PIB_{t+i} são as variações dos PIB's previstos; * e ** representam significância à 5% e 10%. Os valores entre parênteses representam a "estatística t"; DW representa estatística Durbin-Watson; R² é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

De um modo geral, as equações dos retornos do Ibovespa estimadas via modelo alternativo confirmam as conclusões encontradas pela estimação do modelo de Fama. Os resultados ratificaram a importância da inflação não esperada sobre os retornos no mercado de ações brasileiro, na medida em que a decomposição da taxa de inflação global apresentou maior relevância para inflação não esperada em relação à esperada. Essa importância também pôde ser verificada analisando-se coeficientes de ambas variáveis nas equações (4.7.2) e (4.7.3), bem como dos coeficientes de determinação (R²) dessas regressões.

Adicionalmente, pôde-se confirmar a negação da hipótese fisheriana, na medida em que a significância estatística dos coeficientes relativos às taxas de inflação nas três regressões da tabela 4.7, indica que mercado de ações não pôde ser considerado com um *hedge* contra ambas taxas de inflação. Igualmente, pode-se negar a existência do "proxy effect", haja vista a relação positiva entre as taxas de inflação e as variações futuras no nível de atividades encontrada na tabela 4.5 e as relações de ambas as variáveis e o mercado de ações dispostas na tabela 4.7. Aliás, o baixo poder explanatório dos efeitos das variações do PIB sobre as taxas de inflação verificados na tabela 4.5, e o maior poder de

explicação dos resíduos dessas regressões sobre os retornos de mercado, ratificam a negação do “*proxy effect*” para economia brasileiro no período Pós-Plano Real⁹².

4.4 O MODELO DE GESKE E ROLL (1983)⁹³/SOLNIK (1983)

Em contrapartida ao modelo de Fama (1981), Geske e Roll propõem um modelo de “causalidade reversa” em que as políticas governamentais tem um papel central. Os autores argumentam que os movimentos nos preços das ações causam variações nas expectativas inflacionárias, através de uma junção entre o modelo de expectativas adaptativas e o processo de oferta de moeda⁹⁴, resultando na seguinte relação testável:

$$\mathbf{EI}_{t+1} - \mathbf{EI}_t = \mathbf{g}(\mathbf{bR}_{t+1} - \mathbf{EI}_t) + \mathbf{e}_t \quad (4.14)$$

Na qual, $(\mathbf{EI}_{t+i} - \mathbf{EI}_t)$ é a expectativa da inflação para o período t formulado no final do período $t+i$ (com $i = 1, \dots, n$); \mathbf{R}_{t+i} é o retorno nominal do ativo no período $t+i$ (com $i = 1, \dots, n$); \mathbf{e}_t é o distúrbio aleatório; e γ e \mathbf{b} são os coeficientes, com γ esperado para ser positivo e \mathbf{b} negativo, com ambos assumidos para serem de pequena magnitude.

⁹² Se os efeitos negativos das variações nas taxas de inflação sobre os retornos de mercado fossem uma *proxy* dos efeitos das variações do PIB sobre os retornos de mercado; primeiro os coeficientes dos PIB's previstos nas equações da tabela 4 seriam negativos; segundo e mais importante, se as variações do PIB tivessem grande poder explanatório sobre as taxas de inflação, os coeficientes das regressões na tabela 6 (que relatam o efeito da inflação sobre o mercado de ações livre da influência dos níveis futuros de atividade econômica) teriam menor poder de explicação do que aqueles contidos na tabela 4.7. Esse mesmo efeito pode ser verificado ao se observar os coeficientes de determinação das equações contidas nas tabelas supracitadas.

⁹³ No presente trabalho estudar-se-á somente a hipótese de causalidade reversa diretamente, sem preocupação com os passos estimados pelos autores, haja vista que os mesmos não são necessários ao escopo do trabalho.

⁹⁴ Para maiores detalhes vide a secção 2.4.2 da revisão teórica.

⁹⁵ A presente equação reverte a hipótese de causalidade direta levantada pela hipótese Fisheriana modificada utilizada por Fama (1981), conforme especificada:

$$\mathbf{r}_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}_1 \mathbf{EI}_t + \mathbf{b}_2 (\mathbf{EI}_{t+1} - \mathbf{EI}_t) + \mathbf{e}_t$$

Ou, substituindo a inflação pela taxa de juros:

$$\mathbf{r}_t = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1 \mathbf{RF}_{t-1} + \mathbf{g}_2 (\mathbf{RF}_t - \mathbf{RF}_{t-1}) + \mathbf{e}_t$$

Onde, \mathbf{r}_t é retorno real do ex-post da carteira de mercado; \mathbf{RF}_{t-i} é a taxa de juros no final do período $t-i$ (com $i = 0, \dots, n$). Os coeficientes das expectativas de inflação e as revisões nas expectativas são β_1 e $\beta_2 = 0$, sob a hipótese Fisheriana. No modelo de Fama estimado anteriormente, não foi estimada essa relação, haja vista a negação da hipótese de Fisher encontrada na tabela 1.

Adicionalmente, Geske e Roll argumentam que devido a necessidade do governo em pedir emprestado para financiar o seu déficit (assumindo que não haja monetização ou que a mesma seja parcial), a taxa de juros real deve aumentar. Em outras palavras, um decréscimo nos preços dos ativos estaria associado com uma elevação nas taxas de juros nominais, devido a elevação em ambas, a taxa de juros real e a taxa de inflação esperada. Esses efeitos promovem forte evidência do modelo de revisão das expectativas inflacionárias, mas pouco suporte para os efeitos reais. Esse efeito é de suma importância para os países que visem desmonetizar seus déficits orçamentários, como é o caso do Brasil no período Pós-Real.

No entanto, ao se analisar a equação (4.14) com atenção, pode-se verificar que a elasticidade das revisões nas expectativas devidos aos movimentos induzidos nos preços dos ativos é $1/\beta_2$, ou seja, não linear. Nesse sentido, Solnik (1983), ao estimar os modelos de Fama e Geske Roll para oito países desenvolvidos além dos EUA⁹⁶, estimou a mesma equação via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), substituindo as variáveis que representam a inflação pelas taxas de juros, formalizando a seguinte equação:

$$\mathbf{RF}_t - \mathbf{RF}_{t-1} = \mathbf{a} + \mathbf{g}_1\mathbf{RF}_{t-1} + \mathbf{g}_2\mathbf{R}_t + \mathbf{e}_t \quad (4.15)$$

Na qual, \mathbf{RF}_{t-i} é a taxa de juros livre de risco no período t_i (com $i = 0, \dots, n$); \mathbf{R} é o retorno do ativo no período t ; e γ_1 e γ_2 são os coeficientes da regressão esperados para serem negativos.

Novamente, cabe ressaltar que a equação (4.15) somente pode ser estimada se as variações nas taxas de juros igualem-se às expectativas de inflação se a taxa real *ex ante* permanecer constante. No entanto, conforme verificado na tabela 4.1, as taxas reais de juros não permaneceram constantes ao longo do período estudado, de forma que os resultados devam ser interpretados como um efeito conjunto das variações nas expectativas de inflação e nas taxas reais *ex ante* sobre os retornos de mercado (ou vice-versa).

Nesse sentido, Solnik analisou um modelo de função de transferência do tipo ARIMA utilizado por Geske e Roll, o qual determina um estimador ótimo da taxa real esperada condicionada aos valores passados das taxas de juros, inflação e retornos de mercado. O modelo a ser ajustado é:

⁹⁶ Os países estudados por Solnik foram: EUA, Japão, Inglaterra, Suíça, França, Alemanha, Bélgica, Holanda e Canadá.

$$\mathbf{r}_t - \mathbf{r}_{t-1} = \mathbf{w}_0 \mathbf{R}_t + \mathbf{h}_t \quad (4.16)$$

Na qual, $(\rho_t - \rho_{t-1})$ é a variação na taxa de juros real; ϵ_t é o retorno de mercado em termos reais; e η_t é um modelo de ruído com choques aleatórios μ_t que seguem um processo média móvel de Segunda ordem com tendência MA(2):

$$\mathbf{h}_t = \mathbf{q}_0 + \mathbf{q}_1 \mathbf{m}_{t-1} + \mathbf{q}_2 \mathbf{m}_{t-2} + \mathbf{e}_t \quad (4.17)$$

Fazendo algumas modificações algébricas na equação (4.16), gera-se o modelo de expectativas das taxas de juros reais *ex ante*, da forma⁹⁷:

$$\mathbf{r}_t^e = +\mathbf{w}_0 \mathbf{R}_{t-1} + \mathbf{q}_0 + (\mathbf{1} - \mathbf{q}_1) \mathbf{m}_{t-1} + \mathbf{q}_2 \mathbf{m}_{t-2} \quad (4.18)$$

Na qual, ρ_t 's representam as taxas de juros reais esperadas; R_t é retorno real de mercado; μ_t 's são os componentes autoregressivos do ruído da equação de transferência; e ω_0 e θ 's são os coeficientes.

Entretanto, os modelos de Função de transferência estudados por Geske e Roll/Solnik, podem remeter à problemas de estimativas viesadas, haja vista que na estimação de uma função de transferência, assume-se que a série X_t seja um processo exógeno que evolui independentemente da seqüência Y_t , ou seja, as inovações em Y_t são assumidas para não afetarem a seqüência X_t , considerada como exógena⁹⁸.

Por esse motivo, além do modelo de função de transferência estimado pelos autores, investiga-se a relação negativa entre retornos de mercado e inflação via um processo VAR multivariado, a partir do qual analisa-se a decomposição da variância do erro de previsão, de forma a verificar a possibilidade de relação causal entre as variáveis. Na presente estimativa, avalia-se os modelos de Fama/Geske e Roll, envolvendo as variáveis: taxas de juros, inflação e retornos de mercado, cuja ordenação segue a teoria de

⁹⁷ A estimação do modelo segue mesma seqüência realizada por Solnik modificando a equação do ruído, haja vista que a série $\rho_t - \rho_{t-1}$ no presente trabalho segue um processo MA(2), enquanto que no modelo de Solnik a série $\rho_t - \rho_t$ um processo MA(1). Para maiores detalhes quanto a função de transferência estimada, vide Solnik (1983, p.45).

⁹⁸ Para maiores detalhes, vide seção 3.3.2 e Enders (1995, p. 279-292).

causalidade reversa [R, TXJ, INF, PIBR]⁹⁹, contra a hipótese de causalidade direta disposta por Fama.

4.5 RESULTADOS EMPÍRICOS

No sentido de proceder uma análise empírica do modelo de causalidade reversa exposto por Geske e Roll (1983), compara-se, primeiramente, os resultados obtidos na tabela 4.8 com ambas relações de causalidade direta, descrita por Fama no item 4.1.

Tabela 4.8
Causalidade Reversa

$$EINF_t = 0,003^* - 0,107(IBOV)_{t-1}^* + \epsilon_t \quad (4.8.1)$$

(6,57) (-2,51)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,079 \quad DW = 1,64 \quad F\text{-Stat} = 6,33$$

$$UINF_t = -0,166(IBOV)_{t-1}^* + \epsilon_t \quad (4.8.2)$$

(-3,59)

$$R^2 \text{ Ajustado} = 0,148 \quad DW = 1,92 \quad F\text{-Stat} = 7,53$$

$E(INF)_t$ e $U(INF)_t$ representam as taxas esperada e não esperada de inflação; * representa significância à 5%. Os valores entre parênteses representam a “estatística t”; DW representa estatística Durbin-Watson; R^2 é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

Comparando os resultados da tabela 4.8 com os da equação (4.6.1) (tabela 4.6), verifica-se que os retornos no mercado de ações possuem poder preditivos sobre os níveis de inflação esperada, mas somente possuem poder explanatório em níveis contemporâneos sobre taxa de inflação não esperada. Dessa forma, pode-se afirmar que os resultados obtidos para o Brasil no período estudado, tendem a confirmar a hipótese de causalidade reversa (Geske e Roll, 1983) em detrimento da hipótese de causalidade direta exposta por Fama (1981). Ou seja, há uma inversão quanto às expectativas dos agentes sobre a inflação esperada. Os agentes revisam suas expectativas quanto a inflação, devido às modificações econômicas antecipadas pelas variações nos preços dos ativos. Esses resultados foram confirmados por Solnik para oito dos nove países estudados¹⁰⁰.

⁹⁹ A mesma ordenação das variáveis foi utilizada por Lee(1992).

¹⁰⁰ O Japão apresentou somente significância marginal e os resíduos apresentaram correlação serial.

Utilizando-se o modelo de função de transferência de Solnik modificado (tabela 4.9), pode-se verificar a influência dos movimentos no mercado de ações sobre a taxa de juros em termos reais. Apesar do coeficiente ser relativamente pequeno (-0,13), esse resultado é quase compatível com os obtidos por Solnik para economia japonesa (-0,19), país que apresenta uma forte influência das variações no mercado de ações sobre a taxa de juros real¹⁰¹. Dessa forma, considerando-se a hipótese de Geske e Roll de que o coeficiente ω_0 representa o impacto marginal dos retornos de mercado nas taxas de juros via um conjunto de ligações macroeconômicas, a significância desse coeficiente indica que a elasticidade da taxa de juros real as condições econômicas são sinalizadas pelas variações nos preços dos ativos.

Tabela 4.9
Causalidade Reversa (Função de Transferência)

$$E r_t = - 0,131 IBOV_t^* - 0,267 m_{t-1}^* - 0,245 m_{t-2}^* + e_t \quad (4.9.1)$$

(-2,25) (-2,51) (-2,33)

R^2 Ajustado = 0,15

DW = 1,95

F-Stat = 7,37

$E r_t$ representa a taxa de juros esperada no período t ; IBOV representa as variações nos retornos do Ibovespa; μ_{t-1} e μ_{t-2} representam os resíduos da função de transferência nos períodos $t-1$ e $t-2$, respectivamente. Cabe ressaltar que o coeficiente estimado de μ_{t-1} é $(1-\theta_1)$. * representa significância à 5%. Os valores entre parênteses representam a “estatística t ”; DW representa estatística Durbin-Watson; R^2 é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão.

No que tange ao componente média móvel, verifica-se que seus coeficientes apresentaram-se significativos e com resultado líquido próximo de 1. Esse resultado mostra que a taxa de juros real segue um caminho aleatório ($(1-\theta_1) + \theta_2 = 1$), ao ser removido o efeito do mercado de ações sobre a mesma. Isso indica que a inflação praticamente não possui qualquer impacto sobre a taxa de juros real. Esses resultados estão de acordo com os encontrados por Solnik em 7 dos nove países estudados. As exceções foram os EUA e Bélgica, os quais apresentaram uma certa influência das taxas de inflação no período anterior sobre as taxas de juros reais.

Entretanto, os resultados encontrados devem ser analisados com cautela, pois conforme descrito no item anterior, a aplicação de um modelo estrutural tipo modelo de transferência pode levar a estimativas viesadas quando há um efeito *Feedback* entre as

¹⁰¹ Os demais países apresentaram coeficientes significativos, porém com valores inexpressivos (próximo de

variáveis. Por esse motivo, estimou-se um modelo VAR através da decomposição da variância dos erros de previsão, no sentido de verificar a relação causal entre as variáveis (tabela 4.10).

Tabela 4.10
Causalidade do IBOV, TXJ e INF
(Decomposição da Variância dos Erros de Previsão)

Variáveis Explicadas	Decomposição na Variável			
	IBOVR	TXJR	INF	PIBR
	(%)	(%)	(%)	(%)
IBOVR	94,24	1,43	3,20	1,13
TXJR	6,40	83,23	7,24	3,13
INF	21,43	15,20	55,39	7,98
PIBR	17,25	19,60	1,63	61,52

IBOV representa os retornos de mercado em termos reais; INF representam a taxa de inflação; e TXJR é a taxa de juros real. A variância do erro de previsão para seis meses foi calculada utilizando-se um sistema VAR com 3 variáveis, constante e quatro defasagens. A escolha das defasagens foi estabelecida tomando como base os critérios Akaike e Schwarz.

A tabela 4.10 indica que a inflação pode ser explicada pelos retornos de mercado. Isto é, mesmo com a presença das variações nas taxas de juros e PIB em termos reais no sistema VAR, 21,43% da variância dos erros de previsão da inflação para seis meses à frente é explicada pelas inovações nos retornos do Ibovespa. Por outro lado, somente 15,20% da variância da inflação é explicada pela taxa de juros real, ratificando os resultados da tabela 1, de que o efeito Fisher não pode ser verificado para o Brasil no período Pós-Plano Real. Esses resultados ratificam os resultados anteriores conduzindo para aceitação da hipótese de causalidade reversa em detrimento da hipótese de causalidade direta exposta por Fama.

Adicionalmente, analisando-se a relação entre taxas de juros real e as variações nos preços dos ativos, verifica-se que as inovações na segunda variável tem menor impacto sobre a variância dos erros de previsão na taxa de juros real (6,40%) do que aqueles encontrados no modelo de função de transferência estimados na tabela 4.8. Dessa forma, apesar de se poder ratificar a hipótese de causalidade reversa (impacto dos retornos de

zero).

mercado sobre a inflação); O impacto indireto, via um conjunto de eventos macroeconômicos, não pôde ser constatado ao se avaliar impacto dos choques no mercado de ações sobre a variância da taxa de juros real, mas mostrou-se significativa na previsão da variação do PIB real (17,25%), indicando que as variações no preços dos ativos tem poder preditivo (mesmo que de forma marginal) sobre as variações no PIB real. Identicamente, a forte influência dos choques na taxa de juros (19,60%) na variância do erro de previsão do PIB real, apontam para influência das medidas de política monetária, via taxa de juros, sobre a atividade econômica futura.

Pode-se destacar também, a maior influência da inflação sobre a taxa de juros real em relação àquela encontrada na tabela 4.9 (7,24% contra 0,02%). Conclui-se portanto que, apesar de pequena, há uma tendência de que os choques na taxa de inflação tenham poder explicativos sobre a variância da taxa de juros em termos reais. Esses resultados ratificam os cuidados na análise do modelo de função de transferência estimados por Geske e Roll/Solnik¹⁰².

Os resultados encontrados na tabela 4.10 estão condizentes com as de James, Koreisha e Partch (1985), mas contrariam as conclusões de Lee (1992) para economia americana. Os primeiros confirmaram a hipótese de causalidade reversa sob um sistema VARMA, ao analisarem a causalidade entre os retornos das ações e atividade econômica em termos reais e a taxa de juros nominal (como uma *proxy* da inflação esperada) para os EUA, enquanto que o segundo rejeitou a influência do mercado de ações sobre as taxas de inflação na presença da taxa de juros real, ao estimar um sistema VAR para o mesmo país.

No presente capítulo, analisou-se o quebra-cabeça retorno-inflação inicialmente apresentado por Fama (1981), bem como as hipóteses fisheriana, do “*proxy effect*” e da hipótese de causalidade reversa exposta por Geske e Roll (1983) em contrapartida da suposição de causalidade direta implícitos no “*proxy effect*” de Fama. Em termos gerais a partir de testes empíricos efetuados para economia brasileira no período Pós-Plano Real, pôde-se encontrar os seguintes resultados:

- rejeição da hipótese Fisheriana em sua versão original e ampliada. Ou seja, não se pôde constatar que a inflação esperada possa ser determinada pela taxa de juros nominal do período anterior (considerando a taxa de juros real constante),

¹⁰² Resultados semelhantes foram encontrados ao se estimar o sistema excluindo-se a variável PIB real.

nem que os retornos do mercado brasileiro sirvam como um *hedge* contra ambas as taxas de inflação, esperada e não esperada;

- rejeição da hipótese de “*proxy effect*”, na medida em que não se pôde constatar a relação negativa entre retorno das ações e a inflação como uma *proxy* da relação positiva entre retorno dos ativos e as variáveis reais, bem como de que a correlação negativa existente entre retorno das ações e inflação é causada por uma relação negativa entre inflação e o nível de atividade econômica real. Os resultados encontrados tendem a confirmar à suposição inerente a curva de Phillips da relação positiva entre inflação e a atividade econômica em termos reais; e que
- há uma tendência de ratificar a hipótese de causalidade reversa (Geske e Roll, 1983) de que os retornos no mercado de ações brasileiro sinalizem as variações nas taxas de inflação; em detrimento da suposição de causalidade direta (Fama, 1981), sob a qual a direção da causalidade partiria da inflação para os retornos dos ativos.

5. RETORNOS NO MERCADO DE AÇÕES E VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: A RELAÇÃO ENTRE AS MACROVOLATILIDADES E OS PREÇOS DAS AÇÕES

No capítulo 4, analisou-se o enigma inflação-retorno para o mercado acionário brasileiro, adicionando-se alguns testes relacionando variáveis macroeconômicas (variação anual do PIB e taxa de juros nominal) e os retornos de mercado. Nesse capítulo, dar-se-á maior destaque a essa relação. Para tanto, realiza-se uma bateria de testes com vistas a verificar não só a relação entre as variáveis, mas também identificar as fontes de macrovolatilidades e seus impactos sobre o mercado de ações brasileiro.

Inicialmente, desenvolve-se um modelo composto pela junção dos modelos APT (Arbitrage Pricing Theory) e I-CAPM (Intertemporal Capital Asset Pricing Model)¹⁰³, de maneira a integrar as volatilidades das séries temporais e as volatilidades macroeconômicas fundamentais, que consistem em choques reais e nominais. Após, analise-se a relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado de ações, utilizando-se de um modelo VAR para as equações das médias e dos desvios, como forma de captar as influências conjuntas dos choques entre as variáveis estudadas.

5.1 MODELO DE EXCESSOS NOS RETORNOS

A maioria dos trabalhos empíricos com o intuito de analisar a relação entre as volatilidades e os retornos de mercado utilizam de um modelo GARCH-M ou uma variação deste (EGARCH-M, por exemplo)¹⁰⁴. No entanto, pretende-se no presente capítulo utilizar uma metodologia alternativa de análise, derivada a partir de uma junção dos modelos APT (Ross, 1976) e I-CAPM (Merton, 1973 e Breeden, 1979, 1986) como forma de verificar o impacto das volatilidades das variáveis macroeconômicas sobre os excessos dos retornos no mercado de ações.

No modelo APT, os fatores que determinam os preços dos ativos podem ser especificados por um conjunto de variáveis, conforme descrito:

¹⁰³ O modelo I-CAPM, também é chamado na literatura especializada como CAPM em tempo contínuo e CAPM multifator.

¹⁰⁴ Vide, por exemplo, French, Schwert e Stambaugh (1987), Glosten, Jagannathan e Runkle (1993) e Chiang e Doong (1999).

$$\mathbf{R}_{pt} - \mathbf{R}_{ft} = \mathbf{a}_p + \mathbf{S} \mathbf{b}_{pk} \mathbf{F}_{kt} + \mathbf{e}_{pt} \quad (5.1)$$

Na qual, α_p é o termo constante, β_{pk} representa a sensibilidade do excesso de retorno às inovações no fator K, F_{kt} representa a série temporal do k -ésimo fator no tempo t , e ε_{pt} é o distúrbio aleatório.

Na equação (5.1), os excessos dos retornos esperados são assumidos para serem linearmente relacionados com o coeficiente β_{pk} . Dessa forma a equação (5.1) pode ser reescrita como:

$$\mathbf{R}_{pt} - \mathbf{R}_{ft} = \mathbf{1}_{p0,t} + \mathbf{S} \mathbf{1}_{pk,t} \mathbf{b}_{pk} + \mathbf{m}_{pt} \quad (5.2)$$

Com, $\lambda_{pk,t}$ sendo o prêmio pelo risco (que denota a sensibilidade as inovações do fator K no final de cada período), β_{pk} o coeficiente estimado na equação (5.1) (assumido para ser constante no tempo) e μ_{pt} o termo ruído aleatório. A equação (5.2) expõe que os excessos dos retornos esperados do *portfólio* são compensados pela sensibilidade dos choques nas variáveis.

Ao modelarem a equação (5.2), Breeden (1986), Campbell (1987), French, Schwert e Stambaugh (1987) e Chiang e Doong (1999), relacionaram o prêmio pelo risco às volatilidades nas variáveis estudadas. Nesse sentido, é relevante formular que:

$$\mathbf{1}_{pk,t} = \mathbf{a}_p + \mathbf{g}_{pk} \mathbf{S} \mathbf{X}_{k,t} \quad (5.3)$$

Na qual, $\lambda_{pk,t}$ é o prêmio pelo risco por unidade de sensibilidade à inovação da variável X_k , e $\sigma_{Xk,t}$ é o desvio padrão *ex-ante* de X_k no tempo t condicionado à informação disponível no tempo $t-1$.

Substituindo (5.3) em (5.2), obtém-se:

$$\mathbf{R}_{pt} - \mathbf{R}_{ft} = \mathbf{x}_{pt} + \mathbf{S} \mathbf{g}_{pk} \mathbf{b}_{pk} \mathbf{S} \mathbf{X}_{k,t} + \mathbf{m}_{pt} \quad (5.4)$$

Com $\xi_{pt} = \lambda_{p0,t} + \sum_{K=1}^n \alpha_{pk,t} \beta_{pk}$, representando o intercepto.

Reparametrizando a equação (5.4), obtém-se a equação (5.5) que relaciona os excessos dos retornos do *portfólio* às volatilidades dos fatores.

$$\mathbf{R}_{pt} - \mathbf{R}_{ft} = \mathbf{b}_{p0} + \mathbf{S} \mathbf{b}_{pk} \mathbf{s}_{k,t} + \mathbf{m}_{pt} \quad (5.5)$$

Com $\mathbf{b}_{p0} = \xi_{pt}$, e $\mathbf{b}_{pk} = \gamma_{pk} \beta_{pk}$

5.2 ESTIMATIVA VIA MODELO VAR

No presente modelo, procura-se analisar a relação dinâmica entre as variáveis através de uma estimativa VAR. Primeiramente verifica-se a interação entre os retornos de mercado e as macrovariáveis, bem como a relação entre as volatilidades de mercado e as macrovolatilidades, via um processo de decomposição da variância. Após analisa-se as funções de resposta ao impulso entre as variáveis.

Para tanto, estima-se um modelo dinâmico de forma que os choques nas variáveis supostas como endógenas sejam captadas pela variância dos erros de previsão das variáveis endógenas ao choque, conforme descrito:

$$\left[\mathbf{s} \mathbf{C}_{ij}(\mathbf{s})^2 / \mathbf{s} \mathbf{s} \mathbf{C}_{ij}(\mathbf{s})^2 \right] * 100 \quad (5.6)$$

Na qual, C_{ij} representa os coeficientes de impactos dos choques da variável j sobre as variáveis i , com $(\mathbf{s})^2$ representando a variância¹⁰⁵.

5.3 HIPÓTESES

No capítulo 2, fez-se um levantamento teórico e empírico da relação entre o mercado de ações e as macrovariáveis, incluindo-se as hipóteses esperadas. Mesmo assim,

¹⁰⁵ Para maiores detalhes vide item 3.3.3 da metodologia.

pretende-se, nessa seção, discorrer sobre algumas hipóteses relevantes expostas no capítulo supracitado, como forma de facilitar análise empírica a ser efetuada a seguir. Sendo assim, tece-se algumas das hipóteses esperadas no que tange à relação entre as variáveis.

Há um consenso de que os investidores, considerando um determinado período de tempo, requerem um grande retorno esperado de um título que é considerado mais arriscado. Nesse sentido, espera-se que os retornos médios devam apresentar-se positivamente correlacionados com a sua volatilidade.

Da mesma maneira, os mercados financeiros estão intimamente relacionados aos fundamentos da economia, bem como reagem às flutuações inerentes às variáveis macroeconômicas. De acordo com o modelo de valorização padrão, os preços dos ativos refletem o valor presente descontado dos futuros fluxos de caixa esperados pelos acionistas. Em um nível agregado, os valores referentes aos lucros corporativos dependem da riqueza da economia. Dessa forma, se as taxas de desconto forem consideradas constantes no tempo, a variância condicional dos preços dos títulos é proporcional à variância dos fluxos de caixa futuros esperados. Então, torna-se plausível que uma variação no nível de incerteza sobre as condições macroeconômicas possam causar uma variação proporcional na volatilidade dos retornos dos ativos. Portanto, ante ao exposto, pode-se considerar que as variações sobre o mercado de ações devam ser consideradas como positivamente relacionadas às variações no nível de atividades e negativamente correlacionadas com as taxas de juros.

No mesmo sentido, a taxa de câmbio deve estar positivamente relacionada com os retornos no mercado de ações, haja vista que uma depreciação da moeda local melhora a posição competitiva das indústrias domésticas, na medida em que ganhos em preços e volumes de produção podem resultar em maior lucratividade e, por conseguinte, maior valorização de suas ações no mercado. Dessa forma, maiores volatilidades na taxa de câmbio devem criar grandes incertezas no mercado de ações, elevando as taxas de desconto para os fluxos de caixa esperados das empresas que negociam diretamente com mercado externo e, por conseguinte, reduzindo os excessos sobre os retornos para essas empresas. Sendo assim, espera-se que as volatilidades na taxa de câmbio sejam negativamente relacionadas aos retornos de mercado.

No que tange a inflação, a sua relação com o mercado de ações já foi amplamente investigada no capítulo 4, além das evidências teóricas e empíricas já relacionadas. Sendo assim, em resumo considera-se que as variações nas taxas de inflação devam ser

consideradas como negativamente relacionadas às variações nos retornos das ações em termos reais.

5.4 RESULTADOS EMPÍRICOS

No sentido de prover um panorama geral sobre as variáveis, primeiramente procede-se um resumo da estatística básica das séries, conforme descrito na tabela 5.1.

Tabela 5.1
Resumo Estatístico das Variáveis

	IBOV	INF	PIB	TXC	TXJ
Média	-0.0046	0.0060	0.0174	0.0131	0.0136
Desvio Padrão	0.0118	0.0077	0.0278	0.0462	0.0075
Normalidade	3.2820*	31.827	0.7305*	526.461	2.0996 *
Autocorrelação					
r₁	0.267	0.649	0.579	0.425	0.592
r₂	- 0.167	0.392	0.412	-0.138	0.367
r₃	0.092	0.353	0.392	-0.182	0.336
r₆	-0.085	0.272	0.075	-0.077	0.188
r₁₁	0.025	0.197	-0.018	-0.072	0.167
r₁₂	0.048	0.209	-0.360	-0.060	0.183
Q-estatístico					
Q(12)	21.701	107.28	107.18	24.988	95.448
Q(24)	31.146 ⁺	108.99	162.13	28.148 ⁺	114.29

As séries IBOV, INF, PIB, TXC E TXJ representam a variação real dos retornos do Ibovespa, a taxa de inflação, a variação anual do PIB ($t/t-12$) em termos reais, a variação na taxa de câmbio real e a taxa de juros real, respectivamente. r_i 's são as autocorrelações das séries, e o Q(12) e Q(24) representam a estatística Q de Ljung-Box. A normalidade das séries é representada pelo teste Jarque-Bera. * e ⁺ indicam normalidade e ausência de autocorrelação (como um grupo) das séries com um nível de significância de 5%.¹⁰⁶

A tabela 5.1 ilustra a média, o desvio padrão, o teste de normalidade e as autocorrelações individuais (em cada período $t-i$) e como um grupo das séries a serem analisadas. Os principais resultados indicam que os retornos reais em termos médios obtiveram uma variação negativa, assim como as séries referentes às taxas de inflação e de

câmbio real apresentaram não normalidade dos resíduos. Quanto as autocorrelações, todas as séries apresentaram pequenos e médios componentes autoregressivos de 1ª ordem nos resíduos. Cabe destacar ainda, que os coeficientes de autocorrelação referentes às variações no PIB real, nas taxas de juros reais e da inflação decaem lentamente, indicando que a média condicional dessas séries são fortemente representadas por um processo média móvel integrado. Esses resultados são confirmados pelo valores da estatística Q de Ljung-Box, na qual somente os Q's(24) referente aos retornos ibovespa em termos reais e da taxa de câmbio real, apresentaram autocorrelações estatisticamente iguais a zero.

Após apresentar um breve resumo estatístico das séries, testa-se a relação dos excessos dos retornos reais do índice de mercado e as volatilidades previstas das variáveis macroeconômicas e do próprio índice, conforme especificado na equação (5.5).

No entanto, verifica-se que o coeficiente da volatilidade condicional, medida pelo desvio padrão *ex-ante* da variável X ($\sigma_{X,t}$), não pode ser diretamente observada. Por esse motivo, antes de se proceder os testes, destaca-se um parênteses com vistas a explicar o processo de geração das séries sob análise. Uma das formas para se estimar as volatilidades das variáveis foi sugerido por Schwert (1989). Nesse modelo, o autor assume que a melhor previsão de X_t seria alcançada estimando um modelo AR das séries, como na equação (5.7).

$$X_t = + \sum_{i=1}^{12} S a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{12} S b_j D_{jt} + e_t \quad (5.7)$$

Na qual, X_t representa as variáveis macroeconômicas e o retornos de mercado previstos e D_{jt} é a variável dummy para o mês j .

Após, gera-se a volatilidade prevista dos fatores, ajustando-se os resíduos derivados da equação (4.7), através de um processo autoregressivo de ordem 12, como segue:

$$\frac{1}{2} e_t^2 = \sum_{i=1}^{12} S d_i \frac{1}{2} e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{12} S w_j D_{jt} + v_t \quad (5.8)$$

Na equação (5.8), os erros absolutos previstos $|e_t|$ são os desvios padrões previstos das variáveis X_t , condicionais às informações disponíveis no período $t-1$. Esta equação

¹⁰⁶ Para maiores detalhes sobre os procedimentos dos testes, vide Enders (1995, p. 87-95).

representa a heteroscedasticidade condicional autorregressiva nos erros de previsão.

No entanto, cabe destacar que na equação (5.8) a estimação é realizada em dois passos, Uma maneira mais direta de se estimar a volatilidade condicional, pode ser representada a partir dos resíduos de um modelo ARIMA. No presente modelo, primeiramente estima-se as séries considerando além do componente AR, o componente MA. Após verifica-se o ajuste dos resíduos dessa regressão, verificando os componentes autoregressivos dos mesmos e o teste Q de Ljung-Box. Caso os coeficientes não apresentem autocorrelação tanto em termos individuais para cada período t-i, como na forma agrupada (valores de Q estatisticamente iguais a zero), pode-se afirmar que os resíduos extraídos do modelo ARMA¹⁰⁷ representam a heteroscedasticidade condicional autorregressiva nos erros de previsão.

Na equação (4.10) estima-se um modelo ARMA, como segue:

$$\mathbf{X}_t = + \sum_{i=1}^n \mathbf{S}a_i \mathbf{X}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \mathbf{S}b_j \mathbf{e}_{t-i} + \mathbf{x}_t \quad (5.9)$$

Com X_{t-i} representando o coeficiente autoregressivo da série e e_{t-i} o componente média móvel. representa o melhor ajuste dos desvios da série estimada via processo ARMA.

Ante ao exposto, no presente trabalho optou-se por estimar a volatilidade condicional esperada através do modelo ARMA descrito na equação (5.9), haja vista sua forma direta e prática de estimação. A tabela 5.2 representa as equações ARMA, bem como os coeficientes de autocorrelação e de autocorelação parcial de primeira e segunda ordem e os testes Q(12) Q(24) de Ljung-Box.

Tabela 5.2
Equações ARMA das Séries e as Autocorrelações dos Resíduos

IBOV = -0,002 + 0,396AR(1) + 0,381AR(2) - 0,694MA(1) - 0,126MA(2) + e_t (5.2.1)		
(-2,46)	(1,98)	(-2,02) (-4,94) (-2,06)
R ² Ajustado = 0,541	DW = 2,04	F-Stat = 33,17
r ₁ = 0,040	μ ₁ = 0,040	Q(12) = 6,210
r ₂ = -0,032	μ ₁ = -0,034	Q(24) = 22,47

¹⁰⁷ Como as séries utilizadas representam um processo estacionário, o modelo pode ser descrito como um processo autoregressivo média móvel (ARMA).

Tabela 5.2 (Continuação)
Equações ARMA das Séries e as Autocorrelações dos Resíduos

$$\text{INF} = \underset{(3,09)}{0,003} + \underset{(18,62)}{0,903\text{AR}(1)} - \underset{(-3,00)}{0,327\text{MA}(1)} - \underset{(-5,43)}{0,5410\text{MA}(2)} + \epsilon_t \quad (5.2.2)$$

$$\begin{array}{lll} R^2 \text{ Ajustado} = 0,177 & \text{DW} = 2,00 & \text{F-Stat} = 4,42 \\ r_1 = -0,146 & \mu_1 = -0,146 & \text{Q}(12) = 16,09 \\ r_2 = -0,007 & \mu_1 = -0,009 & \text{Q}(24) = 31,04 \end{array}$$

$$\begin{aligned} \text{PIB} = & \underset{(2,30)}{0,015} + \underset{(3,89)}{0,519\text{AR}(1)} + \underset{(6,71)}{0,721\text{AR}(2)} - \underset{(-3,57)}{0,504\text{AR}(3)} - \underset{(-1,919)}{0,158\text{MA}(1)} \\ & - \underset{(-5,13)}{0,676\text{MA}(2)} + \underset{(4,27)}{0,555\text{MA}(3)} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5.2.3)$$

$$\begin{array}{lll} R^2 \text{ Ajustado} = 0,442 & \text{DW} = 2,08 & \text{F-Stat} = 10,44 \\ r_1 = -0,011 & \mu_1 = -0,011 & \text{Q}(12) = 12,15 \\ r_2 = 0,024 & \mu_1 = 0,023 & \text{Q}(24) = 31,38 \end{array}$$

$$\text{TXJ} = \underset{(5,01)}{0,012} + \underset{(9,02)}{0,895\text{AR}(1)} - \underset{(-2,10)}{0,422\text{MA}(1)} - \underset{(-2,16)}{0,2911\text{MA}(2)} + \epsilon_t \quad (5.2.4)$$

$$\begin{array}{lll} R^2 \text{ Ajustado} = 0,378 & \text{DW} = 2,01 & \text{F-Stat} = 17,07 \\ r_1 = 0,032 & \mu_1 = 0,032 & \text{Q}(12) = 12,78 \\ r_2 = -0,020 & \mu_1 = 0,005 & \text{Q}(24) = 15,09 \end{array}$$

$$\text{TXC} = \underset{(2,38)}{0,012} + \underset{(6,13)}{0,812\text{AR}(1)} + \underset{(4,01)}{0,104\text{AR}(2)} + \epsilon_t \quad (5.2.5)$$

$$\begin{array}{lll} R^2 \text{ Ajustado} = 0,323 & \text{DW} = 1,88 & \text{F-Stat} = 20,05 \\ r_1 = 0,051 & \mu_1 = 0,051 & \text{Q}(12) = 4,60 \\ r_2 = 0,052 & \mu_1 = 0,055 & \text{Q}(24) = 9,20 \end{array}$$

IBOV, INF, PIB, TXJ E TXC representam as variações reais no Ibovespa, taxa de inflação, variação anual do PIB real, taxa de juros real e taxa de câmbio real, respectivamente. Os coeficientes AR(i) e MA(i) representam os componentes autoregressivos e de média móvel de ordem i. Os valores entre parênteses é a “estatística t”; DW representa estatística Durbin-Watson; R² é o coeficiente de determinação e F representa a estatística F global da regressão. r_i e μ_i representam os coeficientes de correlação e de correlação parcial de ordem i dos resíduos da regressão ARMA estimada. Q(12) e Q(24) representam a estatística Q de Ljung-Box para 12 e 24 defasagens.

Ao se proceder a análise da tabela 5.2, verifica-se que os modelos do tipo ARMA estimados apresentaram-se bem ajustados e bastante explicativos, conforme pode-se constatar pelos coeficientes de determinação (R²), Durbin-Watson (DW) e de significância global da regressão (F). Com exceção da taxa de câmbio real, todas as séries representam um processo média móvel integrado significativamente relevante, indicando que os choques nessas variáveis possuem componentes transitórios e permanentes. Cabe destacar ainda, que ambos componentes, autoregressivo e média móvel, apresentaram um bom ajuste do modelo, haja vista que os seus coeficientes representaram um processo

estacionário (raízes características com valores absolutos inferiores a 1) e cujos somatórios ficam muito próximos da unidade.

A qualidade do modelo escolhido pode ser verificada também, analisando-se as séries dos resíduos das equações estimadas. Os coeficientes referente às autocorrelações e autocorrelações parciais dos resíduos das séries estimadas foram não significativos considerando-se um intervalo de confiança de 95% - *i.e.* dois desvios padrões. Identicamente, os valores calculados dos Q's foram estatisticamente iguais a zero (todas as autocorrelações são iguais a zero), o que caracteriza um processo ruído branco para os resíduos das séries que representam as volatilidades e ratificando assim a qualidade do modelo estimado.

Escolhidas as séries que representam as volatilidades dos macrofatores e dos retornos de mercado (resíduos ajustados das equações ARMA 5.2.1 à 5.2.5), ressalta-se a seguir, o impacto dessas volatilidades sobre os excessos de retorno no índice de mercado (tabela 5.3).

Tabela 5.3
Equação dos Excessos dos Retornos Reais

$$\begin{aligned}
 (\text{IBOV} - \text{TXJ}) = & -0,020^* + 0,810\text{RIBOV}^* + 0,069\text{RPIB}^{**} - 0,038\text{RTXC}^* - 1,163\text{RTXJ}^* \\
 & (-21,33) \quad (10,64) \quad (1,91) \quad (-2,06) \quad (-4,13) \\
 & -0,646\text{RINF}^* + 0,006\text{DD}^* - 0,012\text{DR}^* + \epsilon_t \quad (5.3) \\
 & (-2,10) \quad (4,61) \quad (-2,02)
 \end{aligned}$$

R² Ajustado = 0,73

DW = 1,59

F-Stat = 31,17

(IBOV - TXJ) representa os excessos de retornos reais em relação à taxa de juros real SELIC em termos reais, RINF, e RTXJ, RPIB e RTXC representam as volatilidades da taxa de inflação, taxa de juros, variação do PIB real em relação o mesmo período do ano anterior e na taxa de câmbio real. DD é *dummy* de nível que representa a desvalorização do Real em janeiro de 1999, e DR é a *dummy* de pulso referente à crises russa¹⁰⁸.

Ao se proceder a análise da tabela 5.3, verifica-se que as volatilidades dos macrofatores e dos retornos de mercado estimadas possuem um grande poder explicativo sobre os excessos de retornos em termos reais, conforme pode ser verificado pelo valor de R². Esse elevado valor decorre da inclusão da variável referente à volatilidade dos retornos de mercado¹⁰⁹, cujo coeficiente, além de altamente significativo, reflete a substancial

¹⁰⁸ A *dummy* de pulso foi estimada de forma a apresentar o valor unitário no mês setembro de 1998, mês em que houve modificação na taxa de juros. Estimou-se também uma *dummy* de pulso para o mês de novembro de 1997, na tentativa de se captar os efeitos da crise asiática. No entanto, devido a não significância estatística de mesma, optou-se por excluí-la da regressão estimada.

¹⁰⁹ Estimando a mesma equação sem a variável RIBOV o coeficiente de determinação cai sensivelmente para 0,36.

influência contemporânea das volatilidades sobre os excessos de retornos em termos reais (valor do coeficiente superior a 0,80).

No que tange aos coeficientes estimados, verifica-se que os mesmos apresentaram-se significativos em explicar os excessos dos retornos em termos reais (RPIB foi significativo somente em termos marginais). As volatilidades da taxa de câmbio real, taxa de juros real e da inflação exibiram uma relação negativa com a variável explicada, conforme as hipóteses descritas no item 5.2. Adicionalmente, as volatilidades do PIB real expressaram uma relação positiva conforme esperado. Esses resultados estão condizentes com os de Schwert (1989), pois, segundo o mesmo, os ganhos corporativos dependem da riqueza da economia; e considerando taxas de desconto constantes, a variância condicional dos preços dos títulos deve ser proporcional à variância condicional dos fluxos de caixa futuros esperados. Então, é plausível que uma variação no nível de incerteza sobre as condições econômicas futuras promova uma variação nas volatilidades dos retornos das ações, fazendo com que os agentes variem proporcionalmente suas exigências quanto aos retornos das ações. Identicamente, de acordo com Poterba e Summers (1986), para variáveis positivamente correlacionadas – como as séries do Ibovespa e da variação do PIB na tabela 5.2 – um aumento inesperado na variável implica numa elevação dos valores futuros esperados da mesma variável por muitos períodos futuros.

Adicionalmente, na literatura financeira, períodos de instabilidade financeira devem ser relacionados negativamente com os resultados nos mercados de ações¹¹⁰. Dessa forma, no intuito de se analisar o possível impacto das crises asiática e russa que culminou numa desvalorização do Real em janeiro de 1999, acrescentou-se variáveis *dummies* na equação dos excessos dos retornos de mercado. Pôde-se constatar, assim como esperado, o impacto negativo da crise russa sobre os retornos no mercado acionário brasileiro, provocados pelas incertezas dos investidores externos em relação às economias emergentes como a brasileira. Adicionalmente, a significância estatística da variável *dummy* “DD” reflete a relevância da mudança de regime cambial na precificação dos ativos, medidos pelos excessos de retornos no índice de mercado.

Por fim, destaca-se a relação entre as macrovariáveis e o mercado de ações, através de um modelo VAR, cuja dinâmica aparece em destaque via um processo de *Innovation accounting*, que reúne uma análise da decomposição da variância e da função de resposta ao impulso das variáveis e de suas volatilidades.

¹¹⁰ Vide, por exemplo, Glosten, Jagannatha e Runkle (1993); French, Schwert e Stambaugh (1989) e Matsumoto (2000).

As tabelas 5.4 e 5.5, destacam a decomposição da variância dos erros de previsão entre as variáveis estudadas.

Tabela 5.4
Decomposição da Variância dos Erros de Previsão das Séries (Média)
IBOVR, TXCR, TXJR, INF e PIBR

Variáveis Explicadas	Decomposição na Variável				
	IBOVR	TXCR	TXJR	INF	PIBR
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
IBOVR	94,07	0,69	2,53	1,94	0,77
TXCR	12,44	79,84	5,23	2,32	0,17
TXJR	24,96	0,68	72,28	1,54	0,54
INF	26,21	2,48	11,83	57,34	2,14
PIBR	8,83	1,38	3,20	0,66	85,93

IBOVR representa os retornos de mercado em termos reais; TXCR é a taxa de câmbio real; INF representam a taxa de inflação; TXJR é a taxa de juros real; e PIBR representa a variação anual do PIB em termos reais. A variância do erro de previsão para seis meses foram calculadas utilizando-se um sistema VAR com 5 variáveis, constantes e duas defasagens. A escolha das defasagens no sistema VAR foi estabelecida tomando como base os critérios Akaike e Schwarz.

Tabela 5.5
Decomposição da Variância dos Erros de Previsão das Séries (Desvio)
RIBOVR, RTXCR, RTXJR, RINF e RPIBR

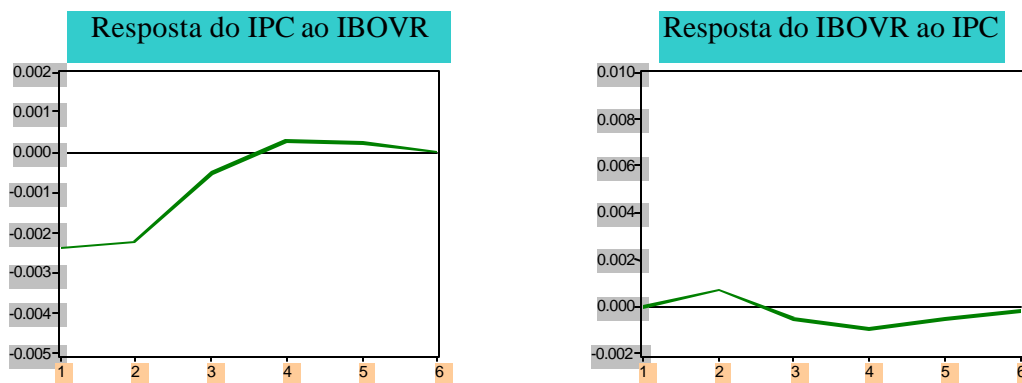
Variáveis Explicadas	Decomposição na Variável				
	RIBOVR	RTXCR	RTXJR	RINF	RPIBR
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
RIBOVR	96,47	0,69	0,40	1,64	0,80
RTXCR	7,82	88,85	1,62	1,40	0,31
RTXJR	22,42	1,74	71,34	4,02	0,48
RINF	18,68	5,07	9,49	66,47	0,29
RPIBR	6,01	1,42	7,49	0,96	84,12

RIBOVR representa a volatilidade dos retornos de mercado em termos reais; RTXCR é a volatilidade taxa de câmbio real; RINF, RTXJR e RPIBR representam as volatilidades da taxa de inflação, taxa de juros e variação do PIB real (em termos anuais). A variância do erro de previsão para seis meses foram calculadas utilizando-se um sistema VAR com 5 variáveis, constantes e duas defasagens. A escolha das defasagens no sistema VAR foi estabelecida tomando como base os critérios Akaike e Schwarz.

Em referência ao relacionamento entre os retornos das ações e a taxa de inflação, constata-se que a segunda variável pode ser explicada pela primeira, tanto em termos médios como em termos de volatilidades. Isto é, mesmo na presença das demais variáveis no sistema VAR, aproximadamente 26,21% e 18,68% da variância dos erros de previsão para seis meses é explicada pelas inovações dos retornos e volatilidades do Ibovespa, respectivamente. Em contrapartida, menos de 2% dos choques na inflação impactam nos retornos do mercado de ações brasileiro no período pós Plano Real. Esses resultados confirmam aqueles encontrados no capítulo 4, mas contrariam os de Schwert (1989) para economia americana.¹¹¹

Identicamente, a relação negativa entre inflação e o retorno das ações pôde ser comprovada averiguando-se a figura 5.1(1ª coluna). Um choque de 1 desvio padrão, causa um impacto negativo de aproximadamente 0,25 pontos percentuais sobre a taxa de inflação até o segundo mês após o choque, voltando a seu nível inicial e até obtendo uma pequena relação positiva entre o terceiro e quarto mês, extinguindo-se completamente próximo ao sexto mês. Quanto às volatilidades, o impacto do choque é absorvido mais rapidamente, sendo o mesmo absorvido no quarto mês. Por sua vez, um choque inesperado na inflação, em termos gerais, possui uma influência moderada sobre do Ibovespa, principalmente quanto às volatilidades¹¹².

Resposta à inovação de um Desvio Padrão



¹¹¹ Schwert concluiu que não há relação entre as volatilidades da inflação e do mercado de ações. Os choques em ambas variáveis tiveram um impacto insignificante (menos de 3%) sobre aquela considerada como dependente.

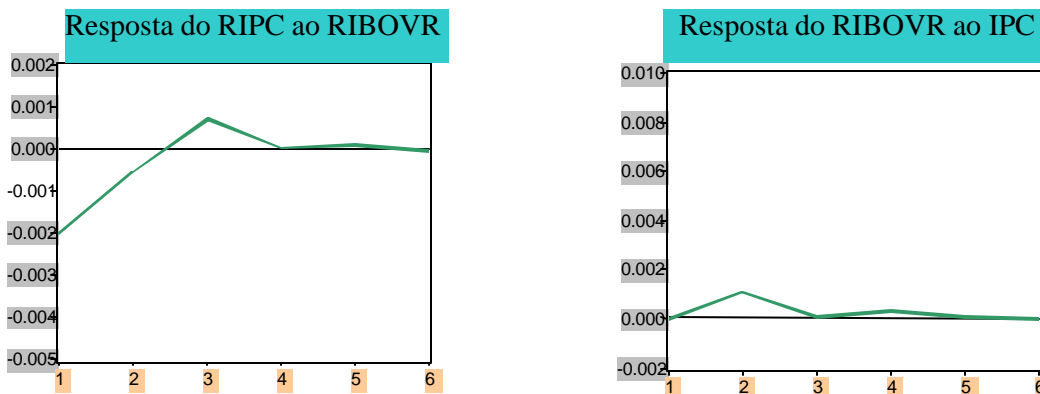


Figura 5.1: Função de Resposta – IBOVR X IPC

Nota: Figura elaborada pelo autor

Na presença das demais variáveis macroeconômicas no modelo VAR, um choque inesperado no Ibovespa possui um impacto significativo sobre a taxa de juros real, tanto em termos médios (24,96%) como em suas volatilidades (22,42%). Contrariamente, verifica-se que a taxa de juros praticamente não influencia as variações nos retornos de mercado. Esses resultados indicam que o banco central reage às oscilações do mercado com aproximadamente dois meses de defasagem, conforme pode-se verificar pelos resultados nas equações do sistema VAR descrito nos anexos B e C. Essa constatação é, no mínimo, interessante, haja vista que as oscilações no mercado de ações geralmente não são considerados como de suma importância nas decisões de política monetária do Banco Central brasileiro. Essa relação deve ser indireta, ou seja, derivada do impacto do mercado nas taxas de inflação, pois como se pode verificar nas figuras 5.1 e 5.2, as variações no Ibovespa possuem um impacto negativo quase que imediato sobre a inflação, como o Bacen controla essa variável (principalmente após a implementação do regime de metas), o mesmo deve reagir às oscilações inflacionárias e não diretamente as variações do índice de mercado.

A mesma relação é constatada ao se analisar as funções de resposta das duas séries. Um choque de um desvio padrão no Ibovespa provoca uma variação negativa na taxa de juros real, atingindo seu valor máximo (aproximadamente 0,60 pontos percentuais) no terceiro mês posterior à inovação, retornando após o quinto período. Quanto às volatilidades, mesmo que de maneira menos significativa, os impactos do choque apresentam-se positivamente relacionados, mas, novamente voltam a ser negativos e atingem seu valor máximo no terceiro mês (-0,018 aproximadamente).

¹¹² Para verificar a relação entre as demais variáveis, vide anexos D e E.

Resposta à inovação de um Desvio Padrão

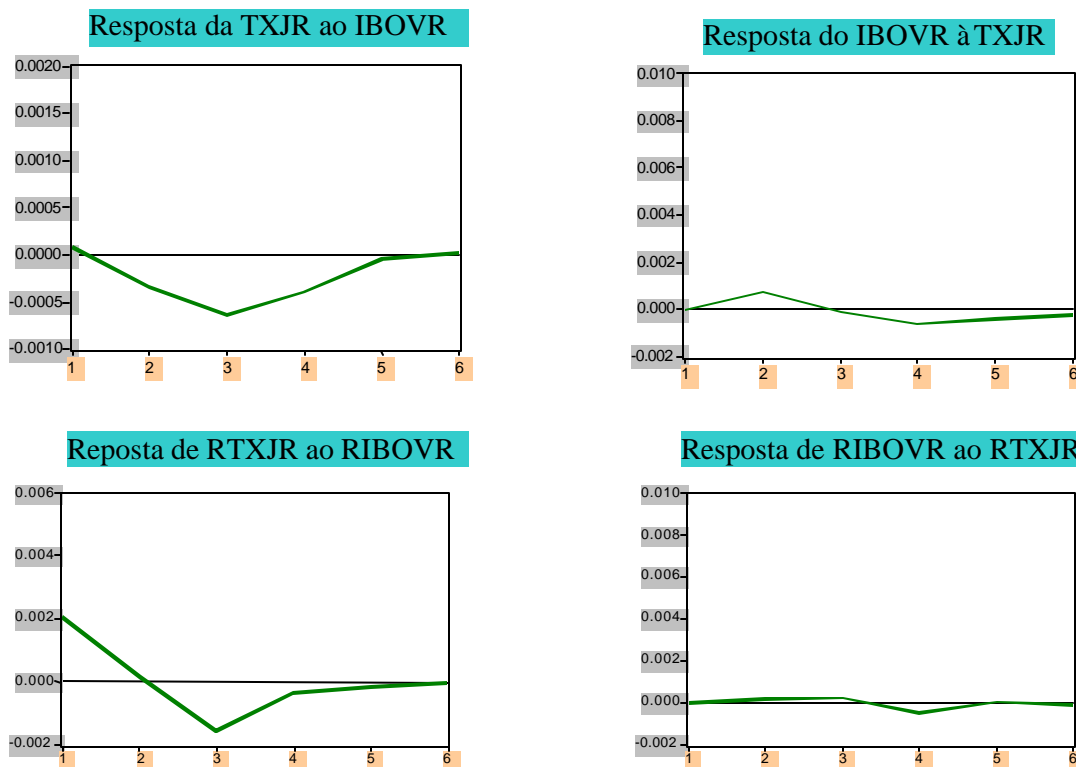


Figura 5.2: Função de Resposta – IBOVR X TXJR

Nota: Figura elaborada pelo autor

No que tange à relação entre o Ibovespa e setor externo, medido pela taxa de câmbio real, constata-se que ambas variáveis não possuem grande poder explicativo uma sobre a outra. Novamente, as inovações do Ibovespa apresentaram maior poder explicativo, tanto em termos médios como em suas volatilidades (12,44 e 7,82%, respectivamente).

A resposta a um choque inesperado no mercado de ações brasileiro, acarreta numa queda de aproximadamente 0,10 pontos percentuais na taxa de câmbio após dois períodos, anulando-se no terceiro mês, correlacionando-se positivamente no quarto (0,10 pp) e, voltando a cair entre os períodos 5 e 6. O impacto dos choques das volatilidades do Ibovespa são mais rapidamente absorvidos pela taxa de câmbio real, atingindo seus pontos máximos no primeiro (-0,008) e no terceiro mês (0,005), extinguindo-se no sexto período após o choque. Identicamente, os impactos das inovações na taxa de câmbio são absorvidos mais rapidamente pelas volatilidades do que pelos retornos médios do Ibovespa. Dessa forma analisando-se previamente as correlações entre as volatilidades das

duas variáveis, pode-se prever, com um período de antecedência, a relação entre as variações no mercado de ações brasileiro e a taxa de câmbio real.

Resposta à inovação de um Desvio Padrão

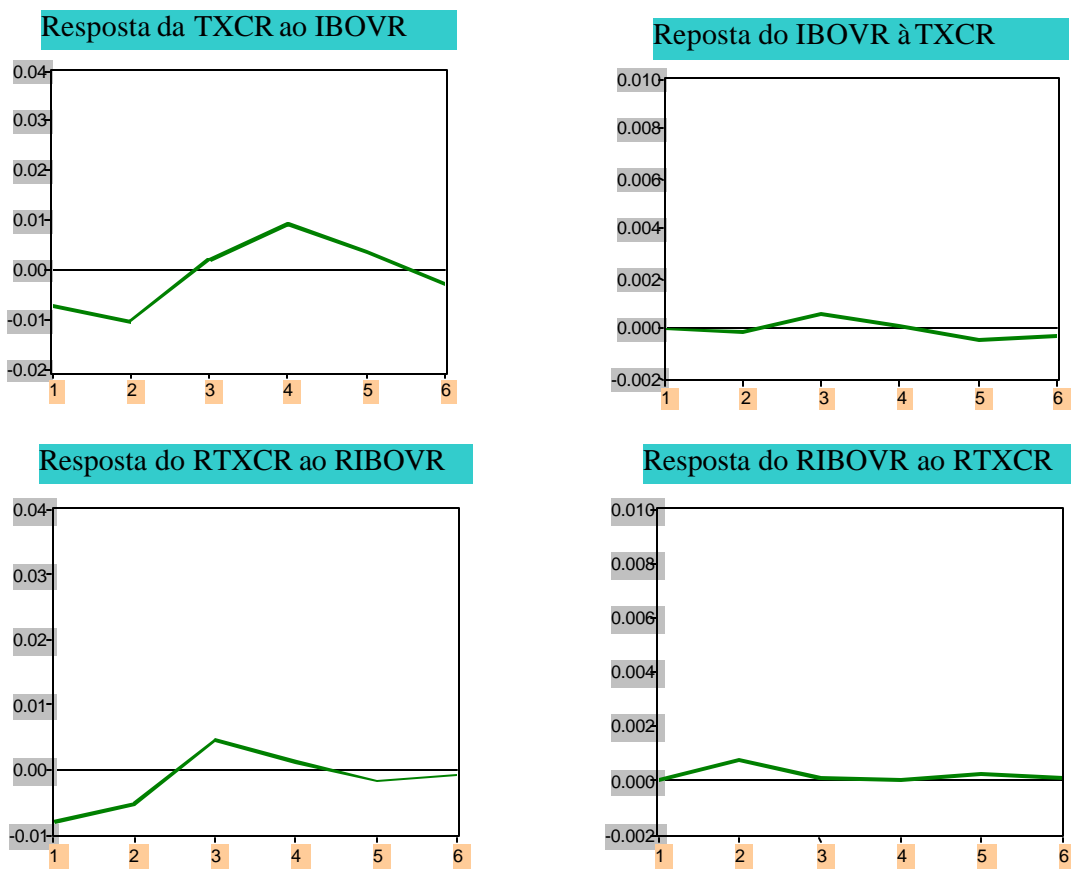


Figura 5.3: Função de Resposta – IBOVR X TXCR

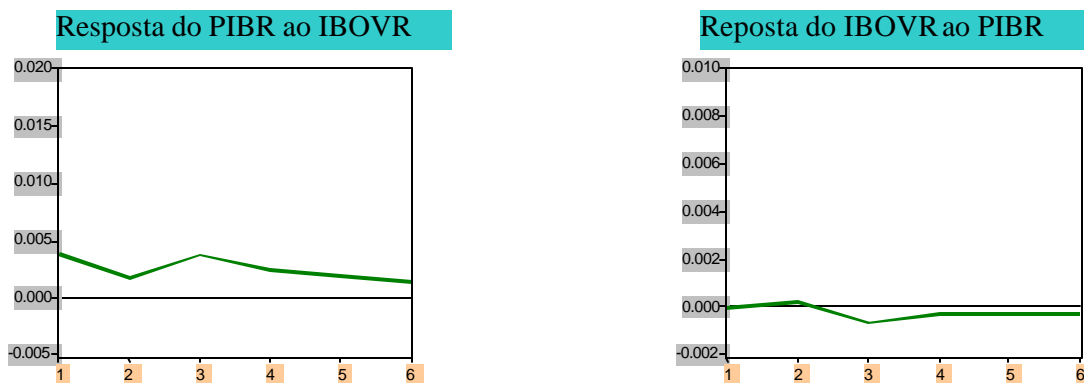
Nota: Figura elaborada pelo autor

Por fim, no que tange à relação entre o mercado de ações e o nível de atividades, pode-se inferir que, ao contrário das suposições prévias, os retornos das ações não servem como um bom predictor das variações no nível de atividades para o caso brasileiro. A influência das inovações no Ibovespa possuem um impacto insignificante sobre a variância dos erros de previsão nas variações anuais do PIB (seja em termos médios como em termos de volatilidades). Esses resultados contrariam os Schwert (1989), Aspren (1989) e Chiang e Dong (1999), cujos estudos verificaram importantes correlações entre as variações contemporâneas do mercado e os níveis futuros da atividade econômica.

Identicamente, as funções de resposta ao impulso do PIB em relação aos choques no Ibovespa (1ª coluna da figura 5.4), indicam uma relação positiva fraca, porém duradoura, entre as variáveis, haja vista que a mesma persiste mesmo após seis meses. Entretanto, mesmo que à primeira vista esse resultado possa parecer incoerente, ele pode não ser contraditório às suposições prévias, pois considerando que as variações no nível de atividades futuras devam reagir somente aos choques reais, se as inovações dos preços no mercado de ações forem decorrentes de choques nominais, as mesmas podem ser completamente absorvidas pelas taxas de desconto, deixando inalterados os fluxos de caixa futuros esperados.

A mesma correlação positiva, porém menos persistente, pode ser constatada ao se analisar as respostas das volatilidades do Ibovespa aos choques nas volatilidades da taxa de crescimento real. Isso indica que as volatilidades de ambas variáveis estão correlacionadas positivamente. Em contrapartida, para choques do PIB real em termos médios, a resposta dos retornos de mercado será negativa e persistente. Novamente, se os retornos de mercado em termos correntes refletem as expectativas sobre os eventos futuros, é plausível que o mercado de ações não reaja positivamente aos choques não esperados sobre as condições econômicas. Esses resultados estão de acordo com os de Aspren (1989), cujas taxas de crescimento defasadas estão negativamente correlacionadas com os retornos das ações para os países europeus, principalmente a Alemanha¹¹³.

Resposta à inovação de um Desvio Padrão



¹¹³ Apesar de menos significativos, Aspren verificou os mesmos resultados para Noruega e Inglaterra.

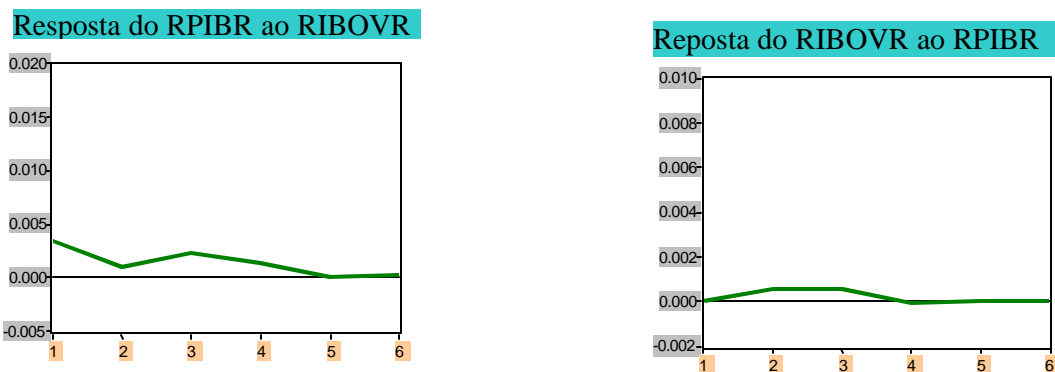


Figura 5.4: Função de Resposta – IBOVR X PIBR

Nota: Figura elaborada pelo autor

Em termos gerais, a partir dos testes empíricos realizados para o Brasil no período Pós-Plano Real, pode-se concluir que:

- as volatilidades dos macrofatores e dos retornos de mercado estimadas possuem um grande poder explicativo sobre os excessos de retornos do índice de mercado em termos reais. No entanto, cabe ressaltar que, enquanto as volatilidades do PIBR e do Ibovespa possuem uma relação positiva com os excessos nos retornos do próprio Ibovespa, as volatilidades referentes à taxa de juros real, taxa de inflação e taxa de câmbio real impactam negativamente sobre a mesma variável. Adicionalmente, constatou-se que o impacto da crise russa foi significativamente negativo para o Ibovespa. Em contrapartida, a flutuação do câmbio, após a desvalorização de janeiro de 1999, repercutiu positivamente sobre o mercado de ações brasileiro.
- Novamente pôde-se constatar a influência do mercado de ações sobre a inflação. Analisando-se tanto em termos de decomposição da variância, como em relação à função de resposta, o mercado de ações brasileiro apresentou um significativo poder explicativo sobre o futuro da taxa de inflação, sem haver uma contrapartida da mesma. O mesmo resultado pôde ser constatado ao se analisar as taxas de juros, um choque não esperado no Ibovespa correlaciona-se negativamente com a taxas de juros real em períodos futuros, indicando que o banco central reage às oscilações no mercado, mesmo que, muito provavelmente de forma indireta.
- Em contrapartida, as variações do índice de mercado e às variações reais no PIB e na taxa de câmbio não apresentaram uma relação significativa. Esses resultados contrariam às suposições expostas no modelo de valorização padrão de que o mercado de ações

antecipe as variações nos fluxos de caixa futuros esperados e, por conseguinte, nos níveis futuros de atividade econômica.

Ante aos resultados supracitados, infere-se que as decisões de investimentos dos agentes devem estar pautadas nas variações dos fatores macroeconômicos, principalmente, no que tange as volatilidades desses fatores. Dessa forma, em termos práticos, considera-se de suma importância que os investidores analisem, não somente os fatores intrínsecos aos ativos que compõem o *portfólio*, mas também a relação deste com as variações inerentes ao desenvolvimento da economia.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nos últimos vinte anos, a performance macroeconômica na maioria dos países desenvolvidos e emergentes tem melhorado substancialmente. Em ambos, a inflação e a taxa de crescimento real apresentam-se mais estáveis do que no início dos anos 80. Parte dessa evolução está relacionada ao desenvolvimento dos mercados financeiros, que contribuíram para melhorar a alocação dos recursos financeiros ao setor produtivo da economia, provendo oportunidades de investimentos aos agentes superavitários e de capital para as empresas com intuito de financiarem seus projetos.

Por esse motivo, os mercados financeiros e, mais especificamente, o mercado de ações bem como a sua relação com as variáveis macroeconômicas, tem recebido grande destaque na literatura a partir das décadas de 70 e 80. O interesse em estudar tal relação teve como principais causas, os períodos de instabilidade econômica decorrentes dos choques do petróleo na década de 70 e das crises da dívida - principalmente nos países da América Latina na década de 80, assim como a incapacidade de se prever os níveis de produção e inflação baseados nos agregados monetários e na curva de Phillips.

No Brasil, o mercado de ações tem recebido recentemente muita atenção por parte de investidores e empresas, haja vista que o mesmo tem se apresentado como uma oportunidade para investidores externos que visam diversificar seus *portfólios* e aproveitar a globalização financeira vigente. Após a implementação do Plano Real, o mercado financeiro brasileiro apresentou um súbito desenvolvimento, de forma que a capitalização através do mercado de ações apresentou crescimento tanto em termos de volume de comércio como na eficiência alocativa.

No entanto, devido a insegurança quanto as condições macroeconômicas e a sua estrutura financeira, as ações negociadas na bolsa de valores brasileira ficaram vulneráveis às condições econômicas adversas, sejam elas internas ou externas. Isso acarretou diferentes percepções do risco por parte dos investidores, propiciando uma certa exposição da moeda nacional a ataques especulativos e exigindo freqüentes intervenções por parte do governo, desviando-o de sua principal atribuição: prover as condições necessárias para viabilidade do processo de desenvolvimento econômico do país.

No que tange aos estudos teóricos e/ou empíricos que direcionaram atenção às macrovariações na economia e sua conexão com o mercado de ações, destacou-se aqueles que se dedicaram ao relacionamento dos preços dos ativos com um rol de variáveis

macroeconômicas consideradas como chave à economia, tais como: a inflação, o nível de atividades e as taxas de câmbio e de juros.

A relação entre inflação e o mercado de ações teve destaque na literatura a partir do *proxy effect* desenvolvido por Fama (1981). O autor, utilizando a hipótese fisheriana, de que a taxa de juros *ex-ante* serviria como uma *proxy* da inflação esperada, verificou que havia uma relação negativa entre inflação e os preços dos ativos. Segundo o mesmo, essa relação seria uma *proxy* da relação negativa entre inflação e o nível de atividades, contrariando assim, a suposição inerente à curva de Phillips. Demais estudos confirmaram, pelo menos de forma parcial, as suposições de Fama. A relação negativa entre inflação e os preços dos ativos foi unânime; as divergências ficaram por conta da relação negativa entre inflação e o nível de atividade econômica e a direção da causalidade.

Dentre os principais trabalhos que estudaram o *proxy effect*, destaca-se o de Geske e Roll (1983) e a sua hipótese de causalidade reversa. Segundo os mesmos, são os desenvolvimentos dos preços no mercado de ações que sinalizam as variações no processo inflacionário, sendo a reversão da causalidade, decorrente de uma cadeia de eventos macroeconômicos.

A relação teórica entre o nível de atividades e o mercado de ações, pode ser derivada da equação do valor presente, na qual a renda líquida futura dos acionistas é representada pela soma de seus futuros ganhos líquidos de capital acrescidos de dividendos. Em nível agregado, o valor dos ganhos corporativos dependem da riqueza da economia. Ou seja, assumindo mercados racionais, os preços dos ativos devem refletir às expectativas dos futuros ganhos que, por sua vez, devem ser influenciados pelas medidas do nível de atividades em termos reais. Portanto, considerando as taxas de desconto como constantes, as variações condicionais nos preços dos títulos devem ser proporcionais às variações condicionais nos fluxos de caixa futuros esperados. Essa relação teórica positiva foi comprovada pelos estudos empíricos conduzidos à análise de tal relação.

Partindo da mesma equação e considerando as taxas de juros como sendo o custo de oportunidade do capital para os investidores no mercado de ações, considera-se como negativa a relação entre ambas variáveis. Identicamente, num modelo mais complexo, relacionando ambas variáveis com o consumo intertemporal de um investidor, os retornos futuros esperados são considerados como inversamente proporcionais as expectativas sobre o fator de desconto estocástico representado pelos níveis futuros da taxa de juros.

Por fim, no que tange a taxa de câmbio e o seu relacionamento com os preços dos ativos, constata-se a relação positiva entre ambas variáveis. Ou seja, considerando-se uma

relação positiva não só da produção, mas também dos níveis de riqueza com os desenvolvimentos dos preços dos ativos, uma elevação dos preços externos comparativamente aos domésticos, aumenta a competitividade dos produtos nacionais no mercado externo, refletindo positivamente sobre os seus fluxos de caixa futuros e, conseqüentemente sobre o valor de suas ações negociadas no mercado. Novamente, os resultados empíricos confirmaram as hipóteses teóricas.

Neste sentido, considerando a relevância do assunto ao desenvolvimento da economia brasileira, objetivou-se, no presente trabalho, realizar um estudo para verificar se há relação entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o retorno dos ativos no mercado de ações brasileiro.

Para tanto, analisou-se, primeiramente, a relação entre a taxa de inflação, o nível de atividades e os retornos no Ibovespa, como forma de avaliar as hipóteses fisheriana e *proxy* utilizadas por Fama (1981). Os resultados indicaram para rejeição da hipótese fisheriana em sua forma original e ampliada. Ou seja, não se pôde constatar que a inflação esperada possa ser determinada pela taxa de juros nominal do período anterior (considerando-se, por conseguinte, a taxa de juros real como constante), nem que os retornos do mercado brasileiro sirvam como um *hedge* contra ambas as taxas de inflação, esperada e não esperada;

Identicamente, rejeitou-se a hipótese de "*proxy effect*", na medida em que não se pôde constatar a relação negativa entre as taxas de inflação e o nível de atividade econômica. Os resultados encontrados tendem a confirmar as suposições inerentes à curva de Phillips, da relação positiva entre inflação e a atividade econômica em termos reais. No entanto, a relação negativa entre taxa de inflação e os retornos no mercado brasileiro foi verificada, assim como a relação positiva entre a atividade econômica e os retornos médios do Ibovespa.

Após, ampliou-se a análise sobre a relação entre o mercado de ações brasileiro e as variáveis macroeconômicas. Utilizando-se um modelo composto pela junção entre os modelos APT e I-CAPM, verificou-se o impacto das volatilidades macroeconômicas nos excessos dos retornos de mercado. Os resultados mostraram uma significativa influência das volatilidades dos macrofatores e do próprio retorno de mercado na determinação dos excessos nos retornos do Ibovespa. Cabe ressaltar que as volatilidades inerentes à atividade econômica e ao Ibovespa impactaram positivamente sobre os excessos nos retornos de mercado, enquanto que as volatilidades das taxas de inflação, juros e câmbio tiveram impacto negativo sobre a mesma variável.

Por fim, analisou-se a relação dinâmica entre as macrovariáveis e o mercado de ações, através de uma estimativa VAR. Essa interação dinâmica entre as variáveis foi realizada via processo de *innovation accounting*, o qual engloba as análises de decomposição da variância e de função de resposta ao impulso, decorrente dos choques nas respectivas variáveis. Os resultados ratificaram a significativa influência dos retornos de mercado em prever as taxas futuras de inflação. Identicamente, e até de certa forma, surpreendentemente, verificou-se que as taxas de juros reagem negativamente às oscilações no Ibovespa. Esses resultados indicam que o Banco Central, reage as variações no mercado, por intermédio de alterações nas taxas de juros, muito provavelmente, como forma de conter possíveis pressões inflacionárias.

Em contrapartida, as variações do índice de mercado e as variações reais no PIB e na taxa de câmbio não apresentaram uma relação significativa. Esses resultados contrariam as suposições expostas no modelo valorização padrão de que o mercado de ações antecipe as variações nos fluxos de caixa futuros esperados e, por conseguinte, nos níveis futuros de atividade econômica.

Assim, ante aos resultados supracitados, infere-se que as decisões de investimentos dos agentes devem estar pautadas às variações nos fatores macroeconômicos, principalmente, no que tange as volatilidades desses fatores. Dessa forma, em termos práticos, considera-se de suma importância que os investidores analisem, não somente os fatores intrínsecos aos ativos que compõem o *portfólio*, mas também a relação deste com as variações inerentes ao desenvolvimento da economia.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABEL, A. Stock prices under time varying dividend risk: an exact solution of an infinite horizon general equilibrium model. *Journal of Monetary Economics* n° 22. 1988. p. 375-393.
- AJAYI, R. A., FRIEDMAN, J., MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates. Test of Granger Causality. *Global Finance Journal* n° 9 v. 2. 1998. p. 241-251.
- ASHLEY, R. Advertising and aggregate consumption: an analysis of causality. *Econometrica* n° 48. 1980. p. 1149-1167.
- ASPREM, M. Stock prices, asset portfolios and macroeconomic variables in the european countries. *Journal of Banking finance* n° 13, 1989. pp. 589-612.
- AVERBUG, A., GIAMBIAGI, F. A crise brasileira de 1998/1999: origens e conseqüências. *BNDES – Texto para Discussão* n° 77. 2000. 40 p.
- BARNES, M, BOYD, J. H., SMITH, B. D. Inflation and asset returns. *European Economic Review* n° 43. 1999. p. 737-754.
- BARRO, R. J. The stock market and investment. *Review of Financial Studies* n° 3. 1990. p. 115-131.
- BEKAERT, G. *et al. The role of capital markets in economic growth*. Rio de Janeiro: PUC/Departamento de Economia texto para discussão n° 342. 1996.
- BERNANKE, B., GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives. Fall, 9.*, 1995, pp. 27-48.
- BERNANKE, B., GERTLER, M. *Monetary policy and asset price volatility*, *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Kansas City. 1999, p. 17-51.
- BERNANKE, B., GERTLER, M. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review: Papers and Proceedings* 2001.
- BLANCHARD, O. J. Output, the stock market, and interest rates. *American Economic Review*. v. 71 n° 1. 1990. p. 132-143.
- BLANCHARD, O., FISCHER, S. *Macroeconomics annual 1992*. MIT Press. 1992.
- BODY, Z. Common stocks as a hedge against inflation. *Journal of Finance* n° 31, 1978. p. 459-470.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. *Time series analysis, forecasting and control*. Ed. San Francisco: Holden Day, 1976.

BREEDEN, D. T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment. *Journal of Financial Economic* n° 16, 1986. pp. 3-39.

BREEDEN, D. T., MALAIKAH, S. J. Consumption, production, inflation, and interest rates: a synthesis. *Journal of Financial Economic* n° 7, 1979. pp. 265-296.

BROCK, W. A. *Asset prices in an exchange economy*. In: McCall, J. J. The economics of Information and Uncertainty. 1982.

BROWN, S. The number of factors in security returns. *Journal of Finance* n° 44, 1989. p. 1247-1262.

BRUNI, A. L. *Risco, retorno e equilíbrio: uma análise do modelo de precificação dos ativos financeiros na avaliação de ações negociadas na bovespa (1988-1996)*. São Paulo: USP. Dissertação de mestrado. 1998. 173 p.

CAMPBELL, J. Y. Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economic* n° 18, 1987. pp. 373-399.

CAMPBELL, J. Y. Intertemporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review* n° 83. 1993. p. 487-512.

CAMPBELL, J. Y., SHILLER, R. The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies* n° 1. 1988. p. 195-228.

CAMPBELL, J. Y. Asset prices, consumption, and the business cycle. NBER – Working Papers n. 6485, 1998. 111 p.

CECCHETTI, S.G. “Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism”, FRB of St. Louis. *Economic Review*, 77, 1995. 83-97.

CECCHETTI, *et al.* *Asset prices and central bank policy, geneva reports on the world economy*. Centre for Economic Policy Research (2000).

CECCHETTI, S.G. GENBERG, H., WADHAWANI, S. Asset prices in a flexible inflation targeting framework. *NBER – Working Papers* n. 8970, 2002. 22 p.

CECCHETTI, S. G., CHU, R., STEINDEL, C. *The unreability of inflation indicators. Current Issues in Economics and Finance*. New York: Federal Reserve Bank of New York. 2000.

CHARATH, A., RAMCHANDER, S., SONG, F. Stock prices, inflation and output: evidence from India. *Journal of Asian Economics*, V. 7 n° 2. 1996. p 237-245.

CHEN, N. F. *Financial investment opportunities and the real economy*. University of Chicago. 1989.

CHEN, N. F., ROLL, R. & Ross, S. Economic forces and the stock market. *Journal of Business* n° 59, 1986. P.383–403.

- CHIANG, T. C., CHIANG, J. J. Dynamic analysis of stock return volatility in an integrated international capital market. *Rev. Quant. Fin. Account.* n° 6. p. 5-17
- CHIANG, C. T., DOONG, S. C. Empirical analysis of real and financial volatilities on the stock excess returns: evidence from Taiwan industrial data. *Global Finance Journal* n° 10.2, 1999. pp. 187-200.
- CHIRINKO, R. S. "Business fixed investment spending: a critical survey of modelling strategies, empirical results, and policy implications." *Journal of Economic Literature* 31 (4). 1993, pp. 1875-1911.
- CHOI, J. J., HAUSER, S., KOPECKY, K. J. Does the stock market predict real activity? time series evidence from the G-7 countries. *Journal of Banking e Finance* n°23, 1999. p. 1771-1792.
- COCHRANE, J. H. HANSEN, L. P. *Asset pricing lessons for macroeconomics*. In: BLANCHARD, O. J. E FISHER, S. NBER: Macroeconomics Annual, 1992. Cambridge.
- CONSTANTINIDES, G. M. Theory of valuation: overview and recent developments, manuscript. University of Chicago. 1986.
- COX, J. C., INGERSOLL, J. E., ROSS, S. A. An intertemporal general equilibrium model of asset prices. *Econometrica* n° 53. 1985. p. 363-384.
- DORNBUSH, R., FISCHER, S. Exchange rates and current account. *American Economic review* n° 70. 1980. p. 960-971.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 1^a ed. John Wiley. 1995. 432 p.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Cointegration e error correction: representation, estimation e testing. *Econometrica* n° 55, 1987. p. 143-159.
- FAMA, E. F. Short term interest rates as predictors of inflation.. *American Economic review* n° 65. 1975. p. 269-282.
- FAMA, E. F.; SCHWERT, G. W. Short-term interest rates as predictors of inflation: on testing the hypothesis that real rate of interest is constant. *American Economic review* n° 67. 1977. p. 475-486.
- FAMA, E. F. Inflation, output and money. *Univ Chicago. Working Paper* n° 39. 1980.
- FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and inflation. *American Economic review* n° 71. 1981. p. 545-565.
- FAMA, E. F.; GIBBONS, M . R. Inflation, real returns, and capital investment. *Univ Chicago. Working Paper* n° 41. 1980.
- FAMA, E. F., FRENCH, K. R. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics* n° 22 v. 1, 1988. p. 3-25

- FAMA, E. F., FRENCH, K. R. Business conditions and expected returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics* n° 25, 1989. p. 23-49
- FAMA, E. F. Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of Finance* n° 45, 1990. p. 1089–1108.
- FELDSTEIN, M. *Inflation and the stock market. American Economic review* n° 70. 1980. p. 839-847.
- FISHER, I. The purchasing power of money. New york, 1911.
- FISHER, I. The theory of interest. New york, 1930.
- FRENCH, K. R., SCHWERT. G. W., STAMBAUGH. R. F. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial economic* n° 19, 1987. pp. 3-29.
- FRIEDMAN, M. *The quantity theory of money: a restatement*. Chicago: University of Chicago, 1956.
- GALLAGHER, L. A., TAYLOR, M. P. The stock returns – inflation puzzle revisited. *Economic Letters* n° 75. 2002. p. 147-156.
- GERTLER, M., GILCHRIST, S. Monetary policy, business cycles, and behavior of small manufacturing firms. *Quarterly Journal of Economics* n. 109. 1994, p. 565-592.
- GARBABE, K.; WACHTEL, P. Time variation in the relationship between inflation and interest rates. *Journal of Monetary Economics* n° 4. 1978. p. 755-765.
- GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance* n° 38, 1983. p. 1-33.
- GLOSTEN. L. R., JAGANNATHAN. R., RUNKLE. D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks. *Journal of Finance* n° 48, 1993. pp. 1779-1801.
- GOURIEROUX, C., JASIAK, J. *Financial econometrics: problems, models and methods*. 1° ed. New Jersey: Pinceton. 2001. 513 p.
- HANSEN, L. P., JAGANNATHAN, R. Restriction on intertemporal marginal rates of substitution implied by asset returns. *Journal of Political Economy* n ° 99, 1991. p. 225-262.
- HANSEN, L. P., SINGLETON, K. J. Stochastic consumption, risk aversion, and the temporal behavior of asset returns. *Journal of Political Economy* n ° 91, 1983. p. 249-286.
- HUBBARD, R., G. *Is there credit channel for monetary policy?* Federal Reserve of St. Louis. 1995, p. 63-74.
- HUBBARD, R., G. Capital market imperfections, investment, and the monetary transmission mechanism. In: *Deustsche Bundesbunk* . Springer. 2001, pp. 165-194.

- 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* n° 40, 1985. p. 1375-1384.
- JEFFE, J.; MANDELKER, G. The fisher effect for risky assets: na empirical investigation. *Journal of Finance* n° 31, 1976. p. 447-458.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. New York: McGraw Hill. 1987.
- JORGENSON, D. W. Econometrics studies of investment behavior: a survey. *Journal of Economic Literature* n° 9, 1971. p. 1111-1147.
- KLEIN, D. B., STAMBAUGH, R. F. Predicting returns in the stock and bond markets. *Journal of Financial economics* n° 17, 1986. p. 357-390.
- KAUL, G. Stock returns and inflation: the roley of monetary sector. *Journal of Financial Economics* n° 18. 1987. p. 253-276.
- KRUGMAN, P. A model of balance of payment crises. *Journal of Money, Credit, and Banking*, n. 11, 1979.
- KWON, C. S., SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock markets returns. *Global Finance Journal* n° 10 v. 1. 1999. p. 71-81.
- LAMONT, R., POLK, C., SAA-REQUEJO, J. *Financial constraints and stock returns*. Cambridge: NBER – Working Papers n. 6210, 1997. 52 p.
- LEE. B. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity and inflation. *Journal of Finance* n° 40, 1992. p. 1591-1603.
- LEE, W. Y., SOLT, M. E. Economic exposure and hysteresis evidence from German, Japanese and U. S. stock markets. *Global Finance Journal* n° 12. 2001. p. 217-235.
- LEE, K. Long term output growth as a predictor of stock returns. *Applied Finance Economic* n° 16, 1996. p. 412-432.
- LUCAS, R. E. Asset prices in na exchange economy. *Econométrica* n° 46. 1978. P. 1429-1445.
- MANDELKER, G., TANDON, K. Common stock returns, real activity, money, and inflation: some international evidence. *Journal of International Money and Finance* n° 4 1985. pp. 267-286.
- MARATHE, A., SHAWKY. Predictability of stock returns and real production. *The Quarterly Review od Economics and Finance* v. 34 n° 4. 1994. p. 317-331.
- MATSUMOTO K. *Efeitos reais da transmissão da política monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina. 2000. 72p. Dissertação (Mestrado em Economia). – Departamento de Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de janeiro.*

- MELO, G. M.; RODRIGUES Jr., W. Determinantes do investimento privado no Brasil. Brasília: IPEA – *Texto para Discussão n° 605*. 1998. 33 p.
- MERIKAS. A. G. Stock prices response to real economic variables: the case of Germany. *Economic Letter n° 10*, 1999. pp. 1-7.
- MERTON, R. C. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica n° 41*, 1973. pp. 867-888.
- MEURER, R., SAMOBYL, R. *Conjuntura econômica: entendendo a economia no dia-a-dia*. Campo Grande: Oeste, 1ª ed. 2001. 124 p.
- MIRANDA *et al.* Intermediação de poupança para o setor produtivo no Brasil. Brasília: IPEA – *Texto para Discussão n° 597*. 1998. 27 p.
- MILLS, T. C. *The econometric modelling of financial time series*. New York: Cambridge. 1993. 246 p.
- MISHKIN, Frederic S. *Moeda, bancos e mercados financeiros*. 5ª ed. Rio de Janeiro: LTC, 1999.
- MISHKIN, F., S. *The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy*. Cambridge: NBER – Working Papers n. 8617, 2001. 21 p.
- MODIGLIANI, F. *Monetary Policy and Consumption, in Consumer Spending and Monetary Policy*. The Linkages, Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1971, p. 9-84.
- MOJON, Beroit. *Financial structure and the interest rate channel of ECB monetary policy*. Frankfurt: ECB – Working Papers Series n. 40, 2000. 44 p.
- MOREIRA, A. R. B.; FIORÊNCIO, A.; LOPES, H. F. UM modelo de previsão do PIB, inflação e meios de pagamentos. Brasília: IPEA - *Texto para Discussão n° 446*. 1996. 27 p.
- NAJAND. M., NORONHA. G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity and interest rates: evidence from Japan. *Global Finance Journal n° 9 v. 1*. 1998. p. 71-80.
- NELSON, C. R. Inflation na rates of returns on common stocks. *Journal of Finance n° 31*, 1976. p. 471-483.
- NUNES, M. S., COSTA JR, N. C., SEABRA, F. *Cointegração e Causalidade entre variáveis macroeconômicas, “risco brasil” e os retornos no mercado de ações brasileiro*. Anais do XANPEC SUL, Comércio Internacional e Finanças, 14p.
- OBSTFELD, M. The logic of currency crises. *Cahiers Economiques et Monétaires*, n. 43, 1994.
- PAULA, L. F. R., ALVES JR, A. J. Fragilidade financeira externa e os limites da política cambial no real. São Paulo. *Revista de Economia Política*, v. 19, n° 1 (73). 1999. pp. 72-93.

PEARCE, D. K., ROLEY, V. V. Firm characteristics, unanticipated inflation, and stock returns. *Journal of Finance* n° 43, 1988. p. 965-981.

PEREIRA, L. C. B. As três formas de desvalorização cambial. *Revista de Economia Política*, v. 17, n° 1 . 1997.

PINHEIRO, A. C., GIAMBIAGI, F., MOREIRA, M. M. O Brasil na década de 90: uma transição bem sucedida? *BNDES – Texto para Discussão n° 91*. 2001. 36 p.

PRATES, D. M. Abertura financeira dos países periféricos e os determinantes dos fluxos de capitais. *Revista de Economia Política*, v. 19, n° 1 (73). 1999. pp. 55-71.

RIGOBON, R., SACK, B. *Measuring the reaction of monetary policy to the stock market*. Cambridge: NBER – Working Papers n. 8350, 2001. 32 p.

ROLL, R., ROSS, S. A. An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance* n° 35, 1980. p. 11073-1103.

ROSSEAU, P. L.; WACHTEL, P. Equity markets and growth: cross country evidence on timings and outcomes. 1980-1995. New York: *Journal of Banking e Finance* n°24, 1999. 24 p.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory* n° 13, 1976. pp. 341-360.

SANTOS, M. R. B., KLOECKNER, G. O. *O número de fatores determinantes do processo de formação de preços dos ativos de risco: uma investigação empírica do modelo de equilíbrio da APT no mercado brasileiro de ações*. Anais do XVIII ENAMPAD, caderno de Finanças, pp. 49-63.

SHAH, H. *Stock returns and anticipated aggregate real activity*. University of Chicago. 1989.

SCHWERT, G. W. Why does stock market volatility change over time? *Journal of Finance* n° 44, 1989. p. 1115-1153.

SCHWERT, G. W. Stock returns and real economic activity: a century of evidence. *Journal of Finance* n°45, 1990. p. 1237-1257.

SHILLER, R. J. Consumption, asset markets, and macroeconomics fluctuations. *Carnegie Mellon conference Series on Public Policy* n° 17. 1982. p. 421-436.

SOLNIK, B. Using financial prices to test exchange rate models: a note. *Journal of Finance* n° 42, 1987. p. 141-150.

SOLNIK, B. The relations between stock prices and inflationary expectations: the international evidence. *Journal of Finance* n° 38, 1983. p. 35-44.

STOCK, J. H., WATSON, M.W. *Forecasting output and inflation: the role of asset price*. NBER – Working Papers n. 8180, 2001. 89 p.

SCHWARTSMAN, A. A crise cambial e o ajuste fiscal. *Revista de Economia Política*, v. 19, n° 1 (73). 1999. pp. 1-29.

SU, D. The behavior chineses stock markets. In. J. J. Choi e J. A. Doukas (Eds.), *Emerging Capital Markets: Financial and Investment Issues*, 1998. p. 253-273.

TARHAN, V. Does the Federal Reserve affect asset prices? Chicago: *Journal of Economic Dynamics e Control*. n° 19, 1995. 24p.

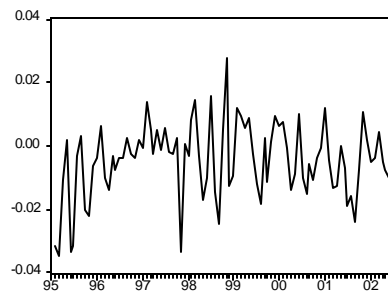
TOBIN, J. A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1969, p. 15-29.

TOURNHO, O. A. F. O crescimento econômico ótimo em economias com inflação. Brasília: IPEA – *Texto para Discussão n° 430*. 1996. 19 p.

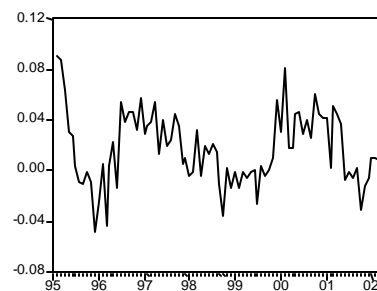
VARIAN, H. A. *Microeconomic analysis*. 3° ed. New York: Norton. 1992. 506 p.

ANEXO A

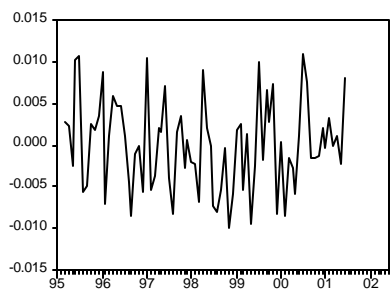
SÉRIES ESTACIONÁRIAS – (Gráficos)



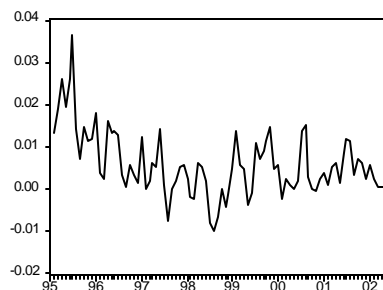
— IBOVR



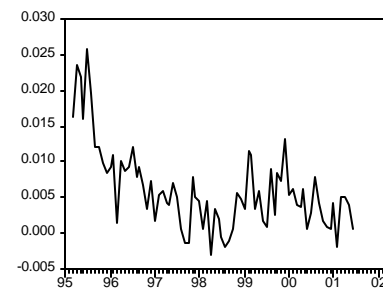
— PIB12R



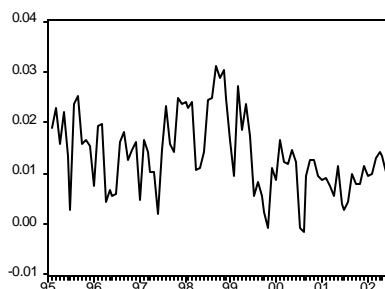
— UINF



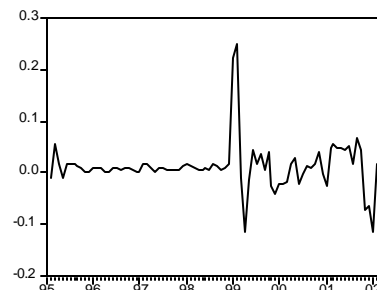
— INF



— EINF



— TXJ



— TXCR

ANEXO B

TABELA VAR - (Equação da Média)

Sample(adjusted): 1995:04 2002:06
 Included observations: 87 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	IBOVR	TXCR1	TXJ	IPC	PIB12R
IBOVR(-1)	0.297085 (0.12610) (2.35599)	-0.937487 (0.48793) (-1.92136)	-0.007738 (0.02217) (-0.34911)	-0.098643 (0.07141) (-1.38145)	0.229937 (0.24887) (0.92392)
IBOVR(-2)	-0.297792 (0.11121) (-2.67786)	0.326053 (0.43030) (0.75773)	-0.011670 (0.01955) (-0.59696)	0.106717 (0.06297) (1.69466)	0.223527 (0.21948) (1.01845)
TXCR1(-1)	0.002369 (0.02817) (0.08409)	0.545898 (0.10902) (5.00747)	0.022970 (0.00495) (4.63792)	0.027253 (0.01595) (1.70821)	-0.014822 (0.05560) (-0.26656)
TXCR1(-2)	-0.002374 (0.03094) (-0.07672)	-0.255721 (0.11971) (-2.13617)	-0.006585 (0.00544) (-1.21092)	-0.009793 (0.01752) (-0.55900)	-0.022347 (0.06106) (-0.36600)
TXJ(-1)	0.473337 (0.44424) (1.06550)	-2.526356 (1.71897) (-1.46969)	0.884806 (0.07809) (11.3304)	0.167042 (0.25156) (0.66402)	-0.569197 (0.87676) (-0.64920)
TXJ(-2)	-0.561996 (0.44735) (-1.25629)	3.532619 (1.73099) (2.04081)	-0.007804 (0.07864) (-0.09924)	0.095810 (0.25332) (0.37822)	-0.332301 (0.88289) (-0.37638)
IPC(-1)	0.033275 (0.22929) (0.14512)	-0.967023 (0.88724) (-1.08992)	0.072643 (0.04031) (1.80226)	0.482007 (0.12984) (3.71224)	0.605069 (0.45254) (1.33705)
IPC(-2)	-0.335722 (0.20902) (-1.60618)	-0.872972 (0.80879) (-1.07935)	-0.044129 (0.03674) (-1.20101)	-0.001963 (0.11836) (-0.01659)	-0.029589 (0.41253) (-0.07173)
PIB12R(-1)	0.013136 (0.05288) (0.24839)	0.042213 (0.20463) (0.20629)	-0.002807 (0.00930) (-0.30195)	0.004653 (0.02995) (0.15539)	0.284313 (0.10437) (2.72403)
PIB12R(-2)	-0.044431 (0.04934) (-0.90045)	0.046962 (0.19093) (0.24596)	0.011591 (0.00867) (1.33626)	0.023569 (0.02794) (0.84351)	0.350273 (0.09738) (3.59679)
C	0.000788 (0.00339) (0.23262)	-0.003655 (0.01310) (-0.27893)	0.001183 (0.00060) (1.98748)	-0.002825 (0.00192) (-1.47312)	0.022293 (0.00668) (3.33544)
DN97	-0.033133 (0.01020) (-3.24879)	-0.004517 (0.03946) (-0.11447)	0.013561 (0.00179) (7.56446)	0.001894 (0.00578) (0.32792)	-0.029068 (0.02013) (-1.44415)
DN98	-0.015359 (0.01095) (-1.40217)	-0.050224 (0.04238) (-1.18498)	0.010488 (0.00193) (5.44699)	-0.007062 (0.00620) (-1.13857)	-0.024611 (0.02162) (-1.13845)
R-squared	0.306000	0.401266	0.951131	0.524043	0.500550
Adj. R-squared	0.193459	0.304174	0.943207	0.446860	0.419558
Sum sq. resids	0.007425	0.111175	0.000229	0.002381	0.028923
S.E. equation	0.010017	0.038760	0.001761	0.005672	0.019770
Log likelihood	284.0947	166.3737	435.3427	333.5697	224.9456
Akaike AIC	284.3936	166.6725	435.6416	333.8685	225.2445
Schwarz SC	284.7620	167.0410	436.0101	334.2370	225.6129
Mean dependent	-0.003923	0.012818	0.019161	0.005754	0.015761
S.D. dependent	0.011154	0.046466	0.007389	0.007627	0.025949
Determinant Residual Covariance		1.68E-21			
Log Likelihood		1463.488			
Akaike Information Criteria		1464.983			
Schwarz Criteria		1466.825			

ANEXO C

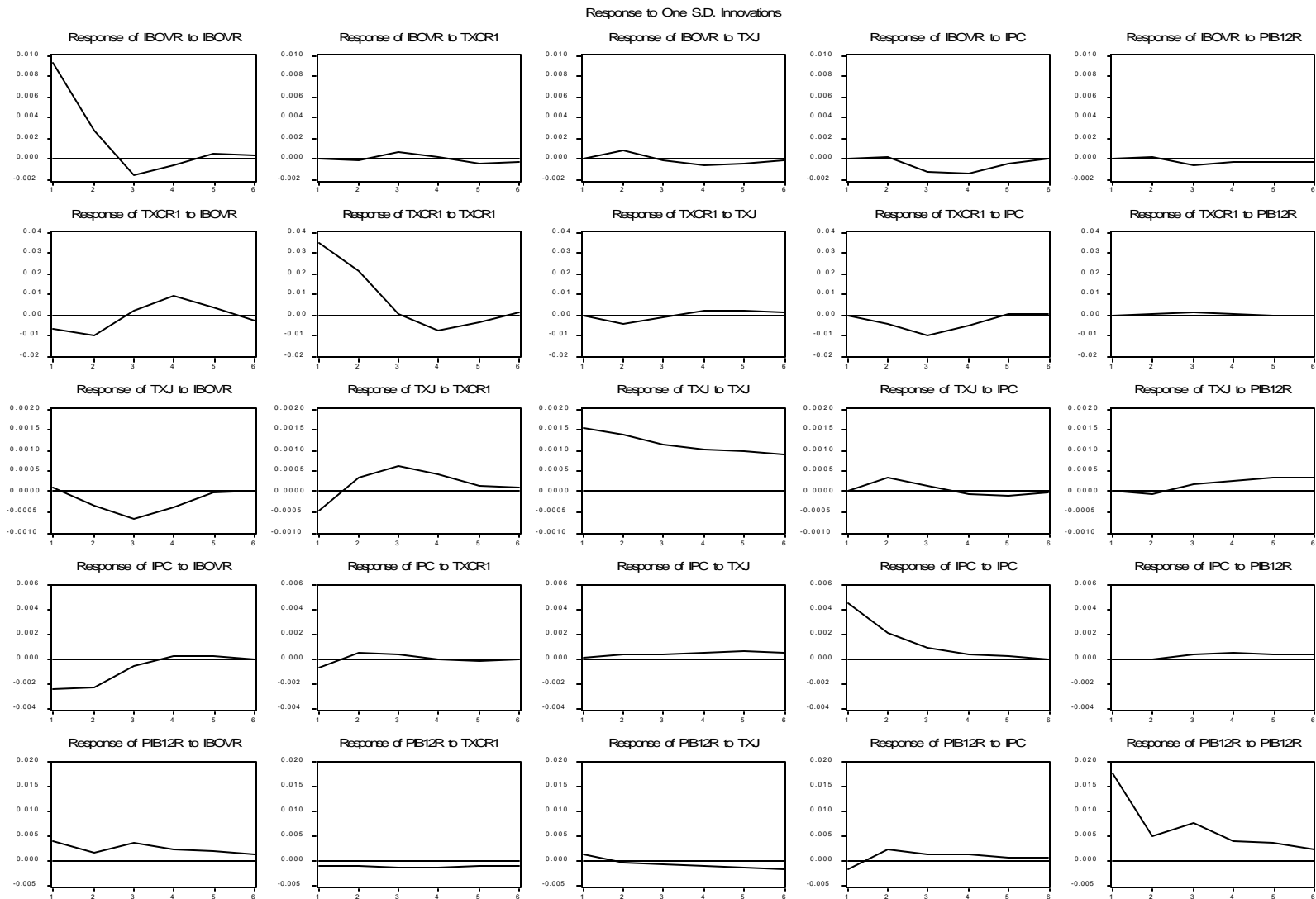
TABELA VAR - (Equação dos Resíduos)

Sample(adjusted): 1995:06 2002:06
 Included observations: 85 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	RIBOVR	RTXCR1	RTXJR	RIPC	RPIB12R
RIBOVR(-1)	-0.006887 (0.12942) (-0.05321)	-0.721788 (0.53055) (-1.36046)	0.038877 (0.07329) (0.53044)	-0.051211 (0.06942) (-0.73764)	0.291352 (0.25126) (1.15957)
RIBOVR(-2)	-0.071149 (0.11619) (-0.61233)	0.219941 (0.47635) (0.46172)	-0.133206 (0.06580) (-2.02426)	0.113709 (0.06233) (1.82424)	0.154421 (0.22559) (0.68452)
RTXCR1(-1)	0.030640 (0.02995) (1.02304)	-9.51E-05 (0.12278) (-0.00077)	-0.011547 (0.01696) (-0.68078)	0.030950 (0.01607) (1.92633)	-0.043319 (0.05815) (-0.74499)
RTXCR1(-2)	-0.010119 (0.03311) (-0.30565)	0.060515 (0.13573) (0.44586)	0.009038 (0.01875) (0.48204)	-0.000175 (0.01776) (-0.00983)	-0.043800 (0.06428) (-0.68143)
RTXJR(-1)	0.686462 (0.43317) (1.58476)	-2.181175 (1.77579) (-1.22828)	0.120031 (0.24532) (0.48929)	0.146101 (0.23237) (0.62874)	-0.725050 (0.84099) (-0.86214)
RTXJR(-2)	-0.017304 (0.43376) (-0.03989)	2.198038 (1.77821) (1.23610)	0.422098 (0.24565) (1.71829)	-0.210373 (0.23269) (-0.90410)	-0.788941 (0.84213) (-0.93684)
RIPC(-1)	0.754223 (0.53658) (1.40561)	-2.899845 (2.19974) (-1.31827)	0.231747 (0.30388) (0.76262)	0.082844 (0.28785) (0.28780)	0.130938 (1.04176) (0.12569)
RIPC(-2)	-0.079242 (0.49989) (-0.15852)	1.339066 (2.04934) (0.65341)	0.571968 (0.28310) (2.02034)	-0.152788 (0.26817) (-0.56975)	-1.196191 (0.97054) (-1.23251)
RPIB12R(-1)	0.033128 (0.06099) (0.54321)	0.028449 (0.25001) (0.11379)	-0.014128 (0.03454) (-0.40905)	0.011289 (0.03272) (0.34508)	-0.062334 (0.11840) (-0.52645)
RPIB12R(-2)	0.034201 (0.05922) (0.57748)	-0.086658 (0.24279) (-0.35692)	0.013928 (0.03354) (0.41527)	-0.007804 (0.03177) (-0.24565)	-0.006719 (0.11498) (-0.05844)
C	0.000114 (0.00111) (0.10256)	0.001610 (0.00457) (0.35221)	-0.000700 (0.00063) (-1.10832)	0.000449 (0.00060) (0.75153)	0.001056 (0.00216) (0.48812)
DN97	-0.029351 (0.00999) (-2.93772)	-0.002654 (0.04096) (-0.06480)	0.012318 (0.00566) (2.17700)	0.001478 (0.00536) (0.27582)	-0.027169 (0.01940) (-1.40062)
DN98	-0.011597 (0.01087) (-1.06720)	-0.039758 (0.04455) (-0.89248)	0.018682 (0.00615) (3.03564)	-0.008891 (0.00583) (-1.52516)	-0.027531 (0.02110) (-1.30494)
R-squared	0.173727	0.068264	0.256857	0.141864	0.156790
Adj. R-squared	0.036015	-0.087025	0.133000	-0.001159	0.016255
Sum sq. resids	0.006912	0.116160	0.002217	0.001989	0.026053
S.E. equation	0.009798	0.040166	0.005549	0.005256	0.019022
Log likelihood	279.6211	159.6962	327.9499	332.5575	223.2272
Akaike AIC	279.9270	160.0021	328.2558	332.8633	223.5331
Schwarz SC	280.3005	160.3757	328.6294	333.2369	223.9067
Mean dependent	-0.000140	0.000466	-6.39E-05	0.000367	8.37E-05
S.D. dependent	0.009979	0.038525	0.005959	0.005253	0.019179
Determinant Residual Covariance		1.51E-21			
Log Likelihood		1434.537			
Akaike Information Criteria		1436.066			
Schwarz Criteria		1437.934			

ANEXO D

FUNÇÃO DE RESPOSTA - (Média)



ANEXO E

FUNÇÃO DE RESPOSTA - (Desvio)

