

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

CARLOS HENRIQUE COELHO DE ANDRADE

# ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA

Porto Alegre  
2011

CARLOS HENRIQUE COELHO DE ANDRADE

# ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht

Porto Alegre  
2011

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)  
Responsável: Biblioteca Gládis W. do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

A553e Andrade, Carlos Henrique Coêlho de  
    Ensaio sobre política monetária / Carlos Henrique Coêlho de Andrade. –  
Porto Alegre, 2011.  
    125 f. : il.

Orientador: Ronald Otto Hillbrecht.

Ênfase em Economia Aplicada.

Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul,  
Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia,  
Porto Alegre, 2011.

1. Política monetária . 2. Inflação. 3. Mercado financeiro. 4. Econometria.  
I. Hillbrecht, Ronald Otto. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul.  
Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia.  
III. Título.

CDU 336.74.02

CARLOS HENRIQUE COELHO DE ANDRADE

# ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em 25 de agosto de 2011.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Ronald Otto Hillbrecht (Orientador – UFRGS)

---

Prof. Dr. Roberto Meurer (UFSC)

---

Prof. Dr. Ronaldo José Pereira Távora (UDF e Banco do Brasil)

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Júnior (UFRGS)

Para Painho, Mainha,  
Sérgio, Juliana e Teresa

## Agradecimentos

Gostaria de agradecer, em primeiro lugar, aos meus pais, Edivan e Zailde, os principais responsáveis pelos meus acertos. Os erros eu “aprendi” sozinho.

Aos meus irmãos, Sérgio e Juliana, que souberam entender minha ausência durante os últimos anos e que me deram toda a ajuda, o carinho e a tranquilidade para que eu pudesse cursar o doutorado. À minha cunhada Laíse, à minha sobrinha Teresa, ao meu primo Fernando. À minha família, Carneiro e Coêlho. À Roberta Wichmann, sempre fundamental em minha vida e que compartilhou, mais de perto, toda a peleja desde João Pessoa até Brasília.

Aos amigos Renata Carneiro Leão, Bruno Carneiro Leão e Paulo Gustavo Sampaio, que nunca me deixaram esquecer como é bom voltar para nossa casa, para nosso Pernambuco.

Aos meus professores em Ouricuri e Petrolina, responsáveis por parte importante de minha base educacional e intelectual.

Aos amigos que fiz no Sul, Everton Silva, Raquel Klaudat, Fábio Vasques, André Nunes e Rodrigo Ávila, que tornaram a passagem por Porto Alegre muito mais fácil (e até divertida!). Agradeço em especial aos amigos Sabino e Aladya, minha família porto alegreense. Aos amigos do Art&Bar, André Difini, José Américo “Saraiva” Rocha, Marcelo Marchet, Rodrigo Sattamini e Tiago Brehn.

Aos meus bons e velhos amigos de todas as horas John Henry Bonham, Marcelo Augusto Bonfá, Nicholas Berkeley Mason, John Baldwin, George Roger Waters, Robert Anthony Plant, Renato Manfredini Júnior, Roger Keith Barrett, Richard William Wright, Eduardo Dutra Villa-Lobos, David Jon Gilmour e James Patrick Page. Sem eles tudo faria menos sentido.

Ao professor Ronald Otto Hillbrecht, pela orientação. Ao Banco do Brasil (BB) que, através da Diretoria de Estratégia e Organização, acreditou e patrocinou este trabalho. Aos colegas da Gerência de Assessoramento Econômico do BB, em especial a Antonio Germano e Ronaldo Távora, pelo constante apoio e paciência. Agradeço, também, a Élcio Rocha e Uilson Melo, por acreditarem neste projeto.

À Gerência de Comércio Exterior do BB de Porto Alegre por ter me acolhido durante minha passagem pelo Rio Grande do Sul. Aos colegas Elaine “Maria” Rodio, Alexandre Almada, Guilherme Battisti, Guilherme Silva, Júlio Cardoso e Rozana “Maria” Gomes.

Ao grupo de desenvolvimento do Gretl, em especial, prof. Allin Cottrell e prof. Riccardo “Jack” Luchetti pela dedicação e seriedade destinadas ao desenvolvimento do programa, bem como pela ajuda em diversos momentos das estimações.

*“Minha pobreza tal é  
que não tenho presente melhor:  
trago papel de jornal  
para lhe servir de cobertor;  
cobrindo-se assim de letras  
vai um dia ser doutor.”*

João Cabral de Melo Neto, *Morte e Vida Severina* (auto de Natal pernambucano), 1954-1955.

## Lista de Gráficos

Gráfico 2.1: Índice de Condições Monetárias (MCI-VAR).....	33
Gráfico 2.2: Índice de Condições Financeiras (FCI-VAR) .....	35
Gráfico 2.3: Índice de Condições Monetárias (MCI-PCA) .....	37
Gráfico 2.4: Índice de Condições Financeiras (FCI-PCA).....	38
Gráfico 2.5: Pressão das Condições Financeiras sobre o Crescimento Econômico .....	42
Gráfico 3.1: Trajetória dos Parâmetros Estimados (Curva de Phillips).....	76
Gráfico 3.2: Trajetória dos Parâmetros Estimados (Regra de Taylor).....	78
Gráfico 3.3: Curva de Phillips com Parâmetros Variando no Tempo .....	81
Gráfico 3.4: Regra de Taylor com Parâmetros Variando no Tempo .....	83
Gráfico 4.1: Funções de Impulso-Resposta do Modelo VAR Tradicional.....	103
Gráfico 4.2: AIC vs. Candidatos a Limiar. ....	108
Gráfico 4.3: Funções de Impulso-Resposta do Modelo TVAR.....	110



## Lista de Tabelas

Tabela 2.1: Testes ADF de Raiz Unitária.....	30
Tabela 2.2: Testes KPSS para a Estacionariedade .....	31
Tabela 2.3: Testes de Cointegração (MCI).....	32
Tabela 2.4: Seleção de Defasagens do MCI-VAR.....	32
Tabela 2.5: Testes de Cointegração (FCI) .....	34
Tabela 2.6: Seleção de Defasagens do FCI-VAR .....	35
Tabela 2.7: Componentes Principais (MCI) .....	36
Tabela 2.8: Componentes Principais (FCI) .....	37
Tabela 2.9: Estatísticas de Avaliação da Previsão.....	39
Tabela 2.10: Testes de Granger. ....	40
Tabela 2.11: Exercício de Previsão Fora da Amostra .....	41
Tabela 3.1: Testes ADF de Raiz Unitária.....	67
Tabela 3.2: Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural .....	68
Tabela 3.3a: Estimativas da Curva de Phillips via MQO.....	69
Tabela 3.3b: Estimativas da Curva de Phillips via MQO (Com Interação) .....	71
Tabela 3.4: Estimativas da Regra de Taylor via MQO.....	73
Tabela 3.5: Estimativas da Curva de Phillips Com Parâmetros Variando no Tempo .....	80
Tabela 3.6: Estimativas da Regra de Taylor com Parâmetros Variando no Tempo.....	82
Tabela 4.1: Testes ADF de Raiz Unitária.....	101
Tabela 4.2: Testes KPSS para a Estacionariedade .....	102
Tabela 4.3: Seleção de Defasagens do VAR .....	102
Tabela 4.4: Seleção de Defasagens do TVAR.....	105
Tabela 4.5: Teste Multivariado de Tsay para Detecção de <i>Thresholds</i> .....	106
Tabela 4.6: Valores Médios e Desvios Padrão em Diferentes Regimes .....	109

# Sumário

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>11</b>
<b>2 ÍNDICES DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS E FINANCEIRAS PARA O BRASIL .....</b>	<b>15</b>
2.1 Introdução .....	15
2.2 Os Índices de Condições Monetárias e Financeiras .....	16
2.2.1 Estudos Empíricos Anteriores .....	19
2.3 Metodologia.....	21
2.3.1 Análise de Componentes Principais .....	25
2.3.2 Mínimos Quadrados .....	26
2.3.3 Vetores Autorregressivos .....	27
2.4 Índices de Condições Financeiras para o Brasil .....	29
2.4.1 Base de Dados: Especificação e Análise Inicial.....	29
2.4.2 Autorregressão Vetorial.....	31
2.4.3 Componentes Principais .....	35
2.4.4 Avaliação Estatística dos Índices .....	38
2.4.5 Utilização do FCI para a Previsão do PIB.....	39
2.4.6 O FCI como Indicador da Pressão das Condições Financeiras .....	41
2.5 Conclusão .....	42
Apêndice A1: Modelos Teóricos.....	45
Apêndice A2: Diagnósticos dos Modelos Estimados.....	49
Apêndice A3: Derivação do FCI-VAR .....	51
Apêndice A4: Seqüência de Comandos Gretl .....	53
<b>3 ABERTURA ECONÔMICA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL .....</b>	<b>55</b>
3.1 Introdução.....	55
3.2 Revisão da Literatura.....	58
3.3 Metodologia.....	60
3.3.1 Impactos da Abertura Sobre a Inflação .....	60
3.3.2 Implicações Para a Política Monetária .....	62
3.4 Abertura Econômica e Política Monetária no Brasil.....	64
3.4.1 Base de Dados: Especificação e Análise Inicial.....	64
3.4.2 Modelos MQO.....	68
3.4.3 Regressão com Janela Móvel .....	74
3.4.4 Modelos com Parâmetros Variando no Tempo .....	78
3.5 Conclusão .....	83
Apêndice B1: Trajetórias Estimadas das Variáveis.....	86
Apêndice B2: Seqüência de Comandos Gretl .....	89
<b>4 ESTRESSE FINANCEIRO E POLÍTICA MONETÁRIA.....</b>	<b>91</b>
4.1 Introdução .....	91
4.2 Revisão da Literatura.....	94
4.3 Metodologia.....	96
4.3.1 O Índice de Estresse Financeiro .....	96
4.3.2 Impactos do FSI Sobre a Política Monetária .....	99
4.4 Estresse Financeiro e Política Monetária .....	100
4.4.1 Base de Dados: Especificação e Análise Inicial.....	100
4.4.2 Estimção do VAR Tradicional.....	102

4.4.3 Estimação do VAR Não-Linear.....	104
4.5 Conclusão .....	111
Apêndice C1: Sequência de Comandos RATS .....	113
<b>5 CONCLUSÕES .....</b>	<b>114</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>117</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A crise financeira internacional de 2008 foi a maior e mais profunda desde a Segunda Guerra Mundial, mostrando uma elevada interconectividade entre mercados e instituições, reflexo da globalização financeira e do grande fluxo de capitais entre os países na década passada (FMI, 2009). Rose e Spiegel (2009) enumeram uma série de aspectos que se destacaram nessa crise: a severidade, a rapidez e a transmissão internacional (praticamente todas as economias avançadas foram afetadas, assim como um grande número de países emergentes).

A crise, iniciada pela turbulência financeira de meados de 2007 com a elevação da inadimplência no mercado norte americano de *subprime* e a falência de grandes instituições financeiras, englobou os mercados de títulos e os sistemas bancários de várias economias avançadas, fazendo surgir uma preocupação fundamental relacionada ao comportamento da atividade macroeconômica durante a crise e às medidas que os formuladores de políticas poderiam adotar para reduzir suas conseqüências econômicas e antecipar tais crises no futuro (CARDARELLI; ELEKDAG; LALL; 2009).

Espinoza *et al.* (2009) consideram que a turbulência financeira em conjunto com a recessão global, contribuíram para trazer novamente à tona o debate sobre o papel de amplificadores da transmissão internacional dos choques reais exercidos pelos fatores financeiros.

Um cenário de crise internacional e manutenção do processo de abertura econômica (em suas vertentes financeira e comercial), pode reforçar a preocupação em relação à influência de fatores externos sobre a condução da política econômica doméstica. De fato, conforme observaram Rogoff (2006), Woodford (2007) e Mishkin (2008), dado o cenário de crescente abertura econômica, recentemente tem-se verificado uma certa preocupação em relação ao alcance da política monetária.

De acordo com Woodford (2007), tem popularizado-se a argumentação de que a globalização exerce (ou exercerá) sérias conseqüências sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, diminuindo a capacidade dos bancos centrais de controlarem suas taxas domésticas de inflação de forma isolada (ou seja, sem a influência dos outros bancos centrais), acrescentando que algumas visões mais alarmistas chegam a acreditar que a estabilidade de

preços observada em muitos países deveria ser atribuída principalmente a fatores externos favoráveis ao invés de domésticos.

Um outro argumento em relação aos impactos da globalização sobre a política monetária é o de Fisher (2006), que acredita que com o advento da “Era da Informação” criou-se uma cisão entre a teoria econômica prevalecente e a prática no mundo real. De forma que, de acordo com o economista, “os antigos modelos simplesmente não se aplicam à economia globalizada, interconectada e expandida”.

Nesse cenário de crescente abertura econômica, de preocupação com a validade dos modelos teóricos e de elevado grau de estresse financeiro internacional, surgem questões importantes relacionadas a política monetária: (1) Como medir corretamente os impactos da política monetária sobre a economia doméstica? (2) É possível que a abertura econômica afete decisivamente a dinâmica dos juros e da inflação? (3) Qual é o impacto do estresse financeiro sobre a condução da política monetária?

Assim sendo, esta tese elabora três ensaios relacionados com a política monetária, sendo que o primeiro deles se concentra em um aspecto um tanto quanto metodológico, dedicando-se à construção de índices de condições financeiras para o Brasil. O segundo ensaio trata da questão dos efeitos da abertura econômica sobre a efetividade da política monetária. No terceiro ensaio são investigados os impactos do estresse financeiro sobre a condução da política monetária.

A construção de índices de condições financeiras (FCI) para o Brasil, tema do primeiro ensaio, é implementada através da utilização de diferentes metodologias. O FCI constitui um indicador que sintetiza os efeitos das principais variáveis monetárias e financeiras na evolução da atividade econômica e da inflação, ou seja, ele tenta agregar tais variáveis de uma forma simples com o intuito de se obter um indicador conjunto das condições financeiras prevalecentes. Dessa forma, o FCI sumariza o impacto imediato dos instrumentos de política econômica sobre os preços financeiros, sendo que tais preços podem ser relacionados com os valores futuros do produto e da inflação, através dos mecanismos de transmissão usuais (MAYES; VIRÉN, 2001).

A importância fundamental desse tipo de estudo está relacionada com o fato de que em um ambiente financeiro cada vez mais sofisticado é importante que se leve em consideração o impacto não apenas da política monetária sobre a economia, mas o impacto da interação entre a política monetária e o setor financeiro. De acordo com Swiston (2008), se os movimentos nas variáveis financeiras que não estão sob controle direto do banco central e que afetam a economia estiverem correlacionadas com a política monetária e isso não for considerado, estimativas dos impactos da política monetária sobre a atividade econômica e os preços poderão ser viesadas.

No segundo ensaio é verificado se a abertura econômica (tanto em sua vertente comercial quanto financeira) é capaz de reduzir a efetividade da política monetária. A importância de tal estudo reside no fato de que se as condições externas forem de elevada importância para a determinação da inflação doméstica, é essencial que se tenha em mente os possíveis efeitos de uma reversão dessas condições sobre a inflação doméstica e, dessa forma, sobre a condução da política monetária.

De forma mais específica, o ensaio trata dos seguintes tópicos: (1) Verifica se a globalização reduz a sensibilidade da inflação ao hiato do produto doméstico; (2) Analisa a evolução dos impactos do hiato do produto estrangeiro e da abertura econômica sobre a inflação doméstica, de forma a verificar se a importância do setor externo sobre a dinâmica inflacionária brasileira tem crescido; (3) Averigua se a condução da política monetária doméstica é afetada diretamente pela abertura econômica e; (4) Analisa a evolução da relação entre o hiato do produto estrangeiro, a abertura econômica e a determinação dos juros domésticos.

Por fim, no terceiro ensaio, são verificados os impactos de distúrbios nos mercados financeiros sobre a atividade econômica real e, dessa forma, sobre a condução da política monetária. Tais distúrbios podem afetar a economia de diversas formas: ao gerar incertezas sobre os preços dos ativos e sobre o comportamento dos demais agentes, fazem com que as firmas tendam a se comportar de maneira mais cautelosa, postergando investimentos e contratação de mão de obra. Além disso, ao incentivar a cautela por parte dos detentores de recursos, o estresse financeiro pode fomentar uma elevação dos custos de financiamento das firmas e das famílias (uma vez que os emprestadores poderão direcionar seus investimentos para ativos mais seguros e de maior liquidez, elevando as taxas de juros cobradas pelos empréstimos).

# Índices de Condições Monetárias e Financeiras Para o Brasil

## RESUMO

O presente ensaio procura construir um conjunto de indicadores para as condições monetárias e financeiras no Brasil que levam em consideração as interações entre a política monetária e o setor financeiro: os chamados índices de condições monetárias (MCI) e financeiras (FCI). Tais índices são capazes de sintetizar os efeitos das principais variáveis monetárias e financeiras sobre a atividade econômica. Em um ambiente financeiro cada vez mais sofisticado, como é o caso do Brasil, é importante que se leve em consideração não apenas o impacto direto da política monetária, mas também o impacto da interação entre a política monetária e o setor financeiro (medida pelos MCIs e FCIs). Adicionalmente, foram realizados testes para avaliar se tais índices são capazes de prever movimentos futuros do produto real. O primeiro teste utilizado foi o da causalidade de Granger, que concluiu que os índices de condições monetárias e financeiras (em todas as especificações consideradas) causam, no sentido de Granger, o PIB. Em seguida verificou-se o poder de previsão dos MCIs e FCIs fora da amostra, concluindo-se que, em geral, os índices apresentaram uma melhor performance quando comparados aos valores defasados do próprio PIB.

**Palavras-Chave:** Política monetária; Índice de condições monetárias e financeiras; Autoregressão vetorial; Análise de componentes principais.

## ABSTRACT

This essay tries to build a set of indicators for Brazilian monetary and financial conditions that account for the interaction between monetary policies and the financial sector: the so-called monetary and financial conditions indexes (MCI and FCI, respectively). These indexes can synthesize the effects on the economy of main monetary and financial factors. In an increasingly sophisticated financial environment like Brazil's it is important to take into account not just the direct impact of the monetary policy, but also the impact of the interaction between monetary policies and the financial sector (measured by MCIs and FCIs). In addition, tests were performed to verify if these indexes can accurately forecast real output. The first one, the Granger causality test, pointed that both monetary and financial indexes, under Granger's definition, bring about the GDP. Then the forecast power of the indexes were tested outside the sample, concluding that, in general, the indexes exhibit better performance when compared to the lagged values of GDP itself.

**Keywords:** Monetary policy; Monetary and financial indexes; Vector autoregression; Principal component analysis.

## 2 ÍNDICES DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS E FINANCEIRAS PARA O BRASIL

### 2.1 INTRODUÇÃO

O índice de condições monetárias (MCI) constitui um indicador que sintetiza os efeitos das principais variáveis monetárias na evolução da atividade econômica e da inflação, ou seja, o MCI tenta agregar as variáveis monetárias de uma forma simples com o intuito de se obter um indicador conjunto das condições monetárias prevaletentes (ESTEVES, 2003). Por condições monetárias, entende-se como sendo as condições da economia que são inteiramente, ou em grande parte, induzidas pela política monetária (LACK, 2003).

Tradicionalmente, os índices de condições monetárias (MCI) são calculados como médias ponderadas das mudanças na taxa de juros de curto prazo e na taxa de câmbio em relação aos seus valores em um período base (BATINI; TURNBULL, 2000). Porém, o MCI pode ser estendido de forma a considerar não apenas a taxa de juros de curto prazo e a taxa de câmbio, mas também outros mecanismos de transmissão da política monetária, como por exemplo as taxas de juros de longo prazo e os indicadores do mercado de capitais (MAYES; VIRÉN, 2001). Com estas alterações o MCI passa a ser chamado de índice de condições financeiras (FCI).

Conforme observam Mayes e Virén (2001), o FCI sumariza o impacto imediato dos instrumentos de política econômica sobre os preços financeiros, sendo que tais preços podem ser relacionados com os valores futuros do produto e da inflação (através dos mecanismos de transmissão usuais). Com isso, pode-se estender a utilização dos índices de condições financeiras em direção à previsão do produto e da inflação.

O presente ensaio tem como objetivo a construção de índices de condições financeiras (e monetárias) para o Brasil através da utilização de diferentes metodologias. A importância fundamental deste tipo de estudo está relacionada com o fato de que em um ambiente financeiro cada vez mais sofisticado é importante que se leve em consideração o impacto não apenas da política monetária sobre a economia, mas o impacto da interação entre a política monetária e o setor financeiro (essa interação seria representada pelo FCI). De acordo com Swiston (2008), se os movimentos nas variáveis financeiras que não estão sob controle direto do banco central e que afetam a economia estiverem correlacionadas com a política monetária



e isso não for considerado, estimativas dos impactos da política monetária sobre a atividade econômica e os preços poderão estar viesadas.

Como objetivos específicos, o presente ensaio busca comparar os índices de condições financeiras com os índices de condições monetárias, verificar o grau de ajuste dos índices ao PIB observado, verificar sua capacidade de prever o PIB (dentro e fora da amostra) e, por fim, verificar se os FCIs e MCIs são capazes de captar a pressão que as condições financeiras exercem sobre a economia.

Este ensaio é dividido da seguinte forma: a seção 2.2 retrata a questão dos índices de condições financeiras, apresentando seu contexto histórico e uma revisão bibliográfica sobre o tema em questão; na seção 2.3 são apresentadas algumas das principais estratégias empíricas para a construção dos FCIs e MCIs; na seção 2.4 os índices para a economia brasileira são desenvolvidos e testados. Na sequência, conclui-se o ensaio.

## 2.2 OS ÍNDICES DE CONDIÇÕES MONETÁRIAS E FINANCEIRAS

Os índices de condições monetárias foram originalmente introduzidos por Freedman (1994) e Duguay (1994), sendo calculados como médias ponderadas das taxas de juros e de câmbio. Alguns bancos centrais (como por exemplo os bancos do Canadá, da Nova Zelândia e da Austrália) utilizaram os MCIs com o intuito de incorporar a taxa de câmbio na formulação e implementação de suas políticas monetárias (GERLACH; SMETS, 2000). De forma geral, pode-se representar um índice de condições monetárias da seguinte forma:

$$MCI_t = A_r (r_t - r^{base}) - A_q (q_t - q^{base}) \quad (2.1)$$

Onde  $r_t$  e  $q_t$  indicam as taxas de juros e de câmbio, respectivamente, e  $r^{base}$  e  $q^{base}$  indicam estas mesmas taxas em um dado período base. Os parâmetros  $A_r$  e  $A_q$  indicam o peso que cada variável possui no MCI. Nessa formulação, maiores valores do índice indicam condições monetárias mais contracionistas. A lógica por trás desse índice, conforme Batini e Turnbull (2002) observam, é a de que uma apreciação do câmbio pode reforçar o efeito contracionista de uma elevação dos juros pelo banco central.

A idéia de Freedman (1994) era a de utilizar tais índices como meta operacional para a política monetária do banco central canadense em substituição à taxa de juros de curto prazo. A justificativa para isso pode ser encontrada em Duguay (1994), que diz que as ações do banco central possuem um impacto mais direto sobre os juros e a taxa de câmbio do que sobre os agregados monetários. Assim, o Banco do Canadá definia uma trajetória para a evolução do índice de condições monetárias, de forma a estabelecer um comportamento para a taxa de juros (instrumento sob poder do banco central), compatível com a evolução da taxa de câmbio (variável exógena) e com a inflação desejada. Caso o banco central percebesse que o MCI se desviaria do nível desejado (ocasionando desvios da inflação em relação a sua meta), a autoridade monetária poderia ajustar a trajetória do MCI através de mudanças na taxa de juros de forma a trazer o índice de volta ao nível original.

Apesar dos índices de condições monetárias serem calculados de forma semelhante por diferentes bancos centrais, sua utilização pode não ser a mesma. De fato, conforme observam Gerlach e Smets (2000), no período em que o Canadá e a Nova Zelândia adotaram MCIs como metas operacionais de suas políticas, em países como Suécia, Noruega, Finlândia e Islândia tais índices representaram apenas mais um indicador para a condução da política monetária.

Costa (2000) observa que a utilização do MCI como meta operacional dos bancos centrais criou problemas de sinalização, pois os mercados passaram a esperar que a política monetária respondesse de forma automática aos desvios do MCI em relação a sua meta, ocasionando uma elevação da volatilidade das taxas de juros. Com isso a utilização do MCI como regra operacional de política monetária teve sua importância reduzida (tanto no Canadá quanto na Nova Zelândia, países que adotaram explicitamente o MCI como meta).

Apesar dos índices de condições monetárias terem sido originalmente concebidos para o seu emprego como meta de política monetária pelos bancos centrais, sua utilização tem sido expandida desde então, de forma que os MCIs (e FCIs) passaram a ser utilizados, por exemplo, como indicadores antecedentes/coincidentes do produto e da inflação ou como indicadores do impacto da política monetária sobre a economia.

Como a política monetária opera com defasagens (BACEN, 2007), ao construir um índice de condições monetárias que represente tal política, é possível obter um indicador antecedente

para o produto e para a inflação. De fato, Swiston (2008) construiu um índice de condições financeiras para os Estados Unidos incorporando informações de choques financeiros que afetam o crescimento do PIB real após oito trimestres, concluindo que tal FCI contém informações antecedentes sobre a atividade econômica.

Além da utilização para previsões do produto e da inflação, atualmente os índices de condições monetárias têm sido frequentemente calculados com o objetivo de medir o impacto da política monetária sobre a economia (GUICHARD; TURNER, 2008) e identificar a postura atual da política, ou seja, se é acomodativa ou expansionista (CÉSPEDES; LIMA; MAKKA; MENDONÇA, 2005, GERLACH; SMETS, 2000).

É possível estender o MCI de forma a medir o impacto das condições financeiras como um todo sobre a economia, o que pode ser feito via inclusão de outras variáveis no índice de condições monetárias. A intuição por trás da inclusão de variáveis adicionais é o fato de que os instrumentos de política monetária (que estão diretamente sob o controle do banco central) afetam um conjunto de variáveis financeiras que, por sua vez, também afetam o produto e a inflação. É esse conjunto de variáveis que ao serem adicionadas ao índice de condições monetárias fornece o índice de condições financeiras.

Costa (2000) aponta algumas limitações dos índices de condições monetárias, tanto em relação à sua forma de construção quanto em relação às suas interpretações. Para a autora, os parâmetros de ponderação dos componentes dos índices se baseiam em estimativas econométricas, não sendo diretamente observáveis, tornando-os muito dependentes da metodologia adotada em sua construção. Além disso, tradicionalmente os índices consideram que o impacto relativo dos componentes sobre o produto ou sobre a inflação não varia com o passar do tempo, o que pode limitar sua utilização em horizontes temporais mais curtos (esse impacto pode ser alterado, por exemplo, à medida que ocorram mudanças estruturais na economia).

De fato, conforme observam Eika, Ericsson e Nymoen (1996), provavelmente o MCI não é uma ferramenta de política muito útil para o Banco Central, a menos que algumas hipóteses sejam consideradas nos modelos empíricos através dos quais o MCI é construído. Tais hipóteses estão relacionadas com a dinâmica, a cointegração e a exogeneidade das variáveis incluídas no modelo, além da constância dos parâmetros estimados.

### 2.2.1 Estudos Empíricos Anteriores

Apesar da grande quantidade de trabalhos empíricos, existe uma escassez de trabalhos teóricos tratando dos índices de condições monetárias, sendo uma exceção o artigo de Gerlach e Smets (2000), onde é desenvolvido um modelo simples para derivar a regra de resposta ótima do banco central (quando este possui objetivos relacionados ao produto e à inflação). Os autores demonstram que no modelo em questão (apresentado a seguir) a regra de resposta da autoridade monetária pode ser escrita em termos de um índice de condições monetárias, MCI. O Apêndice A1 apresenta de forma detalhada o modelo de Gerlach e Smets (2000).

Mayes e Virén (2001) fornecem uma apresentação detalhada dos índices de condições financeiras, tratando de alguns métodos de estimação, de possíveis utilizações e de sua relação com os índices de condições monetárias. Em termos empíricos, Mayes e Virén (2001) utilizam um painel de dados da Europa Ocidental, mostrando como a inclusão de preços de ativos (como por exemplo, ações e preços de imóveis residenciais) aos indicadores de pressões monetárias sobre a economia podem fornecer informações adicionais em relação aos movimentos futuros da inflação e do produto. Em seguida os autores utilizam essa lógica para estimar índices de condições financeiras para a Finlândia (utilizando dados mensais no período compreendido entre 1987 e 2000), concluindo que a inclusão de preços de ativos aos índices de condições monetárias (transformando-os em índices de condições financeiras) pode melhorar o poder de previsão de tais índices.

Guichard e Turner (2008) construíram índices de condições financeiras para os Estados Unidos, sendo que os pesos de cada variável do FCI foram baseados no efeito relativo estimado da alteração de 1 unidade em dada variável sobre o PIB americano. A estimação foi feita através de dois métodos distintos, a saber: (1) estimação de uma equação na forma reduzida para o hiato do produto e (2) estimação de vetor autorregressivo irrestrito para explicar o crescimento do produto. Para tanto, utilizaram os seguintes dados (com frequência trimestral entre abril de 1990 e abril de 2007): taxas de juros reais de curto e longo prazo, taxa de câmbio real efetiva, várias medidas de *spreads* de títulos, capitalização do mercado de ações e preços de imóveis residenciais (ambos definidos como porcentagem do PIB e representados como desvios em relação a uma tendência). Os autores observaram que os FCIs de fato indicam que desde o segundo trimestre de 2007 (crise econômica) as condições financeiras norte-americanas têm se deteriorado.

Bernanke e Mihov (1998) desenvolveram um índice de condições monetárias para a economia americana com base na metodologia dos vetores autorregressivos, utilizando dados mensais no período compreendido entre 1965 e 1996. Estes dados foram divididos em duas categorias: (1) variáveis sob controle direto do banco central e; (2) variáveis sem controle (ao menos direto) do banco central. O primeiro grupo é formado pelas reservas bancárias totais, pelas reservas compulsórias e pela taxa de juros dos fundos federais (*fed funds*). As variáveis utilizadas no estudo que não estão sob controle do banco central foram o produto interno bruto, o deflator do PIB e o índice Dow Jones para os preços de *commodities*.

Batini e Turnbull (2002), utilizando dados trimestrais do Reino Unido entre 1984 e 1999, apresentam uma série de metodologias para o cálculo do MCI<sup>1</sup> e, em seguida realizaram uma comparação dos índices construídos através dessas metodologias com o índice de condições monetárias dinâmico (DMCI). De forma simplificada, a diferença entre o índice dinâmico e os mais tradicionais reside no fato de que na especificação final do DMCI estão presentes valores defasados do câmbio e dos juros (são 12 defasagens para cada variável). A função dessas defasagens é fazer com que o MCI leve em consideração o intervalo de tempo entre a implementação da política monetária e seu efeito sobre o produto.

Entre as aplicações empíricas do MCI (ou FCI) para a economia brasileira, pode-se destacar os trabalhos de Carneiro e Wu (2004) e de Céspedes *et al.* (2005)<sup>2</sup>. Neste último, os autores utilizam a teoria das previsões condicionais para o desenvolvimento de um índice de condições monetárias condicional (CMCI) para o Brasil, com base em modelos de autorregressão vetorial estrutural (SVAR) e modelos antecipativos (*forward looking*), e em seguida comparam seus resultados com os obtidos através da utilização das metodologias empregadas por Bernanke e Mihov (1998) e por Batini e Turnbull (2002) em seus respectivos trabalhos.

Utilizando dados mensais<sup>3</sup> para o período compreendido entre 1999 e 2005, Céspedes *et al.* (2005) concluem que o CMCI e o índice calculado por Bernanke e Mihov (1998) indicam de

---

<sup>1</sup> As metodologias empregadas foram: (1) MCI baseado em uma única equação; (2) MCI baseado na participação do comércio exterior e (3) MCI baseado em múltiplas equações.

<sup>2</sup> Outro trabalho que trata da economia brasileira é o de Carneiro e Wu (2002).

<sup>3</sup> Os dados utilizados foram: o hiato do produto (calculado através da utilização do índice de produção industrial, ajustado pelo filtro de Hodrick-Prescott), a taxa de inflação mensal anualizada (medida pelo IPCA), a taxa de juros de curto prazo (Over-Selic), a taxa de câmbio real (calculada através da utilização do índice doméstico de preços, IPCA, e do índice americano de preços, PPI) e, finalmente, o contrato de Swap (DI x Pré-180 Dias).

forma semelhante a postura da política monetária no Brasil ao longo do período estudado. Adicionalmente, os autores observam que a política monetária tem apresentado um comportamento expansionista nos meses próximos às eleições.

Carneiro e Wu (2004) se baseiam nos efeitos estimados do câmbio e dos juros sobre as contas externas para calcular um MCI para a economia brasileira (com dados trimestrais entre 1994 e 2000). Dessa forma, os autores obtêm um indicador da pressão exercida pelas condições monetárias sobre as transações correntes.

### 2.3 METODOLOGIA

De acordo com Costa (2000), a construção empírica dos índices de condições monetárias e financeiras (ou seja, os cálculos dos pesos relativos dos componentes dos índices) deveria seguir os seguintes passos:

- (1) Os ponderadores utilizados na construção do índice devem ser calculados de forma a refletir os efeitos da variação dos componentes sobre a variável de interesse (por exemplo, o produto ou o nível de preços);
- (2) A escolha dos componentes do índice deve ser feita de acordo com o papel que exercem no mecanismo de transmissão da política monetária, considerando as especificidades da economia em estudo<sup>4</sup>. De forma mais específica, os instrumentos de política monetária afetam não apenas as variáveis sob controle direto do banco central, mas também uma série de variáveis financeiras que afetam tanto o produto quanto a inflação (MAYES; VIRÉN, 2001);
- (3) Como os efeitos da política monetária não são sentidos pela economia de forma imediata, é importante escolher corretamente as defasagens que serão incluídas nas variáveis que irão compor o índice.

Em termos empíricos, o que o primeiro passo sugere é que quando se deseja estudar os impactos das condições monetárias sobre o nível de preços, este seja utilizado como variável

---

<sup>4</sup> Costa (2000) acrescenta que apesar de todas as variáveis relevantes para o processo de transmissão da política monetária poderem ser incluídas no índice de condições financeiras, a escolha das mesmas dependerá da utilização que será dada ao índice.

dependente (da mesma forma que o produto deve ser utilizado quando o interesse for a mensuração dos impactos das condições monetárias sobre a atividade econômica).

Em relação ao segundo passo para a construção de índices de condições monetárias, é importante que se conheçam os meios através dos quais a política monetária pode afetar a economia. Existem diferentes formas pelas quais tal política pode afetar a atividade econômica, são os chamados canais de transmissão da política monetária (ROSENBERG, 2003).

Mishkin (1996) enumera os principais canais de transmissão da política monetária para a atividade econômica (e dessa forma, para os preços): o canal da taxa de juros, o canal da taxa de câmbio, o canal dos empréstimos bancários, o canal das expectativas inflacionárias e o canal do efeito riqueza.

O *canal da taxa de juros* reflete a visão keynesiana tradicional (via modelo IS-LM), que tem na taxa de juros o seu mecanismo chave de transmissão da política monetária. Tal canal pode ser descrito da seguinte forma: uma política monetária expansionista leva a uma redução da taxa de juros real, diminuindo o custo do capital e estimulando os gastos com investimentos (e também com consumo), que por sua vez elevam a demanda agregada e, dessa forma, o produto doméstico. É importante salientar que o banco central não tem controle direto sobre a taxa de juros real, porém, devido à rigidez dos preços, uma redução da taxa nominal implica uma redução correspondente da taxa de juros real (MISHKIN, 1996).

Uma característica importante do canal da taxa de juros é o fato de que neste, é a taxa de juros real quem realmente exerce impactos importantes sobre decisões de consumo e investimento. Dessa forma, mesmo que a taxa de juros nominal da economia já se encontre bem próxima de zero, a autoridade monetária ainda pode estimular o produto via expansão monetária. Isso ocorre através do *canal das expectativas inflacionárias*: a expansão leva a um aumento do nível de preços esperado, que por sua vez eleva a inflação esperada, com isto a taxa de juros real é reduzida, favorecendo, assim, o produto.

Como os juros, a taxa de câmbio constitui um dos principais canais de transmissão monetária. Conforme observa Mishkin (1996), o interesse no estudo do papel exercido pelo câmbio no mecanismo de transmissão ganhou força devido ao crescente processo de integração

econômica mundial e ao advento das taxas de câmbio flutuante. O *canal da taxa de câmbio* também envolve a taxa de juros, uma vez que uma redução desta, ocasionada por uma expansão monetária, leva a uma depreciação cambial (os investimentos no exterior se tornam mais atraentes, o que reduz a quantidade de moeda estrangeira na economia), favorecendo as exportações líquidas e, assim, aumentando o produto.

Para que se possa compreender o *canal do efeito riqueza*, é necessário que se leve em consideração a teoria do  $q$  de Tobin, que fornece um mecanismo através do qual a política monetária seja capaz de afetar a avaliação dos ativos e, assim, a economia. De forma simplificada, tem-se que o  $q$  de Tobin é igual à razão entre o valor de mercado das firmas e o custo de reposição do capital, assim, quanto maior for  $q$  mais as firmas terão incentivos para investir.

Assim, com uma política monetária expansionista, os indivíduos desejarão se desfazer do excedente de moeda através da compra de ativos (entre outros bens), elevando seus preços (visão monetarista). Uma outra possibilidade é analisar a expansão monetária a partir de seu efeito sobre os juros: com uma menor taxa de juros a obtenção de títulos se torna menos atrativa em comparação aos ativos, elevando seus preços (visão keynesiana).

O canal do efeito riqueza se manifesta no momento em que os preços dos ativos se elevam, aumentando o  $q$  de Tobin e, dessa forma, incentivando o crescimento dos investimentos. Esta elevação induz o crescimento do produto. Alternativamente, o impacto do canal do efeito riqueza pode se manifestar da seguinte maneira: com a elevação dos preços dos ativos (causados pela expansão monetária) a riqueza financeira dos indivíduos aumenta, fomentando um aumento do consumo, que por sua vez eleva a demanda agregada e o produto.

Finalmente, uma política monetária expansionista eleva as reservas e os depósitos dos bancos, elevando a quantidade de recursos disponíveis para a concessão de empréstimos e, através destes, incentiva os investimentos. Dessa forma o *canal dos empréstimos bancários*, afeta positivamente o produto.

De fato, estas variáveis estão presentes na maioria dos estudos aplicados que estimam índices de condições monetárias e financeiras. Mayes e Virén (2001) enumeram os principais componentes do MCI: (1) a taxa de juros real de curto prazo; (2) a taxa de juros real de longo



prazo e; (3) a taxa de câmbio real efetiva. Para o cálculo do FCI inclui-se, adicionalmente, a capitalização do mercado de ações (como porcentagem do PIB).

O terceiro passo para a construção dos índices de condições monetárias e financeiras levanta uma questão de grande importância: qual é o período necessário para que as medidas de política monetária tenham os efeitos desejados sobre a economia? No caso específico da economia brasileira, o Relatório de Inflação do Banco Central de setembro de 2007, informa que variações na taxa de juros afetam a expansão da atividade econômica com uma defasagem de aproximadamente 9 meses (normalmente se observa que o hiato do produto reage à variações na taxa de juros após um trimestre, enquanto que a inflação responde ao hiato do produto após 1 ou 2 trimestres).

Ainda de acordo com o Bacen (2007), o canal da taxa de câmbio opera com uma defasagem menor, de forma que as variações na taxa de câmbio tendem a afetar a inflação no trimestre corrente ou no trimestre seguinte.

De forma geral, no presente trabalho, os índices de condições monetárias e financeiras são representados, respectivamente, pelas seguintes equações:

$$mci_t = \beta_1 r_t + \beta_2 q_t \quad (2.2)$$

$$fci_t = \beta_1 r_t + \beta_2 q_t + \beta_3 ml_t + \beta_4 bolsa_t + \beta_5 cred_t \quad (2.3)$$

Onde  $mci_t$  indica o índice de condições monetárias,  $fci_t$  indica o índice de condições financeiras,  $r_t$  indica a taxa real de juros,  $q_t$  indica a taxa real de câmbio,  $ml_t$  indica o estoque de moeda,  $bolsa_t$  indica o preço das empresas listadas no índice Bovespa e,  $cred_t$  indica a concessão de crédito.

De acordo com Hatzius, Hooper, Mishkin, Schoenholtz e Watson (2010), a estratégia econométrica para construção dos índices se concentra em duas abordagens: a soma ponderada das variáveis (que calcula os pesos das variáveis do FCI via vetores autorregressivos e/ou mínimos quadrados ordinários) e a análise de componentes principais. Neste trabalho serão consideradas ambas as abordagens.

### 2.3.1 Análise de Componentes Principais

A forma mais simples de se construir o índice de condições financeiras seria tratar as variáveis que o constituem de forma simétrica, ou seja, com o mesmo peso<sup>5</sup>. Para tanto, bastaria padronizar cada um dos componentes do FCI e em seguida somá-los. Algebricamente tem-se:

$$fci_t = \sum_i \left( \frac{x_{i,t} - \mu_{x_i}}{\sigma_{x_i}} \right) \quad (2.4)$$

Onde  $x_{i,t}$  representa a variável  $i$  no tempo  $t$  e as variáveis  $\mu_{x_i}$  e  $\sigma_{x_i}$  representam sua média e seu desvio padrão, respectivamente. A equação (3.4) pode fornecer uma primeira idéia sobre o FCI, porém, considerar que todas as variáveis possuem o mesmo efeito sobre as condições financeiras é uma simplificação muito forte. Para solucionar tal limitação, o presente trabalho utiliza a análise fatorial.

A análise fatorial é uma técnica estatística que tem como principal objetivo condensar as informações contidas em um conjunto de variáveis em um número menor de variáveis, chamadas fatores (HAIR; BLACK; BABIN; ANDERSON; TATHAM, 2009). De acordo com Fávero, Belfione, Silva e Chan (2009), a análise fatorial possibilita a simplificação de um grande número de dados via determinação dos fatores, permitindo a criação de indicadores inicialmente não observáveis.

Existem basicamente dois métodos para a extração desses fatores: a análise de componentes principais (PCA) e a análise de fatores comuns (CFA). De acordo com Hair *et al.* a PCA pode ser utilizada quando o objetivo da análise fatorial for sintetizar a maior parte da informação original em número mínimo de fatores, enquanto que a CFA pode ser empregada nos casos onde se deseje identificar o que as variáveis têm em comum.

Como o objetivo deste ensaio é a construção de um índice que agrupe algumas das principais variáveis monetárias e/ou financeiras da economia é importante que se leve em consideração a maior quantidade possível de informação acerca destas variáveis de forma conjunta, e não

---

<sup>5</sup> Rosemberg (2008) utilizou essa metodologia para elaborar o FCI da Bloomberg.

apenas as informações específicas de cada uma. Dessa forma, a análise de componentes principais é o método escolhido para a extração de fatores<sup>6</sup>.

Com base na PCA, é possível extrair um fator a partir de cada um dos elementos do FCI que constitui uma combinação linear das variáveis envolvidas, evitando assim que os efeitos destas sobre as condições financeiras sejam subvalorizados (ou sobrevalorizados). De fato, conforme observam Hatzius, Hooper, Mishkin, Schoenholtz e Watson (2010), a análise de componentes principais é a segunda metodologia mais utilizada para a construção desse tipo de índice<sup>7</sup>, ficando atrás apenas da abordagem da soma ponderada das variáveis (que calcula os pesos das variáveis do FCI via vetores autorregressivos e/ou mínimos quadrados ordinários).

### 2.3.2 Mínimos Quadrados

Eika *et al.* (1996) apresentam uma das formulações empíricas mais básicas do índice de condições monetárias. Considere o MCI no tempo  $t$ :

$$mci(v)_t = A_{v,r} (r_t - r^{base}) - A_{v,q} (q_t - q^{base}) \quad (2.5)$$

Onde os pesos associados às variações nas taxas de juros e de câmbio,  $A_{v,r}$  e  $A_{v,q}$ , respectivamente, refletem os efeitos dessas variáveis sobre as mudanças na variável de interesse. Eika *et al.* (1996) observam que as variáveis de interesse são, normalmente, o produto ( $y$ ) ou a inflação ( $\pi$ ), de forma que o  $mci(y)_t$  poderá ser estimado via mínimos quadrados com base nas seguintes equações:

$$mci(y)_t = A_{y,r} (r_t - r^{base}) - A_{y,q} (q_t - q^{base}) \quad (2.6)$$

$$y_t = A_{y,r} (r_t - r^{base}) - A_{y,q} (q_t - q^{base}) + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Enquanto a equação (3.6) representa a formulação teórica do MCI, a equação (3.7) fornece a formulação empírica que pode ser usada para a obtenção dos parâmetros  $A_{y,r}$  e  $A_{y,q}$  (a mesma

<sup>6</sup> É importante observar que a PCA é o método padrão de grande parte dos pacotes estatísticos e econométricos.

<sup>7</sup> Um exemplo de aplicação dessa metodologia pode ser encontrado em Gauthier, Graham e Liu (2004), que estimam FCIs para a economia canadense utilizando a metodologia dos componentes principais.

lógica pode ser seguida para a inflação). Ericsson, Jansen, Kerbeshian e Nymoer (1997) seguem uma estratégia bastante semelhante para a construção do MCI canadense.

Batini e Turnbull (2002) propõem que a equação (3.6) seja alterada de forma a considerar possíveis efeitos dinâmicos dos juros e do câmbio sobre o MCI, assim, o MCI seria composto não apenas dos juros e do câmbio no tempo  $t$ , podendo depender de valores defasados dessas variáveis. Da mesma forma, é possível construir um índice de condições financeiras dinâmico, bastando acrescentar as variáveis  $ml_t$ ,  $bolsa_t$  e  $cred_t$ .

### 2.3.3 Vetores Autorregressivos

Uma outra metodologia comumente utilizada na construção de índices de condições financeiras é a autorregressão vetorial<sup>8</sup>. Essa metodologia visa contornar algumas críticas feitas aos FCIs baseados em modelos de uma única equação.

Beaton, Lalonde e Luu (2009) observam que FCIs construídos com base em equações de demanda agregada (semelhantes aos apresentados na seção anterior) tem como um de seus fundamentos a hipótese de que cada variável financeira é exógena em relação às demais variáveis financeiras e às variáveis macroeconômicas, o que é uma simplificação bastante forte. Além disso, conforme observa Torój (2008), nessa metodologia não são consideradas as possíveis interações entre a taxa de câmbio e os juros.

Com a utilização da autorregressão vetorial passa-se a considerar o impacto entre as variáveis financeiras incluídas no modelo, o que, de acordo com Beaton *et al.* (2009), pode ser particularmente importante em estudos envolvendo variáveis financeiras (uma vez que existem várias relações teóricas entre elas). Dessa forma pode-se evitar eventuais problemas de viés de estimação.

Outro possível problema que a metodologia VAR pode ajudar a resolver diz respeito à questão da dinâmica existente entre as variáveis de interesse (produto e inflação) e as variáveis financeiras. Normalmente essa questão não é considerada na metodologia baseada

---

<sup>8</sup> Tal metodologia foi utilizada, entre outros, por Fung e Yuan (1999), Goodhart e Hofmann (2001), Céspedes *et al.* (2005), Guichard e Turner (2008), Swiston (2008), Beaton *et al.* (2009) e Duttagupta e Barrera (2010).

em modelos de uma única equação, uma vez que os efeitos contemporâneos e defasados das variáveis são somados com o intuito de se obter os pesos do FCI<sup>9</sup>.

Nos FCIs construídos através da metodologia da autorregressão vetorial, os pesos relativos das variáveis que compõem o índice podem ser calculados a partir das funções de impulso-resposta. De fato, conforme observa Torój (2008), essa abordagem é a mais amplamente utilizada. Gauthier, Graham e Liu (2004) sugerem que os pesos das variáveis sejam determinados de acordo com seus impactos acumulados sobre o produto. Algebricamente, Beaton *et al.* (2009) representam o FCI da seguinte forma<sup>10</sup>:

$$FCI_t = \sum_{j=1}^n \left( \sum_{i=1}^m (\omega_{t,t-i}^j) \right) \quad (2.8)$$

Onde  $\omega_{t,t-i}^j$  indica a resposta do produto no tempo  $t$  a impactos na variável  $j$  no tempo  $t-i$ . De forma mais intuitiva, considere um índice de condições financeiras formado pelos juros ( $i$ ), pelo câmbio ( $q$ ) e pela capitalização de mercado (*bolsa*). A equação (3.8) pode ser reescrita como:

$$FCI_t = \sum_{j=1}^n (\omega_{t,t-1}^j + \dots + \omega_{t,t-m}^j)$$

Onde  $m$  indica o período de acumulação da variável de interesse. No exemplo em questão, a variável  $n$  indica cada um dos componentes do FCI, assim:

$$FCI_t = \omega_{t,t-1}^r + \dots + \omega_{t,t-m}^r + \omega_{t,t-1}^q + \dots + \omega_{t,t-m}^q + \dots + \omega_{t,t-1}^{bolsa} + \dots + \omega_{t,t-m}^{bolsa} \quad (2.9)$$

Em Gauthier, Graham e Liu (2004) considera-se o horizonte temporal para a acumulação (o subscrito  $m$ ) como sendo igual ao período de tempo que se imagina que a política monetária tenha completado seu impacto sobre o produto e a inflação. No caso do Canadá, de acordo com Gauthier *et al.* (2004), o efeito da política monetária perdura por um período entre 18 e

<sup>9</sup> O MCI dinâmico de Batini e Turnbull (2002) é uma das exceções.

<sup>10</sup> O Apêndice A3 apresenta, com detalhes, o procedimento para a construção do MCI/FCI através da metodologia dos vetores autorregressivos. No Apêndice A4 encontra-se a seqüência de comandos do Gretl para o cálculo do FCI.

24 meses. Duttagupta e Barrera (2010) constroem um FCI canadense com um  $m$  igual a 8 trimestres. Em relação à economia norte americana, Guichard e Turner (2008) consideram de 4 a 6 trimestres, enquanto Beaton *et al.* (2009) consideram um período de 4 a 8 trimestres<sup>11</sup>.

## 2.4 ÍNDICES DE CONDIÇÕES FINANCEIRAS PARA O BRASIL

### 2.4.1 Base de Dados: Especificação e Análise Inicial

Seguindo a literatura dos índices de condições financeiras<sup>12</sup>, para a construção dos MCIs e FCIs, no presente trabalho foram utilizadas as seguintes variáveis (com periodicidade mensal no intervalo entre janeiro de 2000 e dezembro de 2009<sup>13</sup>):

*Produto Interno Bruto*: Foi utilizado o produto interno bruto, obtido junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, SGS-Bacen (código da série: 4380). Essa série passou por dois ajustes: dessazonalização e deflacionamento. O ajuste sazonal foi feito através do método X-12-Arima e o cálculo do PIB real foi feito com base no IGP-DI (base 2008.12 = 100).

*Taxas de Juros*: Para os juros de curto prazo foi utilizada a taxa Over-Selic acumulada no mês e anualizada, medida em variação percentual ao ano (% a.a.), obtida junto ao SGS-Bacen (código da série: 4189). Essa série foi deflacionada com base no IGP-DI (base 2008.12 = 100).

*Taxa de Câmbio*: Taxa de câmbio nominal (média mensal), medida em reais por dólar americano (R\$/US\$), obtida junto ao SGS-Bacen (código da série: 3698). Essa série foi deflacionada com base no IGP-DI (base 2008.12 = 100).

*Estoque de moeda*: Foi utilizado o M1 (média nos dias úteis do mês), obtido junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, SGS-Bacen (código da série: 1824). A

---

<sup>11</sup> Alternativamente os autores testam um período de 4 a 6 trimestres e um de 6 a 8 trimestres, obtendo resultados semelhantes.

<sup>12</sup> Ver Goodhart e Hofmann (2001), Céspedes, Lima, Maka e Mendonça (2005) e Beaton *et al.* (2009).

<sup>13</sup> Evitou-se a utilização de uma amostra anterior a esse período por duas razões: (1) mudança de regime monetário em 1999 e, (2) indisponibilidade de alguns dados.

série foi dessazonalizada e deflacionada. O ajuste sazonal foi feito através do método X-12-Arima e o cálculo do PIB real foi feito com base no IGP-DI (base 2008.12 = 100).

*Preços Domésticos:* Índice geral de preços disponibilidade interna (IGP-DI), medido em variação percentual mensal (% a.m.), obtido junto ao SGS-Bacen (código da série: 190).

*Mercado de Capitais:* Para representar o mercado de capitais utilizou-se valor de capitalização de mercado do índice Bovespa, ou seja, o valor das empresas que estão listadas no Ibovespa, obtido junto ao SGS-Bacen (código da série: 7848). Essa série foi deflacionada com base no IGP-DI (base 2008.12 = 100).

*Crédito:* Total geral das concessões de crédito com recursos livres (R\$ mil), obtido junto ao SGS-Bacen (código da série: 4000). Série deflacionada pelo IGP-DI (base 2008.12 = 100).

Antes de serem realizados os procedimentos de estimação, verificou-se a estacionariedade das séries. A Tabela 2.1, abaixo, apresenta os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), conforme apresentado por Enders (2009). O teste ADF tem como hipótese nula a existência de raiz unitária na série.

TABELA 2.1  
Testes ADF de Raiz Unitária  
(dados mensais – 2000.1 a 2009.12)

Séries	Resultados dos testes	
	Nível	Diferença
PIB	0,35638	-5,09589 ***
Preços	-1,94681	-2,60956 *
Selic	-1,14835	-6,64717 **
Câmbio	-0,41821	-5,27047 ***
M1	-0,15987	-2,90455 **
Ibovespa	-0,29397	-9,72146 ***
Crédito	-0,92992	-2,89558 **

Notas: (1) Os sinais \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente; (2) Os testes foram realizados com base na especificação com uma constante e sem tendência; (3) Para as variáveis M1, Ibovespa e Crédito a amostra iniciou-se em 2000.10; (4) Resultados obtidos a partir do programa Gretl (versão 1.9.1).

Os resultados apresentados na Tabela 2.1 mostram que os testes de Dickey-Fuller Aumentado<sup>14</sup> (considerando sua especificação com intercepto e sem tendência) indicam que todas as variáveis apresentam raízes unitárias quando avaliadas em nível. Quando analisadas em primeira diferença essa situação se inverte.

<sup>14</sup> É importante observar que foram incluídas defasagens suficientes nas equações dos testes ADF de forma a permitir que todos os resíduos apresentassem erro do tipo ruído-branco.

Com o intuito de complementar os testes ADF, foram realizados testes KPSS (KWIATKOWSKI; PHILLIPS; SCHMIDT; SHIN, 1992) para checar a estacionariedade das séries. Os resultados dos testes, apresentados na Tabela 2.2, indicam que, em nível, os juros e o câmbio apresentam estacionariedade, contrariando o teste ADF<sup>15</sup>. Quando avaliadas em primeira diferença todas as variáveis passam a exibir comportamento estacionário.

TABELA 2.2  
Testes KPSS para a Estacionariedade  
(dados mensais – 2000.1 a 2009.12)

Variáveis em Nível							
Defasagens	PIB	Preços	Selic	Câmbio	M1	Ibovespa	Crédito
4	1,9336	2,3322	0,9212	1,5941	2,0724	1,9780	1,6780
12	0,8214	0,9677	0,4426**	0,7027*	0,8637	0,8169	0,6919*
Variáveis em Primeira Diferença							
Defasagens	PIB	Preços	Selic	Câmbio	M1	Ibovespa	Crédito
4	0,3503	0,4578	0,1339	0,2210	0,1485	0,1362	0,0766
12	0,3850	0,3482	0,1779	0,2815	0,1311	0,1351	0,0755

Notas: (1) A primeira coluna da tabela consiste no parâmetro de truncagem da defasagem; (2) Escolha das truncagens com base em Schwert (1989); (3) Valores críticos: 0,349 (10%), 0,465 (5%) e 0,735 (1%); (4) Para as variáveis M1, Ibovespa e Crédito a amostra iniciou-se em 2000.10; (5) Resultados obtidos a partir do programa

#### 2.4.2 Autorregressão Vetorial

Apesar da abordagem da soma ponderada das variáveis calcular os pesos das variáveis do FCI via vetores autorregressivos e/ou mínimos quadrados ordinários, neste ensaio será considerada apenas a autorregressão vetorial, uma vez que esta técnica reduz potenciais problemas de endogeneidade entre as variáveis.

O primeiro passo a ser dado para a construção dos índices de condições monetárias e financeiras é a estimação do modelo VAR, uma vez que é a partir dele que serão obtidos os choques históricos e as funções de impulso-resposta. Nas próximas seções serão apresentadas as estimações dos vetores autorregressivos, bem como a construção do MCI e do FCI.

##### *Estimação do Modelo MCI-VAR*

Para a construção do índice de condições monetárias foram incluídas apenas quatro variáveis no vetor autorregressivo, PIB real, nível de preços, juros real e câmbio real, tal como proposto na formulação do MCI apresentada na equação (3.2).

Considerando que os testes de estacionariedade indicaram um comportamento não estacionário das séries, o vetor autorregressivo foi estimado com as variáveis em primeira

<sup>15</sup> Para solucionar tal impasse efetuou-se o teste de Phillips-Perron (PP), que por sua vez, indicou a presença de raízes unitárias nas séries.



diferença. Tal procedimento pode levar à perda de informações importantes, caso as variáveis apresentem uma relação de equilíbrio de longo-prazo. Com isso, surge a necessidade de verificar a presença de relações de cointegração entre as variáveis do modelo. A Tabela 2.3 abaixo apresenta os resultados dos testes de Johansen e de Saikkonen-Lütkepohl.

TABELA 2.3  
Testes de Cointegração (MCI)  
(dados mensais – 2000.1 a 2009.12)

Ordem	Autovalor	Teste $\lambda$ -traço <sup>1</sup>	p-valor	Teste $\lambda$ -max <sup>1</sup>	p-valor	Teste S&L <sup>2</sup>	p-valor
0	0,150530	35,285	[0,4379]	19,577	[0,3833]	28,060	[0,2673]
1	0,066032	15,707	[0,7378]	8,198	[0,8838]	10,530	[0,6253]
2	0,056175	7,510	[0,5262]	6,938	[0,5050]	5,650	[0,2670]

Notas: (1) Testes  $\lambda$ -traço e  $\lambda$ -máximo de Johansen; (2) Teste de Saikkonen & Lütkepohl; (3) Os testes foram especificados sem restrições na constante e com 1 defasagem da variável em primeira diferença (selecionada pelo critério SBC); (4) Os testes de Johansen foram realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1) e o teste de Saikkonen & Lütkepohl foi realizado através do programa JMulTi (versão 4.24).

As estatísticas  $\lambda$ -traço e  $\lambda$ -max indicam a ausência de relações de cointegração entre as variáveis, assim, é possível estimar um modelo VAR com as variáveis em primeira diferença sem perdas de informações de longo prazo. O teste de Saikkonen-Lütkepohl corrobora esse resultado.

Optou-se pela inclusão de 6 defasagens no sistema VAR, apesar do critério de informação bayesiano de Schwarz (BIC) indicar um modelo mais parcimonioso, com 1 defasagem (Tabela 2.4). Essa escolha fundamentou-se na necessidade de corrigir problemas de autocorrelação e a presença do efeito ARCH no modelo com apenas 1 defasagem.

O modelo VAR estimado apresentou estabilidade, enquanto que seus resíduos não apresentaram problemas de autocorrelação (ver Apêndice A2), porém, de acordo com o teste de Doornik-Hansen, não foi possível aceitar a hipótese de normalidade dos resíduos.

TABELA 2.4  
Seleção de Defasagens do MCI-VAR  
(dados mensais – 2000.1 a 2009.12)

Defasagens	log L	AIC	BIC	HQC
1	1459,03	-24,0505	-23,6788*	-23,8995*
2	1480,12	-24,1353*	-23,3920	-23,8334
3	1495,42	-24,1237	-23,0087	-23,6709
4	1504,46	-24,0077	-22,5211	-23,4040
5	1516,99	-23,9498	-22,0914	-23,1951
6	1529,46	-23,8911	-21,6611	-22,9854

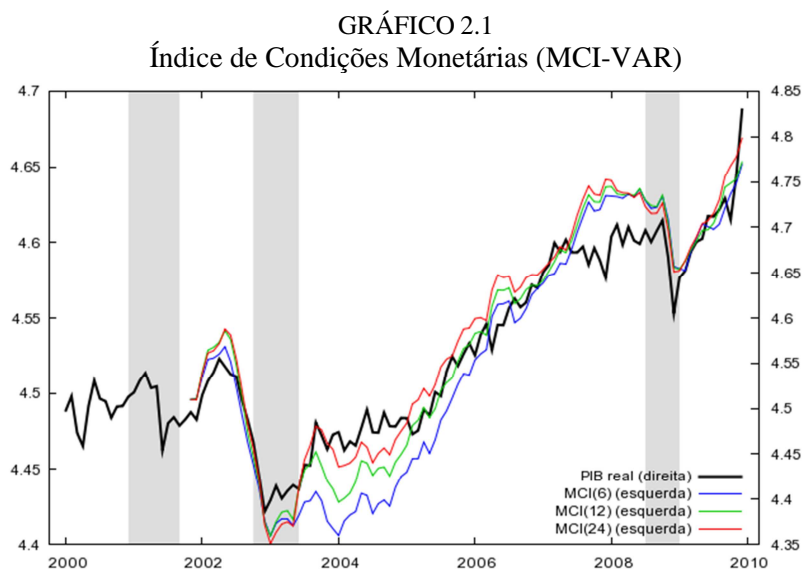
Notas: (1) Os asteriscos indicam os melhores (isto é, minimizados) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

Os choques foram identificados com base na fatorização de Cholesky, sendo que a ordenação das variáveis no VAR foi a seguinte: PIB, preços, juros e câmbio. Considerar o PIB e os

preços como as séries mais exógenas é bastante comum na literatura da transmissão monetária, uma vez que estas não reagem contemporaneamente às demais variáveis (GOODHART; HOFMANN, 2001). Em relação aos juros e ao câmbio, isso não é tão claro, uma vez que existe um problema potencial de simultaneidade entre as duas variáveis.

Porém, de acordo com Enders (2009), a importância da ordenação depende da magnitude dos coeficientes de correlação entre os resíduos estimados. Se  $|\rho| > 0,2$  a correlação entre os resíduos é importante, sendo necessário investigar a correta ordenação das variáveis. Como a correlação entre os resíduos dos juros e câmbio ficou abaixo desse valor, ordenou-se os juros como sendo mais “exógeno” que o câmbio<sup>16</sup>.

No Gráfico 2.1 são apresentados os índices de condições monetárias baseados na metodologia de Swiston (2008). Considerou-se três horizontes distintos para a acumulação dos índices, 6, 12 e 24 meses, com base no efeito defasado da política monetária sobre o produto. De forma geral pode-se concluir que as trajetórias dos MCIs são bastante próximas do PIB, sendo que o MCI(24) apresentou o melhor ajuste (erro médio aproximadamente 35% inferior ao do MCI(6) e 18% ao do MCI(12)).



Notas: (1) Escala logarítmica; (2) Áreas sombreadas representam os períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009); (3) Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

<sup>16</sup> A correlação entre os resíduos foi igual a 0,12. Adicionalmente, testou-se a hipótese desse coeficiente de correlação ser igual a 0, concluindo-se que ao nível de 1% de significância tal hipótese deve ser aceita.

### Estimação do Modelo FCI-VAR

Para a construção do índice de condições financeiras foram acrescentadas ao modelo VAR, além dos juros e do câmbio, o estoque de moeda (M1), o valor de capitalização de mercado do índice Bovespa e o total de concessões de crédito<sup>17</sup> (ver equação (3.3)). Dessa forma, além do canal da taxa de juros da taxa de câmbio, o FCI levou em consideração o canal das expectativas inflacionárias, do efeito riqueza e dos empréstimos bancários.

Com a utilização de todas as variáveis em primeira diferença, devido a presença de raízes unitárias, foi necessário realizar testes de cointegração. Considerando um nível de significância de 1%, a estatística  $\lambda$ -traço indica a existência de 1 vetor de cointegração. Porém os testes  $\lambda$ -max e Saikkonen-Lütkepohl rejeitam a hipótese de existência de relações de cointegração entre as variáveis, com isso optou-se por realizar a estimação de um modelo VAR sem correção de erros.

TABELA 2.5  
Testes de Cointegração (FCI)  
(dados mensais – 2000.10 a 2009.12)

Ordem	Autovalor	Teste $\lambda$ -traço <sup>1</sup>	p-valor	Teste $\lambda$ -max <sup>1</sup>	p-valor	Teste S&L <sup>2</sup>	p-valor
0	0,33248	148,22	[0,0008]	44,865	[0,0663]	111,93	[0,0134]
1	0,32456	103,35	[0,0122]	43,555	[0,0156]	65,650	[0,2861]
2	0,23548	59,799	[0,2425]	29,805	[0,1436]	48,390	[0,1617]
3	0,12929	29,994	[0,7206]	15,367	[0,7208]	25,430	[0,4090]
4	0,07501	14,627	[0,8056]	8,6546	[0,8539]	11,950	[0,4965]
5	0,04473	5,9726	[0,7017]	5,0793	[0,7327]	2,0800	[0,7882]

Notas: (1) Testes  $\lambda$ -traço e  $\lambda$ -máximo de Johansen; (2) Teste de Saikkonen & Lütkepohl; (3) Os testes foram especificados sem restrições na constante e com 2 defasagens da variável em primeira diferença. ); (4) Testes de Johansen realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1) e teste de Saikkonen & Lütkepohl realizado através do programa JMulTi (versão 4.24).

Os testes AIC, BIC e HQC sugeriram um modelo com não mais que 2 defasagens (Tabela 2.6), porém, devido a problemas de autocorrelação e à presença do efeito ARCH, foi necessária a inclusão de 3 defasagens. Testes estatísticos mostraram que o modelo estimado com 3 defasagens apresentou resíduos não autocorrelacionados (os resultados dos testes de Ljung-Box encontram-se no Apêndice A2). O cálculo das raízes do VAR mostrou que o mesmo é estável.

Da mesma forma que no modelo MCI, os choques foram identificados com base na fatorização de Cholesky. Seguindo Goodhart e Hofmann (2001) e Beaton *et al.* (2009), ordenou-se as variáveis da seguinte forma: PIB, preços, juros, câmbio, M1, capitalização de

<sup>17</sup> Também foram examinadas as seguintes variáveis: encaixes compulsórios (remunerados e não-remunerados), taxas referenciais de contratos de Swaps-DI (de 30 a 360 dias) e estoque total de crédito. Estas foram descartadas por não melhorarem significativamente os resultados das estimações.

mercado e crédito. Considerando que as variáveis financeiras não são capazes de afetar o produto e a inflação no curto prazo, estas são ordenadas por último.

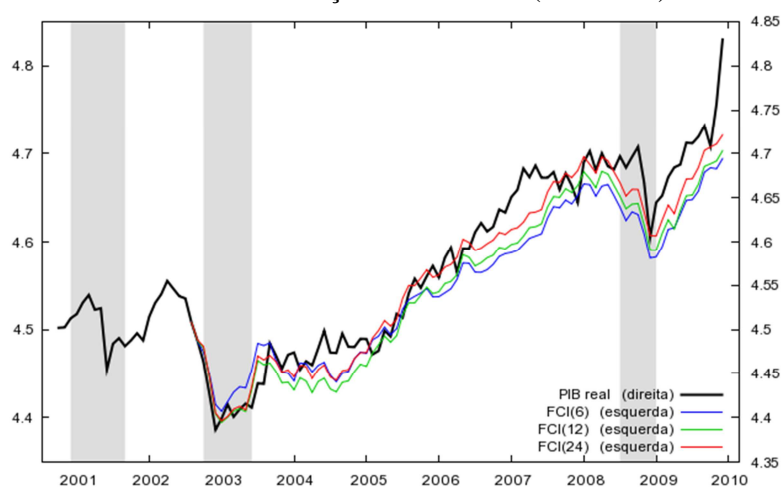
TABELA 2.6  
Seleção de Defasagens do FCI-VAR  
(dados mensais – 2000.10 a 2009.12)

Defasagens	log L	AIC	BIC	HQC
1	2020,68	-36,5126	-35,2957*	-36,0192*
2	2093,52	-36,9541*	-34,5203	-35,9673
3	2139,25	-36,8935	-33,2429	-35,4133
4	2181,20	-36,7631	-31,8955	-34,7894
5	2223,24	-36,6341	-30,5496	-34,1671
6	2273,28	-36,6534	-29,3520	-33,6930

Notas: (1) Os asteriscos indicam os melhores (isto é, minimizados) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

Para o cálculo dos FCIs foram considerados, da mesma forma que no MCI, horizontes distintos para a acumulação dos índices, 6, 12 e 24 meses. Pode-se notar que os índices FCI apresentaram, de forma geral, um melhor ajuste em relação ao PIB que os MCIs. Quando comparados entre si, o FCI(24) apresentou um erro médio aproximadamente 50% menor que o apresentado pelo FCI(6) e FCI(12).

GRÁFICO 2.2  
Índice de Condições Financeiras (FCI-VAR)



Notas: (1) Escala logarítmica; (2) Áreas sombreadas representam os períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009); (3) Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

### 2.4.3 Componentes Principais

A análise de componentes principais (PCA), ao reduzir a dimensão de um conjunto de dados, é capaz de identificar a existência de um pequeno número de componentes que possa explicar o máximo possível da variância do conjunto original de dados. Ou seja, a PCA é capaz de reduzir o número de variáveis e de detectar a estrutura nas relações entre elas. Como a construção do MCI/FCI envolve a transformação de um conjunto de variáveis em um único

índice, tem-se que a utilização da técnica dos componentes principais pode ser adequada para tal finalidade.

#### *Estimação do Modelo MCI-PCA*

Para a construção do índice de condições monetárias com base na análise dos componentes principais (MCI-PCA) foram utilizadas as mesmas variáveis do MCI-VAR (com exceção do PIB): taxa de juros, taxa de câmbio e nível de preços. A Tabela 2.7, a seguir, apresenta os resultados da PCA.

Um ponto importante na análise fatorial (e, conseqüentemente, na PCA) é a determinação da quantidade de fatores a serem extraídos, sendo que o número máximo de fatores é igual ao número de variáveis consideradas na análise. A idéia básica da análise fatorial é a de que o pesquisador pode utilizar a mínima quantidade de fatores para representar, da melhor forma possível, o conjunto inteiro de variáveis.

TABELA 2.7  
Componentes Principais (MCI)  
(dados mensais – 2000.1 a 2009.12)

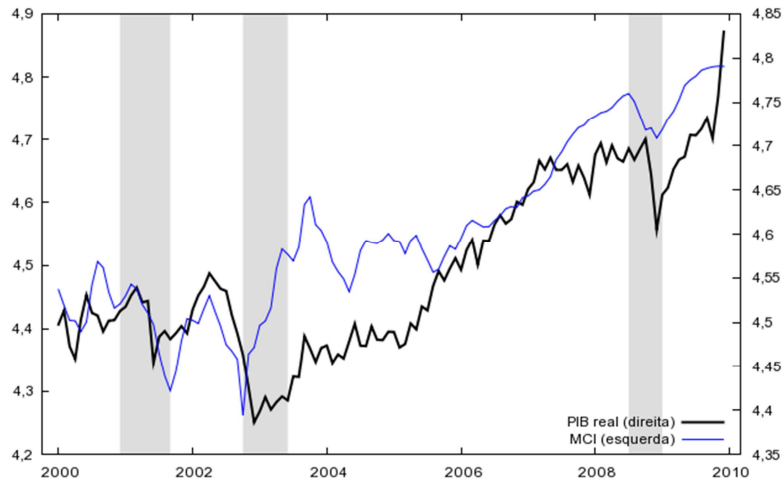
Análise de Autovalores da Matriz de Correlação			
Componente	Autovalor	Proporção	Acumulada
1	1,9875	0,6625	0,6625
2	0,6092	0,2031	0,8656
3	0,4033	0,1344	1,0000
Autovetores (cargas dos componentes)			
Variável	PC1	PC2	PC3
Selic	-0,548	0,766	0,336
Câmbio	-0,569	-0,636	0,521
Preços	0,613	0,094	0,785

Notas: (1) Variáveis padronizadas; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

Conforme observam Hair *et al.* (2009), nas Ciências Naturais extrai-se um número de fatores que seja capaz de explicar ao menos 95% da variância total, enquanto que nas Ciências Sociais não são raros os casos onde se extraia uma quantidade de fatores que seja capaz de explicar pelo menos 60% da variância total do conjunto de variáveis. Este percentual é mais baixo pois nas Ciências Sociais as informações são menos precisas. Assim sendo, como os resultados indicam que o primeiro componente é capaz de explicar 66,25% da variância comum das variáveis, ele foi escolhido para representar o MCI.

A analisar-se o Gráfico 2.3 é possível perceber que as trajetórias do PIB e do MCI são compatíveis, porém apresentam diferenças de nível consideráveis em alguns pontos da amostra (principalmente entre 2003 e 2006).

GRÁFICO 2.3  
Índice de Condições Monetárias (MCI-PCA)



Notas: (1) Escala logarítmica; (2) Áreas sombreadas representam os períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009); (3) Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

### Estimação do Modelo FCI-PCA

A construção do FCI com base na análise de componentes principais seguiu a mesma estratégia utilizada para a construção do MCI-PCA, de forma que as variáveis incluídas foram as mesmas do FCI-VAR (excluindo-se o PIB): inflação, juros real, câmbio real, estoque de moeda (M1), valor de capitalização de mercado das empresas listadas no índice Bovespa e o total de concessões de crédito.

TABELA 2.8  
Componentes Principais (FCI)

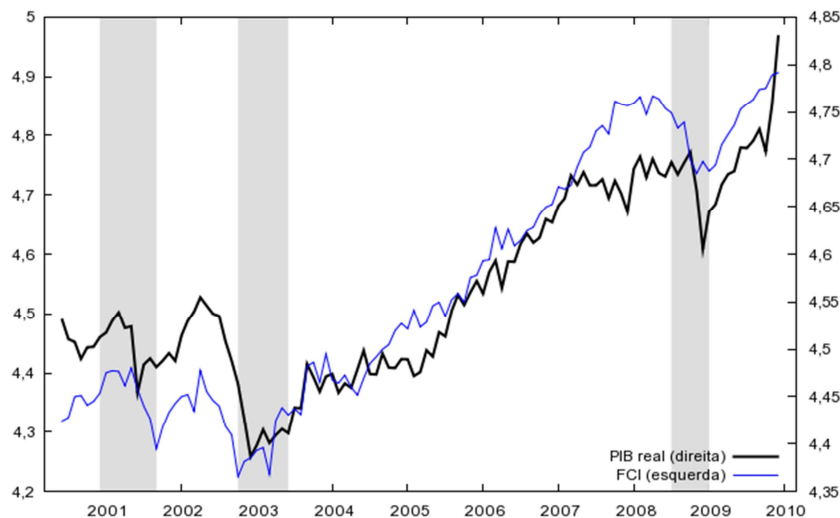
(dados mensais – 2000.6 a 2009.12)

Análise de Autovalores da Matriz de Correlação						
Componente	Autovalor	Proporção	Acumulada			
1	4,5401	0,7567	0,7567			
2	0,7665	0,1278	0,8844			
3	0,3710	0,0618	0,9463			
4	0,2054	0,0342	0,9805			
5	0,0740	0,0123	0,9928			
6	0,0430	0,0072	1,0000			
Autovetores (cargas dos componentes)						
Variável	PC1	PC2	PC3	PC4	PC5	PC6
Selic	-0,280	0,893	-0,287	0,071	0,058	0,183
Câmbio	-0,414	-0,217	-0,462	-0,703	0,250	-0,104
Preços	0,397	-0,116	-0,817	0,333	-0,100	-0,203
M1	0,455	-0,014	-0,104	-0,367	-0,153	0,790
Ibovespa	0,451	0,141	0,098	-0,049	0,869	-0,099
Crédito	0,426	0,349	0,131	-0,502	-0,382	-0,530

Notas: (1) Variáveis padronizadas; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1)

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 2.8, o primeiro componente captura 75,67% da variância comum, credenciando-o a representar o índice de condições financeiras. Comparativamente com o MCI-PCA, a inspeção visual do Gráfico 2.4 permite concluir que, em termos de trajetória, o FCI é superior ao MCI (a correlação entre o PIB e o FCI é de 0,94, enquanto que entre o PIB e o MCI é de 0,84). Porém, ao observar-se o erro médio (que leva em consideração a questão da diferença entre os níveis da série) o MCI passa a apresentar um melhor desempenho (0,004 contra 0,017 do FCI).

GRÁFICO 2.4  
Índice de Condições Financeiras (FCI-PCA)



Notas: (1) Escala logarítmica; (2) Áreas sombreadas representam os períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009); (3) Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

#### 2.4.4 Avaliação Estatística dos Índices

Após a estimação/construção dos índices é importante realizar uma comparação mais profunda entre eles. A Tabela 2.9 apresenta uma série de estatísticas de avaliação do poder de previsão do PIB pelos MCIs e FCIs. As estatísticas utilizadas foram o erro médio (ME), o erro quadrado médio (MSE), o erro absoluto médio (MAE), o erro percentual médio (MPE), o erro percentual absoluto médio (MAPE) e o U de Theil. Vale salientar que essa avaliação foi feita dentro da amostra.

Simplificadamente, o que se pode concluir, é que os índices construídos a partir da metodologia dos vetores autorregressivos apresentam superioridade na maioria das estatísticas de avaliação quando comparados aos estimados através da análise de componentes principais. As únicas estatísticas onde os componentes principais se mostraram superiores aos índices

baseados no VAR foram o erro médio (ME) e o erro percentual médio (MPE). Porém, esses baixos valores do ME e do MPE são resultantes da elevada amplitude do erro de previsão do MCI-PCA e do FCI-PCA (ou seja, dos elevados erros negativos e positivos que acabam por se anular). Esse problema não ocorre com as demais estatísticas, uma vez que nestas consideram-se os valores absolutos (MAE e MAPE) ou quadrados (MSE e U de Theil) dos resíduos, impedindo dessa forma que os erros negativos e positivos se anulem.

TABELA 2.9  
Estatísticas de Avaliação da Previsão

	Componentes Principais		Vetores Autoregressivos					
	MCI	FCI	MCI(6)	MCI(12)	MCI(24)	FCI(6)	FCI(12)	FCI(24)
Erro Médio	0,0047	0,0170	0,0477	0,0377	0,0309	0,0269	0,0274	0,0129
Erro Quadrado Médio	0,0059	0,0147	0,0034	0,0027	0,0023	0,0018	0,0014	0,0008
Erro Absoluto Médio	0,0647	0,1047	0,0495	0,0409	0,0355	0,0346	0,0309	0,0214
Erro Percentual Médio	0,1114	0,4186	1,0306	0,8087	0,6608	0,5737	0,5897	0,2753
Erro Percentual Absoluto Médio	1,4233	2,2942	1,0712	0,8824	0,7629	0,7471	0,6696	0,4629
U de Theil	3,5986	5,7263	2,7535	2,4323	2,2285	1,9637	1,7559	1,2635
Proporção do viés	0,0038	0,0197	0,6695	0,5294	0,4237	0,3998	0,5206	0,2231
Proporção da regressão	0,5203	0,9035	0,1159	0,2468	0,4237	0,2668	0,0901	0,2231
Proporção do distúrbio	0,4759	0,0768	0,2147	0,2238	0,2246	0,3334	0,3894	0,6853
Correlação entre o índice e o PIB	0,8398	0,9398	0,9649	0,9713	0,9757	0,9731	0,9751	0,9773

Notas: (1) Comparação entre o PIB real (em logaritmo) e os índices de condições monetárias e financeiras; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

Na classe dos modelos VAR, percebeu-se que os índices onde os impactos das variáveis sobre o PIB apresentaram maior persistência se ajustam melhor aos dados. Lembrando que o grau de persistência é representado pelo  $m$  da equação (3.8). Esse resultado ajuda a corroborar a idéia de que a política monetária opera com defasagens.

Com esses resultados, a análise a seguir baseia-se apenas nos modelos VAR com 24 defasagens (por se ajustarem melhor aos dados), dessa forma esses modelos são representados simplesmente como FCI-VAR e MCI-VAR. Além disso, os modelos de componentes principais também serão utilizados com o intuito de elevar a robustez dos resultados, uma vez que representam uma metodologia independente da autorregressão vetorial.

#### 2.4.5 Utilização do FCI para a Previsão do PIB

Para melhor analisar o poder de previsão dos FCIs e MCIs foram realizados testes adicionais para avaliar se tais índices são capazes de prever movimentos futuros do produto real. O



primeiro teste consiste na causalidade de Granger, que permite verificar se os valores defasados do FCI e/ou do MCI ajudam a prever o produto corrente<sup>18</sup>.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 2.10, pode-se observar que os índices de condições monetárias e financeiras (em todas as especificações consideradas) causam, no sentido de Granger, o PIB.

TABELA 2.10  
Testes de Granger

Hipótese Nula	Estatística F	[p-valor]	Defasagens	Amostra
FCI-PCA não causa PIB	13,47800	[0,0004]	1	2000.7-2009.12
PIB não causa FCI-PCA	0,07849	[0,7799]		
MCI-PCA não causa PIB	4,23820	[0,0168]	2	2000.03-2009.12
PIB não causa MCI-PCA	1,21520	[0,3005]		
FCI-VAR não causa PIB	3,64970	[0,0303]	2	2002.10-2009.12
PIB não causa FCI-VAR	2,49620	[0,0886]		
MCI-VAR não causa PIB	9,27790	[0,0002]	2	2002.01-2009.12
PIB não causa MCI-VAR	3,85180	[0,0248]		

Notas: (1) Variáveis em escala logarítmica; (2) As variáveis FCI-VAR e MCI-VAR consistem nos índices obtidos com um horizonte de acumulação de 24 meses; (3) Erros padrão robustos; (4) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1)

Uma última avaliação para os índices consiste no teste de seu poder de previsão fora da amostra. Para tanto foi utilizada a mesma estratégia proposta por Gauthier, Graham e Liu (2004), que consiste na estimação das seguintes equações:

$$pib_t = \beta_0 + \beta_1 FCI_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.10a)$$

$$pib_t = \beta_0 + \beta_1 MCI_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.10b)$$

Onde  $k$  é igual a 6, 12, 18 e 24. Em seguida, serão utilizados os próprios valores (defasados) do PIB:

$$pib_t = \beta_0 + \beta_1 pib_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.10c)$$

De forma mais intuitiva, as equações (3.10a) e (3.10b) permitem que se verifique se o FCI e o MCI ajudam a explicar o PIB 6, 12, 18 e 24 meses à frente. Com a utilização de (3.10c) é possível avaliar se os FCIs/MCIs são melhores previsores do PIB do que o próprio PIB defasado (as previsões oriundas desse modelo são chamadas, neste trabalho, de previsões “base”).

<sup>18</sup> Goodhart e Hoffman (2001) também utilizaram testes de Granger para avaliar índices de condições financeiras.

O que se pode perceber de imediato é que os índices possuem significância estatística em todas as modalidades, o que confirma a elevada correlação entre estes e o PIB (ver Tabela 2.9). Nota-se também que os coeficientes de determinação diminuem à medida que o horizonte de previsão aumenta, ou seja, quanto maior for o horizonte de previsão, menor será a quantidade de informações fornecidas pelos FCIs e MCIs acerca dos valores futuros do PIB.

Por fim, com base nos erros quadrados médios, percebe-se que em praticamente todos os horizontes de tempo os índices de condições financeiras e monetárias apresentaram um melhor desempenho quando comparados aos valores defasados do próprio PIB.

TABELA 2.11  
Exercício de Previsão Fora da Amostra

Índice	nº de passos	Coefficiente da Constante	Coefficiente do Índice	R <sup>2</sup> ajustado	MSE
FCI-PCA	6	2,461**	0,4648**	0,8399	0,000826
	12	2,406**	0,4793**	0,8071	0,003356
	18	2,385**	0,4870**	0,7584	0,002288
	24	2,198**	0,5320**	0,6871	0,000695
MCI-PCA	6	1,651**	0,6413**	0,6776	0,000463
	12	1,520**	0,6725**	0,6361	0,001726
	18	1,135**	0,7603**	0,6833	0,001197
	24	0,764**	0,8461**	0,6365	0,000829
FCI-VAR	6	-0,1352	1,037**	0,8460	0,000556
	12	0,4406	0,9146**	0,7819	0,005809
	18	0,7520*	0,8502**	0,7328	0,003546
	24	0,9000*	0,8229**	0,6670	0,000188
MCI-VAR	6	-1,378**	1,313**	0,7464	0,001741
	12	-0,8244*	1,193**	0,5933	0,009110
	18	-0,3488	1,092**	0,5535	0,005011
	24	0,0597	1,007**	0,4571	0,001224
Base	6	0,1042	0,9796**	0,7788	0,001544
	12	0,3240	0,9326**	0,6255	0,005592
	18	0,4108	0,9148**	0,5144	0,005964
	24	1,0030	0,7855**	0,2989	0,005184

Notas: (1) \*\* indica significância ao nível de 5 por cento; (2) Erros padrão do tipo HAC; (3) O FCI-VAR e o MCI-VAR indicam os índices com horizonte de acumulação igual a 24 meses; (4) No modelo "Base" utiliza-se o próprio PIB como regressor; (5) O erro quadrado médio (MSE) diz respeito à previsão do PIB no período 2010.1 a 2010.6; (6) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

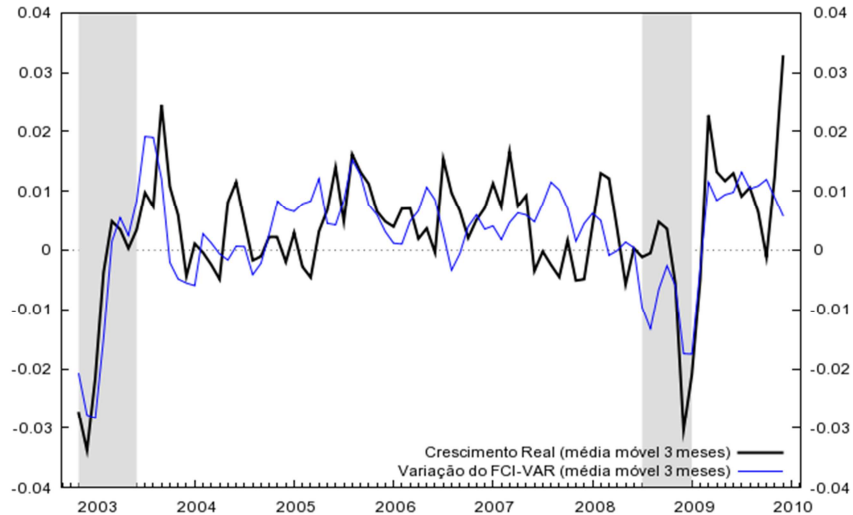
#### 2.4.6 O FCI como Indicador da Pressão das Condições Financeiras

De acordo com Beaton *et al.* (2009), como o FCI é construído com base no impacto exercido por cada uma das variáveis financeiras e monetárias sobre o PIB, ao utilizar-se a variação do mesmo, pode-se observar se está ocorrendo uma melhora ou uma piora das condições financeiras. Assim, variações positivas desse índice indicam uma melhora nas condições monetárias e financeiras, enquanto que variações negativas indicam o inverso.

O Gráfico 2.5, que apresenta as variações suavizadas (via média móvel de 3 meses) do PIB e do FCI, mostra a semelhança entre estas séries. O cálculo dos coeficientes de correlação entre

as variáveis pode confirmar essa observação: a correlação é estatisticamente significativa e igual a 0,50<sup>19</sup>.

GRÁFICO 2.5  
Pressão das Condições Financeiras sobre o Crescimento Econômico



Notas: (1) Variáveis suavizadas via média móvel simples de 3 meses; (2) Áreas sombreadas representam os períodos de recessão identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2009); (3) Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

Por fim, ainda com base no Gráfico 2.5, fica claro que as condições financeiras exerceram um impacto negativo sobre o crescimento econômico no período analisado (2002.11-2009.12). Além disso, percebe-se que os picos negativos do FCI-VAR coincidem com os episódios de recessão sofrido pela economia brasileira, 2002.10-2003.6 e 2008.7-2009.1, conforme identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos, CODACE, da Fundação Getúlio Vargas.

## 2.5 CONCLUSÃO

Em um ambiente financeiro cada vez mais sofisticado, como é o caso do Brasil, é importante que se leve em consideração o impacto não apenas da política monetária sobre a economia, mas o impacto da interação entre a política monetária e o setor financeiro. Se os movimentos nas variáveis financeiras que não estão sob controle direto da autoridade monetária mas que afetam a economia estiverem correlacionadas com a política monetária e isso não for considerado, estimativas dos impactos da política monetária sobre a atividade econômica e os preços poderão estar viesadas.

<sup>19</sup> A correlação entre o crescimento do PIB e o FCI-PCA também mostrou-se estatisticamente significativa, sendo igual a 0,34.

Diante disso, neste ensaio foi construído um conjunto de indicadores para as condições financeiras e monetárias no Brasil capazes de levar em consideração essa interação entre a política monetária e o setor financeiro. De forma mais específica, foram estimados índices de condições financeiras (FCIs) e monetárias (MCIs). Estes índices são basicamente indicadores que procuram sintetizar os efeitos das principais variáveis monetárias e financeiras sobre a atividade econômica.

Enquanto os índices de condições monetárias são constituídos basicamente pela taxa de juros e pela taxa de câmbio, os índices de condições financeiras consideram outras variáveis potencialmente capazes de alterar a interação entre a política monetária e a atividade econômica. A escolha destas, em geral, está relacionada aos canais de transmissão da política monetária. Por exemplo, além do canal da taxa de juros e do canal da taxa de câmbio, no FCI os seguintes mecanismos de transmissão da política monetária são considerados: canal das expectativas inflacionárias, canal do efeito riqueza e o canal dos empréstimos bancários.

Para a construção do FCI e do MCI foram adotadas duas metodologias distintas (ambas amplamente empregadas em estudos semelhantes), a saber: a autorregressão vetorial (VAR) e a análise de componentes principais (PCA). Com base na análise dentro da amostra concluiu-se que os índices construídos a partir da metodologia VAR apresentaram superioridade na maioria das estatísticas de avaliação quando comparados aos estimados através da análise de componentes principais. Além disso, na classe dos modelos VAR, percebeu-se que os índices onde os impactos das variáveis sobre o PIB apresentam maior persistência se ajustam melhor aos dados.

Em seguida foram realizados testes adicionais para avaliar se tais índices são capazes de prever movimentos futuros do produto real. O primeiro teste utilizado foi o da causalidade de Granger (que permite verificar se os valores defasados do FCI e/ou do MCI ajudam a prever o produto corrente), que concluiu que os índices de condições monetárias e financeiras (em todas as especificações consideradas) causam, no sentido de Granger, o PIB. O segundo teste consistiu na verificação do poder de previsão fora da amostra (nos horizontes de 6 até 24 meses), tendo os testes estatísticos usuais (significância, erro quadrado médio e coeficiente de determinação) concluindo que em praticamente todos os horizontes de previsão os índices apresentaram um melhor desempenho quando comparados aos valores defasados do próprio PIB.

Por fim, verificou-se, neste ensaio, se os FCIs foram capazes de captar a pressão que as condições financeiras exercem sobre a economia, observando sua capacidade de identificar períodos de recessão econômica. Esse tipo de análise foi possível uma vez que o FCI foi construído com base no impacto exercido por cada um de seus componentes (financeiros e monetários) sobre o PIB, assim, ao utilizar-se a variação do mesmo, pôde-se observar se ocorreu uma melhora ou uma piora das condições financeiras (variações positivas desse índice indicam uma melhora, enquanto que variações negativas indicam o inverso).

Utilizando os períodos recessivos identificados pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE/FGV), avaliou-se a capacidade do FCI em identificá-los. Mais uma vez os resultados foram favoráveis ao índice, uma vez que seus picos negativos coincidiram com os episódios de recessão da economia brasileira. Com isso, ficou claro que as condições financeiras exerceram um impacto negativo sobre o crescimento econômico no período analisado (novembro de 2002 a dezembro de 2009). Porém, esse resultado ainda é um pouco incipiente, dado que no período amostral foram identificadas apenas dois episódios recessivos.

## APÊNDICE A1: MODELOS TEÓRICOS

Este apêndice apresenta alguns modelos teóricos que podem servir de base para a construção do índice de condições monetárias. O primeiro deles é o de Gerlach e Smets (2000), apresentado a seguir.

Considera-se uma economia pequena aberta especializada na produção de um único bem. O setor privado da economia é descrito pela curva de Phillips, pela demanda agregada, pela condição de equilíbrio do mercado internacional de capitais e pela taxa de juros real esperada. Essas relações estão descritas abaixo:

$$p_t = E_{t-1}p_t + \gamma(y_t - \varepsilon_t^s) \quad (\text{A1.1})$$

$$y_t = -\alpha r_t + \beta(e_t - p_t + p_t^*) + \varepsilon_t^d \quad (\text{A1.2})$$

$$i_t = i_t^* - E_{t-1}e_{t+1} - e_t + \varepsilon_t^i \quad (\text{A1.3})$$

$$r_t = i_t - E_t(p_{t+1} - p_t) \quad (\text{A1.4})$$

A equação (A1.1) representa a curva de Phillips, estabelecendo que os preços ( $p_t$ ) são determinados pela expectativa em  $t-1$  do nível de preços atual ( $E_{t-1}p_t$ ) e pelo hiato do produto ( $y_t - \varepsilon_t^s$ , onde  $\varepsilon_t^s$  representa um distúrbio). A demanda agregada ( $y_t$ ), representada pela equação (A1.2), é função da taxa de juros real ( $r_t$ ), da taxa de câmbio real ( $q_t = e_t - p_t + p_t^*$ , onde  $e_t$  e  $p_t^*$  representam a taxa de câmbio nominal e o nível externo de preços, respectivamente) e de um distúrbio  $\varepsilon_t^d$ .

No modelo de Gerlach e Smets (2000), a condição da paridade descoberta de juros,  $i_t = i_t^* - E_{t-1}e_{t+1} - e_t$  (com  $i_t$  e  $i_t^*$  indicando as taxas de juros nominais doméstica e externa de juros) não se mantém, devido a existência de um prêmio de risco ( $\varepsilon_t^i$ ), dessa forma, a equação (A1.3) representa o equilíbrio do mercado internacional de capitais. A equação (A1.4) estabelece que taxa de juros real é igual a taxa nominal acrescida da inflação esperada,  $E_t(p_{t+1} - p_t)$ . Para fins de simplificação os níveis de preços e os juros estrangeiros são considerados como sendo iguais a zero. A autoridade monetária tem como objetivo minimizar a seguinte função de perda intertemporal:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i L_{t+i} \quad (\text{A1.5})$$

onde:  $L_t = \gamma^2 (y_t - \varepsilon_t^s)^2 + \chi (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2$  e  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$

Com  $\pi_t$  indicando a inflação observada e  $\bar{\pi}$  a meta inflacionária do banco central. De forma mais intuitiva, o problema de otimização descrito pela equação (A1.5) pode ser interpretado da seguinte forma: o banco central deseja minimizar os desvios do produto em relação ao produto potencial e os desvios da inflação em relação à meta estabelecida.

Assume-se que os parâmetros  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\gamma$  e que as distribuições dos distúrbios  $\varepsilon_t^s$ ,  $\varepsilon_t^d$  e  $\varepsilon_t^i$  são de conhecimento do público, que por sua vez observa as taxas nominais de juros e de câmbio. Em um cenário com informação completa tanto o setor privado quanto o banco central observam as variáveis endógenas correntes, de forma que são capazes de deduzir as fontes dos choques que atingem a economia. Assim, a função de reação do banco central pode ser reescrita da seguinte forma:

$$L_t = \gamma^2 (y_t)^2 + \chi (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 \quad (\text{A1.5a})$$

Com  $\varepsilon_t^s = 0$ , é possível rearranjar a equação (A1.1) de forma a obter  $y_t = (p_t - E_{t-1} p_t) / \gamma$ , que substituído na equação (A1.5a) fornece:

$$L_t = (p_t - E_{t-1} p_t)^2 + \chi (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 \quad (\text{A1.5b})$$

Somando e subtraindo  $p_{t-1}$  do primeiro termo da equação (A1.5b), pode-se reescrevê-la como  $L_t = [p_t - p_{t-1} - (E_{t-1} p_t - p_{t-1})]^2 + \chi (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2$ . Além disso, da equação (A1.5), tem-se que  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ , de forma que a função de reação do banco central pode ser representada da seguinte forma:

$$L_t = (\pi_t - E_{t-1} \pi_t)^2 + \chi (\pi_t - \bar{\pi}_t)^2 \quad (\text{A1.6})$$

A autoridade monetária escolhe, então, a inflação que irá minimizar sua função de perda. Resolvendo o problema de primeira ordem obtém-se:

$$\pi_t = (1 - \varphi) E_{t-1} \pi_t + \varphi \bar{\pi}_t \quad (\text{A1.7})$$

Onde  $\varphi = \chi / (1 + \chi)$ . Considerando expectativas racionais, tem-se que a diferença esperada entre a inflação observada e a meta inflacionária é igual a zero, ou seja,  $E_{t-1}(\pi_t - \bar{\pi}_t) = 0$ , o que implica dizer que  $E_{t-1} \pi_t = E_{t-1} \bar{\pi}_t$ . Logo, a inflação que minimiza a função perda é dada por:

$$\pi_t^{opt} = (1 - \varphi) E_{t-1} \bar{\pi}_t + \varphi \bar{\pi}_t \quad (\text{A1.8})$$

A equação (A1.8) informa que o banco central escolhe uma inflação que seja igual a média ponderada entre as expectativas do setor privado em relação à meta inflacionária ( $E_{t-1} \bar{\pi}_t$ ) e a meta inflacionária observada ( $\bar{\pi}_t$ ). A equação (A1.8) pode ser rearranjada de forma que se obtenha o erro de previsão dos preços:

$$p_t - E_{t-1} p_t = \varphi (\bar{\pi}_t - E_{t-1} \bar{\pi}_t) \quad (\text{A1.9})$$

Finalmente, utilizando as equações (A1.1), (A1.2) e (A1.9) é possível obter uma combinação dos juros e do câmbio compatível com a minimização da função de perda do banco central.

$$(1 - \omega) r_t - \omega q_t = \theta (\varepsilon_t^d - \varepsilon_t^s) - \theta \varphi (\bar{\pi}_t - E_{t-1} \bar{\pi}_t) / \gamma \quad (\text{A1.10})$$

Onde  $\omega = \beta / (\alpha + \beta)$  e  $\theta = 1 / (\alpha + \beta)$ . O primeiro termo da equação (A1.10), que representa a combinação entre as taxas de juros e de câmbio, é o chamado índice de condições monetárias, ou seja:

$$MCI_t = (1 - \omega) r_t - \omega q_t \quad (\text{A1.11})$$



É importante observar que os ponderadores do MCI dependem unicamente das elasticidades da demanda agregada, equação (A1.2), em relação aos juros e ao câmbio,  $\alpha$  e  $\beta$ , respectivamente.

A equação (A1.10) fornece importantes informações acerca dos movimentos do índice de condições monetárias. O banco central deveria adotar uma política monetária mais rígida de forma a combater excessos de demanda ( $\varepsilon_t^d - \varepsilon_t^s$ ), o que implica em um crescimento do MCI. De forma análoga, deveria adotar uma política expansionista quando a meta inflacionária ( $\bar{\pi}_t$ ) fosse relaxada (maior inflação). Em síntese, políticas monetárias mais rígidas estão associadas a variações positivas do MCI, enquanto que políticas expansivas estão associadas a variações negativas do MCI.

Romer (2001) constrói o índice de condições monetárias de forma mais simples, utilizando uma regra de Taylor. Para tanto ele parte da seguinte equação:

$$i_t - \pi_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma(y_t - \bar{y}_t) \quad (\text{A1.12})$$

Como uma apreciação cambial é capaz de reduzir a atividade econômica (da mesma forma que uma elevação na taxa de juros), o banco central poderia manter uma menor taxa de juros caso desejasse uma redução da atividade. Introduzindo a taxa real de câmbio em (A1.12) fornece:

$$i_t - \pi_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma(y_t - \bar{y}_t) + \delta q_t \quad (\text{A1.13})$$

Considerando que  $r_t = i_t - \pi_t$ , pode-se rearranjar (A1.13) da seguinte forma:

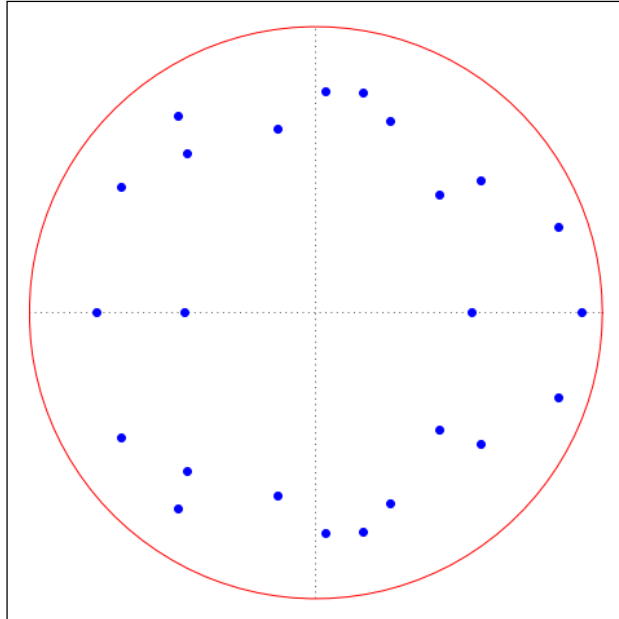
$$r_t - \delta q_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma(y_t - \bar{y}_t) \quad (\text{A1.14})$$

De forma semelhante à equação (A1.10), em (A1.14) tem-se uma combinação entre juros e câmbio que descreve o impacto das condições monetárias sobre a demanda agregada.

## APÊNDICE A2: DIAGNÓSTICOS DOS MODELOS ESTIMADOS

GRÁFICO A1

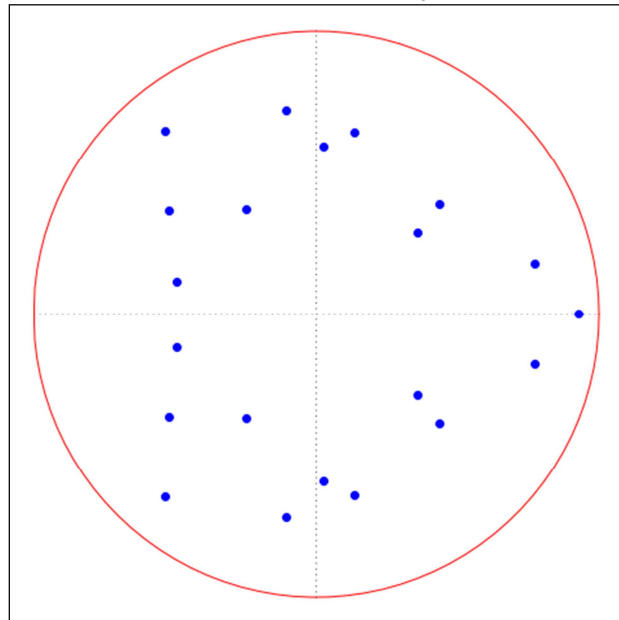
Raízes da inversa do MCI-VAR em relação ao círculo unitário



Nota: Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

GRÁFICO A2

Raízes da inversa do FCI-VAR em relação ao círculo unitário



Nota: Cálculos e gráficos via programa Gretl (versão 1.9.1).

TABELA A2  
 Função de Autocorrelação e Testes Q de Ljung-Box MCI-VAR  
 (dados mensais – 2000.01 a 2009.12)

Defasagem	Equação 1		Equação 2		Equação 3		Equação 4	
	Estatística Q	[p-valor]	Estatística Q	[p-valor]	Estatística Q	[p-valor]	Estatística Q	[p-valor]
1	0,1096	[0,741]	0,0067	[0,935]	0,0095	[0,922]	0,1597	[0,689]
2	0,6696	[0,715]	0,7167	[0,699]	0,0838	[0,959]	0,3437	[0,842]
3	0,7334	[0,865]	0,7716	[0,856]	0,0840	[0,994]	0,3488	[0,951]
4	0,9027	[0,924]	0,7831	[0,941]	0,2324	[0,994]	0,4329	[0,980]
5	0,9139	[0,969]	0,8569	[0,973]	0,2688	[0,998]	0,8877	[0,971]
6	1,2174	[0,976]	2,6701	[0,849]	0,5534	[0,997]	1,0699	[0,983]
7	1,3225	[0,988]	3,2988	[0,856]	0,5607	[0,999]	1,8192	[0,969]
8	2,5896	[0,957]	8,3182	[0,403]	0,5732	[1,000]	2,4251	[0,965]
9	2,5942	[0,978]	8,9858	[0,439]	0,6078	[1,000]	3,3816	[0,947]
10	2,6227	[0,989]	10,144	[0,428]	4,5495	[0,919]	3,8400	[0,954]
11	2,8513	[0,993]	10,177	[0,515]	4,5499	[0,951]	3,8892	[0,973]
12	3,4764	[0,991]	13,161	[0,357]	9,3771	[0,670]	3,8906	[0,985]

Notas: (1) A hipótese nula é a de que os resíduos não são autocorrelacionados; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

TABELA A3  
 Função de Autocorrelação e Testes Q de Ljung-Box FCI-VAR  
 (dados mensais – 2000.10 a 2009.12)

Defas.	Equação 1		Equação 2		Equação 3		Equação 4		Equação 5		Equação 6		Equação 7	
	Estat. Q	[p-valor]	Estat. Q	[p-valor]	Estat. Q	[p-valor]	Estat. Q	[p-valor]	Estat. Q	[p-valor]	Estat. Q	[p-valor]	Estat. Q	[p-valor]
1	0,0844	[0,771]	0,1926	[0,661]	0,0340	[0,854]	0,1153	[0,734]	0,5147	[0,473]	0,0650	[0,799]	0,0068	[0,934]
2	0,6465	[0,724]	0,1963	[0,906]	0,0635	[0,969]	0,1718	[0,918]	2,1981	[0,333]	0,1135	[0,945]	0,0234	[0,988]
3	1,1466	[0,766]	0,5224	[0,914]	0,4112	[0,938]	0,3935	[0,942]	2,2220	[0,528]	0,2525	[0,969]	0,1459	[0,986]
4	1,7711	[0,778]	0,6988	[0,951]	1,6560	[0,799]	0,4592	[0,977]	5,6250	[0,229]	0,3903	[0,983]	2,0592	[0,725]
5	1,8618	[0,868]	0,7020	[0,983]	2,8888	[0,717]	1,1563	[0,949]	5,6412	[0,343]	0,5044	[0,992]	2,6998	[0,746]
6	2,5796	[0,859]	1,1747	[0,978]	2,8888	[0,823]	2,8381	[0,829]	7,3032	[0,294]	1,7826	[0,939]	5,3201	[0,503]
7	2,6506	[0,915]	1,3946	[0,986]	3,2070	[0,865]	5,1628	[0,640]	10,625	[0,156]	1,9960	[0,960]	9,9258	[0,193]
8	6,2570	[0,618]	5,3233	[0,723]	4,0131	[0,856]	5,1879	[0,737]	12,129	[0,146]	2,2982	[0,970]	10,178	[0,253]
9	6,2626	[0,713]	7,8449	[0,550]	4,0149	[0,910]	5,9242	[0,747]	12,861	[0,169]	2,3761	[0,984]	10,427	[0,317]
10	6,4868	[0,773]	10,942	[0,362]	4,1247	[0,942]	12,337	[0,263]	12,953	[0,226]	2,5032	[0,991]	10,675	[0,383]
11	6,4946	[0,838]	11,044	[0,440]	4,2603	[0,962]	12,876	[0,302]	16,608	[0,120]	4,0411	[0,969]	12,001	[0,364]
12	6,8315	[0,869]	12,800	[0,384]	7,5627	[0,818]	13,037	[0,366]	29,549	[0,003]	4,1332	[0,981]	12,756	[0,387]

Notas: (1) A hipótese nula é a de que os resíduos não são autocorrelacionados; (2) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.1).

### APÊNDICE A3: DERIVAÇÃO DO FCI-VAR

Considere um vetor autorregressivo com três variáveis em sua representação de vetor de medias móveis (VMA):

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ x_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \bar{x}_3 \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{1,1}(i) & \phi_{1,2}(i) & \phi_{1,3}(i) \\ \phi_{2,1}(i) & \phi_{2,2}(i) & \phi_{2,3}(i) \\ \phi_{3,1}(i) & \phi_{3,2}(i) & \phi_{3,3}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-i} \\ \varepsilon_{2,t-i} \\ \varepsilon_{3,t-i} \end{bmatrix} \quad (\text{A3.1})$$

O coeficiente  $\phi_{j,k}(i)$  é chamado de função de impulso-resposta e representa o impacto no instante “ $i$ ” de uma mudança de uma unidade em  $\varepsilon_{k,t}$  sobre  $x_{j,t}$ . Por exemplo, o coeficiente  $\phi_{1,2}(0)$  é o impacto no tempo  $t=0$  de uma mudança de uma unidade em  $\varepsilon_{2,t}$  sobre  $x_{1,t}$ .

Para a construção do índice de condições monetárias com base na metodologia da autorregressão vetorial, são necessários três passos<sup>20</sup>. Sendo que, no caso em questão tem-se que  $x_1$  representa o produto e que  $x_2$  e  $x_3$  representam os juros e a inflação, respectivamente.

No primeiro passo estima-se o VAR de forma a obter seus resíduos,  $\{\hat{\varepsilon}_{2,t}\}$  e  $\{\hat{\varepsilon}_{3,t}\}$ . Onde  $\varepsilon_{j,t}$  representa o resíduo no tempo  $t$  da equação correspondente a variável  $j$  (esses resíduos são tratados como sendo choques aleatórios nos juros e na taxa de câmbio).

No segundo passo calculam-se as funções de impulso-resposta do PIB em relação a cada uma das variáveis financeiras, ou seja,  $\phi_{1,2}(0), \phi_{1,2}(1), \dots, \phi_{1,2}(m)$  para os juros e  $\phi_{1,3}(0), \phi_{1,3}(1), \dots, \phi_{1,3}(m)$  para o câmbio.

No terceiro passo os resíduos devem ser multiplicados pelos coeficientes da função de impulso-resposta para obter o impacto de cada choque ao longo do tempo, ou seja:

$$\omega_{t,t-i}^{(j)} = \phi_{1,j}(i) \times \hat{\varepsilon}_{j,t} \quad (\text{A3.2})$$

<sup>20</sup> O autor agradece a Andrew Swiston (FMI) e Kimberley Beaton (Banco do Canadá) pela ajuda na construção dos FCIs

Onde  $\omega_{t,t-i}^j$  indica a resposta do produto no tempo  $t$  a impactos na variável  $j$  no tempo  $t-i$ .

O impacto  $\hat{\varepsilon}_{j,t}$  é ponderado de acordo com  $\phi_{1,j}(i)$ , de forma que, no caso da função de impulso resposta decrescer ao longo do tempo, os choques mais antigos terão menor peso na determinação do MCI. Por exemplo, um impacto nos juros ( $j=2$ ) no tempo  $t-1$  sobre o produto em  $t$  é igual a:

$$\omega_{t,t-1}^{(2)} = \phi_{1,2}(1) \times \hat{\varepsilon}_{2,t} \quad (\text{A3.3})$$

Em termos matriciais pode-se representar os diferentes  $\omega_{t,t-i}^{(j)}$  da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \omega_{t,t}^{(2)} & \omega_{t,t-1}^{(2)} & \dots & \omega_{t,t-m}^{(2)} \\ \omega_{t,t}^{(3)} & \omega_{t,t-1}^{(3)} & \dots & \omega_{t,t-m}^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,j}(0) \times \hat{\varepsilon}_{2,1} & \phi_{1,j}(1) \times \hat{\varepsilon}_{2,1} & \dots & \phi_{1,j}(m) \times \hat{\varepsilon}_{2,1} \\ \phi_{1,j}(0) \times \hat{\varepsilon}_{3,2} & \phi_{1,j}(1) \times \hat{\varepsilon}_{3,2} & \dots & \phi_{1,j}(m) \times \hat{\varepsilon}_{3,2} \end{bmatrix} \quad (\text{A3.4})$$

Supondo um horizonte de 6 meses para a acumulação ( $m=6$ ), tem-se:

$$MCI_t = (\omega_{t,t}^{(2)} + \omega_{t,t-1}^{(2)} + \dots + \omega_{t,t-6}^{(2)}) + (\omega_{t,t}^{(3)} + \omega_{t,t-1}^{(3)} + \dots + \omega_{t,t-6}^{(3)}) \quad (\text{A3.5})$$

Generalizando para  $m$ -períodos:

$$MCI_t = \omega_{t,t}^{(2)} + \dots + \omega_{t,t-m}^{(2)} + \omega_{t,t}^{(3)} + \dots + \omega_{t,t-m}^{(3)} \quad (\text{A3.6})$$

Generalizando para  $n$ -variáveis:

$$MCI_t = \sum_{j=1}^n \left( \sum_{i=1}^m (\omega_{t,t-i}^{(j)}) \right) \quad (\text{A3.7})$$

## APÊNDICE A4: SEQUÊNCIA DE COMANDOS GRETL

```

<sequência de comandos>
##### Estimação do VAR #####
list Y = ld_pib_r_sa ld_igp_di ld_selic_r ld_camb_r
var 12 Y --lagselect
scalar order = 6
"MCI-VAR" <- var order Y --nc

##### Funções de resposta ao impulso #####
scalar target = 1
scalar nelemY = nelem(Y)

matrix A = $compan

loop j=1..nelemY --quiet
  scalar shock$j = $j
  matrix C$j = zeros(nelem(Y)*order, nelem(Y))
  C$j[1:nelem(Y),] = cholesky($sigma)
  matrix IRF$j = zeros(24,1)
  IRF$j[1] = C$j[target, shock$j]
  loop i=2..24 --quiet
    C$j = A * C$j
    IRF$j[i] = C$j[target, shock$j]
  endloop
endloop

##### Cálculo do Índice de Condições Monetárias #####
matrix residuals = $uhat

loop j=1..nelemY --quiet
  matrix UHAT$j = residuals[, $j]
  series uhat$j = residuals[, $j]
  setinfo uhat$j -d "Resíduos da equação $j"
  scalar sd_uhat$j = sd(uhat$j)
  matrix r$j = (UHAT$j/sd_uhat$j) * transp(IRF$j)
endloop

scalar n=0
loop for (n=6;n<=24;n=n*2) --quiet
  scalar m = $T - n + 1
  loop j=2..nelemY --quiet
    matrix R$n_$j = zeros(m,1)
    loop i=1..m --quiet
      loop c=1..n --quiet
        row = i + n - c
        R$n_$j[i] += r$j[row, c]
      endloop
    endloop
  endloop
  matrix MCI$n = R$n_2 + R$n_3+ R$n_4
endloop

smpl +5 2009:12
series mci6 = MCI6
smpl +6 2009:12
series mci12 = MCI12
smpl +12 2009:12
series mci24 = MCI24
</sequência de comandos>

```

# Abertura Econômica e Política Monetária no Brasil

## RESUMO

O presente ensaio procura analisar os impactos da abertura econômica, em suas vertentes comercial e financeira, sobre a dinâmica inflacionária e a condução da política monetária no Brasil. Estimativas da curva de Phillips indicaram que a abertura comercial reduz o impacto do hiato doméstico sobre a inflação, enquanto que estimativas da regra de Taylor apontaram que tanto o hiato do produto americano quanto a abertura financeira foram capazes de diminuir o peso do hiato doméstico sobre a política monetária. Com o intuito de obter informações adicionais sobre as inter-relações entre inflação e juros domésticos e a abertura econômica, o presente trabalho investigou a evolução desses impactos ao longo do tempo, empregando a técnica de regressão com janela móvel e os modelos com parâmetros variando no tempo (TVP). Em ambos os casos os resultados não forneceram indícios suficientemente fortes de um aumento do impacto da abertura econômica, ou seja, não parece ser o caso do setor externo estar se tornando o principal determinante da inflação e da política monetária. Apesar das estimativas dos modelos TVP apontarem heterogeneidade nos impactos da abertura comercial e financeira, as trajetórias destes não apontam uma tendência clara.

**Palavras-Chave:** Inflação; Política monetária; Abertura econômica; Regressão com janela móvel; Modelos com parâmetros variando no tempo.

## ABSTRACT

This essay aims to analyze the impacts of trade and financial liberalization on inflation dynamics and monetary policies in Brazil. Estimates of the Phillips curve indicated that trade openness reduces the impact of the domestic output gap on inflation, while estimates of the Taylor rule indicated that both financial openness and the U.S. output gap were able to decrease the impact of the domestic output gap on monetary policy. In order to obtain information about the interrelations between domestic inflation and interest rate and economic opening, this study investigated the evolution of these impacts over time using the moving window regression technique and time varying parameter models (TVP). In both cases the results did not provide strong evidence of an increase in the impact of economic openness, in other words, apparently, the external sector is not becoming the main determinant of inflation and monetary policies. Despite estimates of the TVP models suggesting heterogeneity in the impacts of trade and financial openness, their paths do not show a clear trend.

**Keywords:** Inflation; Monetary policy; Economic openness; Rolling-window regression; Time varying parameters models.

### 3 ABERTURA ECONÔMICA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

#### 3.1 INTRODUÇÃO

Dado o cenário de crescente abertura econômica, em suas vertentes financeira e comercial, recentemente tem-se verificado uma certa preocupação em relação ao alcance da política monetária em uma economia globalizada (ROGOFF, 2006; WOODFORD, 2007; MISHKIN, 2008). De acordo com Woodford (2007), tem se popularizado a argumentação de que a abertura exerce (ou exercerá) sérias conseqüências sobre o mecanismo de transmissão da política monetária, diminuindo a capacidade dos bancos centrais de controlarem suas taxas domésticas de inflação de forma isolada (ou seja, sem a influência dos bancos centrais estrangeiros), acrescentando que algumas visões mais alarmistas chegam a acreditar que a estabilidade de preços observada em muitos países deveria ser atribuída principalmente a fatores externos favoráveis ao invés de domésticos.

De acordo com Rogoff (2003), a significativa redução na inflação mundial (de 30% para 4% entre 1993 e 2003) pode ser atribuída apenas em parte aos avanços institucionais e operacionais dos bancos centrais domésticos, ou seja, eles merecem apenas uma parte do crédito. Entre esses avanços estão o aumento da independência dos bancos centrais, a predominância de políticas monetárias mais conservadoras e anti-inflacionárias, a melhor comunicação entre os bancos centrais e os mercados e o incremento da capacidade de controle monetário.

A justificativa dada pelo autor é a de que os bancos centrais não foram os únicos responsáveis por isso, uma vez que fatores exógenos (em relação à política monetária) foram importantes para a redução da inflação nos países. Entre estes fatores encontram-se as melhorias na condução da política fiscal, a revolução tecnológica e o aumento da competição nos mercados de bens e de trabalho.

A abertura econômica tem o potencial de tornar os mercados mais competitivos e, dessa forma, estimular o crescimento da produtividade (MISHKIN, 2008). Conforme observa Allard (2007), com a abertura é possível que a disponibilidade de substitutos estrangeiros (facilmente importáveis) para os bens produzidos domesticamente cresça, de forma que as firmas domésticas passam a sofrer uma maior competição. Para manter sua competitividade as



empresas precisarão se tornar mais eficientes e inovadoras, sendo que, com o passar do tempo, apenas as que conseguirem tais avanços sobreviverão. Esse processo é capaz de elevar a produtividade agregada da economia doméstica. Um maior nível de produtividade é capaz de reduzir os preços e, assim, a inflação.

Além de favorecer a redução dos preços via competição, com uma maior abertura econômica é de se esperar que ocorra uma suavização do consumo através das concessões e dos pedidos internacionais de empréstimos, enfraquecendo a ligação entre a inflação e as flutuações do produto (ALLARD, 2007), ou seja, a curva de Phillips ficará mais inclinada (ou seja, mais horizontal), de forma que variações no desemprego terão um menor impacto sobre a inflação.

A globalização tende a tornar os preços e os salários mais flexíveis, reduzindo o impacto de políticas monetárias não antecipadas (ROGOFF, 2003, 2006) e, dessa forma, diminuindo o incentivo à adoção de tais políticas e o incentivo à pressão, por parte dos governos, sobre os bancos centrais. Mishkin (2008), apesar de considerar tal argumento válido do ponto de vista teórico, discorda desse argumento observando que, de fato, a curva de Phillips tem se tornado menos inclinada (ou seja, mais vertical) em vários países do mundo.

Outra forma através da qual se pode observar o impacto de um maior fluxo de comércio sobre a inflação é descrita por Allard (2007), que acredita que com a elevação da disponibilidade de bens estrangeiros fomentada pela globalização, os bens importados mais baratos terão sua participação no consumo elevada e, dessa forma, aumentarão seu peso nos índices de preços, reduzindo diretamente a inflação.

Um outro argumento em relação aos impactos da globalização sobre a política monetária é o de Richard Fisher, que acredita que com o advento da “Era da Informação” criou-se uma cisão entre a teoria econômica prevalecente e a prática no mundo real. De forma que, de acordo com o economista, “os antigos modelos simplesmente não se aplicam a economia globalizada, interconectada e expandida” (FISHER, 2006).

Para Woodford (2007), esse tipo de raciocínio pode conduzir à necessidade de uma reconceituação dos determinantes da inflação, porém o autor não acredita que esta seja realmente necessária, uma vez que apesar das elevações no comércio internacional de ativos financeiros, bens de consumo e fatores de produção poderem levar à mudanças quantitativas

nas magnitudes das inter-relações de algumas variáveis-chave relevantes para o mecanismo de transmissão da política monetária, não deverão requerer uma reformulação considerável no instrumental utilizado na análise de política monetária.

Além do incremento da competição, existem diversas formas através das quais a abertura econômica pode afetar a condução da política monetária. Para Mishkin (2008) o impacto da abertura sobre a política monetária pode se manifestar tanto através dos seus efeitos sobre o comportamento da inflação e do produto quanto através de seus efeitos sobre os mecanismos de transmissão.

Woodford (2007) apresenta três mecanismos através dos quais a globalização é capaz de reduzir o impacto da política monetária: (1) o prêmio de liquidez pode passar a refletir a “liquidez global” ao invés da liquidez ofertada pelo banco central; (2) a taxa de juros real pode deixar de responder ao equilíbrio poupança/investimento doméstico, passando a ser função do equilíbrio poupança/investimento global e; (3) a inflação pode apresentar uma maior sensibilidade ao hiato do produto global em comparação ao hiato doméstico.

O presente ensaio tem como objetivo geral verificar se a abertura econômica (tanto em sua vertente comercial quanto financeira) é capaz de alterar a dinâmica inflacionária e a condução da política monetária no Brasil. A importância de tal estudo reside no fato de que se as condições externas forem de elevada importância para a determinação da inflação doméstica, é essencial que se tenha em mente os possíveis efeitos de uma reversão dessas condições sobre a inflação doméstica e, dessa forma, sobre a condução da política monetária.

Como objetivos específicos, serão feitos testes econométricos para: (1) Verificar se a globalização reduz a sensibilidade da inflação ao hiato do produto doméstico; (2) Analisar a evolução dos impactos do hiato do produto estrangeiro e da abertura econômica sobre a inflação doméstica, de forma a verificar se a importância do setor externo sobre a dinâmica inflacionária brasileira tem crescido; (3) Averiguar se a condução da política monetária doméstica é afetada diretamente pela abertura econômica e; (4) Analisar a evolução da relação entre o hiato do produto estrangeiro, a abertura econômica e a determinação dos juros doméstico.

### 3.2 REVISÃO DA LITERATURA

Em artigo seminal, Romer (1993), testou a relação entre a abertura econômica (medida como a razão entre as importações e o PIB) e a inflação, utilizando para tanto uma amostra de 114 países, no período entre 1973 e 1990, aplicando técnicas de mínimos quadrados ordinários e variáveis instrumentais. O autor concluiu que países com maior grau de abertura possuem uma inflação média menor, quando comparados aos países mais fechados.

Esse resultado foi discutido por Terra (1998), que, utilizando a mesma base de dados de Romer (1993), mostrou que o maior grau de abertura só reduz a inflação média em países altamente endividados (ou seja, onde o endividamento externo tem influência sobre a condução da política monetária). (mas testa os resultados com exportações mais importações sobre o PIB e consegue resultados semelhantes).

Os resultados de Terra (1998) foram corroborados por Machado, Sachsida e Mendonça (2005), que também tentaram verificar a existência de uma relação robusta entre inflação e abertura comercial. Para tanto empregaram técnicas econométricas mais sofisticadas (dados em painel) e aumentaram o tamanho da amostra utilizada nas estimações. A vantagem de se aumentar o tamanho dessa amostra, visto que Romer (1993) e Terra (1998) utilizaram os dados entre 1973 e 1990, reside no fato de que na década de 1990 o mundo experimentou uma elevação no grau de abertura econômica. Machado *et al.* (2005) concluem que seus resultados se aproximam dos obtidos por Terra (1998), mostrando que a correlação negativa entre inflação e abertura comercial somente é verificada em países com alto e médio nível de endividamento externo.

Boivin e Giannoni (2008) procuraram avaliar a importância do restante do mundo no mecanismo de transmissão da política monetária norte-americana, ou seja, os autores estimaram em que extensão as respostas da economia mundial ampliam ou reduzem os efeitos da política monetária americana sobre sua própria economia e se essa relação tem se alterado ao longo do tempo. Utilizando dados trimestrais no período entre 1984 e 2005 e adotando a metodologia FAVAR (vetor autorregressivo fator-aumentado), Boivin e Giannoni (2008) não encontraram evidências estatísticas fortes de uma mudança significativa no mecanismo de transmissão da política monetária americana devido a forças globais. Porém, de acordo com os autores, desde o ano 2000 as forças globais podem ter contribuído na redução da

persistência dos choques monetários, o que pode indicar que a alteração no mecanismo de transmissão da política monetária pode ser um fenômeno recente.

Milani (2009a) empregou um modelo estrutural para estimar se hiato do produto global tem se tornado um importante determinante da dinâmica inflacionária dos Estados Unidos. Para tanto, utilizou dados trimestrais para os períodos 1960-1979 e 1985-2007 e adotou a metodologia da verossimilhança com informação completa. Tal modelo estrutural é capaz de capturar efeitos potenciais do hiato do produto tanto sobre a oferta agregada quanto sobre a demanda agregada. O autor concluiu que entre 1985 e 2007 o hiato estrangeiro se tornou um dos determinantes da inflação americana. Além disso, ao comparar a inclinação da curva de Phillips entre os dois períodos amostrais Milani (2009a) percebeu que houve uma redução na sua inclinação, o que sugere que a inflação está se tornando menos sensível ao hiato doméstico.

Milani (2009b) amplia o estudo de Milani (2009a) ao analisar os efeitos do hiato do produto mundial sobre a inflação das economias do G7 (Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Reino Unido, Itália e Canadá). Utilizando dados trimestrais entre 1985 e 2007, o autor verificou a existência de um efeito significativo do hiato do produto estrangeiro sobre as demandas agregadas da maior parte dos países da amostra, sendo que através desse canal as condições econômicas globais podem afetar, indiretamente, a inflação doméstica. Dessa forma, os resultados não fornecem uma clara evidência a favor da inclusão do hiato do produto global nas curvas de Phillips domésticas.

Allard (2007) explorou a relação entre a globalização e a inflação através da estimação de uma curva de Phillips aumentada, utilizando dados em painel para oito países da Europa central<sup>21</sup> no período compreendido entre 1996 e 2004. O autor concluiu que os preços se tornaram menos sensíveis em relação às condições econômicas domésticas à medida que a integração comercial (medida pela razão entre as importações e o PIB) cresceu. Além disso, através de estimações adicionais, Allard (2007) concluiu também que a globalização exerceu impactos setoriais sobre o setor manufatureiro, através da redução do *mark up* das firmas, favorecendo uma maior redução dos preços.

---

<sup>21</sup> Polônia, República Tcheca, Hungria, Eslováquia, Eslovênia, Estônia, Letônia e Lituânia.

Muinhos (2004) estuda a questão do repasse cambial para a inflação doméstica através da estimação de uma série de curvas de Phillips modificadas<sup>22</sup>. Entre as alterações está a inclusão da abertura econômica entre os determinantes da inflação. As outras variáveis incluídas foram: o desvio real do câmbio (em relação ao câmbio real filtrado através do método de Hodrick-Prescott) e a variação do câmbio nominal (para captar o efeito *pass-through*). Empregando a metodologia dos mínimos quadrados de dois estágios (com dados trimestrais entre 1994.4 e 2002.2), Muinhos (2004) obteve parâmetros sem significância estatística para a abertura econômica.

### 3.3 METODOLOGIA

#### 3.3.1 Impactos da Abertura Sobre a Inflação

Nesta seção são apresentadas algumas formas através das quais é possível medir o impacto da abertura econômica sobre a inflação, sendo a curva de Phillips o ponto de partida desta discussão. Partindo da curva de oferta agregada de Lucas, que relaciona o produto com o produto potencial e com a diferença entre a inflação observada e a esperada, é possível derivar a curva de Phillips. Algebricamente, tem-se:

$$y_t = \bar{y}_t + \lambda^{-1} (p_t - p_t^e) \quad (3.1)$$

Onde  $y_t$  representa o produto,  $\bar{y}_t$  representa o produto potencial,  $p_t$  representa o nível de preços e  $p_t^e$  indica o nível de preços esperado. Somando e subtraindo  $p_{t-1}$  do segundo termo do lado direito da equação (3.1), tem-se:

$$y_t = \bar{y}_t + \lambda^{-1} [(p_t - p_{t-1}) - (p_t^e - p_{t-1}^e)]$$

$$y_t = \bar{y}_t + \lambda^{-1} (\pi_t - \pi_t^e)$$

Finalmente, rearranjando a expressão acima obtém-se a curva de Phillips:

$$\pi_t = \pi_t^e + \lambda (y_t - \bar{y}_t) \quad (3.2)$$

---

<sup>22</sup> A especificação básica da curva de Philips é a mesma utilizada em Goldfajn e Werlang (2004).

A curva de Phillips pode ser alterada através da inclusão de variáveis adicionais que possam afetar a inflação, sendo que uma modificação bastante popular é a inclusão da taxa de câmbio. A justificativa para tal alteração reside no fato de que em economias expostas ao comércio exterior, mudanças no câmbio afetam os preços dos bens comercializáveis que, por sua vez, podem exercer pressões sobre a inflação. Esse fenômeno é conhecido como repasse cambial<sup>23</sup> (ou *pass-through*) e pode ser representado da seguinte forma:

$$\pi_t = \pi_t^e + \lambda(y_t - \bar{y}_t) + \alpha(s_t - s_{t-1}) \quad (3.3)$$

Onde o termo  $(s_t - s_{t-1})$  representa a depreciação cambial, que impacta positivamente a inflação (com um câmbio mais elevado os bens importados ficam mais caros, o que pode levar ao crescimento da inflação).

Além da introdução da taxa de câmbio (que visa capturar os efeitos do repasse cambial), outras alterações podem ser feitas à curva de Phillips, como por exemplo, a inclusão da abertura econômica, do hiato do produto estrangeiro ou da inflação externa. Um exemplo desse tipo de alteração pode ser visto em Allard (2007)<sup>24</sup>, que inclui a abertura comercial (medida como o total das importações sobre o PIB) entre os determinantes da inflação doméstica. A curva de Phillips pode ser modificada para avaliar se a abertura econômica afeta a dinâmica da inflação doméstica de forma direta, com base na equação (3.3a), ou de forma indireta, com base na equação (3.3b). Algebricamente tem-se:

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta_1(y_t - \bar{y}_t) + \beta_2(abertura_t) \quad (3.4a)$$

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta_1(y_t - \bar{y}_t) + \beta_2(y_t - \bar{y}_t)(abertura_t) \quad (3.4b)$$

Onde *abertura* representa a abertura econômica (tanto na sua vertente comercial quanto na financeira). Através da equação (3.4b) é possível avaliar se abertura é capaz de reduzir o impacto do hiato do produto doméstico sobre a inflação. Este problema pode ser representado algebricamente da seguinte forma:

<sup>23</sup> Existem diversos estudos que procuram analisar o repasse cambial no Brasil, como por exemplo Correa e Minella (2005), Schwartzman (2006) e Tejada e Silva (2008).

<sup>24</sup> Outros autores que ampliam a curva de Phillips são, por exemplo, Goldfajn e Werlang (2000), Muinhos (2004), Schwartzman (2006) e Pinheiro (2009).

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial (y_t - \bar{y}_t)} = \beta_1 + \beta_2 (\text{abertura}_t) \quad (3.5)$$

A interpretação da equação (3.5) é bastante direta: se  $\beta_2$  for diferente de zero, tem-se que a abertura é capaz de alterar o impacto da política monetária sobre a inflação. Do ponto de vista estatístico, testa-se a hipótese de que  $\beta_2$  é igual a zero, ou seja,  $H_0 : \beta_2 = 0$ .

### 3.3.2 Implicações Para a Política Monetária

Com o intuito de avaliar os possíveis impactos da abertura econômica sobre a condução da política monetária o presente trabalho representa esta última através de uma regra de política, a regra de Taylor.

Taylor (1993) propôs uma regra simples para a condução da política monetária, considerando as alterações da inflação e do produto na determinação da taxa nominal de juros. Algebricamente, a regra de Taylor pode ser representada como:

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \alpha (\pi_t - \bar{\pi}_t) + \beta (y_t - \bar{y}_t) \quad (3.6)$$

Onde  $i_t$  indica a taxa de juros nominal (que é o instrumento de política monetária),  $\bar{r}$  representa a taxa real de juros compatível com as metas da autoridade monetária e com o crescimento equilibrado da atividade econômica,  $\pi_t$  indica a inflação do período,  $\bar{\pi}$  indica a meta de inflação,  $y_t$  indica o produto doméstico corrente e  $\bar{y}_t$  representa o produto potencial.

A equação (3.6) pode ser interpretada da seguinte forma: se a inflação estiver acima da meta espera-se que a autoridade monetária eleve os juros nominais e, dessa forma, reduza a inflação, por outro lado, caso o produto se apresente abaixo do seu potencial espera-se que a autoridade reduza os juros, incentivando uma elevação da atividade econômica (ROMER, 2001).

Existe uma discussão sobre a necessidade de inclusão de outras variáveis na regra de Taylor, além da inflação e do produto (ROMER, 2001). De acordo com Ball (2000), em economias abertas a taxa de câmbio deveria ser introduzida na regra de Taylor. A justificativa para tal

inclusão seria o fato de que flutuações excessivas da taxa de câmbio podem trazer custos para a sociedade, ocasionando maiores flutuações no produto e na inflação.

Wagner (2002) aponta dois argumentos contra a inclusão do câmbio. O primeiro está relacionado ao fato dos efeitos das variações cambiais já estarem sendo considerados na regra de Taylor básica, uma vez que a taxa de juros se eleva durante episódios inflacionários causados pela taxa de câmbio (e se reduz nos episódios deflacionários causados pela taxa de câmbio), dessa forma seria desnecessário explicitar a variável “câmbio” na regra de Taylor. O outro contra-argumento relaciona-se com a volatilidade característica do câmbio. A sua inclusão na regra implicaria em uma elevação da volatilidade da taxa de juros (como resposta a variações no câmbio), podendo ocasionar uma desestabilização a economia.

Seguindo a mesma lógica da seção anterior, o presente trabalho avalia os possíveis impactos da globalização sobre a condução da política monetária, acrescentando a variável *abertura* na regra de Taylor básica. Porém, para evitar a volatilidade que essa alteração poderia trazer para a taxa de juros, optou-se por incluir as variáveis apenas na forma interativa, ou seja:

$$i_t = \bar{r}_t + \pi_t + \alpha(\pi_t - \bar{\pi}_t) + \beta(y_t - \bar{y}_t) - \gamma(y_t - \bar{y}_t)(abertura_t) \quad (3.7)$$

O raciocínio por trás dessa estratégia é o de que a autoridade monetária não responde diretamente a variações na abertura econômica (comercial ou financeira), porém pode diminuir o peso dado ao hiato doméstico sobre a inflação, reduzindo a necessidade de manter maiores taxas de juros para controlar a inflação. Algebricamente o impacto do hiato sobre os juros passa a ser dado por  $\beta - \gamma(abertura_t)$ .

Além dos desvios da taxa de câmbio e da abertura econômica, outros fatores externos podem impactar na determinação da taxa de juros pelos bancos centrais, como o hiato do produto estrangeiro e a inflação externa. Assim, seria possível avaliar se o ciclo econômico mundial exerce alguma influência sobre a tomada de decisões do banco central.



### 3.4 ABERTURA ECONÔMICA E POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

#### 3.4.1 Base de Dados: Especificação e Análise Inicial

As estimações das curvas de Phillips e das regras de Taylor foram realizadas através da utilização de dados mensais, com intervalo variando entre janeiro de 2001 e dezembro de 2010<sup>25</sup>. As variáveis utilizadas foram:

*Taxa de juros:* Over-Selic acumulada no mês anualizada, medida em variação percentual ao ano (% a.a.), obtida junto ao Banco Central do Brasil via Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Bacen (SGS-Bacen) (código da série: 4189).

*Preços domésticos:* Foram utilizados o IPCA e o IPCA-livres, ambos medidos em variação percentual, obtidos via SGS-Bacen (códigos das séries: 433 e 11428, respectivamente).

*Expectativa de inflação:* Expectativa IPCA (acumulado em 12 meses) medido em termos de variação percentual anual – média do mês (Bacen/Relatório Focus).

*Meta de inflação:* Meta para a inflação (acumulada em 12 meses) medido em termos de variação percentual anual, obtida via SGS-Bacen (código da série: 13521).

*Repasse cambial:* Igual ao produto entre a taxa de câmbio (R\$/US\$) e o índice de preços ao produtor americano. Medido em termos de variação percentual. Fonte dos dados: (1) Taxa de câmbio nominal (média mensal), medida em reais por dólar americano (R\$/US\$), obtida via SGS-Bacen (código da série: 3698); (2) *Producer price index – all commodities*, índice (média 1982 = 100), obtido junto ao *Federal Reserve Bank of Saint Louis* (código da série: PPIACO).

*Preço de commodities:* Equivale ao índice de preços do *Commodity Research Bureau*, índice (1967 = 100), medido em reais e em termos de variação percentual. Dados obtidos junto a LCA Consultores.

---

<sup>25</sup> Apesar do regime de metas de inflação ter sido introduzido em 1999, a inflação esperada (de acordo com o relatório Focus) somente está disponível a partir de 2001.

*Hiato do produto doméstico:* Para a construção do hiato, filtrou-se a produção industrial (via filtro de Hodrick-Prescott), de forma que o hiato foi definido como:  $hiato_t = [(prod_t / prod_t^{potencial}) - 1] \times 100$ . Foi utilizado o índice de produção industrial (com ajuste sazonal) como *proxy* para a atividade econômica. Variável obtida junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

*Hiato do produto estrangeiro:* Para sua construção foi utilizado o filtro de Hodrick-Prescott na série da produção industrial americana (com ajuste sazonal), de forma que o hiato estrangeiro foi definido como:  $hiato_t^* = [(prod_t^* / prod_t^{*potencial}) - 1] \times 100$ . A produção industrial dos EUA foi obtida junto *Federal Reserve Bank of Saint Louis* (código da série: INDPRO).

#### *Medindo a Abertura Econômica*

A abertura comercial pode ser medida de diversas formas, sendo a mais popular delas a razão entre a soma das exportações e das importações e o PIB, ou seja:

$$abertura_t^{com} = \frac{(exp_t + imp_t)}{y_t} \quad (3.8)$$

Onde  $abertura_t^{com}$  representa a abertura comercial,  $exp_t$  representa as exportações,  $imp_t$  representa as importações e  $y_t$  representa o produto doméstico. Fonte dos dados: (1) *Exportações:* Exportação de bens (FOB), medida em US\$ milhões, obtida junto ao Banco Central do Brasil (código da série no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Bacen: 2733); (2) *Importações:* Importação de bens (FOB), medida em US\$ milhões, obtida via SGS-Bacen (código da série: 2734).

Aizenman e Noy (2004) e Aizenman (2004) utilizam a mesma lógica por trás da construção da abertura comercial no cálculo da abertura financeira, ou seja, esta última é igual a razão entre soma do total dos fluxos de entrada de capital com o total dos fluxos de saída (que, de

forma simplificada, são compostos pelos investimentos estrangeiros diretos e pelos investimentos em carteira) e o produto interno bruto<sup>26</sup>.

$$abertura_t^{fin} = \frac{(fdi_t + fpi_t) + (bdi_t + bpi_t)}{y_t} \quad (3.9)$$

Onde  $abertura_t^{fin}$  representa a abertura financeira,  $fdi_t$  o investimento estrangeiro direto,  $fpi_t$  o investimento estrangeiro em carteira,  $bdi_t$  o investimento brasileiro direto,  $bpi_t$  o investimento brasileiro em carteira e  $outros_t$  os demais investimentos estrangeiros e domésticos. Note que o FDI e o FPI representam os fluxos de entrada de capitais, enquanto que o BDI e o BPI representam o fluxo de saída.

Todos os dados foram obtidos no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Bacen, e são especificados a seguir: (1) *Investimento Brasileiro Direto*: Investimento brasileiro direto (líquido), medido em US\$ milhões (código da série: 2852); (2) *Investimento Estrangeiro Direto*: Investimento estrangeiro direto (líquido), medido em US\$ milhões (código da série: 2860); (3) *Investimento Brasileiro em Carteira*: Investimento brasileiro em carteira total (líquido), medido em US\$ milhões (código da série: 2873); (4) *Investimento Estrangeiro em Carteira*: Investimento estrangeiro em carteira total (líquido), medido em US\$ milhões (código da série: 2884).

De acordo com Kose, Prasad, Rogoff e Wei (2006), ao utilizar-se a soma dos fluxos de entrada e saída em relação ao PIB é possível alcançar uma certa simetria com a medida de abertura econômica. Ou seja, a intuição da equação (3.9) é a seguinte: a soma  $(fdi_t + fpi_t)$  seria a correspondente na conta financeira das exportações na conta corrente, enquanto que a soma  $(bdi_t + bpi_t)$  seria a correspondente na conta financeira das importações na conta corrente. Para Kose *et al.* (2006) a utilização desses fluxos fornece a melhor medida disponível para medir o grau de integração de um país com os mercados financeiros internacionais.

---

<sup>26</sup> Miniane e Rogers (2003), Miniane (2004), Spiegel (2007) e Balakrishnan, Danninger, Elekdag e Tytell (2009) utilizam abordagens semelhantes para a construção de indicadores de abertura financeira.

### Testes de Estacionariedade

A fim de se evitarem que as regressões sejam espúrias e que choques temporários exerçam impactos permanentes de forma errônea, todas as variáveis utilizadas passaram por testes de estacionariedade. O primeiro deles foi o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), que tem como hipótese nula a existência de raiz unitária na série.

Note que os resultados apresentados na Tabela 3.1<sup>27</sup> sugerem que apenas a expectativa de inflação (IPCA esperado), os desvios da inflação em relação à meta e a abertura comercial apresentaram raízes unitárias quando avaliadas em nível. Porém, quando o teste ADF é aplicado nas séries diferenciadas, apenas a abertura comercial continuou apresentando raiz unitária.

TABELA 3.1  
Testes ADF de Raiz Unitária  
(dados mensais – 2001.11 a 2010.12)

Séries	Resultados dos testes	
	Nível	Diferença
IPCA	-2,7411*	-6,3298***
IPCA livres	-2,5988*	-7,0469***
IPCA esperado	-1,6598	-4,2507***
Selic	-3,5367**	-3,5265***
Desvio da meta	-2,3691	-7,4967***
Hiato	-3,6876***	-8,9729***
Hiato EUA	-3,7432***	-3,3902**
Abertura comercial	-1,4684	-2,4290
Abertura financeira	-3,9520***	-5,7067***
Repasse cambial	-5,3764***	-5,6401***
Commodities	-4,5610***	-6,1897***

Notas: (1) Os sinais \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente; (2) Testes realizados com base na especificação com constante, com exceção da Selic em nível, onde foi utilizada constante e tendência; (3) Resultados obtidos a partir do programa Gretl (versão 1.9.4).

Como algumas das séries em questão apresentam grandes flutuações em seus níveis, o que, de acordo com Lütkepohl e Krätzig (2004), pode reduzir bastante o poder dos testes ADF, foram realizados testes adicionais que consideram explicitamente essa característica. Para tanto, as equações utilizadas pelo teste ADF foram alteradas com a inclusão de *dummies*, capazes de capturar as alterações nos níveis das séries. Os resultados apresentados na Tabela 3.2 indicam que, ao considerar-se explicitamente a questão das quebras estruturais, todas as séries apresentam comportamento estacionário quando avaliadas em nível.

<sup>27</sup> É importante observar que foram incluídas defasagens suficientes nas equações dos testes ADF de forma a permitir que todos os resíduos apresentassem erro do tipo ruído-branco.

TABELA 3.2  
Testes de Raiz Unitária com Quebra Estrutural  
(dados mensais – 2001.11 a 2010.12)

Séries	Estática de teste
IPCA	-4,0082***
IPCA livres	-4,4983***
IPCA esperado	-5,7687***
Selic	-4,6137***
Desvio da meta	-4,0755***
Hiato	-3,3078**
Hiato EUA	-3,0095**
Abertura comercial	-2,6046*
Abertura financeira	-2,9795**
Repasso cambial	-4,1090***
Commodities	-6,4746***

Notas: (1) Valores críticos de Lanne *et al.* (2002); (2) Os sinais \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente; (3) Os testes para todas as variáveis foram realizados com base na especificação com uma constante, e com *dummies* de deslocamento racional; (4) Resultados obtidos a partir do programa JMulTi (versão 4.24).

### 3.4.2 Modelos MQO

#### *Determinação da Inflação*

No Brasil, grande parte da literatura empírica sobre a curva de Phillips utiliza uma especificação ligeiramente diferente da representada na equação (3.2). A primeira modificação é a utilização apenas do componente livre da inflação (ao invés da inflação cheia) como variável dependente. Conforme observam Correa e Minella (2005), a justificativa para isso é a de que os preços administrados por contratos possuem uma dinâmica diferente (regida, em grande parte, por regras definidas em contrato).

Outra modificação bastante utilizada é a introdução da inércia inflacionária, que ocorre, entre outros fatores, devido a rigidez existente na revisão de preços (como salários, aluguéis, etc.) com base na inflação passada. A inércia inflacionária é considerada na curva de Phillips via introdução da inflação cheia defasada. Dessa forma, o modelo “básico” a ser considerado neste trabalho apresenta a seguinte forma:

$$\pi_t^{\text{livres}} = \beta_0 \pi_{t-1} + \beta_1 \pi_{t,t+12}^e + \beta_2 (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

Onde  $\pi_t^{livres}$  representa a inflação mensal dos preços livres,  $\pi_{t-1}$  representa a inércia inflacionária (do índice cheio),  $\pi_{t,t+12}^e$  representa a inflação esperada para os próximos 12 meses e  $(y_t - \bar{y}_t)$  representa o hiato do produto doméstico.

A Tabela 3.3a apresenta os parâmetros estimados da equação (3.10) e suas variantes. Em todos os modelos foi incluída uma variável *dummy*<sup>28</sup> para reduzir os problemas de autocorrelação. A especificação fundamental aqui utilizada se assemelha bastante aos modelos estimados por Goldfajn e Werlang (2004), Correa e Minella (2005), Arruda, Ferreira e Castelar (2008) e pelo Bacen (2010).

TABELA 3.3a  
Estimativas da Curva de Phillips via MQO  
Variável dependente: IPCA livres  
(dados mensais – 2001.11 a 2010.12)

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
inflação <sub>t-1</sub>	0,59179*** (0,0644)	0,59314*** (0,0655)	0,54116*** (0,0677)	0,59978*** (0,0635)	0,61044*** (0,0676)	0,61585*** (0,0654)
inflação <sub>t,t+12</sub> <sup>esperada</sup>	0,03129*** (0,0090)	0,03142*** (0,0090)	0,04937*** (0,0130)	0,02738*** (0,0094)	0,02959*** (0,0090)	0,02787*** (0,0082)
hiato <sub>t-1</sub>	0,01151** (0,0054)	0,00802 (0,0088)	0,01125** (0,0057)	0,01100** (0,0052)	0,00691 (0,0052)	0,00786* (0,0047)
hiato <sub>t-1</sub> <sup>lua</sup>		0,00801 (0,0151)				
abertura <sub>t-1</sub> <sup>comercial</sup>			-0,02208* (0,0128)			
abertura <sub>t-1</sub> <sup>financeira</sup>				0,00677 (0,0064)		
repasse <sub>t-1</sub>					0,01740*** (0,0054)	
crb <sub>t-1</sub>						0,02304*** (0,0057)
dummy <sup>(1)</sup>	0,70746*** (0,1549)	0,70398*** (0,1617)	0,68661*** (0,1682)	0,72308*** (0,1581)	0,63454*** (0,1000)	0,61384*** (0,0974)
Média var. dependente	0,513636	0,513636	0,513636	0,513636	0,513636	0,513636
D.P. var. dependente	0,416899	0,416899	0,416899	0,416899	0,416899	0,416899
Soma resíd. quadrados	5,699773	5,679289	5,54054	5,620024	5,207643	4,80519
E.P. da regressão	0,231887	0,232569	0,229711	0,231353	0,222703	0,213925
R-quadrado	0,881169	0,881596	0,884488	0,882831	0,891429	0,899819
R-quadrado ajustado	0,877805	0,877085	0,880088	0,878368	0,887293	0,896003
Log da verossimilhança	6,719733	6,917749	8,278127	7,494706	11,68617	16,10987
Critério de Schwarz	5,362455	9,666903	6,946147	8,51299	0,130053	-8,717337
Critério de Akaike	-5,439467	-3,835499	-6,556255	-4,989412	-13,37235	-22,21974
Critério Hannan-Quinn	-1,058149	1,641148	-1,079608	0,487235	-7,895702	-16,74309

Nota: (1) Erros padrão entre parênteses; (2) \*\*\*, \*\* e \* indicam significância ao nível de 1, 5 e 10 por cento, respectivamente; (3) Erros padrão HAC, largura de banda 3 (núcleo de Bartlett); (4) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.4).

<sup>28</sup> As datas consideradas pela *dummy*<sup>(1)</sup> foram outubro e novembro de 2002, dezembro de 2007, maio de 2008 e fevereiro de 2009.

No modelo 1, que representa a curva de Phillips “básica”, pode-se perceber que todos os coeficientes são estatisticamente significativos e possuem os sinais previstos pela teoria, além disso, os parâmetros da inércia e da expectativa de inflação se mantiveram praticamente inalterados em todos os modelos. Nos modelos 2 e 4, onde foram incluídos o hiato norte-americano (como *proxy* para o hiato mundial) e a abertura financeira, os parâmetros destas variáveis não apresentaram significância estatística. Porém, o mesmo não pode ser dito da abertura comercial, do repasse cambial e dos preços de *commodities*<sup>29</sup> (modelos 3, 5 e 6, respectivamente), cujos parâmetros foram significantes.

Com uma maior abertura comercial parte da demanda interna pode ser direcionada para os bens estrangeiros, reduzindo as pressões inflacionárias sobre os preços dos bens domésticos. Em relação a justificativa para os sinais positivos do repasse e das *commodities*, tem-se que a mesma passa pelos preços dos bens importados: com um câmbio mais elevado os bens importados ficam mais caros, podendo levar a um aumento da inflação. Por outro lado, a uma dada taxa de câmbio, uma elevação nos preços de *commodities* pode elevar a inflação tanto de forma indireta, via encarecimento das importações, quanto de forma direta (uma vez que os preços desses produtos são determinados no mercado internacional).

A conclusão de que a abertura financeira e o hiato doméstico não exercem impactos sobre a inflação doméstica pode ser enganosa, uma vez que existe a possibilidade de tais impactos ocorram de forma indireta. Uma possibilidade para averiguar isto seria testar se a abertura leva a uma redução do impacto das condições econômicas sobre a inflação (ver equações (3.4) e (3.5) para maiores detalhes). Ou seja, se a abertura econômica (ou o hiato estrangeiro) for capaz de afetar a inflação doméstica, é de se esperar que a sensibilidade da inflação ao hiato doméstico seja reduzida à medida que a utilização de recursos domésticos passa a exercer, relativamente, menor peso na determinação da inflação doméstica<sup>30</sup>. A possibilidade de impactos indiretos foi tratada através da inclusão de termos de interação entre a abertura e o hiato doméstico e entre o hiato estrangeiro e o doméstico.

---

<sup>29</sup> Apesar do objetivo deste ensaio ser a análise dos impactos da abertura comercial e financeira, testou-se também a questão do repasse cambial e dos preços das *commodities*, dada a importância que estes possuem sobre a dinâmica inflacionária brasileira.

<sup>30</sup> É importante salientar que essa visão não é consensual. Rogoff (2003), por exemplo, acredita que a maior flexibilidade de preços ocasionada pela globalização torna a curva de Phillips mais inclinada (ou seja, a inflação se torna mais sensível ao hiato doméstico).

Com a abertura comercial o excesso de crescimento da economia doméstica tem um menor peso na determinação da dinâmica inflacionária doméstica. Isso ocorre pois o excesso de demanda interna pode ser suprido por uma maior oferta de produtos estrangeiros, reduzindo as pressões inflacionárias.

A abertura financeira, ao trazer a possibilidade de saída de capitais externos, pode induzir uma maior disciplina dos formuladores de políticas e, conseqüentemente, um maior desenvolvimento do setor financeiro. De acordo com Tytell e Wei (2004), a medida que os investimentos estrangeiros se tornam mais importantes para a economia doméstica e considerando que eles respondem negativamente a políticas inadequadas, os governos tendem a conduzir a política econômica de forma mais eficiente. As estimações são apresentadas na Tabela 3.3b a seguir.

TABELA 3.3b  
Estimativas da Curva de Phillips via MQO (Com Interação)  
Variável dependente: IPCA livres  
(dados mensais – 2001.11 a 2010.12)

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
inflação <sub>t-1</sub>	0,59070*** (0,0646)	0,59663*** (0,0669)	0,59195*** (0,0642)
inflação <sub>t,t+12</sub> <sup>esperada</sup>	0,03168*** (0,0095)	0,03051*** (0,0093)	0,03125*** (0,0089)
hiato <sub>t-1</sub>	0,03717 (0,1527)	0,01492* (0,0083)	0,01103* (0,0066)
hiato <sub>t-1</sub> × hiato <sub>t-1</sub> <sup>euá</sup>	-0,00026 (0,0015)		
hiato <sub>t-1</sub> × abertura <sub>t-1</sub> <sup>com</sup>		-0,00162 (0,0042)	
hiato <sub>t-1</sub> × abertura <sub>t-1</sub> <sup>fm</sup>			0,00025 (0,0024)
dummy <sup>(1)</sup>	0,71053*** (0,1617)	0,72224*** (0,1454)	0,70634*** (0,1595)
Média var. dependente	0,513636	0,513636	0,513636
D.P. var. dependente	0,416899	0,416899	0,416899
Soma resíd. quadrados	5,697904	5,691365	5,699158
E.P. da regressão	0,232950	0,232816	0,232976
R-quadrado	0,881208	0,881344	0,881181
R-quadrado ajustado	0,876682	0,876824	0,876655
Log da verossimilhança	6,737772	6,800921	6,725671
Critério de Schwarz	10,02686	9,900560	10,05106
Critério de Akaike	-3,475544	-3,601842	-3,451343
Critério Hannan-Quinn	2,001103	1,874805	2,025304

Nota: (1) Erros padrão entre parênteses; (2) \*\*\*, \*\* e \* indicam significância ao nível de 1, 5 e 10 por cento, respectivamente; (3) Erros padrão HAC, largura de banda 3 (núcleo de Bartlett); (4) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.4).



Os modelos apresentados na Tabela 3.3b incluem o hiato americano, a abertura comercial e a abertura financeira como termos de interação (ver equações (3.4) e (3.5) para maiores detalhes). Foram incluídas *dummies* para correção de problemas de autocorrelação residual.

Os resultados indicam que o hiato americano e a abertura comercial reduzem o impacto do hiato doméstico sobre a inflação, enquanto que a abertura financeira amplia tal impacto (entretanto, tais impactos não ocorrem com significância estatística).

### *Condução da Política Monetária*

Para verificar se a globalização é capaz de alterar a condução da política monetária doméstica a regra de Taylor descrita pela equação (3.6) é alterada da seguinte forma:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 (\pi_t - \bar{\pi}_t) + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Onde  $i_t$  indica a taxa de juros Over-Selic (acumulada no mês e anualizada),  $(\pi_t - \bar{\pi}_t)$  indica a diferença entre a inflação esperada pelo mercado (relatório Focus) e a meta do Banco Central e  $(y_t - \bar{y}_t)$  representa o hiato do produto doméstico. A inclusão da taxa de juros defasada tem se tornado praticamente padrão nas aplicações empíricas da regra de Taylor, sendo que a justificativa para essa inclusão é a de que os bancos centrais suavizam a trajetória de suas taxas de juros em direção às suas metas.

A Tabela 3.4 apresenta as estimações de três curvas de Taylor. A primeira delas representa a curva tradicional, representada pela equação (3.11). As demais equações representam as curvas de Taylor alteradas através da inclusão dos termos de interação entre o hiato doméstico e o hiato americano e a abertura econômica<sup>31</sup>.

Considerando a hipótese de que a autoridade monetária procura suavizar os juros, é razoável supor que alterações no hiato estrangeiro e na abertura não são considerados de forma direta na regra de Taylor, por esse motivo utilizou-se apenas a inclusão via termos de interação. Em

---

<sup>31</sup> Nesse caso foram usados os dados de abertura comercial e financeira acumulados em 12 meses. O intuito dessa alteração é tornar tais séries menos voláteis e, assim, obter estimações mais suaves.

todas as especificações foram incluídas duas variáveis *dummy*<sup>32</sup>, com intuito de anular o comportamento heteroscedástico dos resíduos estimados.

TABELA 3.4  
Estimativas da Regra de Taylor via MQO

Variável dependente: Taxa Over-Selic  
(dados mensais – 2001.11 a 2010.05)

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
constante	0,374159*** (0,1368)	0,467294*** (0,1520)	0,458138*** (0,1538)	0,485951*** (0,1282)
selic <sub>t-1</sub>	0,960983*** (0,0103)	0,956225*** (0,0110)	0,955897*** (0,0112)	0,956534*** (0,0094)
desvio meta <sub>t</sub>	0,263817*** (0,0236)	0,268662*** (0,0231)	0,247765*** (0,0195)	0,269084*** (0,0203)
hiato <sub>t</sub>	0,051048*** (0,0124)	0,397446** (0,1564)	-0,096383 (0,1126)	0,129795*** (0,0263)
hiato <sub>t</sub> × hiato <sub>t</sub> <sup>qua</sup>		-0,002639** (0,0012)		
hiato <sub>t</sub> × abertura <sub>t</sub> <sup>com</sup>			0,006699 (0,0051)	
hiato <sub>t</sub> × abertura <sub>t</sub> <sup>fin(1)</sup>				-0,015406*** (0,0043)
dummy <sup>(1)</sup>	0,582003*** (0,1175)	0,565955*** (0,1141)	0,580015*** (0,1230)	0,541956*** (0,1137)
dummy <sup>(2)</sup>	-1,699560*** (0,1342)	-1,695990*** (0,1294)	-1,68906*** (0,1326)	-1,706610*** (0,1189)
Média var. dependente	15,65505	15,65505	15,65505	15,65505
D.P. var. dependente	4,617095	4,617095	4,617095	4,617095
Soma resíd. quadrados	5,790543	5,629571	5,710693	7,120418
E.P. da regressão	0,244328	0,242160	0,243898	0,270936
R-quadrado	0,997337	0,997411	0,997374	0,996725
R-quadrado ajustado	0,997200	0,997249	0,997210	0,996557
Log da verossimilhança	2,092232	3,544162	2,807342	-8,554898
Critério de Schwarz	23,62391	25,35478	26,82842	44,91817
Critério de Akaike	7,815536	6,911676	8,385316	29,10980
Critério Hannan-Quinn	14,21847	14,38176	15,85540	35,51273

Nota: (1) Erros padrão entre parênteses; (2) \*\*\*, \*\* e \* indicam significância ao nível de 1, 5 e 10 por cento, respectivamente; (3) Erros padrão HAC, largura de banda 3 (núcleo de Bartlett); (4) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.4).

De forma geral, todos os modelos possuem os sinais esperados e os parâmetros são estatisticamente significativos, com exceção da regra de Taylor modificada com a abertura comercial, que apresenta sinais divergentes e falta de significância estatística<sup>33</sup>. Além disso, não foram encontrados, em seus resíduos, indícios de comportamento heteroscedástico ou de autocorrelação serial. O ponto mais importante a se notar são os sinais negativos nos termos de interação do hiato americano e da abertura financeira, o que implica dizer que estas variáveis reduzem o peso do hiato doméstico na determinação da taxa de juros.

<sup>32</sup> As datas consideradas pela *dummy*<sup>(1)</sup> foram outubro de 2002, janeiro de 2003, outubro de 2004, fevereiro e março de 2005 e outubro e dezembro de 2008. Para a *dummy*<sup>(2)</sup> utilizou-se o período de revisão da meta de inflação (entre agosto e dezembro de 2012).

<sup>33</sup> Foram testadas várias especificações para o modelo com a abertura comercial, sendo que em nenhuma delas o termo de interação apresentou significância estatística. Além disso, em algumas especificações sua inclusão alterou o sinal do hiato doméstico, que passou a afetar negativamente os juros.

Um excesso de demanda estrangeira (ou seja, elevação do hiato mundial) pode impactar a inflação interna via aumento de preços dos produtos importados que, por sua vez, pressionam o nível de preços doméstico. Além disso, mesmo que os bens consumidos internamente não sejam importados, uma vez que seus preços são determinados no mercado internacional (como é o caso das *commodities* agrícolas), elevações nas cotações internacionais poderão reverberar para a inflação interna. Com isso, ao considerar-se o hiato estrangeiro como sendo capaz de afetar a inflação doméstica, é de se esperar que a sensibilidade da inflação ao hiato doméstico seja reduzida à medida que a utilização de recursos domésticos passa a exercer, relativamente, menor peso na determinação da inflação doméstica e, dessa forma, sobre os juros doméstico.

Uma possível justificativa para a abertura financeira diminuir o impacto do hiato sobre os juros está relacionada às transações correntes. Isso ocorre da seguinte forma: se os recursos externos (investimentos direto e em carteira) estiverem financiando maiores déficits em transações correntes (ou seja, mais importações), as pressões inflacionárias originadas pelo excesso de demanda (maior hiato) pode ser reduzidas. Outra justificativa está relacionada à apreciação cambial (fomentada pela entrada de recursos externos) que, por sua vez, favorece a elevação das importações e reduzem o risco inflacionário associado ao aumento da demanda interna.

### 3.4.3 Regressão com Janela Móvel

Com o intuito de obter informações adicionais sobre as inter-relações da dinâmica inflacionária doméstica e da condução da política monetária com a abertura econômica, bem como obter um maior suporte para a análise empírica da seção 3.4.2, o presente trabalho utilizou a técnica de regressão com janela móvel.

A estimação com janelas móveis é de fácil implementação e é capaz de fornecer informações úteis sobre o comportamento dinâmico dos impactos da abertura econômica sobre a inflação e sobre a política monetária<sup>34</sup>. Nesta técnica, cada janela possui  $n$  observações, de forma que os parâmetros são inicialmente estimados utilizando o espaço amostral de 1 até  $n$ , no passo seguinte, a amostra é atualizada através da retirada de uma observação no início da amostra e

---

<sup>34</sup> Estratégia empírica semelhante foi empregada por Tillman (2009), que utilizou janelas móveis para estudar o mecanismo de transmissão monetária nos Estados Unidos.

do acréscimo de outra no final, que passa a ser de 2 até  $n+1$ , e os parâmetros são reestimados. Esse processo é repetido até o final da amostra, de forma que ao final do processo é possível averiguar o comportamento dos parâmetros estimados ao longo do tempo<sup>35</sup>.

### *Determinação da Inflação*

Para o estudo da evolução dos impactos da abertura econômica sobre a inflação doméstica, estabeleceu-se uma janela com 48 observações. Considerando o espaço amostral completo, que vai de novembro de 2001 até maio de 2010, a primeira janela representa o intervalo 2001.11 a 2005.10 e a última 2006.6 a 2010.5. Com isso, obteve-se um total de 56 estimativas para cada parâmetro.

Utilizando as mesmas especificações presentes nas Tabelas 3.3a e 3.3b<sup>36</sup>, foram estimadas oito curvas de Phillips. O Gráfico 3.1 apresenta as trajetórias dos parâmetros estimados e os intervalos de confiança das mesmas.

O que se pode perceber do hiato do produto americano é que seu impacto sobre a inflação doméstica se mostra positivo ao longo de praticamente toda sua trajetória, porém, esse impacto apresenta significância estatística apenas a partir de 2007. Esse resultado pode sugerir que, recentemente, o crescimento mundial passou a influenciar a dinâmica inflacionária doméstica. Ao analisar-se o impacto indireto do hiato americano (captado pelo termo de interação), nota-se que a sua trajetória é estatisticamente igual a zero em praticamente todo o intervalo, ou seja, o hiato americano não reduz a força do hiato doméstico sobre a inflação.

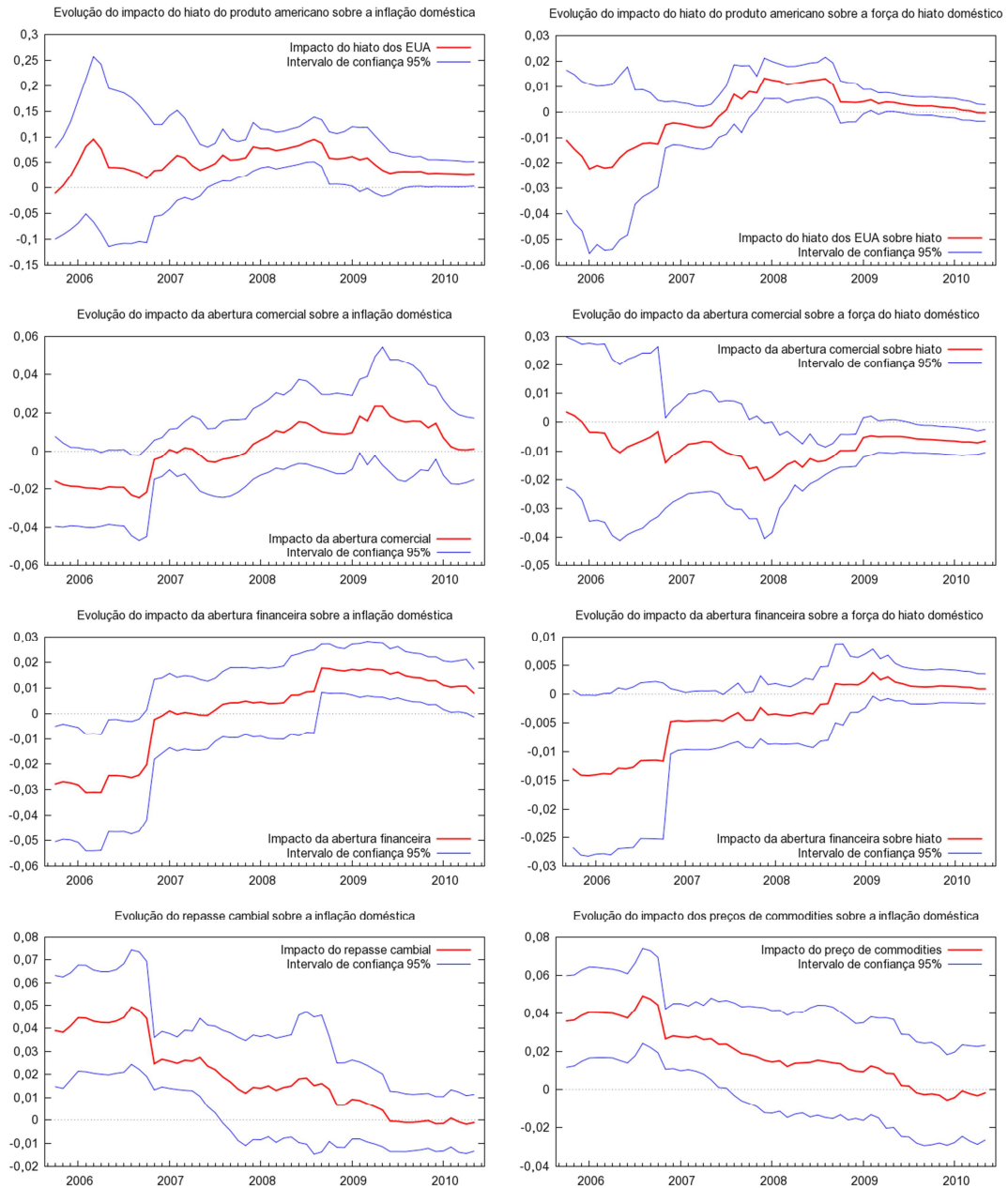
No que diz respeito a abertura comercial, é possível perceber que a mesma não parece exercer impactos diretos sobre a inflação doméstica (praticamente nenhum dos parâmetros estimados foi estatisticamente diferente de zero). Por outro lado, a abertura comercial reduz o impacto do hiato doméstico com significância estatística a partir de dezembro de 2007. Esses resultados corroboram os modelos lineares apresentados nas Tabelas 3.3a e 3.3b.

---

<sup>35</sup> No Apêndice B2 encontra-se a seqüência de comando do Gretl para a estimação de regressões com janelas móveis.

<sup>36</sup> Para verificar a robustez dos resultados, foram estimados modelos modificados (ou seja, sem a expectativa de inflação do Focus), permitindo alterar o início da amostra para janeiro de 1995. Todas as especificações forneceram resultados muito próximos.

GRÁFICO 3.1  
Trajetória dos Parâmetros Estimados (Curva de Phillips)



Notas: (1) Erros padrão HAC, largura de banda 3 (núcleo de Bartlett); (2) O coeficiente estimado é considerado estatisticamente significativo (ao nível de 5%) quando o “zero” não estiver incluído no intervalo entre as linhas azuis; (3) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.3); (4) Gráficos elaborados no Gnuplot (versão 4.5) via interface gráfica do Gretl.

Os resultados para a abertura financeira são bastante inconclusivos. Ao analisar-se os impactos diretos observa-se que os mesmos são negativos até o final de 2006, tornando-se estatisticamente insignificantes até o final de 2008, quando passam a ser positivos. No início de 2010 os parâmetros voltam a exibir ausência de significância. Já o impacto da abertura sobre a força do hiato doméstico é estatisticamente sem significância em todo o intervalo.

Por fim, percebe-se que tanto o preço das *commodities* quanto o repasse cambial apresentam impactos positivos sobre a inflação, porém isso só é verificado até meados de 2007, quando deixam de possuir significância estatística.

#### *Condução da Política Monetária*

O Gráfico 3.2 apresenta as trajetórias dos parâmetros estimados (bem como seus intervalos de confiança) para a regra de Taylor, com base nos modelos especificados na Tabela 3.4. Da mesma forma que na curva de Phillips, utilizou-se uma janela com 48 observações.

O hiato do produto americano reduz o peso do hiato doméstico na determinação dos juros de forma estatisticamente significativa apenas entre meados de 2009 e início de 2010, no restante das observações esse impacto é nulo.

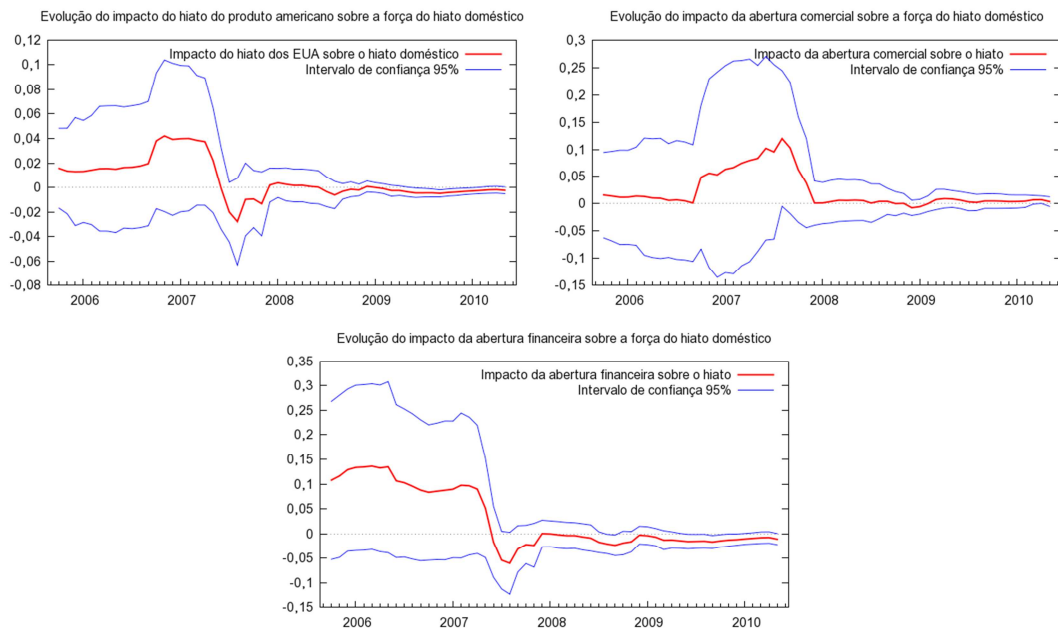
A abertura comercial (que foi omitida da Tabela 3.4 por não apresentar resultados satisfatórios) se mostrou estatisticamente sem significância em praticamente todas as estimações (a única exceção foi em abril de 2010). Isto corrobora o resultado do modelo linear, onde os impactos da abertura comercial não se mostraram capazes de reduzir o peso do PIB doméstico sobre a condução da política monetária.

O comportamento da abertura financeira também apresentou ausência de significância em quase todas as observações. Apenas em agosto e setembro de 2008 e no segundo semestre de 2009 o impacto foi estatisticamente diferente de zero.

De forma geral, conforme ilustrado pelos Gráficos 3.1 e 3.2, os resultados indicam que os impactos da abertura e do hiato estrangeiro sobre a inflação e sobre a condução da política monetária foram, na sua maioria, estatisticamente iguais a zero.

Claramente esses resultados poderiam ter sido causados pelo tamanho escolhido para a janela, por este motivo foram testadas janelas maiores (60 e 72 meses). Essas alterações forneceram resultados muito semelhantes aos obtidos com a janela de 48 meses.

GRÁFICO 3.2  
Trajetória dos Parâmetros Estimados (Regra de Taylor)



Notas: (1) Erros padrão HAC, largura de banda 3 (núcleo de Bartlett); (2) O coeficiente estimado é considerado estatisticamente significativo (ao nível de 5%) quando o “zero” não estiver incluído no intervalo entre as linhas azuis; (3) Cálculos realizados através do programa Gretl (versão 1.9.3); (4) Gráficos elaborados no Gnuplot (versão 4.5) via interface gráfica do Gretl.

### 3.4.4 Modelos com Parâmetros Variando no Tempo

Uma maneira mais sofisticada de se verificar o comportamento dos coeficientes de uma regressão ao longo do tempo é a utilização de modelos com parâmetros variando no tempo (TVP). Conforme apresentado em Kim e Nelson (1999), de forma simplificada, um modelo TVP pode ser representado da seguinte forma:

$$y_t = x_t \beta_t + v_t \quad (3.12a)$$

$$\beta_t = F \beta_{t-1} + \omega_t \quad (3.12b)$$

Onde  $y_t$  é uma matriz  $1 \times 1$  contendo a variável dependente;  $x_t$  é uma matriz  $1 \times k$  contendo as variáveis exógenas;  $\beta_t$  é uma matriz  $k \times 1$  formada pelos coeficientes (que variam no tempo);  $F$  é a matriz identidade de ordem  $k$ ;  $v_t$  e  $\omega_t$  são erros aleatórios normais, idêntica e independentemente distribuídos (*niid*). Ou seja, neste exemplo, cada um dos betas segue um passeio aleatório.

Uma forma de se estimar os parâmetros das equações (3.12a) e (3.12b) é a utilização do filtro de Kalman. Neste filtro a estimação dos parâmetros é feita de forma recursiva em duas etapas: no primeiro passo obtêm-se no período  $t$  as estimativas com base nas informações disponíveis até  $t-1$ , em seguida, no segundo passo, estas estimativas são atualizadas com base nas informações que se tornaram disponíveis no período  $t$  (PORTUGAL, 1993).

De acordo com Kim e Nelson (1989), uma característica positiva do processo de filtragem de Kalman é o fato dele fornecer *insights* sobre como um agente econômico racional revisaria suas estimativas para os coeficientes do modelo a medida que novas informações fossem disponibilizadas.

#### *Determinação da Inflação*

A verificação da evolução da importância do setor externo para a dinâmica inflacionária brasileira pode ser conduzida através da utilização de modelos com coeficientes variáveis ao longo do tempo (modelos TVP). Para tanto a equação (3.10) passa a ser escrita da seguinte forma:

$$\pi_t^{lives} = \beta_0 \pi_{t-1} + \beta_1 \pi_t^e + \beta_2 hiato_{t-1} + \beta_{3,t} abertura_{t-1} + v_t \quad (3.13a)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \omega_{i,t}, \text{ com } i = 0, \dots, 3 \quad (3.13b)$$

$$v_t \sim niid(0, \sigma_v^2) \quad (3.13c)$$

$$\omega_{it} \sim niid(0, \sigma_{wi}^2) \quad (3.13d)$$

Onde (3.13a) representa a equação de medida (ou de observação) e (3.13b) a equação de transição (ou de estado). A equação de medida descreve a relação entre as variáveis observadas e as variáveis de estado não-observadas (os betas), enquanto que a equação de transição descreve a dinâmica destas variáveis ao longo do tempo.

Da mesma forma que nas seções anteriores, testou-se uma série de variáveis potencialmente capazes de representar a abertura da economia: o hiato dos Estados Unidos (modelo 1), abertura comercial (modelo 2), abertura financeira (modelo 3), repasse cambial (modelo 4) e



preços das *commodities* (modelo 5). A Tabela 3.5 apresenta os resultados das estimações dos parâmetros dos modelos<sup>37</sup>.

TABELA 3.5  
Estimativas da Curva de Phillips Com Parâmetros Variando no Tempo  
(dados mensais – 1997.1 a 2010.12)

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
$\sigma_v$	0,24317*** (0,0141)	0,24238*** (0,0150)	0,24490*** (0,0140)	0,23250*** (0,0132)	0,23824*** (0,0140)
$\sigma_{\omega, inércia}$	0,03172** (0,0135)	0,02832** (0,0128)	0,02265** (0,0109)	0,03139*** (0,0102)	0,02842*** (0,0106)
$\sigma_{\omega, hiato}$	-6,40E-09 (0,0015)	1,00E-08 (0,0029)	0,00028 (0,0033)	0,01182** (0,0055)	-8,80E-09 (0,0015)
$\sigma_{\omega, hiato^{ua}}$	-1,40E-08 (0,0028)				
$\sigma_{\omega, comercial}$		0,01246*** (0,0046)			
$\sigma_{\omega, financeira}$			0,00165** (0,0008)		
$\sigma_{\omega, repasse}$				0,00136 (0,0019)	
$\sigma_{\omega, commodities}$					0,00127 (0,0019)
Log da verossimilhança	-12,092	-17,070	-11,682	-5,6740	-9,3358
Q(25,3)	19,518	39,498	31,549	29,951	31,744
Normalidade	1,3741	0,3741	0,1971	1,2630	0,4333
H(53)	0,7552	0,7402	0,7752	0,8789	0,8639

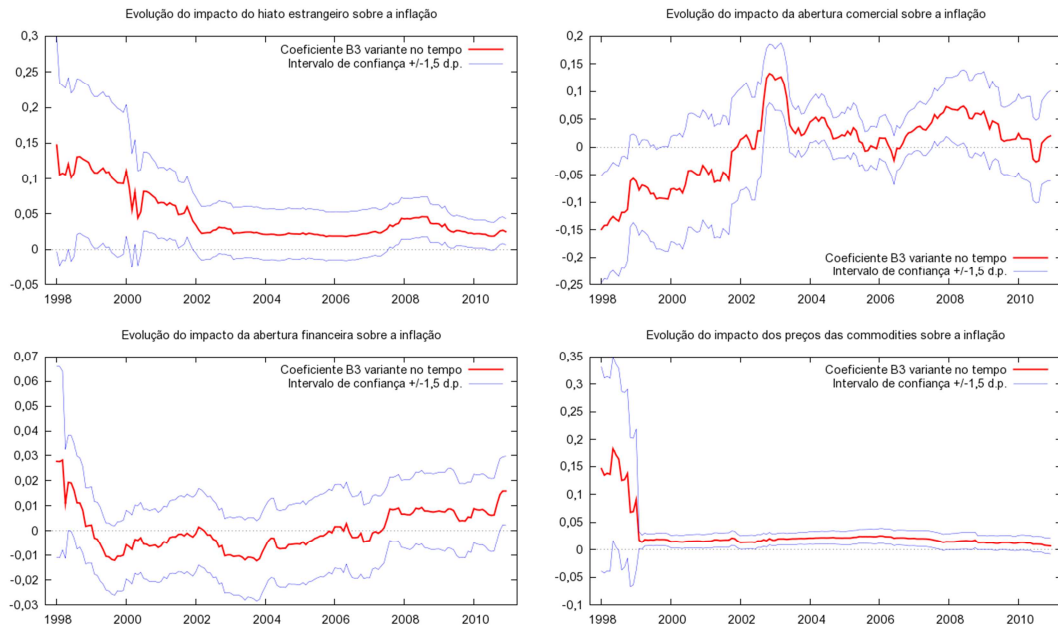
Nota: (1) Erros padrão entre parênteses; (2) \*\*\*, \*\* e \* indicam significância ao nível de 1, 5 e 10 por cento, respectivamente; (3) Estimação por máxima verossimilhança (maximizador BFGS); (4) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.01).

De acordo com Doan (2010), os principais diagnósticos a serem realizados nos modelos de estado de espaço baseiam-se na análise de seus resíduos padronizados. Os testes realizados revelaram erros homoscedásticos, não autocorrelacionados e com distribuição normal. Além disso foram realizados testes CUSUM e CUSUMSQ, que, por sua vez, não indicaram mudanças estruturais nos modelos estimados.

De forma geral, a Tabela 3.5 mostra que o parâmetro da inércia se mostrou heterogêneo ao longo do tempo em todos os modelos, enquanto que o parâmetro do hiato só demonstrou heterogeneidade no modelo 3. Em relação às *proxies* para a globalização econômica, apenas a abertura comercial e financeira apresentaram variabilidade ao longo do horizonte de tempo analisado. O Gráfico 3.3 apresenta as trajetórias estimadas dos betas relacionados com a abertura econômica.

<sup>37</sup> Note que as expectativas foram retiradas do modelo no momento da estimação. Isso deveu-se a limitações da base de dados, uma vez que as expectativas estão disponíveis apenas a partir de novembro de 2001.

GRÁFICO 3.3  
Curva de Phillips com Parâmetros Variando no Tempo



Notas: (1) Estimação via filtro de Kalman; (2) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.01); (3) Gráficos elaborados no Gnuplot (versão 4.5) via interface gráfica do Gretl (versão 1.9.4).

Ao analisar-se os gráficos para o hiato estrangeiro e para o preço das *commodities*<sup>38</sup> é possível confirmar que os mesmos se mostraram praticamente constantes ao longo do tempo. Por outro lado, a abertura comercial e financeira apresentaram considerável variabilidade, mas com uma direção dos impactos incerta (uma vez que o parâmetros se alternaram entre valores negativos e positivos).

### Condução da Política Monetária

Para analisar a evolução da relação entre o hiato do produto estrangeiro, a abertura econômica e a determinação dos juros doméstico considerando parâmetros variáveis ao longo do tempo, modificou-se a equação (3.11):

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 (\pi_t - \bar{\pi}_t) + \beta_3 \text{hiato}_t + \beta_{4,t} \text{abertura}_t + v_{it} \quad (3.16a)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + \omega_{i,t}, \quad \text{com } i = 0, \dots, 4 \quad (3.16b)$$

$$v_t \sim \text{iid}(0, \sigma_v^2) \quad (3.16c)$$

$$\omega_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_{wi}^2) \quad (3.16d)$$

<sup>38</sup> O gráfico do repasse apresentou trajetória semelhante a dos preços das *commodities*, sendo, por isso, omitido.

A Tabela 3.6, a seguir, apresenta as estimativas para os parâmetros de (3.16a)-(2.16d). A variável “abertura” indica o hiato dos Estados Unidos (modelo 1), a abertura comercial (modelo 2), a abertura financeira (modelo 3), o repasse cambial (modelo 4) e os preços das *commodities* (modelo 5). A amostra teve início em novembro de 2001 (data inicial da séries de expectativas de inflação via pesquisa Focus do Banco Central).

TABELA 3.6  
Estimativas da Regra de Taylor com Parâmetros Variando no Tempo  
(dados mensais – 2002.09 a 2010.12)

Variável	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
$\sigma_v$	-0,07963** (0,0315)	0,07893*** (0,0225)	0,07873*** (0,0214)	0,07656*** (0,0216)	-0,07332*** (0,0192)
$\sigma_{\omega, \beta_0}$	-1,02E-06 (0,1324)	-3,71E-06 (0,1288)	-2,25E-06 (0,2365)	-4,82E-07 (0,2261)	5,37E-07 (0,3113)
$\sigma_{\omega, selic_{t-1}}$	0,00869*** (0,0027)	-0,00872*** (0,0022)	0,00868*** (0,0021)	0,00866*** (0,0021)	0,00832*** (0,0019)
$\sigma_{\omega, desvio}$	0,16146*** (0,0278)	0,16502*** (0,0289)	0,16402*** (0,0250)	0,16001*** (0,0294)	0,16271*** (0,0252)
$\sigma_{\omega, hiato}$	0,00625 (0,0043)	-2,43E-07 (0,0052)	3,13E-08 (0,0054)	-3,84E-08 (0,0056)	5,78E-09 (0,0049)
$\sigma_{\omega, hiato^{ma}}$	0,02658*** (0,0085)				
$\sigma_{\omega, comercial}$		-2,93E-07 (0,0124)			
$\sigma_{\omega, financeira}$			4,80E-08 (0,0084)		
$\sigma_{\omega, repasse}$				0,00302 (0,0034)	
$\sigma_{\omega, commodities}$					0,00485 (0,0040)
Log da verossimilhança	-13,537	-4,6150	-4,0893	-3,8289	-3,4427
Q(20,5)	18,667	17,494	19,220	14,868	16,886
Normalidade	1,3059	0,8572	1,4481	0,8832	0,7582
H(53)	0,7710	1,1662	1,1922	1,2479	1,1958

Nota: (1) Erros padrão entre parênteses; (2) \*\*\*, \*\* e \* indicam significância ao nível de 1, 5 e 10 por cento, respectivamente; (3) Estimação por máxima verossimilhança (maximizador BFGS); (4) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.01).

A análise dos resíduos padronizados dos modelos revelou erros normalmente distribuídos e ausência de indícios de heteroscedasticidade ou autocorrelação, o que pode indicar uma boa especificação dos modelos. Os testes CUSUM e CUSUMSQ não indicaram mudanças estruturais nos modelos estimados.

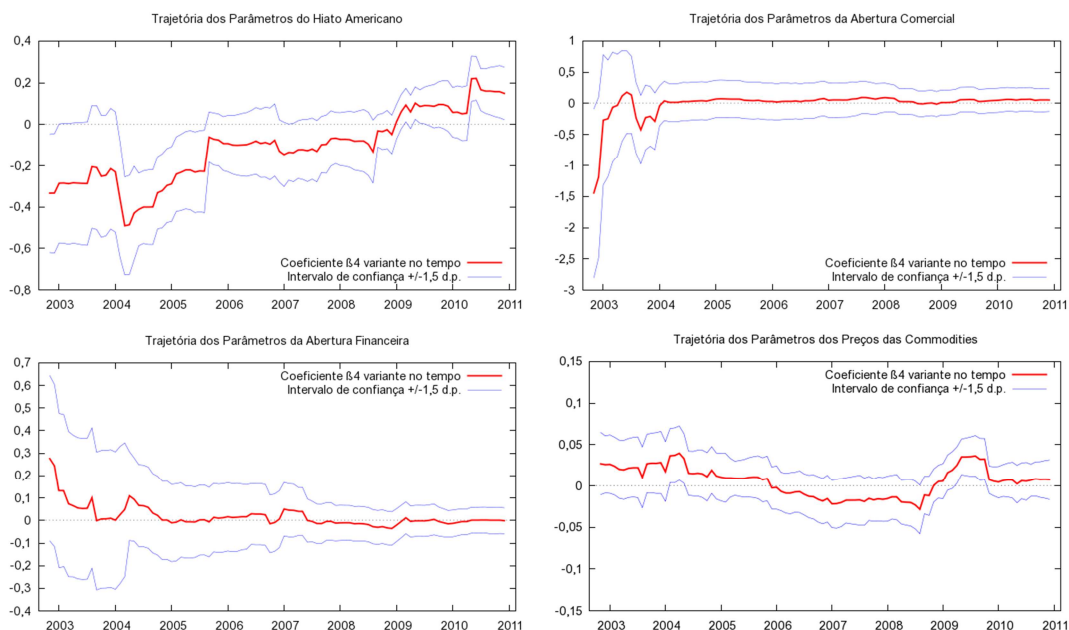
A Tabela 3.6 mostra que apenas os desvios padrão da Selic, dos desvios da meta e do hiato americano ( $\sigma_{\omega, selic_{t-1}}$ ,  $\sigma_{\omega, desvio_{t-1}}$  e  $\sigma_{\omega, hiato^{ma}}$ , respectivamente) apresentam significância estatística, ou seja, apenas os parâmetros dessas variáveis apresentam heterogeneidade<sup>39</sup>. Isso pode

<sup>39</sup> No Apêndice B1 são apresentadas as trajetórias dos parâmetros das variáveis.

indicar que a autoridade monetária muda os pesos dados à taxa de juros defasada, aos desvios da inflação em relação a sua meta e ao hiato do produto estrangeiro na determinação da taxa de juros ao longo do tempo.

O Gráfico 3.4 apresenta as trajetórias estimadas dos betas relacionados com a abertura econômica<sup>40</sup>. A análise gráfica confirma as informações da Tabela 3.6, de forma que a única das *proxies* para a abertura que possui parâmetros variantes no tempo é o hiato do produto americano.

GRÁFICO 3.4  
Regra de Taylor com Parâmetros Variando no Tempo



Notas: (1) Estimação via filtro de Kalman; (2) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.01); (3) Gráficos elaborados no Gnuplot (versão 4.5) via interface gráfica do Gretl (versão 1.9.4).

### 3.5 CONCLUSÃO

O presente ensaio procurou analisar os impactos da abertura econômica sobre a dinâmica inflacionária e a condução da política monetária no Brasil. A importância de tal estudo reside no fato de que se as condições externas forem de elevada importância para a determinação da inflação doméstica, é essencial que se tenha em mente os possíveis efeitos de uma reversão dessas condições sobre a inflação doméstica e, dessa forma, sobre a condução da política monetária.

<sup>40</sup> O gráfico do repasse cambial apresentou trajetória bastante semelhante a dos preços das *commodities*, sendo omitido por esse motivo.

Do ponto de vista da teoria econômica a análise teve como base a curva de Phillips e a regra de Taylor, ambas alteradas de forma a considerar variáveis (possivelmente) representativas da abertura econômica: hiato do produto americano, abertura comercial, abertura financeira, repasse cambial e preço das *commodities*. Em seguida foram utilizadas três estratégias econométricas distintas: mínimos quadrados ordinários, regressão com janelas móveis e modelos com parâmetros variando no tempo.

As estimativas da curva de Phillips via método dos mínimos quadrados ordinários apontaram que os impactos do hiato estrangeiro e da abertura comercial e financeira não foram estatisticamente diferentes de zero. O mesmo não foi observado para o repasse cambial e o preço das *commodities*, que apresentaram impacto estatisticamente significantes e positivos.

A conclusão de que a abertura econômica não exerce impactos sobre a inflação doméstica pode ser enganosa, uma vez que existe a possibilidade de que tal impacto ocorra de forma indireta. Tal possibilidade foi capturada através da inclusão de termos de interação entre a abertura e o hiato doméstico e entre o hiato estrangeiro e o doméstico (para confirmar a presença de impactos indiretos).

De forma geral, as estimações indicaram que o hiato americano e a abertura econômica reduzem o impacto do hiato doméstico sobre a inflação, porém, apenas no caso da abertura comercial e financeira isso ocorreu com significância estatística. Ou seja, com a abertura econômica o excesso de crescimento da economia tem um menor peso na determinação da dinâmica inflacionária doméstica.

Análise semelhante foi realizada para a determinação da taxa de juros pela autoridade monetária. Ou seja, testou-se se a globalização é capaz de reduzir o peso dado ao hiato doméstico na condução da política monetária. Os resultados apontaram que tanto o hiato da americano quanto a abertura financeira foram capazes de diminuir tal sensibilidade de forma estatisticamente significativa.

Com o intuito de obter informações adicionais sobre as inter-relações da dinâmica inflacionária doméstica e da condução da política monetária com a abertura econômica, bem como obter um maior suporte para a análise empírica realizada através dos modelo MQO o presente trabalho utilizou a técnica de regressão com janela móvel e os modelos com

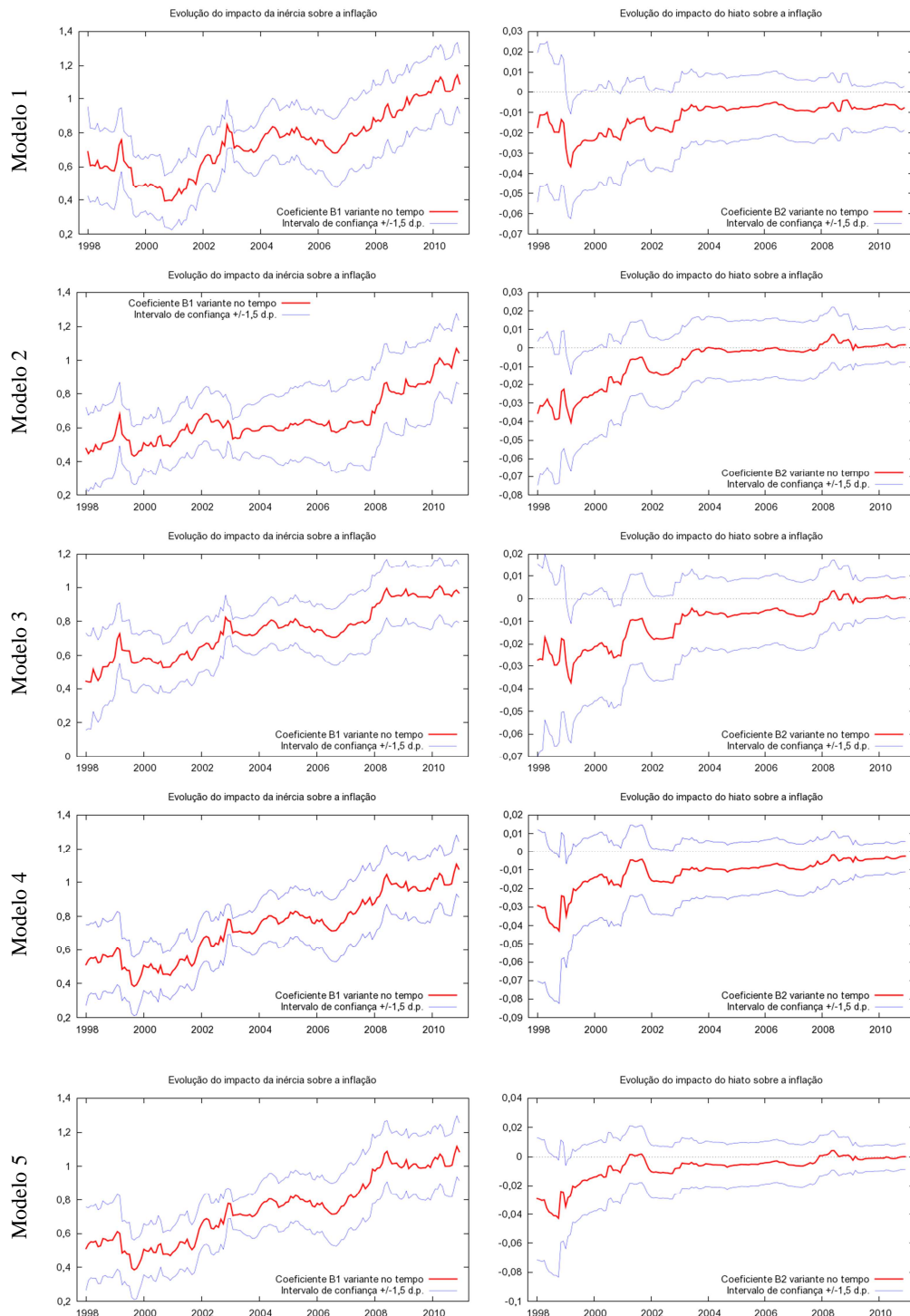
parâmetros variando no tempo (TVP). Com base nessas metodologias foi possível realizar inferências acerca da evolução dos impactos em questão.

Tanto no caso da regressão com janela móvel como no dos modelos TVP, os resultados não forneceram indícios suficientemente fortes de que a influência da abertura econômica e do hiato estrangeiro tem aumentado. Tal fato fortalece a idéia de que modelos com parâmetros homogêneos são mais adequados.

Finalmente, dado os resultados das estimações, não parece ser o caso do setor externo estar se tornando o principal determinante da inflação e da política monetária. Apesar das estimações dos modelos TVP apontarem heterogeneidade nos impactos da abertura comercial e financeira, as trajetórias destes impactos não apontam uma tendência clara para a direção desses impactos. Além disso, a relação entre a inflação e as flutuações do produto, que de acordo com Allard (2007) deveria ser enfraquecida pela globalização, se mostrou relativamente estável ao longo do tempo.

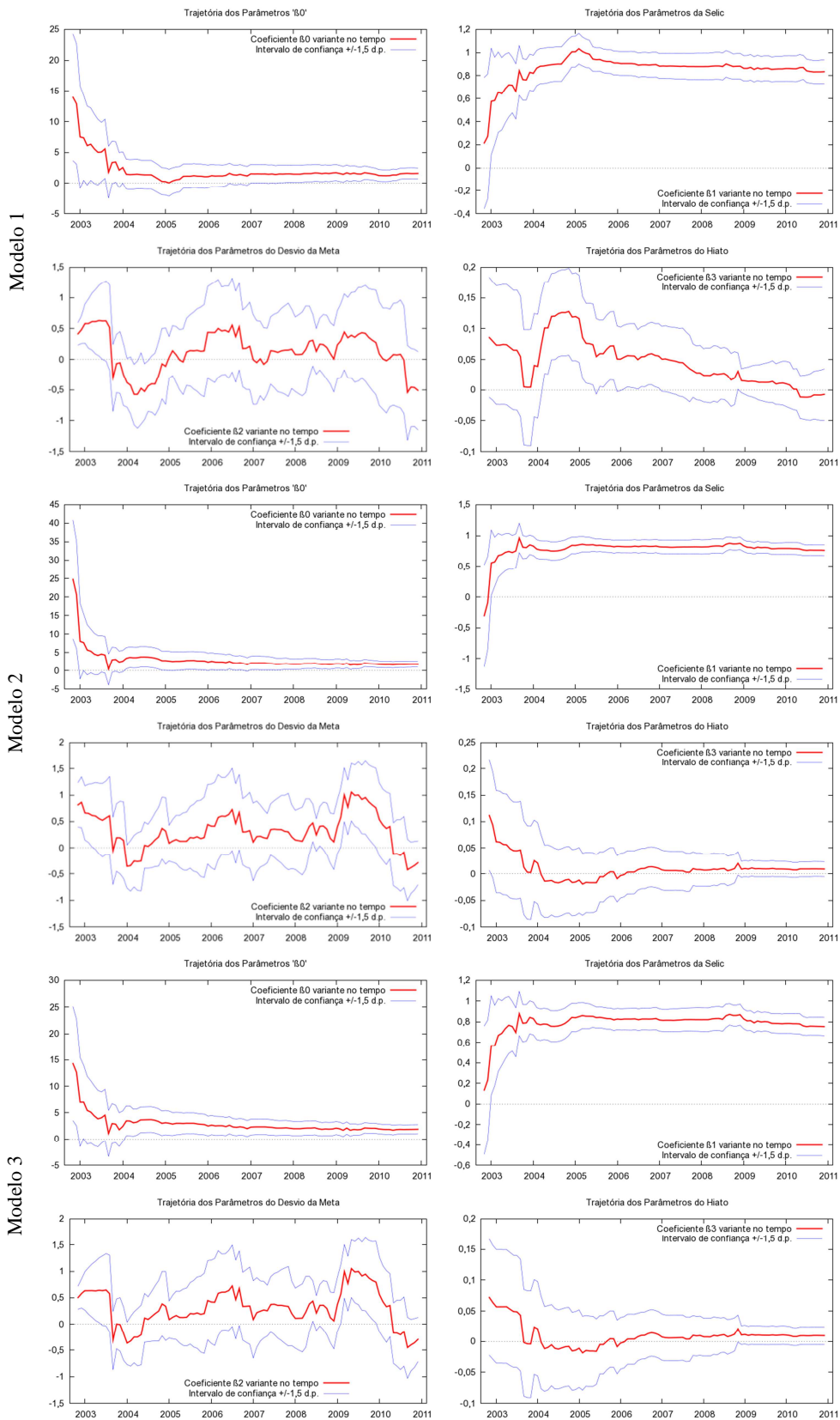
## APÊNDICE B1: TRAJETÓRIAS ESTIMADAS DAS VARIÁVEIS

### Curva de Phillips com Parâmetros Variando no Tempo



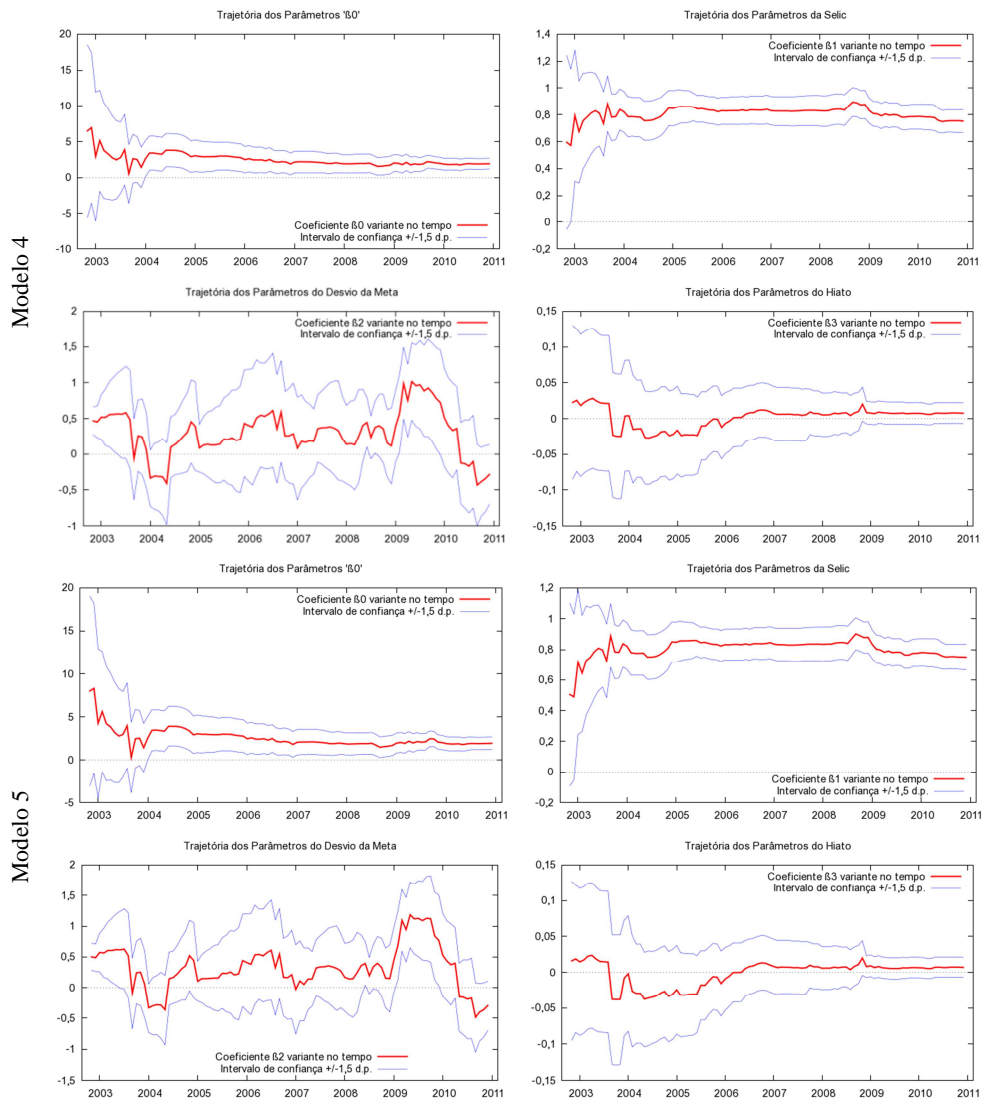
Notas: (1) Estimação via filtro de Kalman; (2) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.01); (3) Gráficos elaborados no Gnuplot (versão 4.5) via interface gráfica do Gretl (versão 1.9.4).

## Regra de Taylor com Parâmetros Variando no Tempo





## Regra de Taylor com Parâmetros Variando no Tempo (CONTINUAÇÃO)



Notas: (1) Estimação via filtro de Kalman; (2) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.01); (3) Gráficos elaborados no Gnuplot (versão 4.5) via interface gráfica do Gretl (versão 1.9.4).

## APÊNDICE B2: SEQUÊNCIA DE COMANDOS GRETL

```

<seqüência de comandos>
# Tamanho da janela #
scalar Janela = 48

# Nível de significância #
scalar Significancia = 0.05

# Impacto do hiato estrangeiro sobre a inflação #
smpl 2001:11 2010:05
scalar Amostra = $nobs
scalar X = Amostra - Janela
scalar observacoes = X + 1
smpl ; -X
matrix HiatoEUA = zeros(observacoes,3)
loop i=1..observacoes --quiet
    ols livres inflacao(-1) ipcal2m_e hiato(-1) hiato_eua(-1) --robust --quiet
    scalar b$i = $coeff[4]
    scalar ep_b$i = $stderr[4,1]
    scalar Super$i = b$i + critical(t,$df,Significancia/2) * ep_b$i
    scalar Infer$i = b$i - critical(t,$df,Significancia/2) * ep_b$i
    smpl +1 +1
    matrix HiatoEUA[$i,1] = b$i
    matrix HiatoEUA[$i,2] = Super$i
    matrix HiatoEUA[$i,3] = Infer$i
endloop
smpl 2001:11 2010:05
smpl +(Janela-1) ;
series Var_HiatoEUA = HiatoEUA[,1]
series super = HiatoEUA[,2]
series infer = HiatoEUA[,3]
gnuplot Var_HiatoEUA super infer --time-series --with-lines --output=display
</seqüência de comandos>

```

# Estresse Financeiro e Política Monetária

## RESUMO

O presente ensaio investiga os impactos de distúrbios nos mercados financeiros sobre a atividade econômica real e, dessa forma, sobre a condução da política monetária. A análise dos impactos apoiou-se em duas metodologias, uma linear (via autorregressão vetorial, VAR) e outra não linear (via autorregressão vetorial com efeito limiar, TVAR). A análise linear mostrou que elevações no índice de estresse financeiro (FSI) possuem impactos estatisticamente significativos sobre o hiato, a inflação e os juros, sendo que o impacto sobre o hiato é negativo e sobre as demais variáveis é positivo. Já na análise não linear, que considerou a existência de dois regimes (um marcado pelo elevado estresse financeiro e o outro com pouco ou nenhum estresse), as funções de resposta ao impulso indicaram que em períodos caracterizados por elevado estresse a política monetária aparenta ser menos eficaz. Além disso, a autoridade monetária reage (via elevação dos juros) de forma consideravelmente mais agressiva às flutuações no hiato e na inflação em um ambiente de estresse financeiro elevado.

**Palavras-Chave:** Política monetária; Índice de estresse financeiro; Autorregressão vetorial; Autorregressão vetorial não linear.

## ABSTRACT

This paper investigates the impacts of financial markets disturbances on the real economic activity and thus on the monetary policy conduction. The analysis of these impacts was based on two methodologies, a linear (through vector autoregression, VAR) and a non-linear one (through vector autoregression with threshold effect, TVAR). The linear analysis showed that the increasing financial stress index (FSI) has statistically significant impacts on the output gap, inflation, and interest rates. The impact on the output gap is negative and on the other variables it is positive. In the nonlinear analysis, which considered the existence of two regimes (the first characterized by higher financial stress and the second characterized by low or absent stress), the impulse response functions indicated that in periods characterized by high stress monetary policies it seems to be less effective. Additionally, the monetary authority reacts (raising interest rates) more aggressively to fluctuations in the output gap and inflation in a high financial stress environment.

**Keywords:** Monetary policy; Financial stress index; Vector autoregression; Non-linear vector autoregression.

## 4 ESTRESSE FINANCEIRO E POLÍTICA MONETÁRIA

### 4.1 INTRODUÇÃO

A crise financeira internacional do final do anos 2000 foi a maior e mais profunda desde a Segunda Guerra Mundial, mostrando uma elevada interconectividade entre mercados e instituições, reflexo da globalização financeira e do grande fluxo de capitais entre os países na década passada (FMI, 2009). Rose e Spiegel (2009) enumeram uma série de aspectos que se destacaram nesta crise financeira: a severidade, a rapidez e a transmissão internacional (essencialmente todas as economias avançadas foram afetadas, assim como um grande número de países emergentes).

A crise foi iniciada pela turbulência financeira de meados de 2007, com a elevação da inadimplência no mercado norte-americano de *subprime* e a falência de grandes instituições financeiras, englobando os mercados de títulos e os sistemas bancários de várias economias avançadas. Isto fez surgir uma preocupação fundamental relacionada ao comportamento da atividade macroeconômica durante a crise e as medidas que os formuladores de políticas poderiam adotar para reduzir suas conseqüências econômicas e antecipar tais crises no futuro (CARDARELLI; ELEKDAG; LALL; 2009).

Porém, é importante reforçar que a crise não se limitou às economias avançadas. A redução nos fluxos líquidos de capital privado para as economias emergentes foi uma das mais intensas da história. O Institute of International Finance (2009) comparou a crise dos anos 2000 com outros dois episódios de grandes turbulências nas economias emergentes, 1981-1986 e 1996-2002. De acordo com o instituto, entre 1981 e 1986 o fluxo líquido de entrada de capitais (como percentagem do PIB do países emergentes) sofreu uma redução de 3,5% para 0,3% (redução de 3,2 pontos percentuais), enquanto que no período 1996-2002 houve uma redução de 5,7% para 2,0% (redução de 3,7 pontos percentuais). Um indicativo da gravidade da crise pode ser obtido ao avaliar-se a variação nos fluxos de capitais entre 2007-2009, quando estes passaram de 6,9% para 1,1% (redução de 5,8 pontos percentuais).

Entre as conseqüências diretas da crise do *subprime* nos EUA, Espinoza, Fornari e Lombardi (2009) apontaram as grandes perdas do setor bancário e as turbulências financeiras como sendo algumas das principais. Mas estas não foram as únicas conseqüências, uma vez que a

crise teve impacto sobre o produto de várias economias. De fato, a crise financeira mundial mostrou o quão elevados são os riscos da elevada dependência de países como o Brasil (ou seja, países em processo de aceleração do crescimento) em relação ao financiamento externo de investimentos correntes. A turbulência financeira em conjunto com a recessão global, contribuíram para trazer novamente à tona o debate sobre o papel de amplificadores da transmissão internacional dos choques reais exercido pelos fatores financeiros.

Conforme observam Hakkio e Keeton (2009), a crise de crédito da economia norte americana destacou a importância de entender e medir o estresse financeiro, definido, em termos gerais, como sendo uma interrupção no funcionamento normal dos mercados financeiros. De acordo com Hakkio e Keeton (2009), uma definição mais específica e que seja amplamente aceita, não é facilmente encontrada, uma vez que os episódios de estresse financeiros apresentam muitas características heterogêneas. Balakrishnan, Danninger, Elekdag e Tytell (2009) também fornecem uma definição mais geral para o estresse financeiro, que de acordo com os autores consiste em períodos onde o sistema financeiro está sob tensão e sua habilidade de intermediação está prejudicada.

Alguns economistas procuram associar certos fenômenos-chave ao aparecimento de episódios de estresse. Para Hakkio e Keeton (2009) isto é importante pois grande parte dos episódios recentes têm apresentado ao menos uma das seguintes características:

*(1) Elevação da incerteza em relação ao valor fundamental dos ativos*

Durante episódios de estresse financeiro é comum que ocorra um crescimento na dificuldade de valoração dos ativos, reflexo da dificuldade de se calcular seu valor fundamental, ou seja, o seu valor presente (que considera os fluxos de rendimentos e/ou pagamentos associados à manutenção do ativo). A elevação na incerteza em relação ao valor fundamental pode ser um reflexo de uma maior incerteza em relação ao próprio desempenho da economia como um todo, uma vez que os fluxos de rendimentos e/ou pagamentos dependem das condições econômicas futuras.

*(2) Elevação da incerteza em relação ao comportamento dos outros investidores*

Alguns ativos precisam ser vendidos antes de atingir seu período de maturidade, dessa forma, o comportamento dos demais investidores (potenciais compradores desses ativos), interfere nos rendimentos esperados dos investimentos. Assim, uma maior incerteza em relação ao

comportamento dos outros investidores implica numa maior volatilidade nos preços dos ativos.

(3) *Maior assimetria de informação entre os agentes financeiros*

A assimetria existe quando os emprestadores possuem menos informações sobre a condição dos tomadores de empréstimos (que por sua vez possuem maior conhecimento em relação à sua própria condição). Os problemas de informação assimétrica podem levar a problemas de seleção adversa e de risco moral.

(4) *Menor desejo em manter ativos não livres de risco*

Com a redução do desejo em manter ativos mais arriscados, os emprestadores exigirão uma maior remuneração por parte desse tipo de ativo, ao mesmo tempo que reduzirão as exigências de remuneração em relação aos ativos com menor risco (esse fenômeno é conhecido como fuga para a qualidade). Como resultado, o *spread* entre os rendimentos mais e menos seguros se elevará, aumentando o custo dos empréstimos de maior risco.

(5) *Menor predisposição em manter ativos sem liquidez*

Em períodos de crises financeiras é comum que os investidores evitem manter ativos com baixa liquidez (esse fenômeno é chamado de fuga para a liquidez). O efeito prático desse comportamento é a elevação do custo para obtenção de empréstimos pelas firmas emissoras de ativos menos líquidos.

Existem diversas maneiras através das quais o estresse pode afetar a atividade econômica real e, dessa forma, a condução da política monetária. Para Cardarelli *et al.* (2009), a crise financeira iniciada no mercado *subprime* norte-americano foi um importante exemplo de disso. Hakkio e Keeton (2009) apontam alguns canais através dos quais o estresse no mercado financeiro pode afetar a atividade econômica. O primeiro deles está relacionado às incertezas sobre os preços dos ativos e sobre o comportamento dos demais agentes: com um ambiente mais incerto as firmas tendem a se comportar mais cautelosamente, postergando investimentos e contratações. O segundo canal diz respeito à possível elevação dos custos de financiamento das firmas e das famílias: com elevado estresse os detentores de recursos tendem a direcionar seus investimentos para ativos mais seguros e de maior liquidez, elevando os juros cobrados das firmas e das famílias. Esses mesmos fatores reduzem os incentivos para a concessão de crédito por parte dos bancos, que também elevam os juros.

Assim, dado o potencial impacto de um ambiente financeiro com elevado estresse sobre a atividade econômica real e, por conseguinte, sobre a condução da política monetária, o presente ensaio tem como objetivo geral verificar os impactos do estresse financeiro sobre a determinação dos juros pela autoridade monetária, sendo que, para alcançá-lo, são considerados os seguintes objetivos específicos: (1) Analisar o impacto do estresse financeiro doméstico sobre a inflação e sobre política monetária; (2) Verificar se o estresse financeiro é capaz de afetar a atividade econômica real; (3) Averiguar a existência de não linearidades na política monetária causadas pelo estresse financeiro; (4) Verificar se o índice de estresse financeiro (FSI) identifica os períodos onde de fato existiu algum distúrbio na economia (principalmente no setor financeiro).

#### 4.2 REVISÃO DA LITERATURA

Um dos principais objetivos dos índices de estresse financeiro (FSI) é ajudar os formuladores de políticas a determinar se determinada turbulência é elevada o suficiente a ponto de afetar a economia (BALAKRISHNAN *et al.*; 2009). Em um dos primeiros artigos sobre os índices de estresse financeiro, Illing e Liu (2006) construíram indicadores para o sistema financeiro utilizando variáveis relacionadas ao setor bancário (beta do setor bancário), ao mercado cambial (volatilidade), ao mercado de débitos (liquidez, *spreads* de risco e de juros) e ao mercado de ativos (volatilidade). Os autores empregaram formas distintas para a agregação dos dados (entre elas, a análise fatorial e a ponderação com base na variância das séries) e verificaram se tais índices foram capazes de identificar os episódios de estresse financeiro na economia canadense, concluindo que os diferentes índices foram capazes de captar os episódios de estresse.

Cardarelli, Elekdag e Lall (2009) examinaram os impactos de episódios de turbulências no mercado financeiro sobre a atividade econômica real através da construção de um índice de estresse financeiro. O índice é composto pelas seguintes variáveis: (1) Diferença entre as taxas interbancárias e a *T-Bill*; (2) Relação entre os retornos do índice de ações de empresas do setor bancário e o índice geral de ações (equivale ao beta do modelo CAPM); (3) Diferença entre os rendimentos de curto e de longo prazos oriundos de títulos governamentais; (4) Diferença entre os rendimentos de títulos corporativos e títulos governamentais de longo prazo; (5) Retorno do mercado acionário; (6) Volatilidade do mercado de capitais e; (7) Volatilidade da taxa de câmbio nominal.

Tal índice foi construído para 17 economias desenvolvidas<sup>41</sup> entre 1980 e 2009 e identificou 113 episódios de estresse. Os autores perceberam que, tipicamente, recessões precedidas por estresse financeiro foram mais severas quando comparadas às recessões não precedidas por estresse. Os resultados também sugerem que as condições iniciais são cruciais para determinar se o episódio de estresse financeiro será seguido por uma desaceleração econômica. De forma mais específica, a probabilidade de que o estresse seja seguido por uma recessão está associado à magnitude do crescimento dos preços do setor imobiliário e do crescimento do volume de crédito agregado da economia.

Balakrishnan *et al.* (2009) estudaram a forma através da qual o estresse financeiro das economias desenvolvidas é transmitido para as economias emergentes utilizando um índice de estresse financeiro para as economias emergentes com base no trabalho de Cardarelli *et al.* (2009). Para tanto, os autores alteraram o índice original de forma a levar em consideração as características próprias das economias emergentes. Isto foi feito através da inclusão do EMBI e do índice de pressão cambial (EMPI) e da exclusão do *spread* interbancário, do diferencial entre os rendimentos de curto e de longo prazos dos títulos governamentais, *spread* dos títulos corporativos e da volatilidade da taxa de câmbio nominal. Os resultados obtidos mostraram que o estresse financeiro das economias emergentes tende a afetar tais economias de forma rápida e intensa.

Hakkio e Keeton (2009) desenvolveram um índice de estresse financeiro para a economia norte americana, verificando sua habilidade em identificar episódios passados de estresse, mostrando como tal índice poderia ser utilizado para identificar episódios futuros de estresse e verificando os possíveis impactos do estresse sobre a atividade econômica. A construção teve como base a metodologia dos componentes principais aplicada a dados mensais de 11 variáveis financeiras, compreendidos entre fevereiro de 1990 e março de 2009. A análise descritiva mostrou que o índice identificou de forma satisfatória os episódios passados de estresse financeiro, enquanto que a análise econométrica concluiu que o índice de estresse financeiro e a atividade econômica são correlacionados.

Li e St-Amant (2010) examinaram empiricamente se as condições de estresse financeiro levam a não-linearidades na política monetária canadense e se os choques de política

---

<sup>41</sup> Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Espanha, Finlândia, França, Holanda, Itália, Japão, Noruega, Reino Unido, Suécia e Suíça.



monetária são capazes de afetar a probabilidade de transição entre os regimes de estresse financeiro. Utilizando dados entre abril de 1987 e abril de 2006 e empregando a metodologia da autorregressão vetorial com limiar (TVAR), os autores concluíram que uma política contracionista apresenta maior impacto sobre o produto quando a economia se encontra em um regime de menor estresse financeiro. Em relação aos impactos sobre a mudança de regimes, Li e St-Amant (2010) verificaram que políticas contracionistas mais acentuadas podem elevar substancialmente a probabilidade da economia passar do regime de baixo para o de elevado estresse (e, caso a economia já esteja no regime de elevado estresse, aumentar a probabilidade de permanecer nesse regime).

Moriyama (2010) investigou empiricamente o efeito transbordamento da crise financeira global para a atividade econômica e para as condições financeiras nas economias emergentes do Oriente Médio e do Norte da África<sup>42</sup>. Utilizando dados trimestrais compreendidos entre 2001 e 2009 e empregando o método generalizado dos momentos (GMM) para dados em painel, o estudo concluiu que a elevação do estresse financeiro das economias avançadas (em conjunto com a desaceleração econômica destas), foi capaz de explicar aproximadamente a metade da redução do crescimento do PIB real das economias estudadas.

#### 4.3 METODOLOGIA

##### 4.3.1 O Índice de Estresse Financeiro

De acordo com Illing e Liu (2006) existem dois elementos importantes na construção de um índice de estresse financeiro (FSI), a escolha das variáveis e o peso que estas terão dentro do índice. No presente ensaio, foi utilizado o índice de Balakrishnan *et al.* (2009), que considera algumas das peculiaridades das economias emergentes e apresenta relativa clareza em sua construção. A seguir são descritas as variáveis incluídas no índice.

###### (1) *Sensibilidade das Ações do Setor Bancário*

Ou equivalentemente, o beta do setor bancário. É calculado de forma equivalente ao beta do modelo CAPM, medindo a sensibilidade dos retornos do índice de ações de empresas do setor bancário em relação ao índice geral de ações. Algebricamente, tem-se:

---

<sup>42</sup> Egito, Jordânia, Marrocos, Paquistão e Tunísia.

$$\beta_t = \frac{Cov(r_t^M, r_t^B)}{Var(r_t^M)} \quad (4.1)$$

Onde  $r_t^M$  e  $r_t^B$  representam os retornos anuais do índice de ações relativas ao setor bancário e o índice geral de ações, respectivamente (a covariância e a variância são calculadas com base em uma janela móvel de 12 meses). Um beta maior que 1 indica que as ações das empresas do ramo bancário se movem de forma mais que proporcional ao mercado como um todo, o que sugere que o setor bancário estaria, relativamente, mais arriscado.

Na construção do beta para o FSI, Balakrishnan *et al.* (2009) impuseram duas restrições sobre a entrada deste no cálculo do índice, ou seja, só foram somados ao FSI os valores do beta que fossem maiores que 1 (assinalando 0 nas observações onde isso não ocorreu). Além disso, para melhor capturar o estresse financeiro relacionado ao sistema bancário, o beta foi considerado apenas nas ocasiões onde os retornos dos bancos foram menores que o retorno geral do mercado.

### (2) Retornos do Mercado de Ações

São calculados como sendo iguais a variação do índice do mercado acionário (em relação ao mesmo período do ano anterior). Adicionalmente multiplica-se esses valores por  $(-1)$ , de forma que reduções nestes estejam associadas a elevações do estresse relacionado ao mercado de títulos financeiros.

### (3) Volatilidade do Mercado de Ações

Originalmente a volatilidade do mercado de ações foi calculada com base no modelo GARCH(1,1), onde os retornos das ações (medidos em termos de variação mensal) são modelados como um processo autorregressivo com 12 defasagens. Essa metodologia foi substituída pela média móvel de 6 meses do quadrado da taxa de crescimento mensal do índice de ações (essa nova metodologia facilita a construção do índice e a sua atualização<sup>43</sup>). A interpretação desse termo é a seguinte: com uma maior volatilidade no mercado de ações cresce a incerteza e, dessa forma, o estresse financeiro se eleva.

---

<sup>43</sup> Com a utilização do GARCH seria necessário reestimá-lo a cada nova observação, o que poderia ocasionar mudanças nos valores estimados das variâncias nos instantes anteriores a nova observação.

(4) *Diferença entre os rendimentos dos títulos soberanos doméstico e americano*

Essa diferença é medida pelo *Emerging Market Bond Index Plus* (EMBI+), sendo que uma elevação deste pode elevar a percepção por parte do mercado de que o ambiente econômico está mais volátil (o que implica em uma elevação do estresse financeiro).

(5) *Pressão do Mercado Cambial*

Os índices de pressão do mercado cambial<sup>44</sup> (ou *Exchange Market Pressure Index*, EMPI) são, normalmente, utilizados como sinalizadores de crises monetárias (MOREIRA; PINTO; SOUZA, 2004; BERTOLI; GALLO; RICCHIUTI, 2006), sendo construídos através da combinação da taxa de câmbio e das reservas internacionais de um país. O EMPI pode ser construído da seguinte forma:

$$EMPI_t = \left( \frac{\Delta e_t - \mu_{\Delta e}}{\sigma_{\Delta e}} \right) - \left( \frac{\Delta RES_t - \mu_{\Delta RES}}{\sigma_{\Delta RES}} \right) \quad (4.2)$$

Onde  $\Delta e_t$  representa a depreciação cambial e  $\Delta RES_t$  representa as variações nas reservas internacionais. Estas variáveis são padronizadas através da subtração de suas médias ( $\mu_{\Delta e}$  e  $\mu_{\Delta RES}$ ) e da divisão por seus desvios padrão ( $\sigma_{\Delta e}$  e  $\sigma_{\Delta RES}$ ). A intuição por trás da equação (4.2) é simples: depreciações da moeda doméstica (ou seja, elevações na taxa de câmbio) em conjunto com reduções nas reservas internacionais elevam a pressão sobre o mercado cambial.

Por fim, a agregação do índice foi feita com base na variância das séries<sup>45</sup>, de forma similar à construção do EMPI, ou seja, cada elemento do FSI foi padronizado e, em seguida, somado<sup>46</sup>. Algebricamente, tem-se:

$$FSI_t = \sum_i \left( \frac{x_{i,t} - \mu_{x_i}}{\sigma_{x_i}} \right) \quad (4.3)$$

<sup>44</sup> Kaminsky e Reinhart (1999) chamaram esse índice de “índice de turbulência do mercado cambial”.

<sup>45</sup> Illing e Liu (2006) apresentam três formas distintas para a construção do FSI: ponderação com base na variância das séries, análise de componentes principais e ponderação baseada nos fundamentos econômicos.

<sup>46</sup> Este tipo de ponderação é o método mais comumente utilizado na literatura. Além disso, de acordo com Balakrishnan *et al.* (2009), a utilização de outras técnicas de agregação forneceu resultados semelhantes.

Onde  $x_{i,t}$  representa a variável  $i$  no tempo  $t$ . Esta abordagem realiza um ajustamento nos componentes do índice de forma a eliminar as diferenças de volatilidades entre eles. A interpretação do FSI é simples: um valor igual a zero caracteriza indica o mercado financeiro está em condições de neutralidade, enquanto valores acima de zero indicam tensão neste mercado (ou seja, os indicadores que compõem o índice estão acima de suas médias ou tendências).

#### 4.3.2 Impactos do FSI Sobre a Política Monetária

A análise dos impactos do estresse financeiro sobre a política monetária baseia-se em um sistema autorregressivo composto pelas seguintes variáveis: hiato do produto doméstico ( $hiato_t$ ), nível de preços ( $preços_t$ ), taxa de juros ( $i_t$ ) e índice de estresse financeiro ( $fsi_t$ ). Sendo que esta última será introduzida de duas formas distintas, especificadas a seguir.

##### *Modelo VAR Tradicional*

O modelo VAR tradicional é composto pelas quatro variáveis ( $hiato_t$ ,  $preços_t$ ,  $i_t$  e  $fsi_t$ ), todas determinadas endogenamente pelo modelo. Algebricamente tem-se:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad (4.4)$$

Onde  $x_t$  é um vetor ( $4 \times 1$ ) formado pelo hiato, preço, juros e índice de estresse financeiro;  $A_0$  é um vetor ( $4 \times 1$ ) formado pelos termos de intercepto;  $A_i$  é uma matriz ( $4 \times 4$ ) contendo os coeficientes do modelo e;  $e_t$  é um vetor ( $4 \times 1$ ) contendo os termos de erros.

##### *Modelo VAR Considerando uma Variável Limiar*

Uma outra forma de analisar os impactos do estresse financeiro é o estudo das possíveis não linearidades introduzidas por ele. Ou seja, é possível que períodos de maior tensão nos mercados financeiros reverberem na atividade econômica real, fazendo com que esta responda

de forma diferente do observado em períodos de calma. Para tanto, a equação (4.4) é modificada através da introdução do efeito limiar<sup>47</sup>:

$$x_t = \begin{cases} A_0^{(1)} + A_1^{(1)}x_{t-1} + \dots + A_p^{(1)}x_{t-p} + e_t^{(1)}, & \text{se } fsi_{t-d} \geq \tau \\ A_0^{(2)} + A_1^{(2)}x_{t-1} + \dots + A_p^{(2)}x_{t-p} + e_t^{(2)}, & \text{se } fsi_{t-d} < \tau \end{cases} \quad (4.5)$$

A equação (4.5) indica que um *fsi* acima de um determinado nível  $\tau$ , está associado a um estado de elevado estresse. De acordo com o modelo descrito acima em cada um dos regimes as variáveis relacionam-se linearmente. Porém, quando considera-se o modelo como um todo, este passa a apresentar não linearidade. Esse tipo de modelo é conhecido por vetor autorregressivo com efeito limiar (TVAR<sup>48</sup>).

O *fsi* indica a variável limiar (ou seja, a que determina a mudança de regime),  $\tau$  representa o valor limiar (que é o valor crítico que *fsi* deve ultrapassar para que ocorra a mudança de regime e  $d$  é o parâmetro de defasagem (que indica a ordem de defasagem com a qual a variável limiar afeta o sistema).

#### 4.4 ESTRESSE FINANCEIRO E POLÍTICA MONETÁRIA

##### 4.4.1 Base de Dados: Especificação e Análise Inicial

As estimações dos modelos VAR e TVAR foram realizadas através da utilização de dados mensais, com intervalo variando entre janeiro de 1999 e outubro de 2009<sup>49</sup>. O início da amostra coincide com a adoção do regime de metas de inflação e com o fim do regime de câmbio fixo (quando a volatilidade da taxa de juros apresentou uma significativa redução<sup>50</sup>), enquanto que o final da amostra foi determinado pela indisponibilidade do índice de estresse financeiro para períodos posteriores a 2009. As variáveis utilizadas foram:

<sup>47</sup> Estratégia semelhante foi adotada por Li e St-Amant (2010). Maiores detalhes sobre modelos com efeito limiar podem ser encontrados em Enders (2009) e Doan (2011).

<sup>48</sup> Do inglês *Threshold Vector Autoregression*.

<sup>49</sup> Apesar do regime de metas de inflação ter sido introduzido em 1999, a série inflação esperada (de acordo com o relatório Focus) está disponível apenas a partir de 2001.

<sup>50</sup> Com o regime de câmbio fixo, a autoridade monetária precisava manter a estabilidade cambial via alterações nos juros, dessa forma, a variabilidade da taxa de câmbio era repassada para a taxa de juros. Para maiores detalhes ver Pastore e Pinotti (2005).

*Hiato*: Foi utilizado o índice de produção industrial (com ajuste sazonal) como *proxy* para a atividade econômica. Variável obtida junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Para a construção do hiato, filtrou-se a produção industrial (via filtro de Hodrick-Prescott) da seguinte forma:  $hiato_t = \ln(prod_t / prod_t^{potencial}) \times 100$ .

*Inflação*: Foi utilizado o IPCA, índice nacional de preços ao consumidor-amplo, obtido junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil, SGS-Bacen (código: 433).

*Política Monetária*: Utilizou-se a taxa de juros nominal, representada pela taxa Over-Selic acumulada no mês, medida em % a.m., obtida junto ao SGS-Bacen (código: 4390).

*Índice de Estresse Financeiro*: Utilizou-se o FSI desenvolvido por Balakrishnan *et al.* (2009) foi obtido junto ao FMI.

A Tabela 4.1 apresenta os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a verificação da presença de raízes unitárias nas séries. O teste ADF tem como hipótese nula a existência de raiz unitária na série. Os resultados dos testes indicam que apenas a taxa de juros possui raízes unitárias quando avaliada em nível. Em primeira diferença o teste ADF rejeitou a hipótese nula de raiz unitária em todas as variáveis.

TABELA 4.1  
Testes ADF de Raiz Unitária  
(dados mensais – 1999.1 a 2009.10)

Séries	Resultados dos testes	
	Nível	Diferença
hiato	-4,6425***	-5,4262***
inflação	-3,0579**	-5,5411***
selic	-3,0253	-4,4615***
fsi	-2,9366**	-5,5984***

Notas: (1) Os sinais \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente; (2) Os testes para os juros e para os níveis de preços foram realizados com base na especificação com constante e tendência, os demais foram feitos com constante e sem tendência; (3) Resultados obtidos a partir do programa Gretl (versão 1.9.4).

Adicionalmente, com o intuito de complementar os testes ADF, foram realizados testes KPSS para checar a estacionariedade das séries. Os resultados do teste KPSS, apresentados na Tabela 4.2, indicam a aceitação da hipótese nula de estacionariedade para todas as variáveis. Como ocorreu uma discordância entre os testes ADF e KPSS para a série dos juros, realizou-

se o teste de Phillips-Perron (PP) para esta variável, sendo que este rejeitou a hipótese de que a Selic possui uma raiz unitária.

TABELA 4.2  
Testes KPSS para a Estacionariedade  
(dados mensais – 1999.1 a 2009.10)

Séries	Resultados dos testes	
	Truncagem: 4	Truncagem: 12
hiato	0,0456***	0,0517***
inflação	0,3883**	0,5125*
selic	0,0908***	0,1465**
fsi	0,3621**	0,5447*

Notas: (1) Os sinais \*, \*\* e \*\*\* indicam a rejeição da hipótese nula ao nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente; (2) Os testes para o produto, para os juros e para os níveis de preços foram realizados com a inclusão da tendência; (3) “Truncagem” refere-se ao parâmetro de truncagem da defasagem para o teste; (4) Escolha das truncagens com base em Schwert (1989) e Bueno (2008); (5) Resultados obtidos a partir do programa Gretl (versão 1.9.4).

#### 4.4.2 Estimação do VAR Tradicional

Com base na equação (4.4), o modelo tradicional foi estimado utilizando-se as quatro variáveis: hiato, inflação, taxa de juros e índice de estresse financeiro. Seguindo a recomendação de Doan (2010), apesar dos juros não apresentar, de acordo com o teste ADF, comportamento estacionário, o VAR foi estimado em nível. Isto ocorre porque, de acordo com Doan (2010) a utilização de variáveis diferenciadas não traz ganhos de eficiência assintótica. Além disso, a diferenciação pode causar problemas de má especificação do modelo, que pode deixar de capturar possíveis relações de cointegração entre suas variáveis.

A Tabela 4.3 apresenta os testes de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC) para a detecção do número de defasagens do VAR. Os três testes de seleção de defasagens apresentaram resultados diversos, dessa forma optou-se por usar o critério da parcimônia, incluindo inicialmente apenas 1 defasagem, conforme sugerido pelo critério de Schwarz.

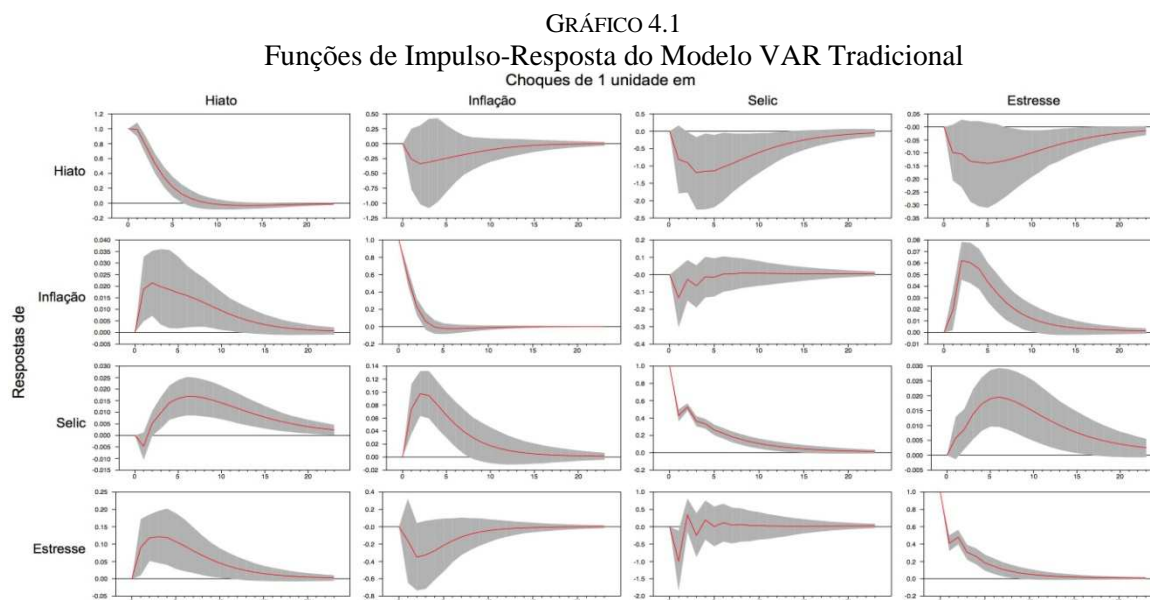
TABELA 4.3  
Seleção de Defasagens do VAR  
(dados mensais – 1999.1 a 2009.10)

Defasagens	AIC	BIC	HQC
1	943,6717	998,1319*	964,7343
2	907,1207	1002,504	942,3886*
3	899,2851	1032,963	946,1290
4	898,9039*	1067,948	954,3960
5	909,7899	1110,927	970,6573
6	943,3477	1172,904	1005,916

Notas: (1) Os asteriscos indicam os melhores (isto é, minimizados) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn; (2) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.0.1).

Entretanto, como o VAR apresentou fortes indícios de correlação residual, foi necessária a inclusão de 2 defasagens (com esta especificação o modelo estimado não apresentou indícios de resíduos correlacionados ou heteroscedásticos e mostrou-se estável).

Os choques foram identificados com base na decomposição de Cholesky e possuem o seguinte ordenamento: hiato, inflação, juros e índice de estresse financeiro. Ou seja, choques de política monetária não exercem impactos contemporâneos sobre o produto ou sobre a inflação, mas podem exercer impactos imediatos sobre o estresse financeiro<sup>51</sup>. Considerar o PIB e os preços como as séries mais exógenas é bastante comum na literatura da transmissão monetária, uma vez que estas não reagem contemporaneamente às demais variáveis (GOODHART; HOFMANN, 2001). O Gráfico 4.1 apresenta as funções de resposta ao impulso obtidas do sistema VAR estimado.



Notas: (1) Intervalo de confiança via *bootstrapping*; (2) Cálculos e gráficos via programa RATS (versão 8.0.1).

Com base nas funções de impulso-resposta pode-se notar que uma política monetária contracionista (ou seja, uma elevação na Selic), possui impactos negativos sobre o hiato. A redução no hiato atinge seu máximo 3 meses após o impacto inicial, se extinguindo por volta do vigésimo mês.

<sup>51</sup> De acordo com estudos do Banco Central (Relatório de Inflação de setembro de 2007), normalmente o hiato do produto reage às variações na taxa de juros após 1 trimestre, enquanto que a inflação responde ao hiato do produto após 1 ou 2 trimestres.



Os efeitos sobre a inflação também seguem o previsto pela teoria econômica, ou seja, elevações dos juros tendem a reduzir a inflação. Esse efeito atinge seu máximo no primeiro mês após o impacto e se extingue 6 meses após a elevação dos juros.

Choques nos juros levam a uma redução no estresse financeiro. Isso ocorre pois a elevação dos juros tende a apreciar a moeda doméstica e a aumentar as reservas internacionais, reduzindo a pressão no mercado cambial (medida pelo EMPI) e, por conseguinte, o estresse financeiro.

Por fim, a análise dos choques do estresse sobre a economia mostra que elevações no FSI possuem impactos estatisticamente significativos sobre o hiato, a inflação e os juros, sendo que o impacto sobre o hiato é negativo e sobre as demais variáveis é positivo.

#### 4.4.3 Estimação do VAR Não-Linear

Na seção anterior foram investigados os impactos que o estresse financeiro pode exercer sobre a atividade econômica e sobre a condução da política monetária. Para tanto considerou-se os impactos diretos do FSI sobre as variáveis de interesse. Agora a análise leva em consideração a possibilidade dos distúrbios no mercado financeiro gerarem não linearidades na condução da política monetária. Dessa forma o estresse financeiro deixa de fazer parte do sistema de forma direta, passando a determinar os regimes onde se encontra a economia.

Para tratar da questão da não linearidade o presente ensaio optou por adotar a modelagem via vetores autorregressivos com efeito limiar (ou simplesmente, TVAR). Uma das vantagens do TVAR é o fato do mesmo ser capaz de formular a não linearidade de uma forma simples e intuitiva. Conforme observa Galvão (2003), apesar dos modelos MS-VAR poderem ser facilmente utilizados para a obtenção de previsões, esta classe de modelos tem como desvantagem o fato dos regimes serem determinados por uma variável não observável, o que pode dificultar a interpretação dos resultados<sup>52</sup>.

---

<sup>52</sup> Alguns trabalhos procuraram modificar os modelos MS-VAR de forma a permitir que a variável a controlar as mudanças de regimes seja determinada endogenamente pelo modelo. Ver Kim, Piger e Startz (2008) e Davidson (2011).

### *Teste Multivariado de Tsay*<sup>53</sup>

O primeiro passo a ser dado para a estimação do TVAR é averiguar se de fato existe alguma não-linearidade no sistema a ser estimado. Para tanto, efetuou-se o teste multivariado proposto por Tsay (1998), que consiste em uma extensão do teste univariado de Tsay (1989), tendo como hipótese nula a linearidade do vetor  $y_t$  contra a hipótese alternativa de que  $y_t$  segue um modelo multivariado com efeito limiar. De acordo com Tsay (1998) este teste é consideravelmente simples e possui uma distribuição qui-quadrado assintótica, apresentando ampla aplicabilidade e bom poder de detecção da não-linearidade limiar. Outra vantagem do teste de Tsay é o fato do mesmo não depender do modelo alternativo (ou seja, do modelo não-linear).

O teste consiste em ordenar de forma crescente as séries com base na variável limiar, ao invés da ordem convencional das séries de tempo, e em seguida estimar o modelo de forma recursiva (considerando a variável limiar, o parâmetro de defasagem e a ordem de defasagem autorregressiva como sendo conhecidos). Sob a hipótese nula de linearidade, os resíduos dessa regressão serão não correlacionados com as variáveis explicativas. Doan (2011) observa que se a variável limiar for escolhida corretamente, é de se esperar que as estimativas recursivas do início e do fim da amostra sejam bastante diferentes.

TABELA 4.4  
Seleção de Defasagens do TVAR  
(dados mensais – 1999.1 a 2009.10)

Defasagens	AIC	BIC	HQC
1	447,4424	479,6654	459,9762
2	419,2267	474,4238*	439,9678*
3	417,4339*	494,4867	445,2637
4	429,3195	527,0121	463,0223
5	430,5205	547,5287	468,7719
6	448,1093	582,9867	489,4631

Notas: (1) Os asteriscos indicam os melhores (isto é, minimizados) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn; (2) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.0.1).

Após a definição do modelo a ser testado, o passo seguinte consiste na determinação da ordem de defasagem do VAR. Para tanto é possível utilizar os critérios tradicionais de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. Os resultados apresentados na Tabela 4.4 sugerem um

<sup>53</sup> O teste de Tsay foi realizado através do programa RATS 8.01, através da adaptação do código apresentado em Doan (2011). O Apêndice C1 reproduz o código (já adaptado) utilizado neste ensaio.

modelo com 2 ou 3 defasagens, sendo que por questões de parcimônia optou-se pelo modelo com apenas 2 defasagens.

A Tabela 4.5 apresenta os resultados do teste de Tsay para a presença de não-linearidade do modelo. Foi utilizada a média móvel (6 meses) do índice de estresse financeiro como variável limiar, uma vez que a grande volatilidade do FSI “puro” implicaria em um modelo onde a mudança de regimes ocorreria com frequência muito elevada, o que não seria muito razoável. Além disso, devido a restrições impostas pelo tamanho da amostra, o parâmetro de defasagem de defasagem  $d$  (ver equação de 4.5) foi limitado, de forma que foi testada a hipótese de linearidade para  $d = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ .

O parâmetro  $m_0$ , que consiste no tamanho da amostra inicial utilizada nas estimações recursivas (necessárias para a obtenção das estatísticas de teste), foi definido de acordo com as seguintes fórmulas<sup>54</sup>:  $m_0 \approx 5\sqrt{n}$ , para o caso de séries com raízes unitárias e  $m_0 \approx 3\sqrt{n}$  para o caso de séries sem raízes unitárias. Com o intuito de elevar a robustez dos resultados (evitando que um possível erro no diagnóstico da estacionariedade das séries levasse a conclusões equivocadas) e de investigar a sensibilidade do teste em relação ao tamanho da amostra inicial, os diferentes valores de  $m_0$  foram utilizados.

TABELA 4.5  
Teste Multivariado de Tsay para Detecção de *Thresholds*  
(dados mensais – 1999.1 a 2009.10)

$d$	1	2	3	4	5	6
$m_0 = 32$						
$C(d)$	47,84	39,59	37,54	30,54	21,17	20,84
p-valor	0,0007	0,0083	0,0146	0,0816	0,4485	0,4687
$m_0 = 54$						
$C(d)$	45,39	37,96	33,73	30,81	17,89	21,63
p-valor	0,0015	0,0130	0,0388	0,0769	0,6557	0,4214

Notas: (1) Os  $m_0$ 's indicam o tamanho da amostra inicial para a estimação recursiva; (2) Teste realizado com base em Doan (2011); (3) Cálculos realizados através do programa RATS (versão 8.0.1)

Os resultados do teste de Tsay, apresentados na Tabela 4.5, mostram que apenas nos casos onde o parâmetro de defasagem da variável limiar foi maior que 4 foi possível aceitar a hipótese de linearidade. Além disso, o teste indicou uma defasagem igual a 1 para a variável limiar, uma vez que o maior valor da estatística de teste foi observado para  $C(1)$ .

<sup>54</sup> Sugeridas por Tsay (1998).

### *Estimação do TVAR*

Após a escolha da variável limiar e do seu parâmetro de defasagem, a estimação do TVAR é relativamente simples, bastando que se defina o número de regimes e o valor do limiar para que se efetue a estimação em cada um dos regimes (o que pode ser feito através da utilização de técnicas lineares simples).

A modelagem foi conduzida levando-se em consideração a existência de dois regimes, um marcado pelo elevado estresse financeiro e o outro com pouco ou nenhum estresse. A escolha do número de regimes teve como base a limitação imposta pelo tamanho da amostra (um total de 130 observações) e a intuição econômica de que apenas um elevado distúrbio nos mercados financeiros seria capaz de alterar a condução da política monetária.

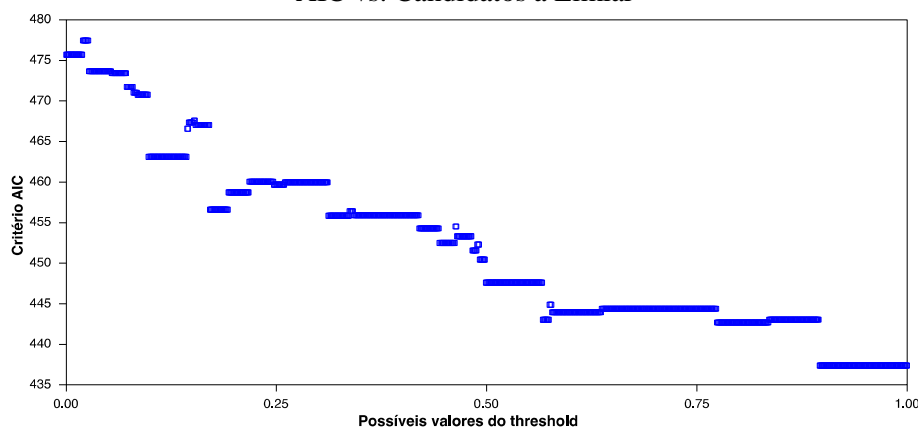
De acordo com Balakrishnan *et al.* (2009), no passado, um FSI igual ou maior que 1,5 (ou seja, 1,5 desvios padrão acima de sua média) esteve associado a crises, dessa forma este valor seria um candidato natural a limiar. Porém, duas razões forçaram a utilização de um valor diferente, uma estatística e a outra econômica. A razão estatística diz respeito a limitação da amostra, de forma que ao considerar um valor limiar igual a 1,5 as estimações teriam de ser realizadas em dois segmentos, sendo o primeiro deles (onde  $FSI < 1,5$ ) com 110 observações e o segundo (onde  $FSI \geq 1,5$ ) com apenas 20 observações. Do ponto de vista econômico, não seria razoável supor que a autoridade monetária esperasse o estresse nos mercados financeiros chegar a um nível muito alto antes de adotar alguma medida corretiva (ou seja, o formulador de política certamente tentaria agir antes que uma crise se formasse no mercado financeiro).

Dessa forma, para elevar a probabilidade de que existam observações suficientes para realizar as estimações em cada um dos regimes, o valor limiar foi restrito ao intervalo entre 0 e 1, ou seja,  $\tau = [0,1]$ . Seguindo a sugestão de Tsay (1998) para encontrar o valor da variável limiar, foram testados 1000 possíveis valores entre 0 e 1, de forma que o valor que forneceu o modelo com o menor AIC<sup>55</sup> foi escolhido como sendo o valor limiar. O Gráfico 4.2 ilustra a determinação do valor limiar, traçando os candidatos a limiar contra seus respectivos AICs.

---

<sup>55</sup> De acordo com Tsay (1998), a utilização do critério de Akaike equivale, assintoticamente, a selecionar a menor variância residual.

GRÁFICO 4.2  
AIC vs. Candidatos a Limiar



Notas: (1) Diagrama construído com base no *grid search* com 1000 pontos compreendidos entre 0,00 e 1,00; (2) Cálculos e gráfico via programa RATS (versão 8.0.1).

O valor 0,8960 está associado ao menor AIC (igual a 437,38), sendo escolhido, portanto, como o limiar. O Gráfico 4.2 apresenta um forte indício da existência de apenas um limiar, dado que possui um ponto de mínimo global<sup>56</sup>. Com este valor limiar, os períodos onde ocorreram os três grandes episódios de crise que afetaram a economia brasileira nas últimas décadas (a mudança de regime cambial de 1999, a crise das eleições em 2002 e a crise financeira internacional de 2008) foram corretamente identificados como pertencentes ao regime de elevado estresse financeiro.

Para avaliar se esse valor é capaz de separar a amostra em dois segmentos, um com estresse mais elevado (Regime 1) e um sem estresse ou com estresse moderado (Regime 2), calculou-se as médias e os desvios padrão do hiato, da inflação e dos juros de forma a verificar seu comportamento nos diferentes regimes. Os resultados são apresentados na Tabela 4.6.

O que se pode observar é que em períodos de turbulência financeira todas as variáveis apresentaram maior volatilidade (em média, o regime 1 apresentou uma volatilidade 103,51% mais elevada que o regime 2). Considerando seus valores médios, percebe-se que a inflação e os juros foram, conjuntamente, 46,02% maiores durante os períodos de estresse, enquanto que a produção ficou abaixo do seu potencial.

<sup>56</sup> O gráfico pode levar a conclusões errôneas uma vez que, aparentemente, todos os valores entre 0,87 e 1,00 estão associados ao mesmo valor do critério de informação de Akaike. Isso ocorre devido a grande densidade de pontos representados no gráfico (são 1000 pontos em um intervalo pequeno, que vai de 0,00 até 1,00).

TABELA 4.6  
Valores Médios e Desvios Padrão em Diferentes Regimes  
(dados mensais – 1999.1 a 2009.10)

Séries	Regime 1 (estresse)		Regime 2	
	média	desvio padrão	média	desvio padrão
Hiato	-2,6825	5,1583	0,4539	2,5970
Inflação	0,90469	0,71090	0,47392	0,29389
Selic	1,6221	0,58555	1,2565	0,28075

Nota: (1) Resultados obtidos a partir do programa Gretl (versão 1.9.4).

O Gráfico 4.3, a seguir, apresenta as funções de resposta ao impulso obtidas através do modelo TVAR<sup>57</sup>. Os quatro primeiros gráficos representam as respostas da economia (hiato e inflação) a elevações de 1 ponto percentual na Selic. Já os quatro últimos mostram como a autoridade monetária responde a flutuações na economia. A coluna da esquerda representa as funções de impulso-resposta em períodos de elevado estresse financeiro (regime 1), enquanto que a da direita representa as funções de impulso-resposta em períodos sem estresse (regime 2).

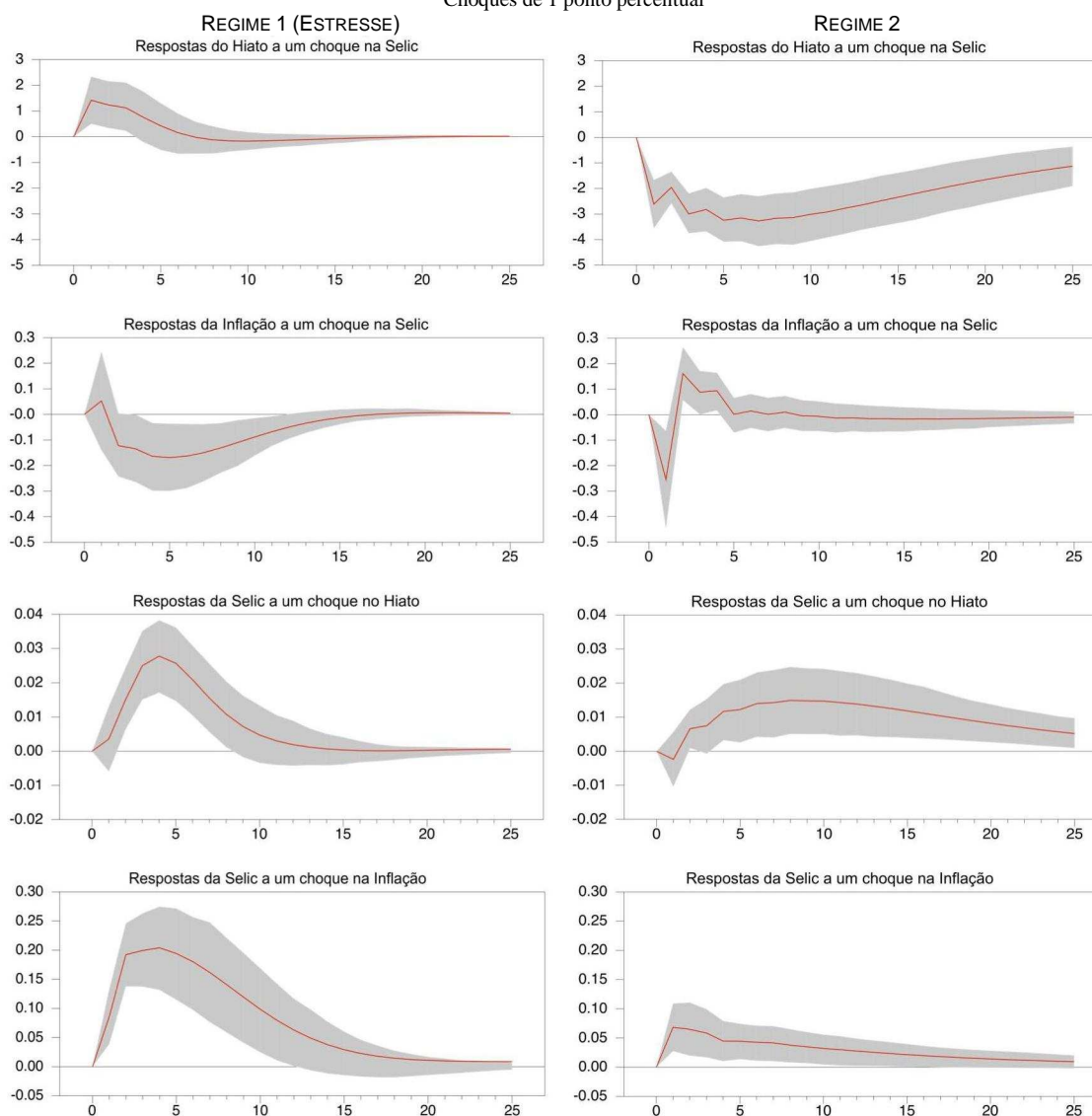
Pode-se perceber que o hiato da produção doméstica responde mais rapidamente a uma política monetária contracionista em um ambiente sem estresse, além disso, a intensidade e a duração das respostas são consideravelmente maiores. Em um ambiente com elevado estresse, o hiato responde negativamente ao aperto monetário apenas entre o sexto e o sétimo mês após a elevação da Selic.

Em relação a inflação, tem-se que esta apresenta uma diminuição imediata após a elevação dos juros quando os mercados financeiros operam sem estresse, enquanto que no ambiente de estresse a resposta não é imediata, ocorrendo a partir do segundo mês após o choque.

Ao considerar as respostas da Selic a choques no hiato e na inflação pode-se concluir que a autoridade monetária, em resposta a uma elevação no hiato, adota uma política contracionista de forma mais intensa em períodos de estresse. O mesmo é verificado em relação a inflação.

<sup>57</sup> Os resíduos do modelo TVAR foram avaliados através da análise de seus correlogramas e da estatística Q de Ljung-Box, sendo que, considerando níveis usuais de confiança, não foram encontrados indícios consistentes de autocorrelação e/ou heteroscedasticidade. Ademais, as raízes do VAR encontram-se dentro do círculo unitário, indicando que o sistema estimado é estável.

GRÁFICO 4.3  
Funções de Impulso-Resposta do Modelo TVAR  
Choques de 1 ponto percentual



Notas: (1) Intervalo de confiança via *bootstrapping*; (2) Cálculos e gráficos via programa RATS (versão 8.0.1).

Com base na análise conjunta das funções de resposta ao impulso é possível chegar a duas conclusões importantes: (1) Em períodos caracterizados por elevado estresse nos mercados financeiros a política monetária aparenta ser menos eficaz; (2) A autoridade monetária reage (via elevação dos juros) de forma consideravelmente mais agressiva a flutuações no hiato e na inflação em um ambiente de estresse financeiro.

Um ponto adicional, relacionado ao tratamento dado à variável limiar (o índice de estresse financeiro), merece atenção: a variável de limiar foi considerada como sendo exógena. Essa hipótese é claramente restritiva, uma vez que as demais variáveis poderiam impactar no estresse, fazendo a economia se deslocar de um regime para outro.

Dessa forma, o modelo estimado não permite que se analise a dinâmica de todo o processo (ou seja, dos dois regimes conjuntamente). Porém, como o objetivo deste ensaio é avaliar separadamente os impactos da política monetária nos períodos de estresse financeiro e nos de calma, a utilização das funções de impulso-resposta dependentes dos regimes é capaz de satisfazer tal objetivo.

#### 4.5 CONCLUSÃO

Os distúrbios nos mercados financeiros podem afetar a atividade econômica real (e, dessa forma, a condução da política monetária) de diversas maneiras. Um exemplo disso foi a crise financeira iniciada no mercado *subprime* norte-americano.

Um possível canal de transmissão do estresse no mercado financeiro para a atividade econômica está relacionado às incertezas sobre os preços dos ativos e sobre o comportamento dos demais agentes. Com um ambiente mais incerto as firmas tendem a se comportar de maneira mais cautelosa, postergando investimentos e contratação de mão de obra.

Outro canal seria a possível elevação dos custos de financiamento das firmas e das famílias, uma vez que em um ambiente de elevado estresse financeiro os detentores de recursos tendem a direcionar seus investimentos para ativos mais seguros e de maior liquidez, elevando as taxas de juros cobradas pelos empréstimos. Esses mesmos fatores podem reduzir os incentivos à concessão de crédito por parte dos bancos, que também elevam os juros.

Desta forma, dado o potencial impacto de um ambiente financeiro com elevado estresse sobre a atividade econômica real e, por conseguinte, sobre a condução da política monetária, o presente ensaio procurou analisar os impactos do estresse financeiro sobre a determinação dos juros pela autoridade monetária. Para tanto apoiou-se basicamente em duas metodologias, sendo a primeira dela um vetor autorregressivo linear (VAR) e a segunda um vetor não linear (TVAR).

A análise linear mostrou que elevações no FSI possuem impactos estatisticamente significativos sobre o hiato, a inflação e os juros, sendo que o impacto sobre o hiato é negativo e sobre as demais variáveis é positivo. Já na análise não linear, que considerou a existência de dois regimes (um marcado pelo elevado estresse financeiro e o outro com pouco



ou nenhum estresse), as funções de resposta ao impulso indicaram que em períodos caracterizados por elevado estresse nos mercados financeiros a política monetária aparenta ser menos eficaz, além disso, a autoridade monetária reage (via elevação dos juros) de forma consideravelmente mais agressiva a flutuações no hiato e na inflação em um ambiente de estresse financeiro.

A determinação dos regimes com diferentes níveis de estresse da estimação do vetor autorregressivo não linear teve como base a determinação de um valor limiar (ou *threshold*) igual a  $\tau$  para o índice de estresse financeiras, de forma que valores acima ou iguais a  $\tau$  representam o regime de elevado estresse e valores abaixo indicam o regime de estresse moderado ou nulo. Com este valor limiar, os períodos onde ocorreram os três grandes episódios de crise que afetaram a economia brasileira nas últimas décadas (a mudança de regime cambial de 1999, a crise das eleições em 2002 e a crise financeira internacional de 2008) foram corretamente identificados como pertencentes ao regime de elevado estresse financeiro.

Por fim, a análise descritiva do hiato do produto, da inflação e dos juros nos diferentes regimes mostrou que em períodos de turbulência financeira todas as variáveis apresentaram maior volatilidade (em média, no regime de estresse observou-se uma volatilidade 103,51% mais elevada que em períodos de maior tranquilidade). Considerando seus valores médios, percebe-se que a inflação e os juros foram, conjuntamente, 46,02% maiores durante os períodos de estresse, enquanto que a produção ficou abaixo do seu potencial.

## APÊNDICE C1: SEQUÊNCIA DE COMANDOS RATS

### <sequência de comandos>

\* Teste Multivariado de Tsay (1998) Para Verificação da Existência de Thresholds

```

compute m0_1 = fix(3*sqrt(%nobs))
compute m0_2 = fix(5*sqrt(%nobs))
compute p = 2
compute k = 3

do d=1,6
  dofor m0 = m0_1 m0_2
    set thresh = fsi_ma{d}

    rls(noprint,order=thresh,condition=m0) hiato / rr_hiato
    # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}
    rls(noprint,order=thresh,condition=m0) inflacao / rr_inf
    # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}
    rls(noprint,order=thresh,condition=m0) selic_am / rr_selic
    # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}

    order(ranks=rr) thresh %regstart() %regend()

    linreg(noprint,smpl=rr>m0) rr_hiato / wr_hiato
    # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}
    linreg(noprint,smpl=rr>m0) rr_inf / wr_inf
    # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}
    linreg(noprint,smpl=rr>m0) rr_selic / wr_selic
    # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}

    ratio(mcorr=%nreg,degrees=k*%nreg,noprint)
    # rr_hiato rr_inf rr_selic
    # wr_hiato wr_inf wr_selic

    display "d =" d " m0 =" m0 " C(d) =" *.## %cdstat @32 " p-value"$
    #.##### %signif
  end dofor m0
end do d

* Determinação do valor limiar (valor do threshold)

set thresh = fsi_ma{1}
@gridseries(from=0,to=1,n=1000,pts=ngrid) rgrid
set aic 1 ngrid = 0.0

compute bestaic=%na

do i=1,ngrid
  compute rtest=rgrid(i)
  sweep(group=thresh<rtest,variance=hetero)
  # hiato inflacao selic_am
  # constant hiato{1 to p} inflacao{1 to p} selic_am{1 to p}
  compute aic(i)=-2.0*logl+2.0*%nregsystem
  if i=1.or.aic(i)<bestaic
    compute bestaic=aic(i),bestbreak=rtest
  end do i

scatter(footer="Diagrama de dispersão Limiar vs. AIC",hlabel=$
"Possíveis valores do threshold",vlabel="Critério AIC")
# rgrid aic / 2

display "O valor que minimiza o AIC é" bestbreak "AIC =" bestaic
</sequência de comandos>

```

## 5 CONCLUSÕES

A presente tese desenvolveu três ensaios tratando de diversos aspectos relacionados à política monetária. No primeiro ensaio, foram construídos indicadores para as condições monetárias e financeiras que levam em consideração a interação entre a política monetária e o setor financeiro: os chamados de índices de condições monetárias (MCIs) e financeiras (FCIs), capazes de sintetizar os efeitos das principais variáveis monetárias e financeiras sobre a atividade econômica.

Em um ambiente financeiro cada vez mais sofisticado, como é o caso do Brasil, é importante que se leve em consideração o impacto não apenas da política monetária sobre a economia, mas o impacto da interação entre a política monetária e o setor financeiro (medida pelos MCIs e FCIs). Assim, se as variáveis financeiras não controladas diretamente pela autoridade monetária e que afetam a economia não forem consideradas, estimativas dos impactos da política monetária poderão estar viesadas.

Adicionalmente, foram realizados testes para avaliar se tais índices são capazes de prever movimentos futuros do produto real. O primeiro teste utilizado foi o da causalidade de Granger, que concluiu que os índices de condições monetárias e financeiras (em todas as especificações consideradas) causam, no sentido de Granger, o PIB. Em seguida verificou-se o poder de previsão dos MCIs e FCIs fora da amostra, concluindo-se que, em geral, os índices apresentaram uma melhor performance quando comparados aos valores defasados do próprio PIB.

O segundo ensaio procurou analisar os impactos da abertura econômica sobre a dinâmica inflacionária e a condução da política monetária no Brasil. A importância de tal estudo reside no fato de que se as condições externas forem de elevada importância para a determinação da inflação doméstica, é essencial que se tenha em mente os possíveis efeitos de uma reversão dessas condições sobre a inflação doméstica e, dessa forma, sobre a condução da política monetária. Do ponto de vista da teoria econômica a análise teve como base a curva de Phillips e a regra de Taylor, ambas aumentadas de forma a incluir variáveis (possivelmente) representativas da abertura econômica.

As estimativas da curva de Phillips (com a inclusão de termos de interação entre a abertura e o hiato doméstico) indicaram que a abertura comercial e financeira reduzem o impacto do hiato doméstico sobre a inflação com significância estatística, ou seja, com a abertura econômica o excesso de crescimento da economia tem um menor peso na determinação da dinâmica inflacionária doméstica. De forma semelhante, através da estimação da regra de Taylor, os resultados apontaram que tanto o hiato do produto americano quanto a abertura financeira foram capazes de diminuir o peso do hiato doméstico sobre a condução da política monetária doméstica de forma estatisticamente significativa.

Com o intuito de obter informações adicionais sobre as inter-relações da dinâmica inflacionária doméstica e da condução da política monetária com a abertura econômica, o presente trabalho utilizou a técnica de regressão com janela móvel e os modelos com parâmetros variando no tempo (TVP). Tanto no caso da regressão com janela móvel como no dos modelos TVP, os resultados não forneceram indícios suficientemente fortes de um aumento do impacto da abertura econômica, ou seja, não parece ser o caso do setor externo estar se tornando o principal determinante da inflação e da política monetária. Apesar das estimações dos modelos TVP apontarem heterogeneidade nos impactos da abertura comercial e financeira, as trajetórias destes não apontam uma tendência clara. Além disso, a relação entre a inflação e as flutuações do produto, que de acordo com Allard (2007) deveria ser enfraquecida pela globalização, se mostrou relativamente estável ao longo do tempo.

Por fim, no terceiro e último ensaio, foram investigados os impactos de distúrbios nos mercados financeiros sobre a atividade econômica real e, dessa forma, sobre a condução da política monetária. Um ambiente marcado por elevado estresse nos mercados financeiros é capaz de afetar a economia real de diversas formas. Uma crise pode gerar incertezas sobre os preços dos ativos e sobre o comportamento dos demais agentes, fazendo com que as firmas tendam a se comportar de maneira mais cautelosa, postergando investimentos e contratação de mão de obra.

Além disso, ao incentivar a cautela por parte dos detentores de recursos, o estresse financeiro pode fomentar uma elevação dos custos de financiamento das firmas e das famílias. Isto porque os emprestadores poderão direcionar seus investimentos para ativos mais seguros e de maior liquidez, elevando as taxas de juros cobradas pelos empréstimos. Esses mesmos fatores

podem reduzir os incentivos à concessão de crédito por parte dos bancos, que também elevam os juros.

A análise dos impactos do estresse financeiro sobre a determinação dos juros pela autoridade monetária apoiou-se em duas metodologias, sendo a primeira delas um vetor autorregressivo linear (VAR) e a segunda um vetor autorregressivo não linear (TVAR). A análise linear mostrou que elevações no índice de estresse financeiro (FSI) possuem impactos estatisticamente significativos sobre o hiato, a inflação e os juros, sendo que o impacto sobre o hiato é negativo e sobre as demais variáveis é positivo. Já na análise não linear, que considerou a existência de dois regimes (um marcado pelo elevado estresse financeiro e o outro com pouco ou nenhum estresse), as funções de resposta ao impulso indicaram que em períodos caracterizados por elevado estresse a política monetária aparenta ser menos eficaz. Além disso, a autoridade monetária reage (via elevação dos juros) de forma consideravelmente mais agressiva às flutuações no hiato e na inflação em um ambiente de estresse financeiro.

**REFERÊNCIAS**

AIZENMAN, Joshua. Financial Opening and Development: Evidence and Policy Controversies. **The American Economic Review**, v. 94, n. 2, p. 65-70, 2004.

AIZENMAN, Joshua; NOY, Ilan. Endogenous Financial and Trade Openness. **NBER Working Paper**, n. 10496, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2004.

ALLARD, Céline. Inflation in Poland: How Much Can Globalization Explain? **IMF Working Paper**, n. 07/41, International Monetary Fund, Washington, 2009.

ARRUDA, Elano F.; FERREIRA, Roberto T; CASTELAR, Ivan. Modelos Lineares e Não-lineares da Curva de Phillips para Previsão da Taxa de Inflação no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 2008. **Anais...** Salvador: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2008.

BALAKRISHNAN, Ravi; DANNINGER, Stephan; ELEKDAG, Selim; TYTELL, Irina. The Transmission of Financial Stress. **IMF Working Paper**, n. 09/133, International Monetary Fund, Washington, 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Política Monetária e Defasagens do Mecanismo de Transmissão. **Relatório de Inflação** (setembro), p. 120-124, 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Taxa de Juros Real de Equilíbrio. **Relatório de Inflação** (setembro), p. 94-103, 2010.

BALL, Laurence. Policy Rules and External Shocks. **NBER Working Paper**, n. 7910, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2000.

BATINI, Nicoletta; TURNBULL, Kenny. Monetary Condition Indices for the UK: A Survey. **External Monetary Policy Committee Working Paper**, n. 1, Bank of England, London, 2000.

BATINI, Nicoletta; TURNBULL, Kenny. A Dynamic Monetary Conditions Index for the UK. **Journal of Policy Modeling**, v. 24, p. 257-281, 2002.

BEATON, Kimberly; LALONDE, René; LUU, Corinne. A Financial Conditions Index for the United States. **Bank of Canada Discussion Paper**, n. 2009-11, Bank of Canada, 2009.

BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. Measuring Monetary Policy. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998.

BERTOLI, Simone; GALLO, Giampiero M.; RICCHIUTI, Giorgio. Exchange Market Pressure: Some Caveats in Empirical Applications. **Working Paper**, n. 2006/17, Università degli Studi di Firenze, 2006.

BOIVIN, Jean; GIANNONI, Marc. Global Forces and Monetary Policy Effectiveness. **NBER Working Paper**, n. 13736, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2008.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CARDARELLI, Roberto; ELEKDAG, Selim; LALL, Subir. Financial Stress, Downturns, and Recoveries. **IMF Working Paper**, n. 09/100, International Monetary Fund, Washington, 2009.

CARNEIRO, Dionísio Dias; WU, Thomas Yen Hon. Juros e Câmbio: Haverá Combinações de Instrumentos Menos Desgastantes para as Metas de Inflação? **Economia Aplicada**, v. 58 n. 3, p. 5-30, 2002.

CARNEIRO, Dionísio Dias; WU, Thomas Yen Hon. Contas Externas e Política Monetária. **Revista Brasileira de Economia**, v. 6 n. 1, p. 301-323, Rio de Janeiro, 2004.

CÉSPEDES, Brisne J. V.; LIMA, Elcyon C. R.; MAKHA, Alexis; MENDONÇA, Mário J. C. Contas Externas e Política Monetária. **Texto para Discussão Ipea**, n. 1128, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Rio de Janeiro, 2005.

CORREA, Arnildo da Silva; MINELLA, André. Mecanismos Não-Lineares de Repasse Cambial: Um Modelo de Curva de Phillips com Threshold para o Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 2005. **Anais...** Natal: Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia, 2005.

COSTA, Sónia. Índices de Condições Monetárias. **Boletim Económico** (setembro), p. 101-111, Banco de Portugal, 2000.

COTTREL, Allin; LUCCHETTI, Riccardo. **Gretl: GNU Regression, Econometric and Time-series Library**, versão 1.9.4 (para Mac OS/X). 2011. Disponível em: <<http://gretl.sf.net/>> Acesso em: 25 de fevereiro de 2011.

DAVIDSON, James. **TSM: Time Series Modelling**, versão 4.33. 2011. Disponível em: <<http://www.timeseriesmodelling.com/>> Acesso em: 25 de fevereiro de 2011.

DOAN, Thomas A. **RATS Handbook for Switching Models and Structural Breaks**. Evanston: Estima, 2011.

DOAN, Thomas A. **RATS Version 8 User's Guide**. Evanston: Estima, 2010.

DOAN, Thomas A. **RATS Handbook for State-Space Models**. Evanston: Estima, 2010.

DUGUAY, Pierre. Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada: An Aggregate Approach. **Journal of Monetary Economics**, v. 33, n. 1, p. 39-61, 1994.

DUTTAGUPTA, Rupa; BARRERA, Natalia. The Impact Of The Global Crisis on Canada: What Do Macro-Financial Linkages Tell Us? **IMF Working Paper**, n. 10/5, International Monetary Fund, Washington, 2010.

EIKA, Kari H.; ERICSSON, Neil R.; NYMOEN, Ragnar. Hazards in Implementing a Monetary Conditions Index. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 58, n. 4, p. 764-790, Department of Economics, University of Oxford, 1996.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. Nova Iorque: John Wiley & Sons, 2009.

ERICSSON, Neil R.; JANSEN, Eilev S.; KERBESHIAN, Neva A.; NYMOEN, Ragnar. **Understanding a Monetary Conditions Index**. Manuscrito, Federal Reserve Board, 1997.

ESPINOZA, Raphael; FORNARI, Fabio; LOMBARDI, Marco. The Role of Financial Variables in Predicting Economic Activity in the Euro Area. **IMF Working Paper**, n. 09/241, International Monetary Fund, Washington, 2009.

ESTEVES, Paulo Soares. Índices de Condições Monetárias para Portugal. **Boletim Económico** (junho), p. 25-32, Banco de Portugal, 2003.

FÁVERO, Luiz Paulo; BELFIORE, Patrícia; SILVA, Fabiana Lopes da; CHAN, Betty Lilian. **Análise de Dados: Modelagem Multivariada para Tomada de Decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.



FERNADES, Marcelo Dias; TORO, Juan. O Mecanismo de Transmissão Monetária na Economia Brasileira Pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59 n. 1, p. 5-32, Rio de Janeiro, RJ, 2005.

FISHER, Richard W. Coping with Globalization's Impact on Monetary Policy. In: ALLIED SOCIAL SCIENCE ASSOCIATIONS MEETING, 2006. **Remarks...** Boston: National Association for Business Economics, 2006.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Comitê de Datação de Ciclos Econômicos Brasileiros**. Instituto Brasileiro de Economia da FGV, 2009.

FREEDMAN, Charles. The Use of Indicators of Monetary Conditions Index in Canada. In BALIÑO, Tomás J. T.; COTTARELLI, Carlo (editores) **Frameworks for Monetary Stability: Policy Issues and Country Experiences**. International Monetary Fund, Washington, 1994.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. Note by the Staff of the International Monetary Fund on Stocktaking of the G-20 Responses to the Global Banking Crisis. In: GROUP OF TWENTY MEETING OF THE MINISTERS AND CENTRAL BANK GOVERNORS, 2009. **Note...** Londres: Fundo Monetário Internacional, 2009.

FUNG, Ben S. C.; YUAN, Mingwei. Measuring the Stance of Monetary Policy. In: MONEY, MONETARY POLICY, AND TRANSMISSION MECHANISMS MEETING, 1999. **Proceedings...** Ottawa: Bank of Canada, 1999, p. 233-262.

GALVÃO, Ana Beatriz C. Multivariate Threshold Models: TVARs and TVECMs. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 23, n. 1, p. 143-171, 2003.

GAUTHIER, Céline; GRAHAM, Christopher; LIU, Ying. Financial Conditions Indexes for Canada. **Bank of Canada Working Paper**, n. 22, Bank of Canada, 2004.

GERLACH, Stefan; SMETS, Frank. MCIs and Monetary Policy. **European Economic Review**, v. 44, n. 9, p. 1677-1700, 2000.

GOLDFAJN, Ilán; WERLANG, Sérgio R. C. The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. **Texto para Discussão**, n. 423, Departamento de Economia Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2000.

GOODHART, Charles; HOFMANN, Boris. Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy. In: ASSET PRICES, EXCHANGE RATES, AND MONETARY POLICY CONFERENCE, **Proceedings...** Stanford: Stanford University, 2001.

GUICHARD, Stéphanie; TURNER, David. Quantifying the Effect of Financial Conditions on US Activity. **OECD Economics Department Working Papers**, n. 635, Organisation for Economic Co-operation and Development, 2008.

INSTITUTE OF INTERNATIONAL FINANCE. **Capital Flows to Emerging Market Economies**. Institute of International Finance, 2009.

HAIR, Joseph F.; BLACK, William C.; BABIN, Barry J.; ANDERSON, Rolph E.; TATHAM, Ronald L. **Análise Multivariada de Dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HAKKIO, Craig S.; KEETON, William R. Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter? **Economic Review**, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2009.

HATZIUS, Jan; HOOPER, Peter; MISHKIN, Frederic S.; SCHOENHOLTZ, Kermit L.; WATSON, Mark W. Financial Conditions Indexes: A Fresh Look After the Financial Crisis. **NBER Working Paper**, n. 16150, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2010.

ILLING, Mark; LIU, Ying. Measuring Financial Stress in a Developed Country: An Application to Canada. **Journal of Financial Stability**, n. 2, p. 243-265, 2006.

KAMINSKY, Graciela; REINHART, Carmen M. The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments. **The American Economic Review**, v. 89, n. 3, p. 473-500, 1999.

KIM, Chang-Jin; PIGER, Jeremy; STARTZ, Richard. Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching. **Journal of Econometrics**, v.143, n. 2, p. 263-273, 2008.

KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. **State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications**. Cambridge: The MIT Press, 1999.

KIM, Chang-Jin; NELSON, Charles R. The Time-Varying-Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 7, n. 4, p. 433-440, 1989.

KOSE, M. Ayhan; PRASAD, Eswar; ROGOFF, Kenneth; WEI, Shang-Jin. Financial Globalization: A Reappraisal. **NBER Working Paper**, n. 12484, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2006.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter C. B.; SCHMIDT, Peter; SHIN, Yongcheol. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LACK, Caesar P. A Financial Conditions Index for Switzerland. **BIS Papers**, n. 19, p. 398-413, Bank for International Settlements, 2003.

LANNE, Markku; LÜTKEPOHL, Helmut; SAIKKONEN, Pentti. Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

LI, Fuchun; ST-AMANT, Pierre. **Financial Stress, Monetary Policy, and Economic Activity**. Bank of Canada, 2007.

LIMA, Alexandre Maia Correia; ISSLER, João Victor. A Hipótese das Expectativas na Estrutura a Termo de Juros no Brasil: Uma Aplicação de Modelos de Valor Presente. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 4, p. 873-898, Rio de Janeiro, 2003.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. **JMulti: Time Series Analysis with Java**, versão 4.24 (para MS Windows). 2009. Disponível em: <<http://jmulti.de/>> Acesso em: 25 de fevereiro de 2011.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

MACHADO, João Batista de Britto; SACHSIDA, Adolfo; MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de. Abertura Comercial e Inflação: Uma Análise para Dados em Painel. **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 3, p. 547-567, São Paulo, 2005.

MAYES, David; VIRÉN, Matti. Financial Conditions Indexes. **Bank of Finland Discussion Papers**, n. 17/2001, Bank of Finland, 2001.

MILANI, Fabio. Does Global Slack Matter More than Domestic Slack in Determining U.S. Inflation? **Economics Letters**, v. 102, n. 3, p. 147-151, 2009a.

MILANI, Fabio. Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for G-7 Countries. **Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper**, n. 33, Federal Reserve Bank of Dallas, 2009b.

MINIANE, Jacques. A New Set of Measures on Capital Account Restrictions. **IMF Staff Papers**, v. 51, n. 2, p. 276-308, International Monetary Fund, Washington, 2004.

MISHKIN, Frederic S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. **NBER Working Paper**, n. 5464, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 1996.

MISHKIN, Frederic S. Globalization, Macroeconomic Performance, and Monetary Policy. **NBER Working Paper**, n. 13948, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2008.

MOREIRA, Tito Belchior Silva; PINTO, Maurício Barata de Paula; SOUZA, Geraldo da Silva e. Uma Metodologia Alternativa Para Mensuração de Pressão Sobre o Mercado de Câmbio. **Estudos Econômicos**, v. 34 n. 1, p. 73-99, São Paulo, 2004.

MORIYAMA, Kenji. The Spillover Effects of the Global Crisis on Economic Activity in MENA Emerging Market Countries: An Analysis Using the Financial Stress Index. **IMF Working Paper**, n. 10/8, International Monetary Fund, Washington, 2010.

MUINHOS, Marcelo Kfoury. Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: The Case of Brazil. **Estudos Econômicos**, v. 34 n. 2, p. 269-296, São Paulo, 2004.

PINHEIRO, Patricia Rodrigues. **Inflação no Brasil e Preços Internacionais**. Dissertação de Mestrado, Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2009.

PORTUGAL, Marcelo S. Modelos de Parâmetros Variáveis: Uma Resenha Crítica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 23, n. 1, p. 99-134, Rio de Janeiro, 1993.

ROGOFF, Kenneth S. Globalization and Global Disinflation. In: MONETARY POLICY AND UNCERTAINTY: ADAPTING TO A CHANGING ECONOMY SYMPOSIUM, 2003. **Proceedings...** Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2003.

ROGOFF, Kenneth S. Impact of Globalization on Monetary Policy. In: THE NEW ECONOMIC GEOGRAPHY: EFFECTS AND POLICY IMPLICATIONS, 2006. **Proceedings...** Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City, 2006.

ROMER, David. Openness and Inflation: Theory and Evidence. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 108, n. 4, p. 869-903, 1993.

ROMER, David. **Advanced Macroeconomics**. Nova Iorque: McGraw-Hill, 2001.

ROSENBERG, Michael R. **Exchange-Rate Determination: Models and Strategies for Exchange-Rate Forecasting**. Nova Iorque: McGraw-Hill, 2003.

ROSENBERG, Michael R. Global Financial Market Trends & Policy. **Financial Conditions Watch**, v. 1, n. 1, Bloomberg, 2008.

ROSE, Andrew K.; SPIEGEL, Mark M. Cross-Country Causes and Consequences of the 2008 Crisis: Early Warning. **NBER Working Paper**, n. 15357, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2009.

SCHWERT, G. William. Test for Unit Roots. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 7 n. 2, p. 5-17, 1989.

SPIEGEL, Mark M. Financial Globalization and Monetary Policy. **FRBSF Economic Letter**, n. 2007-34, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2007.

SQUALLI, Jay; WILSON, Kenneth. A New Approach to Measuring Trade Openness. In: AUSTRALIAN CONFERENCE OF ECONOMISTS, 2006. **Proceedings...** Perth: Curtin University of Technology, 2006.

SWISTON, Andrew. A U.S. Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due. **IMF Working Paper**, n. 08/161, International Monetary Fund, Washington, 2008.

TSAY, Ruey S. Testing and Modeling Multivariate Threshold Models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, n. 443, p. 1188-1202, 1998.

TSAY, Ruey S. Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes. **Journal of the American Statistical Association**, v. 84, n. 405, p. 231-240, 1989.

TAYLOR, John. Discretion Versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies**, v. 39, p. 195-214, 1993.

TEJADA, César A. O.; SILVA, Agnaldo Gomes da. O Pass-Through das Variações da Taxa de Câmbio para os Preços dos Principais Produtos Exportados pelo Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 171-205, 2008.

TERRA, Cristina T. Openness and Inflation: A New Assessment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 2, p. 641-648, 1998.

TILLMANN, Peter. The Time-Varying Cost Channel of Monetary Transmission. **Journal of International Money and Finance**, v. 28, n. 6, p. 941-953, 2009.

TORÓJ, Andrzej. Estimation of Weights for the Monetary Conditions Index in Poland. **Department of Applied Econometrics Working Paper Series**, n. 6-08, Warsaw School of Economics, Warszawa, 2008.

WAGNER, Helmut. Implications of Globalization for Monetary Policy. **SUERF Studies**, n. 17, Société Universitaire Européenne de Recherches Financières, Vienna, 2002.

WOODFORD, Michael. Globalization and Monetary Control. **NBER Working Paper**, n. 13329, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 2007.