

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - PPGE
NÍVEL MESTRADO

EDUARDO TRAPP SANTAROSSA

**OS EFEITOS DOS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO
BRASIL E NO CHILE DE 1995 A 2010**

SÃO LEOPOLDO, RS
2012

Eduardo Trapp Santarossa

**OS EFEITOS DOS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO
BRASIL E NO CHILE DE 1995 A 2010**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, pelo programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos

Orientador: Prof. Dr. Divanildo Triches

SÃO LEOPOLDO, RS

2012

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

S233e Santarossa, Eduardo Trapp
Os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária
no Brasil e no Chile de 1995 a 2010 / Eduardo Trapp Santarossa. -
2012.
109 f. : il.; 30 cm.

Dissertação (Mestrado) – Universidade do Vale do Rio dos Sinos,
Programa de Pós-Graduação em Economia, 2012.
Apresenta bibliografia.
“Orientação: Prof. Dr. Divanildo Triches.”

1. Política monetária - Transmissão. 2. Política monetária - Brasil.
3. Política monetária - Chile. 4. Banco Central. I. Título.

CDU: 338.23:336.7

Índice para o catálogo sistemático:

1. Política monetária – Transmissão	338.23:336.7
2. Política monetária – Brasil	338.23:336.7(81)
3. Política monetária – Chile	338.23:336.7(83)
4. Banco central	336.711

Catalogação na fonte elaborada pelo bibliotecário
Marcos Leandro Freitas Hübner – CRB 10/ 1253

Eduardo Trapp Santarossa

**OS EFEITOS DOS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO
BRASIL E NO CHILE DE 1995 A 2010**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, pelo programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade do Vale do Rio dos Sinos – Unisinos

Aprovado em / /

BANCA EXAMINADORA

Dr. Divanildo Triches (Orientador) – Unisinos

Dr. Igor Alexandre Clemente de Moraes – Unisinos

Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis – Unisinos

Dr. Roberto Camps de Moraes

AGRADECIMENTOS

É com grande satisfação que chego nessa etapa tão importante da minha vida, e neste espaço, presto meus sinceros agradecimentos a quem, direta ou indiretamente, contribuiu e me apoiou para a realização deste trabalho.

Em especial, ao professor Doutor *Divanildo Triches*, pelas correções e comentários oportunos, além de sua importante contribuição à minha formação. Nesse mesmo sentido, não posso deixar de agradecer aos professores com os quais tive contato, os doutores *André Filipe Zago de Azevedo*, *Angélica Massuquetti*, *Carlos Eduardo Schönerwald da Silva*, *Igor Alexandre Clemente de Moraes* e *Tiago Wickstrom Alves* pela oportunidade de ingressar no curso, pelo acolhimento, pelo apoio e pelos conhecimentos compartilhados. Também gostaria de agradecer ao professor Doutor *Marcos Tadeu Caputi Lélis*, tanto pelos itens acima, como pelo apoio técnico e contribuição para a realização desse trabalho. Todos os erros, falhas ou omissões contidos nessa dissertação são de minha inteira responsabilidade.

Agradeço ainda a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pois sem seu apoio financeiro, o ingresso no curso e a realização do presente trabalho não seriam possíveis; à *Maristela Kirst de Lima Girola*, pela ajuda e disponibilidade para resolver as questões burocráticas pertinentes ao curso; ao Programa de Pós-Graduação de Economia como um todo pelo reconhecimento ao trabalho realizado.

À Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos), pelo ambiente e condições físicas.

Aos meus colegas que iniciaram o mestrado juntamente comigo, com os quais sempre pude compartilhar experiências e pela grande amizade. Ao meu colega de estudos e grande amigo *Gustavo Bertotti*.

Aos meus ex-colegas da Angeza e aos atuais do Sindmóveis, pela confiança, oportunidade e apoio, que foram essenciais para mim.

Aos meus amigos, minha namorada e minha família, pelo carinho e compreensão.

RESUMO

O objetivo desse estudo é investigar de que forma ocorrem os efeitos de transmissão de política monetária no Brasil e no Chile. Para esse fim, é utilizado um modelo econométrico VEC (*vector error correction*), no período do primeiro trimestre de 1995 até o último de 2010 para o modelo brasileiro e do primeiro trimestre de 2000 até o primeiro de 2011 no Chile. Inicialmente, a revisão teórica e empírica faz uma discussão acerca do tema. Subsequentemente, são analisados alguns fatos estilizados sobre as políticas monetárias do Brasil e do Chile e outras variáveis macroeconômicas. Os principais resultados encontrados por meio do modelo econométrico mostraram que a política monetária brasileira pode ser capaz de influenciar a produção industrial no longo prazo, e ocorre um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação. Adicionalmente, a manutenção da taxa de juros num patamar alto pode implicar em queda da atividade econômica, elevação da dívida pública sobre o PIB e valorização cambial, que possui efeito de controlar a inflação, mas reduz a atividade industrial. Entretanto, a alta nos juros pode ser influenciada por aumentos da dívida pública e no risco. A taxa de câmbio mostrou-se como um canal relevante para a transmissão de política monetária, no entanto, sem efeitos no longo prazo. No Chile, a política monetária pareceu agir passivamente, com a produção industrial sendo o canal mais relevante para a desaceleração da inflação. A taxa de câmbio não demonstrou desempenhar um papel relevante na transmissão da política monetária. Por sua vez, um aumento na taxa de juros pareceu ter maior sensibilidade na queda na atividade industrial em relação à desaceleração da inflação, com efeito de longo prazo. A pouca influência dos riscos na taxa de juros pode indicar que o Banco Central chileno consegue manter essa variável num patamar baixo, otimizando sua atuação.

Palavras-chave: Transmissão de Política Monetária, Bancos Centrais, Mecanismo de correção de erros, Brasil e Chile.

ABSTRACT

The aim of this study is to investigate how monetary policies are transmitted and their effects in Brazil and Chile. For this purpose, a VEC (vector error correction) model is applied to data running from the first quarter of 1995 to the fourth quarter of 2010 for Brazil and from the first quarter of 2000 to the first of 2011 in Chilean case. Initially, in the review, a theoretical and empirical discussion of the theme is performed. Subsequently, some stylized facts about the monetary policies of Brazil and Chile and other macroeconomic variables for these countries are analyzed. The main results found by the econometric model are that the Brazilian monetary policy may be able to influence economic activity in the long run, and that is a trade-off between increased industrial production and inflation control. Additionally, keeping interest rates at a high level can result in an economic activity downturn, a rising public debt to GDP ratio and an exchange rate appreciation, which has the effect of controlling inflation, but reduces industrial activity. However, the rise in interest rates may be influenced by increases in public debt and risk. The exchange rate showed up as a relevant channel for the transmission of monetary policy, although, not exhibiting long run effects. In Chile, monetary policy seemed to act passively, with industrial production being the most important channel for the deceleration of inflation. The exchange rate has not demonstrated an important role in monetary policy transmission. Furthermore, an increase in interest rates seemed to have greater sensitivity in the fall in industrial activity in relation to the deceleration of inflation, and a long run effect. The low influence of risks in the interest rate may indicate that the Chilean Central Bank can keep this variable in a low base, optimizing its performance.

Key-words: Transmission of Monetary Policy, Central Banks, error correction mechanism, Brazil and Chile.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Evolução das metas para inflação no Brasil de 1999 a 2010	44
Tabela 2 - Média e Desvio Padrão da Inflação no Chile por períodos de 1925 a 2010.....	44
Tabela 3 - Matriz de correlação das variáveis do Brasil no período de 1995/1 a 2010/4.....	60
Tabela 4 - Matriz de correlação das variáveis do Chile no período de 2000/1 a 2011/1	61
Tabela 5 - Testes de quebras de nível e irregularidades nas séries do Brasil de 1995/1 a 2010/4	62
Tabela 6 - Testes de quebras de nível e irregularidades nas séries do Chile de 2000/1 a 2011/1	63
Tabela 7 - Testes de Autocorrelação dos Resíduos no Brasil e no Chile	65
Tabela 8 - Teste de causalidade de Granger para o Brasil de 1995/1 a 2010/4.....	68
Tabela 9 - Teste de causalidade de Granger para o Chile de 2000/1 a 2011/1	80
Tabela 10 - Teste de causalidade de Granger para o Chile nas variáveis R e FF.....	87
Tabela A.1 - Testes de raiz unitária no Brasil.....	100
Tabela A.2 - Testes de raiz unitária no Chile	101
Tabela A.3 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com uma defasagem	102
Tabela A.4 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com duas defasagens	102
Tabela A.5 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com três defasagens	102
Tabela A.6 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com quatro defasagens	102
Tabela A.7 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com uma defasagem	103
Tabela A.8 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com duas defasagens	103
Tabela A.9 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com três defasagens	103
Tabela A.10 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com quatro defasagens	103
Tabela A.11 - Testes de Akaike e Schwarz nos modelos de Brasil e Chile.....	104
Tabela A.12 - Teste de normalidade dos resíduos para os modelos do Brasil	104
Tabela A.13 - Teste de normalidade dos resíduos para os modelos do Chile	105
Tabela A.14 - Modelo VEC para o Brasil	106
Tabela A.15 - Modelo VEC para o Chile	108

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxa de Crescimento do PIB a Preços Constantes no período de 1995 a 2010 (%)	41
Gráfico 2 – Evolução das Taxas de Inflação no Brasil, no Chile e no Mundo no período de 1995 a 2010 (%)	42
Gráfico 3 – Taxa de Desemprego no Brasil e Chile no período de 1995 a 2010 (%)	46
Gráfico 4 – Evolução das taxas de juros anuais praticadas pela política monetária no Brasil e Chile de 1996 a 2010	47
Gráfico 5 – Evolução dos Agregados Monetários M1 e M3 em termos reais no Brasil e Chile de 1996 a 2010	48
Gráfico 6 – Taxa de câmbio real efetiva expressa em unidades de moeda estrangeira sobre uma unidade de moeda doméstica do Brasil e Chile de 1995 a 2010	49
Gráfico 7 – Evolução da dívida governamental federal em relação ao PIB do Brasil e do Chile de 1997 a 2010	50
Gráfico 8 – Perfil de vencimentos da dívida pública no Brasil de 2003 a 2010 (%)	51
Gráfico 9 – Participação por indexador dos títulos públicos no Brasil de 1995 a 2010	52
Gráfico 10 – Participação por indexador dos títulos públicos no Chile de 1999 a 2010 (%)	53
Gráfico 11 – Composição da Dívida Pública no Chile por moeda de 2001 a 2010 (%)	54

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Raízes inversas do modelo brasileiro com três e quatro defasagens	66
Figura 2 – Raízes inversas do modelo chileno com duas, três ou quatro defasagens	66
Figura 3 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Selic no Brasil.....	69
Figura 4 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável taxa de câmbio no Brasil	71
Figura 5 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Risco no Brasil.....	74
Figura 6 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável DP no Brasil	76
Figura 7 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável IPCA no Brasil.....	77
Figura 8 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável PI no Brasil.....	78
Figura 9 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável IPC no Chile	81
Figura 10 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável PI no Chile	83
Figura 11 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável taxa de câmbio no Chile.....	84
Figura 12 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Risco no Chile.....	85
Figura 13 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável R no Chile... 85	
Figura A.1 – Séries do modelo econométrico do Brasil de 1995/1 a 2010/4	98
Figura A.2 – Séries do modelo econométrico do Chile de 2000/1 a 2011/1	99

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Estendido (<i>Augmented Dickey-Fuller</i>)
AIC	<i>Akaike Information Criterium</i>
Bacen	Banco Central do Brasil
BCB	Banco Central do Brasil
CEPAL	Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe
DP	Dívida Pública em relação ao PIB
EMBI+	<i>Emerging Market Bond Index</i>
EXC	Taxa de Câmbio (moeda nacional em relação a uma unidade de moeda estrangeira)
FF	<i>Federal Funds Rate</i>
FMI	Fundo Monetário Internacional
IPC	Índice de Preços ao Consumidor
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IS/LM	<i>Investment Savings/Liquidity Money</i>
IT	Metas de Inflação (<i>Inflation Targeting</i>)
LM	Multiplicador de Lagrange (<i>Lagrange Multiplier</i>)
Mercosul	Mercado Comum do Cone Sul
MSVAR	Vetor Auto-Regressivo com Mudanças de Regime Markoviano (Markov-Switching Vector Autoregressions)
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
OMC	Organização Mundial do Comércio
PIB	Produto Interno Bruto
PI	Produção Industrial
PP	<i>Phillips-Perron</i>
Prob.	Probabilidade ou <i>P-value</i>
R	Taxa Básica de Juros do Chile
SC	<i>Schwarz Criterium</i>
Selic	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Também é definida como taxa básica de juros da economia brasileira)

SVAR	Vetor Auto-Regressivo Estrutural (Structural Vector Auto-Regressions)
VAR	Vetor auto-regressivo (<i>Vector Auto Regressions</i>)
VEC	Vetor auto-regressivo com mecanismo de correção de erros (<i>vector error correction</i>)

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	13
2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA SOBRE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA	17
2.1 REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A ATUAÇÃO DOS BANCOS CENTRAIS	18
2.2 A TRANSMISSÃO E OS DILEMAS DA POLÍTICA MONETÁRIA	22
2.3 REVISÃO DE ESTUDOS SOBRE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA E AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS ENCONTRADOS	28
3 ASPECTOS INSTITUCIONAIS E FATOS ESTILIZADOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL E CHILE	34
3.1 ASPECTOS INSTITUCIONAIS SOBRE O BANCO CENTRAL DO BRASIL	34
3.2 ASPECTOS INSTITUCIONAIS SOBRE O BANCO CENTRAL DO CHILE	38
3.3 FATOS ESTILIZADOS SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA E A INFLAÇÃO NO BRASIL E NO CHILE	40
3.4 FATOS ESTILIZADOS SOBRE O MERCADO MONETÁRIO, CAMBIAL E DE TÍTULOS E DÍVIDA NO BRASIL E NO CHILE	46
4 METODOLOGIA ECONÔMETRICA E ANÁLISE DOS RESULTADOS ENCONTRADOS	55
4.1 DEFINIÇÃO E LEVANTAMENTO DAS SÉRIES ESTATÍSTICAS	55
4.2 METODOLOGIA ECONÔMETRICA	57
4.3 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	60
5 CONCLUSÕES	89
6 REFERÊNCIAS	92
ANEXOS	98

1 INTRODUÇÃO

A política monetária tem como principal objetivo o controle da inflação, e, portanto, a estabilização das flutuações macroeconômicas. Esse argumento está explícito nos objetivos declarados ou regulamentos da autoridade monetária.¹ Todavia, em alguns casos, os bancos centrais podem ter objetivos além dos previstos, como influenciar determinadas variáveis, tais como a taxa de câmbio e o produto, que também podem impactar em outras variáveis que afetam até mesmo na própria taxa de inflação. A forma como o banco central atua, seja por meio de metas de inflação, utilização de regras explícitas ou política discricionária, podem produzir efeitos diversos na economia.

A capacidade de influência da política monetária sobre as variáveis macroeconômicas e sua inter-relação é conhecida como transmissão de política monetária. Isso se deve ao fato de que, o banco central, atuando por meio do controle da taxa de juros, agregados monetários, controle de reservas bancárias e outros instrumentos, influencia as decisões dos agentes econômicos. Por esse fato, o controle da inflação exige que o banco central adote uma posição mais restritiva, que pode ter impactos negativos em outras variáveis reais. Esses efeitos podem ser considerados como os custos do controle da inflação. Já uma política monetária expansionista pode ser benéfica para a economia. A otimização dessas relações se constitui no principal dilema da política monetária.

Adicionalmente, como a política fiscal nem sempre pode se encontrar disponível para a utilização na contenção de choques macroeconômicos, devido à sua relativa rigidez, então, a estabilização da economia de um país, em geral, é de responsabilidade do Banco Central. Entretanto, esses efeitos podem ser diversos, e dependem de características intrínsecas de cada país.

Dessa forma, a condução da política monetária está associada aos efeitos que pode produzir nas variáveis econômicas, ou, em outras palavras, a transmissão da política monetária para a economia. Por sua vez, as noções de credibilidade e independência são apontadas como alguns dos fatores determinantes para um balanço positivo na atuação do Banco Central.

¹ Os Bancos Centrais do Brasil e do Chile, por exemplo, definem que o principal objetivo da política monetária é assegurar a estabilidade da moeda e garantir o poder de compra da população.

Os estudos que investigam os efeitos de transmissão da política monetária tendem a encontrar resultados diferenciados, como canais de transmissão, magnitude dos efeitos e tempo de resposta.² Ainda, podem estar relacionados com os países estudados e horizonte temporal, bem como com a metodologia utilizada. Contudo, mesmo com estas características idênticas, os estudos tendem a apresentar diferenças.

Esses mesmos estudos empíricos tendem a confirmar os impactos que o Banco Central produz na economia, como *price puzzle*, *overshooting* ou *undershooting* e *pass-through*. Esses efeitos, além da influência contracionista e expansionista, controle da inflação, efeitos cambiais, entre outros, tendem a aparecer em maior ou menor grau nas economias, dependendo das características de cada país. O entendimento desses movimentos, bem como do tempo de resposta e magnitude com que as variáveis são influenciadas e se alteram efetivamente no sentido esperado pela política monetária são os desafios que ela enfrenta, para o propósito de otimizar sua gestão e sua reação diante dos eventos que afetam as variáveis macroeconômicas. Ainda, os estudos divergem quanto aos efeitos, tempo de resposta e influência efetiva que a política monetária tem ou não sobre as variáveis reais.

Dessa forma, a investigação dos efeitos de transmissão da política monetária mostra-se relevante, já que os formuladores de políticas podem orientar-se em função dos resultados, medindo a efetividade dessas ações. Esse fato exige conhecimento e entendimento dos mecanismos por meio dos quais a política monetária afeta a economia.

O Brasil e o Chile passaram por períodos de estabilização monetária em períodos distintos e adotaram, na década de 1990, arranjos monetários de metas de inflação, sendo que o regime de câmbio flutuante foi adotado em 1999 em ambos os países. Apesar de serem países em desenvolvimento, apresentam características econômicas, institucionais, sociais e culturais diferentes, e não se espera que os efeitos de transmissão de política monetária tenham sido idênticos.

Além disso, o estudo da transmissão da política monetária pode mostrar se a taxa de juros é efetiva em controlar as flutuações macroeconômicas nesses dois

² Alguns estudos que podem ser citados, como: Fuhrer e Moore (1995), Romer e Romer (1989), Romer e Romer (2004), Mccallum (1999), Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Tomazzia e Meurer (2010), Vartaniam (2010), Modenesi e Araújo (2011) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011), entre outros.

países, bem como fornecer uma explicação de que modo ocorre a atuação da autoridade monetária e seu relacionamento com as variáveis macroeconômicas. Os países em desenvolvimento tendem a possuir maior volatilidade, com prêmio pago pelo aumento do risco.

Nesse sentido, a política monetária estabelecida pelos bancos centrais do Brasil e do Chile pode influenciar a atividade econômica, inflação, emprego, dívida pública e câmbio, além de poder apresentar efeitos de transbordamento entre as variáveis. O entendimento desses comportamentos, além dos efeitos e movimentos já citados, apresenta-se como justificativa da relevância do estudo da transmissão de política monetária.

Assim, o objetivo desse estudo é investigar de que forma ocorrem os efeitos de transmissão de política monetária no Brasil e no Chile, visto que existem discussões não conclusivas sobre o tema. Desse modo, procuram-se ampliar as evidências em relação a resultados já encontrados, a fim de confirmá-los ou refutá-los, por meio da utilização de um modelo econométrico. O período analisado no caso brasileiro é do primeiro trimestre de 1995 até o final de 2010, enquanto o chileno é do primeiro trimestre de 2000 até o primeiro trimestre de 2011.

Para este fim, a dissertação é dividida em quatro capítulos, sendo o primeiro a introdução. No capítulo dois, aborda-se uma revisão teórica sobre a transmissão de política monetária. Primeiramente, é realizada uma análise sobre a forma de atuação do Banco Central, como a utilização de regras, discricionariedade, intervenção ativista ou não na economia, e a maneira pela qual a autoridade monetária pode influenciar a economia e reagir a eventos que modificam as variáveis de seu interesse. Após, são analisados os efeitos que tal atuação produz na economia, bem como os dilemas que a autoridade monetária enfrenta ao realizar intervenções na economia. A terceira seção, desse capítulo, realiza uma análise dos estudos sobre o tema, bem como a avaliação dos resultados encontrados.

O capítulo três fornece uma análise de fatos estilizados sobre aspectos institucionais e a política monetária do Brasil e Chile. A primeira e a segunda seção abordam os históricos e aspectos institucionais sobre os Bancos Centrais dos dois países. A terceira seção, desse capítulo, analisa o comportamento do PIB, desemprego e inflação nos países no período de 1995 a 2010. Já na quarta seção, a ênfase é dada ao mercado monetário, cambial, de títulos e dívidas do Brasil e do Chile.

No capítulo quatro, é abordada a metodologia econométrica, bem como a escolha das variáveis a serem utilizadas na análise da transmissão de política monetária. Na seção seguinte, o modelo econométrico é aplicado, e testes são realizados de forma que o modelo seja o melhor especificado. Em seguida, os efeitos da transmissão de política monetária são analisados no Brasil e no Chile de acordo com os testes nos respectivos modelos. Por fim, apresentam-se as conclusões finais.

2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA SOBRE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA

A forma de atuação do Banco Central implica que a economia pode sofrer impactos, seja pelo tipo de intervenção, ou pela reação dos agentes conforme o seu papel. A escolha desse papel vai além dos objetivos determinados, implicando a escolha do processo de atuação e do entendimento que o Banco Central possui em relação à maneira que pode influenciar a economia.

A transmissão da política monetária ocorre por meio da atuação do Banco Central e sua influência sobre outras variáveis. A otimização de suas ações, que implicam efeitos positivos e negativos na economia, constitui-se como o principal desafio da política monetária, que além do controle da inflação, pode ser encarregado de estabilizar choques econômicos diversos e produzir efeitos contracionistas ou expansionistas sobre a economia.

Dessa forma, o presente capítulo explora as implicações da atuação do Banco Central, considerando o tipo de regra e escolhas que pode seguir, e como a transmissão da política monetária para outras variáveis depende dessas escolhas, analisando também os dilemas que os Bancos Centrais enfrentam e repassando os diversos estudos empíricos que consideram a transmissão da política monetária e seus impactos sobre as variáveis econômicas. Adicionalmente, considera-se que a transmissão da política monetária pode diferenciar-se entre os países, seja pelas diferenças institucionais ou econômicas.

Nesse sentido, o presente capítulo está organizado da seguinte forma: Na primeira seção são debatidas as formas de atuação dos Bancos Centrais e as regras que a política monetária segue; a segunda seção realiza uma discussão acerca da transmissão da política monetária e os dilemas que ela enfrenta, tendo em vista seus objetivos; na terceira seção é realizada uma revisão de estudos realizados sobre transmissão de política monetária e avaliação dos resultados encontrados.

2.1 REGRAS DE POLÍTICA MONETÁRIA E A ATUAÇÃO DOS BANCOS CENTRAIS

A formulação das políticas monetárias envolve *trade-offs*, e os bancos centrais procuram a melhor forma de atuarem, com a finalidade de aumentarem sua eficácia, pois podem influenciar a economia de diferentes maneiras. Kydland e Prescott (1977) discutem a questão de credibilidade do banco central, e concluem que a definição de regras pode ser benéfica para a eficiência da política monetária. Seguindo essa linha, Barro e Gordon (1983) vão além da definição de regras, ao definirem que a política monetária deveria ser colocada em prática e que se previssem punições aos agentes políticos que se desviassem dessas regras.

De acordo com McCallum (1997), Barro e Gordon (1983) e Kydland e Prescott (1977) deram outras ênfases à difundida noção prévia de que regras de política monetária necessariamente envolvem simples definições para o instrumento que será utilizado pelo Banco Central. Isso quer dizer que, além da definição dos instrumentos utilizados (taxa de juros, agregados monetários, entre outros) dada sua eficiência, o banco central deve preocupar-se com a noção de credibilidade. Desse modo, Barro e Gordon (1983) e Kydland e Prescott (1977) separaram a noção regras, discricção, ativismo e não ativismo. As regras seriam com uma “fórmula” pré-selecionada, ajustada de período a período. A política discricionária pode ser considerada como a otimização a cada período. A definição de ativismo e não ativismo pode ser considerada como o grau de intervenção na política monetária para se chegar aos objetivos propostos.³

A ideia associada a esses argumentos é que o banco central, atuando por meio de regras, minimizaria as expectativas dos agentes econômicos de flutuações nos preços - o que seria danoso à economia - em razão do aumento de sua credibilidade. Esse comportamento eliminaria a necessidade de uma intervenção mais ativista, por estabilizar as relações da autoridade monetária com os agentes

³ Friedman (1968) tinha como argumento a favor das regras de que as decisões seriam tomadas de uma forma a ser aplicada em distintos casos, não caso a caso, e que essa forma de política teria uma implicação favorável nas expectativas. Na média, o erro seria minimizado. Os efeitos acumulados de medidas tomadas individualmente poderiam ser danosos. Defendia também que o crescimento monetário deveria ser constante e sinalizado para os agentes econômicos, pois considerava a inflação um fenômeno puramente monetário. Defendia, portanto, uma intervenção não ativista da política monetária, por considerar a validade da fórmula $MV = PQ$, e o produto não ser influenciado no longo prazo pela moeda.

econômicos. Entretanto, conforme McCallum (1997), outro debate vem da viabilidade de um banco central se comportar de forma a seguir uma regra. Se o Banco Central tiver condições de avaliar que em média a otimização a cada período – discricionariedade - é superior às regras, então ele se comportará dessa forma. Embora o comportamento pautado por uma regra possa ser superior na média, se em cada período as expectativas estão dadas, logo, uma inflação adicional pode reduzir o desemprego e aumentar o produto, implicando que em um período possa ser superior utilizar a forma discricionária.

Como exemplo, Kydland e Prescott (1997) e Barro e Gordon (1983) defendem a utilização de regras expressas, enquanto autores como Sachs e Larrain (2000) e Romer e Romer (2004) vêem vantagens na condução da política através de uma forma discricionária.

De outro modo, McCallum (1997) afirma que o relacionamento entre a política monetária e fiscal pode produzir efeitos diversos na economia. A política monetária deve levar em conta o comportamento da política fiscal quando define suas regras. Conforme Sargent e Wallace (1981), o governo tem a capacidade de financiar seus *deficit* por meio da emissão de títulos, comprados pelo banco central e convertidos em moeda. Isso implica que o Banco Central é subordinado à política fiscal, e os efeitos disso são danosos para a economia de um país, como aumento de inflação e perda de reservas. Isso leva a crer que a dívida governamental pode produzir efeitos negativos. McCallum (1997), no entanto, afirma que o estudo de Sargent e Wallace (1981) tende a apontar que a política fiscal tem controle sobre o *deficit*, o que de fato não precisa ser verdadeiro. Em contraste, um banco central verdadeiramente independente sempre é capaz de possuir e determinar seu próprio objetivo.

A eficiência da política monetária está associada a essas discussões, e conforme McCallum (1997), essas diferenças podem ser difíceis de observar na prática, pelo fato de que os agentes não têm acesso aos modelos definidos pelos Bancos Centrais. No entanto, dado que diversos países, como Canadá, Nova Zelândia, Reino Unido, Finlândia e Suécia adotam o regime de metas de inflação, pode-se supor que os bancos centrais tem preocupação crescente acerca da credibilidade de suas ações, o que é defendido por Bernanke et al. (1999). Acosta-Ormaechea e Coble (2011) destacam o pioneirismo na América do Sul do Chile, com metas já consolidadas e a recente adoção pelo Uruguai e pelo Peru deste regime. O Brasil utilizou esse tipo de política a partir de 1999.

Em relação ao principal instrumento utilizado, Clarida et al (1998), analisando os bancos centrais de países como os Estados Unidos, Alemanha, Japão, Itália, Reino Unido e França, define que o principal instrumento da política monetária na prática é a taxa de juros. Outros estudos, como os de McCallum (1997) Fuhrer e Moore (1995) e Romer e Romer (2004) tendem a confirmar essa hipótese. Seguindo essa linha, Taylor (1993) desenvolveu uma regra pela qual a política monetária dos Estados Unidos seria conduzida e que poderia ser descrita pela equação (1):

$$i_t = \pi_t + r^* + \beta_1 \bar{\pi}_t + \beta_2 \bar{y}_t \quad [\beta_2 < 0] \quad (1)$$

em que i_t é a taxa de juros nominal; π_t é a taxa de inflação no período atual; r^* é a taxa de juros de equilíbrio da economia; $\bar{\pi}_t$ é o desvio da meta de inflação; \bar{y}_t é o hiato do produto no período atual; e β_1 e β_2 são os parâmetros associados a reação da política monetária.

Nesse caso, a política monetária age de acordo com os desvios na taxa de inflação e no hiato do produto. Taylor (1993) associava os parâmetros β_1 e β_2 aos valores de 0,5 cada. Assim, o banco central ajustaria a taxa de juros com igual resposta a mudanças dessas variáveis.

McCallum (1997) pondera que a ação da política monetária tem efeitos no nível de preços, e no longo prazo há literatura que defende a incapacidade da política monetária em afetar o produto no longo prazo. Além disso, a medição do produto e do hiato do produto é controversa. Esse fato implica que a política monetária pode estar mais preocupada com o nível de inflação e preços do que com a estabilização do produto. Adicionalmente, variações no produto real e outras variáveis reais provavelmente são mais custosas em termos de bem-estar do que as variáveis nominais, por conta disso, focar o alvo em níveis de variáveis pode se tornar uma tarefa inapropriada.

Outra implicação da definição de regras se dá pela forma de atuação do banco central no que concerne à visão e implementação da regra. Conforme os modelos desenvolvidos por Clarida *et al* (1998) e Ang, Dong e Piazzesi (2007), os bancos centrais podem ter de atuar de forma *backward looking* ou *forward looking*. Essas abordagens levam em conta as expectativas adaptativas e racionais.

Adaptando a regra de Taylor (1993), com base em Clarida *et al* (1998) e Ang, Dong e Piazzesi (2007), a abordagem *backward looking* é expressa de acordo com a equação (2)⁴:

$$r_t = \alpha + \beta \bar{y}_t + \gamma \pi_t + \delta \bar{y}_{t-1} + \varphi \pi_{t-1} + \mu r_{t-1} \quad [\beta < 0] \quad \text{e} \quad [\delta < 0] \quad (2)$$

onde β , δ , γ , φ , μ são os parâmetros associados aos valores observados do hiato do produto e da inflação no período atual e anterior. Esses parâmetros medem a atuação do banco central baseado na importância de cada variável na definição da taxa da política monetária. Tal abordagem admite que as variáveis apresentem certa persistência e que a política monetária pode agir de forma gradual.

O formato de uma regra definida pela abordagem *forward looking* adaptada de Taylor (1993), com base em Clarida *et al* (1998) e Ang, Dong e Piazzesi (2007) apresenta-se conforme a equação expressa em (3):

$$r_t = \alpha + \beta E_t[\bar{y}_{t+1}] + \gamma E_t[\pi_{t+1}] \quad (3)$$

onde E_t é o operador de expectativas no tempo t ; β e γ são os parâmetros associados às expectativas de mudanças na inflação e na taxa de juros, respectivamente.

De forma semelhante, o modelo de regras pode ser baseado em expectativas passadas e erros de previsão, mais um componente de ajuste gradual das taxas de juros, confirmado por estudos como os de Fuhrer e Moore (1995) e Romer e Romer (2004). Essa regra pode ser considerada conforme a equação (4), definida por Mccallum (1999):

$$r_t = (1 - \mu_3)[E_{t-1}\Delta p_{t+1} + \mu_0 + \mu_1(E_{t-1}\Delta p_t - \pi^*) + \mu_2 E_{t-1}\bar{y}_t] + \mu_3 r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

onde: μ_1 , μ_2 e μ_3 são os parâmetros associados à atuação do banco central; π^* é a meta de inflação; e ε refere-se ao erro aleatório.

⁴ Na equação (2) as variáveis defasadas são em $t - 1$, entretanto, além de poder apresentar maiores defasagens, os períodos podem ser especificados como qualquer intervalo de tempo, geralmente usados trimestres ou meses. As demais equações utilizadas também apresentam esse tipo de abordagem.

A aplicação e definição de regras podem mudar de país para país, além de serem modificadas conforme os objetivos da política monetária. Frankel (2010) salienta que os modelos monetários devem ser diferenciados para os países em desenvolvimento, pelo fato de que a credibilidade do banco central é menor do que nos países desenvolvidos. Nesse sentido, as economias estão mais sujeitas a choques externos e muitas delas impõem controles de capital. Isso pode levar a que os bancos centrais desses países sejam mais orientados ao controle de inflação por meio do arranjo monetário de metas de inflação, com o objetivo de manter a credibilidade e aumentar seu poder de influência na economia.

Por fim, salienta-se que a definição de regras, a noção de credibilidade e a atuação do banco central podem influenciar a economia de diferentes maneiras, e a orientação e o objetivo dos bancos centrais deve ter consciência dessas características, tendo em vista também os aspectos intrínsecos do país em si. Dessa forma, a atuação e a definição da política monetária têm efeitos de transmissão para variáveis como câmbio, atividade econômica e dívida pública, sendo que os bancos centrais reagem a essas mudanças e modificam suas ações conforme o comportamento dessas variáveis no sentido de influenciá-las, além do objetivo expresso de controle da inflação. Assim, a próxima seção examina essas características.

2.2 A TRANSMISSÃO E OS DILEMAS DA POLÍTICA MONETÁRIA

As políticas monetárias expansionistas ou contracionistas impõem dilemas para o Banco Central, como o controle da inflação e a expansão da atividade econômica. Isso significa que eles podem, em maior ou menor grau, produzir efeitos considerados benéficos ou prejudiciais a economia de um país. A ideia desenvolvida por Bernanke *et al* (1999), de que a inflação prejudica a eficiência econômica, e o compromisso com a credibilidade do banco central podem explicar o recente arranjo monetário de metas de inflação nos países, como o Brasil e o Chile.

A inflação está relacionada a custos sociais importantes, como perda do poder de compra da população, transferência de recursos de credores para devedores, perda na arrecadação (efeito *Tanzi*), custos de cardápio, má alocação de

recursos entre outros. Todavia, o controle da inflação por meio das taxas de juros pode estar associado com uma manutenção indesejável desse instrumento a níveis altos, o que pode apresentar efeitos danosos ao nível de atividade de um país.

De acordo com Mishkin (1996), as autoridades monetárias desejam possuir um conhecimento preciso sobre os efeitos que suas políticas produzem nas economias, requerendo assim um entendimento dos mecanismos e a magnitude por meio dos quais a política monetária afeta a economia. Além disso, dado a dificuldade de ajuste fiscal em determinados países, a tarefa de estabilização do produto e inflação fica a cargo do banco central.

Como um exemplo de equação de transmissão da política monetária, pode-se utilizar o modelo preliminar proposto por Mccallum (1999), que define as seguintes regras, em que as variáveis definidas por preços, produto e taxas de juros são afetadas e afetam as demais, conforme as equações (5) a (7):⁵

$$y_t = b_0 + b_1(R_t - E_t \Delta p_{t+1}) + E_t y_{t+1} + v_t \quad [b_1 < 0] \quad (5)$$

$$p_t - p_{t-1} = (1 - \alpha)(\bar{p}_{t-1} - p_{t-1}) + E_{t-1}(\bar{p}_t - \bar{p}_{t-1}) \quad [0 < \alpha < 1] \quad (6)$$

$$R_t = E_{t-1} \Delta p_{t+1} + \mu_0 + \mu_1(E_{t-1} \Delta p_{t+1} - \pi^*) + e_t \quad [\mu_1 > 0] \quad (7)$$

em que: y se refere ao produto; p ao nível de preços; \bar{p} é o nível de preços estimado; R ao nível da taxa de juros; E é o operador de expectativas; π^* é a taxa de inflação ótima ou a meta; α , b e μ são parâmetros; e e v são erros.

Nesse caso, o produto muda como função das expectativas de aumento da inflação e taxa de juros, além de um aumento futuro no produto.⁶ A taxa de inflação depende do desvio da inflação ótima ou meta e da expectativa passada da variação da inflação ótima. A taxa de juros é influenciada pela expectativa de futura variação dos preços e o desvio da expectativa de variação da inflação em relação à meta. Esse modelo se refere a uma análise IS/LM básica, enfatizando a relevância do papel dos agentes econômicos, porém não compreende outras variáveis como a taxa de câmbio, que representa um papel de destaque⁷ presente em estudos como

⁵ Algumas proposições iniciais sobre o modelo de transmissão de política monetária podem ser encontradas em Modigliani (1963), enquanto uma formulação inicial entre a interação entre moeda e taxa de juros pode ser vista em Modigliani (1944).

⁶ Também pode estar relacionado com a expectativa de um aumento na produtividade marginal do capital e trabalho.

⁷ Conforme Krugman e Obsfeld (2010), uma variação na taxa de juros causada pela política monetária tem efeitos sobre a taxa de câmbio, que pode produzir efeitos na inflação.

os de Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Tomazzia e Meurer (2010) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011).

Segundo Schwartzman (2006), boa parte dos macroeconomistas, desde a década de 1970, aceitam que a moeda é neutra no longo prazo. Isso significa que fenômenos nominais, como variações nos preços, não são capazes de elevar o produto da economia de forma permanente acima de seu valor de longo prazo. Segundo Modenesi e Araújo (2011), o uso de políticas monetárias discricionárias, conforme a tradição Keynesiana é capaz de reduzir o desemprego, e que a moeda não é neutra no longo prazo. Haveria, portanto, espaço para a escolha entre inflação e desemprego. Sachs e Larrain (2000), no entanto, propõem que no curto prazo há a possibilidade de escolha entre desemprego e inflação, enquanto no longo prazo, não há essa escolha, e políticas monetárias expansionistas não são capazes de aumentar o produto no longo prazo.

Como forma analítica, a abordagem da curva de Phillips aumentada por expectativas utilizada por Obstfeld e Rogoff (1996) é baseada em Dornbusch (1976). Segundo eles, considerando uma pequena economia aberta, pode ser expressa conforme a equação (8):

$$P_{t+1} - P_t = \Psi(Y_t^d - \bar{Y}) + (\tilde{P}_{t+1} - \tilde{P}_t) \quad (8)$$

onde: P se refere ao nível de preços; Y^d é a demanda agregada pelo produto doméstico; \bar{Y} é a taxa natural do produto no nível de pleno emprego; \tilde{P} é o preço que vigora na economia quando o mercado de produto está em equilíbrio; $(Y_t^d - \bar{Y})$ mede o excesso de demanda; Ψ mede a velocidade de ajuste dos desvios do excesso de demanda sobre a inflação; e $\tilde{P}_{t+1} - \tilde{P}_t$ é a inflação antecipada relativa ao aumento da taxa de expansão da oferta de moeda ou ajustamento de preços.

Nesse caso, a inflação aumenta conforme o excesso de demanda e a inflação antecipada. É considerado um ajuste lento nos preços, conforme o coeficiente Ψ . Também pode ser considerado que há um tipo de inércia nos preços, conforme a análise de Schwartzman (2006). Além disso, o termo \tilde{P}_t pode ser considerado conforme a equação (9):

$$\tilde{P}_t = e_t + P_t^* - q_t \quad (9)$$

onde e_t é a taxa de câmbio nominal cotação direta, expressa no preço de uma unidade monetária doméstica sobre uma unidade de moeda estrangeira; P_t^* é o nível de preços externo e q_t é taxa de câmbio real.

Quando a paridade do poder de compra (PPC) é válida, os termos P_t^* e q_t podem ser considerados nulos quando colocados num formato dinâmico e, portanto, a equação (8) pode ser rescrita como a equação (10) expressa abaixo:

$$P_{t+1} - P_t = \Psi(Y_t^d - \bar{Y}) + e_{t+1} - e_t \quad (10)$$

em que aumentos de $\Psi(Y_t^d - \bar{Y})$ causam a inflação; e a desvalorização $e_{t+1} - e_t$ também é responsável pelo aumento da inflação. Nota-se também, que para o caso de preços flexíveis, $Y^d = \bar{Y}$, logo o produto sempre será igual ao seu nível considerado natural.

A análise leva a crer que, apesar de poder apresentar efeitos no curto prazo, a moeda é neutra no longo prazo, além de que toda a oferta de moeda adicional poder ser repassada para a taxa de câmbio e preços.⁸ Contudo, conforme Schwartzman (2006), tanto a curva de Phillips e sua verticalidade (sem opção entre inflação e desemprego) como a Paridade de Poder de Compra são teorias abertas para contestação teórica e empírica, além de outros estudos as terem refutado, portanto deve-se ter cuidado na aplicação de testes considerando as mesmas. Além disso, para algumas delas terem validade, deve-se proceder com restrições de parâmetros, ou seja, a consideração de estacionariedade.

De acordo com Krugman e Obstfeld (2010), o grau de repasse de 1% de desvalorização na taxa de câmbio para os preços das importações é considerado como o efeito de *pass-through*.⁹ Todavia, conforme Souza e Alves (2010), o conceito de *pass-through* tem evoluído no tempo, no sentido que novos estudos foram aprimorando essa definição. Esse conceito também pode ser considerado como o

⁸ Esta hipótese está presente em diversos estudos como os de Dornbusch (1976), Obstfeld e Rogoff (1996, cap. 8) e Schwartzman (2006).

⁹ Isso implica que uma desvalorização, que deveria melhorar o saldo de conta corrente por tornar os preços domésticos relativamente mais baixos expressos em uma moeda comum, faz com que inicialmente se tenha uma queda no saldo da conta corrente melhorando com o passar do tempo, no formato de uma curva J. Isso se deve pelo fato de o mercado de importações e exportações apresentar um ajuste lento aos novos preços relativos, além de presença de mercados de concorrência imperfeita.

grau de repasse de uma desvalorização nos preços domésticos, tanto por aumentar a demanda agregada, como por aumentar os preços dos importados. Além disso, o efeito do repasse pode não ser completo ou parcial. Isso se deve ao fato de haver segmentação no mercado internacional, ou seja, as empresas incorporam no seu *mark-up* os efeitos de um aumento nos custos. Esse efeito pode ser reverso, dependendo da estrutura de mercado. Um fator diferente se deve ao estado da economia e influência das expectativas. Quando está operando além da capacidade de pleno emprego, pode ser mais fácil de as empresas repassarem um aumento de preços e os trabalhadores poderem exigir maiores salários, o que aumenta a taxa de inflação. Países com bancos centrais pouco credíveis podem incorporar em expectativas um maior aumento na taxa de inflação.

Outro efeito de relevância no estudo da transmissão de política monetária, que implica a eficiência do banco central para influenciar outras variáveis está na presença do efeito *price-puzzle*. Uma política monetária contracionista, como uma elevação da taxa de juros, pretende influenciar a demanda agregada de forma que os preços caiam. Contrariando a teoria, como uma análise IS/LM, os preços inicialmente aumentam, sendo que caem após algum tempo. Estudos como os de Fuhrer e Moore (1995), Romer e Romer (2004), Mendonça (2005), Tomazzia e Meurer (2010) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011) Fonseca e Curado (2009), Vartaniam (2010) tendem a encontrar esse efeito.

Esses estudos ressaltam que um dos fatores está ligado à segmentação de mercado, assim como o efeito *pass-through*. O custo das empresas aumenta, e através do *mark-up* elas repassam esse custo, sendo que após um tempo, devido à concorrência e à queda da demanda os preços baixam de forma defasada. Um meio alternativo de explicação do efeito está no fato de que um aumento na taxa de juros pode causar um aumento na remuneração dos títulos nacionais, quando indexados a essa taxa. Se os detentores desses títulos forem as instituições financeiras nacionais, isso pode causar um efeito riqueza e as instituições podem aumentar a oferta de crédito, ao invés de diminuírem. De modo semelhante, taxas de juros subsidiadas para concessão de empréstimos podem fazer que ocorram falhas na transmissão de política monetária, já que seu efeito pode se tornar inconsistente. Estudos como os de Mishkin (1996) tendem a enfatizar o canal de transmissão via empréstimos.

Em sua abordagem, Romer e Romer (2004) ressaltam que o banco central, de forma a influenciar os preços, e sabendo da rigidez nominal no curto prazo, tende a produzir um aumento da taxa de juros de forma anterior à elevação nos preços. Isso implica que as análises tradicionais através de funções impulso resposta tendem a encontrar um aumento de preços no momento de uma elevação da taxa de juros. Dessa forma, o banco central age conforme o aumento de preços, ou seja, períodos de elevação nos preços também estão associados com elevações nas taxas de juros. Por fim, destaca-se que não há consenso sobre as causas e nem os efeitos do *price-puzzle*.

Os estudos que levam em consideração a transmissão da política monetária tendem a encontrar o fenômeno *overshooting*. Conforme Krugman e Obstfeld (2010), esse efeito está associado com o fato de que uma expansão monetária causa uma depreciação cambial no curto prazo maior do que no longo prazo. De acordo com Dornbusch (1976), o *overshooting* está presente devido à rigidez de preços no curto prazo, e que, no longo prazo, esse efeito pode ser completamente repassado para a taxa de câmbio, de forma que o aumento monetário pode causar um aumento de preços na mesma proporção. Isso implica que a política monetária tem efeitos diversos na taxa de câmbio que também podem influenciar os preços em curto e em longo prazo.¹⁰

Em uma abordagem diferenciada, a teoria da armadilha de liquidez, segundo Hicks (1937), derivada da abordagem keynesiana, aponta que, sob certas circunstâncias, a política monetária convencional (controle da taxa de juros e emissão de moeda) pode se tornar ineficiente, ou seja, incapaz de afetar a Economia. De acordo com Krugman (1998), tal situação ocorre porque as taxas de juros nominais são próximas de zero, logo, os títulos e a moeda são vistos como substitutos perfeitos. Isso faz com que somente a política fiscal seja capaz de influenciar a economia. O autor destaca ainda que episódios que podem estar associados a essa teoria são bem específicos, como por exemplo, nos anos posteriores a grande depressão de 1929 e no Japão na década de 1990. Diante disso, Bernanke *et al* (2004) afirma que a política monetária pode afetar outras variáveis econômicas utilizando-se de políticas alternativas.

¹⁰ O efeito reverso pode ser considerado como *undershooting*, e deriva de uma contração monetária. Maiores informações podem ser encontradas em Rogoff e Obstfeld (1996) e Rogoff (2002).

Diversos efeitos estão associados com a intervenção da política monetária, como *pass-through*, *price puzzle*, ou *overshooting*, além dos esperados, que são analisados com base em modelos como o Hicksiano IS/LM ou outras formas conceituais. A análise empírica desses efeitos é o tema da próxima seção.

2.3 REVISÃO DE ESTUDOS SOBRE TRANSMISSÃO DE POLÍTICA MONETÁRIA E AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS ENCONTRADOS

Os estudos sugerem que há uma forte correlação entre a política monetária com o nível do produto e a taxa de inflação, porém, há um tempo de resposta a essas políticas. Isso significa que algumas variáveis apresentam um comportamento inicial não esperado, conhecido na literatura como os efeitos *price puzzle*, *undershooting* ou *overshooting*. Há, ainda, estudos que enfatizam a forma de atuação dos bancos centrais, além de estimar as reações que a política monetária implementada segue, conforme mudanças ou choques em determinadas variáveis.¹¹ Outros estudos destacam, entre outras abordagens, a transmissão e os comportamentos das políticas monetárias.¹²

A implementação de regras e como elas afetam a economia foram estimadas para os Estados Unidos por Fuhrer e Moore (1995) e Romer e Romer (2004). Para ambos, o Banco Central dos Estados Unidos foi eficiente na manutenção do emprego na economia e na estabilização da inflação. Eles divergem no sentido de que para Fuhrer e Moore (1995) os efeitos se dão de forma lenta, enquanto para Romer e Romer (2004), os efeitos dos choques são imediatos.¹³

Fuhrer e Moore (1995) encontraram evidências de que a política monetária atingiu seus objetivos nos Estados Unidos e desempenhou um importante papel na interação entre oferta e demanda agregada, corroborando a análise IS-LM, transmitindo assim para o produto real da economia os efeitos da política monetária. Enfatizam ainda que o hiato do produto e taxa de inflação são as variáveis

¹¹ Como os de Barro e Gordon (1983), Kydland e Prescott (1977), Fuhrer e Moore (1995), Mccallum (1997), Clarida et al (1998) e Bertoldi (2009).

¹² Como os de Mishkin (1996), Mccallum (1999), Romer e Romer (2004), Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Vartaniam (2010), Tomazzia e Meurer (2010) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011), entre outros.

¹³ Romer e Romer (2004) derivam uma medida diferenciada para os choques monetários.

determinantes na condução da política monetária, devido à atuação dos agentes econômicos, e podem apresentar comportamentos diferentes dos esperados, a menos em curto prazo, fenômenos conhecidos como *price puzzle*.

Romer e Romer (2004) confirmam os impactos de transmissão da política monetária para as variáveis macroeconômicas, porém com o cuidado de separar os efeitos produzidos por movimentos antecipatórios dos agentes econômicos e os produzidos por choques de política nos Estados Unidos. Os autores utilizam uma abordagem conhecida como narrativa, que reconhece quando o banco central age. Segundo os autores, os formuladores da política monetária possuem previsões confiáveis acerca dos futuros acontecimentos na economia e em relação às expectativas, portanto, há a necessidade de se separar o que são movimentos já previstos devido a choques e movimentos antecipatórios, e os adicionais, causados pela política monetária. Os resultados estão de acordo com o esperado, e, confirmam, as conclusões de Fuhrer e Moore (1995), de que deve-se considerar, em alguns casos, um certo tempo de resposta até que as variáveis absorvam os efeitos de transmissão da política monetária.

Mccallum (1999), assim como Romer e Romer (2004), dá ênfase à separação dos efeitos advindos de choques aleatórios daqueles advindos do comportamento da política monetária. O autor busca avaliar algumas questões inerentes aos métodos relevantes para ao estudo do mecanismo de transmissão da política monetária, tanto em variáveis nominais como reais.

Os autores divergem no sentido de que McCallum (1999) utiliza modelos estruturais, que assumem que há regras e comportamento dos bancos centrais que são invariantes. Já Romer e Romer (2004), vêem maior relevância nos choques, que refletem previsões de futuros acontecimentos na economia.

Mccallum (1999), portanto, usando modelos estruturais, conclui que os estudos que avaliam os efeitos da transmissão da política monetária devem dar maior ênfase aos movimentos sistemáticos dos bancos centrais, e menos a choques aleatórios, pois fazem parte de uma pequena fração do comportamento e em consequência dos instrumentos de política, além de serem difíceis de identificar. O autor destaca que deve proceder-se com um exame das características do modelo usado, pois diferentes variáveis e parâmetros produzem resultados divergentes, portanto deve-se adotar cautela na aplicação de um modelo estrutural.

Já Clarida *et al* (1998) estimaram uma função de reação dos bancos centrais no período inicial de 1979 até 1994 para Japão, Alemanha, Estados Unidos e 1979 a 1990 para o Reino Unido, 1983 a 1989 para França e 1981 a 1989 para a Itália, separando dois grupos, G3 (Alemanha, Estados Unidos e Japão) e E3 (França, Itália e Reino Unido). Eles concluíram que os formuladores da política monetária respondem de maneira significativa às expectativas de inflação e produzem um impacto significativo no produto das respectivas nações. Clarida *et al* (1998) enfatizam que os bancos centrais dos países estudados respondem mais fortemente a mudanças na taxa de inflação, além de permitir-se alguma forma de estabilização da produção.

Adicionalmente, Clarida *et al* (1998) veem relevância para os bancos centrais em seguirem uma regra clara na condução da política monetária, colocando esse aspecto como modo mais eficiente em estabilizar as expectativas dos agentes econômicos, de maneira a conduzir e manter a credibilidade. Os autores também destacam que a política monetária praticada por Estados Unidos, Japão e Alemanha influencia significativamente outros países, com destaque para a Alemanha, que desempenha um importante papel na política monetária da França, Itália e Reino Unido. Por último, destaca que, na Europa, a prática do câmbio fixo pode fazer com que os países percam o controle monetário, sendo que dão ênfase na definição de uma meta de inflação e em uma regra para persegui-la, a fim de manterem a credibilidade e estabilizarem as expectativas de inflação.

Em outra abordagem, Bernanke *et al* (2004) enfatizam que o Banco Central do Japão e dos Estados Unidos são capazes de influenciar a economia através de ações que alteram expectativas, com ênfase em políticas monetárias quando a taxa de juros está próxima de zero. Isso implica na teoria de armadilha de liquidez, confirmada por Eggertsson e Krugman (2010) no Japão na década de 1990, associando com a última crise financeira nos países avançados.

No caso brasileiro, Tomazzia e Meurer (2010) estimaram os efeitos de transmissão da política monetária utilizando os métodos econométricos VAR, SVAR,

MSVAR¹⁴, por meio da taxa de juros, sobre algumas variáveis macroeconômicas, como a produção industrial, a taxa de câmbio, inflação, agregados monetários, expectativas de inflação e taxa de juros de longo prazo. O modelo inicial (VAR) desenvolvido tem como formato conforme expresso na equação (11):

$$X_t = k + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \Phi Z_t + u_t \quad (11)$$

Em que todas as variáveis endógenas afetam e são afetadas pelas demais e as exógenas que afetam as endógenas. X_t representa o vetor das variáveis endógenas¹⁵; Z_t representa o vetor de variáveis exógenas¹⁶; k é um vetor de constantes; A_i e Φ são as matrizes dos coeficientes; p é o número de defasagens das variáveis endógenas e u_t é o vetor de erros do sistema.

Tomazzia e Meurer (2010) abordam que os mecanismos de transmissão variam conforme o tempo, pois o comportamento dos agentes, a condução da política monetária e a relação das variáveis macroeconômicas se transformam devido a diversos fatores econômicos, como regime de câmbio e definição de metas de inflação pelo banco central, ou seja, ocorrem quebras estruturais ao longo do tempo. Os autores indicam a presença de defasagens entre as respostas das variáveis aos choques exógenos e endógenos e a ocorrência do fenômeno *price puzzle*. O artigo leva em conta algumas preocupações metodológicas propostas por McCallum (1999), Romer e Romer (2004) e Fuhrer e Moore (1995), como as expectativas dos agentes e os choques não esperados. Também concluem que os mecanismos de transmissão de política monetária no Brasil respondem mais rapidamente a choques em comparação a outros países, e ainda, que a política monetária é incapaz de afetar o produto no longo prazo.

Outros artigos tratam dos efeitos da transmissão da política monetária no Brasil, como de Bertanha e Haddad (2008). Eles discutem que os efeitos da política monetária nos estados brasileiros ocorrem de forma desigual, ou seja, não há simetria nos efeitos, pelas diferenças estruturais entre os estados. Portanto, os

¹⁴ VAR (*Vector Auto Regressions*) é um modelo econométrico auto-regressivo em que todas as variáveis são capazes de influenciar todas dentro de um sistema; SVAR (*Structural Vector Auto-Regressions*) é um modelo econométrico onde, por meio do VAR, alguns parâmetros são restringidos, ou seja, o sistema de variáveis é estruturado; MSVAR (*Markov-Switching Vector Autoregressions*) é um modelo econométrico VAR onde há mudança de regime, ou seja, os parâmetros não são constantes ao longo do tempo.

¹⁵ Taxa de juros, produção industrial, câmbio, inflação, agregado monetário, expectativa de inflação e taxa de juros de longo prazo.

¹⁶ Nível de preços externos, choque externo, reservas internacionais e regime de câmbio.

formuladores de política devem estar atentos a esse tipo de característica, pois a transmissão da política monetária ocorre de forma diferenciada, seja por aspectos econômicos ou institucionais.

Já Mishkin (1996) mostra os diversos canais pelos quais a política monetária pode ser transmitida além dos convencionais como produto e preços, como expectativas, empréstimos bancários, preços de ativos e investimentos. Ele salienta que a política monetária influencia diversas variáveis, portanto, as autoridades monetárias devem entender como suas ações afetam a economia através dos mecanismos de transmissão, com o objetivo de evitar diversos erros já cometidos na sua condução.

Seguindo essa linha, Dias Junior e Denardim (2010) estimaram o impacto da transmissão da política monetária nos mecanismos de crédito e nos balanços patrimoniais das empresas brasileiras. De acordo com o estudo, a política monetária tem influência significativa sobre as variáveis do mercado financeiro, como empréstimos bancários, sendo capaz de influenciar os preços das ações das companhias.

Mendonça (2005), utilizando-se de um modelo VAR, estimou no período de janeiro de 2000 a fevereiro de 2005 como a política monetária afeta a taxa de desemprego, taxa de juros, produção industrial e credibilidade de metas de inflação¹⁷. Ele conclui que a credibilidade do banco central desempenha um papel relevante para aumentar a eficiência das políticas monetárias, além de reduzir os *trade-offs* entre a inflação e a taxa de desemprego e taxas de juros e produção industrial.

Fonseca e Curado (2009) também tratam o *trade-off* entre atividade econômica e inflação, sendo que o período de metas de inflação teria sido responsável por uma maior eficiência da política monetária. O componente da dívida governamental foi incluído na análise, sendo relevante para os autores.

Também se utilizando do método econométrico VAR, Acosta-Ormaechea e Coble (2011) discutem que a consolidação da utilização de metas para a inflação no Chile e na Nova Zelândia faz com que os mecanismos de transmissão de política monetária habituais, ou seja, taxas de juros nesses países sejam mais eficientes em comparação ao Uruguai e Peru, com sistemas recentes de metas, sendo que a taxa

¹⁷ O autor segue metodologia que pode ser realizada por meio da diferença entre a inflação esperada e a meta anunciada. Para mais informações, ver Mendonça (2005).

de câmbio desempenha um importante papel na transmissão da política monetária para esses países.

Vartaniam (2010) analisa o comportamento dos quatro países pertencentes ao Mercosul, Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai após a adoção do regime de taxas flutuantes no que se referem às variáveis: taxas de juros da política monetária; inflação; reservas; e taxa de câmbio. Através do modelo VAR, o autor efetuou uma análise comparativa de efeitos nos choques monetários e cambiais, além da importância relativa das variáveis no sistema. Ele conclui que os países não apresentam convergência macroeconômica, refutando a hipótese de que o comportamento das economias tem sido convergente, talvez em função do Mercosul. Essa conclusão vai ao encontro dos resultados de Triches *et al* (2008), que além de corroborar Vartaniam (2010), baseados em testes de cointegração, funções impulso resposta e causalidade, encontraram pouca evidência de que esses países tenham influência mútua.

Os estudos confirmam que a política monetária influencia a economia de diferentes formas. Os efeitos tendem a não ser iguais em todos os trabalhos, levando-se em consideração as diferentes análises e variáveis utilizadas, porém, parece ser consenso que efeitos iniciais não esperados estão presentes nas análises da política monetária, além da confirmação da existência de *trade-offs* na atuação dos bancos centrais. Adicionalmente, evidencia-se que a forma como os efeitos ocorrem em cada economia podem variar, tanto em magnitude como em causalidade.

Para a posterior análise da transmissão da política monetária no Brasil e no Chile, no próximo capítulo serão analisados alguns fatos estilizados e aspectos institucionais sobre algumas variáveis macroeconômicas e políticas monetárias.

3 ASPECTOS INSTITUCIONAIS E FATOS ESTILIZADOS SOBRE A POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL E CHILE

O Brasil e o Chile, embora se constituam como países em desenvolvimento no mesmo continente, apresentam situações distintas no que se refere a condições institucionais e variáveis macroeconômicas, como preços, taxas de juros, câmbio e dívida pública. Entretanto, possuem algumas semelhanças, como a adoção de regimes cambiais e arranjos monetários na década de 1990.¹⁸

Nesse sentido, o presente capítulo explora alguns fatos estilizados acerca dos bancos centrais desses países, em particular políticas monetárias e cambiais. Adicionalmente, são apresentadas e descritas as variáveis selecionadas em relação à atividade econômica, preços, moeda e dívida pública. Destaca-se que a análise dessas variáveis é considerada relevante para a posterior aplicação do modelo econométrico para a estimação dos efeitos da transmissão da política monetária. O capítulo divide-se em quatro seções. A primeira faz uma referência a alguns aspectos institucionais relacionados ao Banco Central do Brasil. A segunda reedita estes aspectos em relação ao Chile. Na terceira e quarta seções, são apresentados alguns dados e fatos estilizados sobre a política monetária e algumas variáveis nos países sob análise, Brasil e Chile.

3.1 ASPECTOS INSTITUCIONAIS SOBRE O BANCO CENTRAL DO BRASIL

O Banco Central do Brasil foi criado em 1964 por meio da lei 4.595 de 31/12/1964. Teve como objetivo a criação de uma autoridade monetária que fosse independente, centralizasse as funções de um banco central, como emissão de

¹⁸ Esses aspectos englobam a população, extensão territorial e condições sociais e culturais em geral. Enquanto o Brasil destaca-se pela produção de produtos agrícolas, como café, soja, açúcar e carnes, além de combustíveis e derivados do petróleo, a produção industrial é concentrada em peças para automóveis, veículos, alimentos e alguns bens de capital. Os principais produtos do Chile são a mineração (exportação de cobre), e em menor escala, salmão, vinhos e algumas frutas, com a produção industrial dividida em diversos setores, como o alimentício, borrachas, plásticos, químicos e siderurgia. Destaca-se que o Chile é dependente do preço do cobre, principal produto da economia, enquanto a economia brasileira é mais diversificada, no entanto, também dependente de diversos preços agrícolas.

moeda, controle da inflação e banco regulador dos bancos comerciais, além de ter responsabilidade na elaboração e implementação da política monetária.¹⁹

Apesar de sua criação e definição como autoridade monetária, o Banco Central continuou sofrendo influência do Banco do Brasil e do Tesouro Nacional. Somente a partir de 1986, com o reordenamento financeiro governamental, as contas e as funções do Banco Central, do Banco do Brasil e do Tesouro Nacional foram separadas. A constituição nacional de 1988 foi responsável por estabelecer maior autonomia ao Banco Central.

As décadas de 1980 e 1990 foram marcadas por períodos de altas taxas de inflação e também do lançamento de diversos planos de estabilização. Os planos que envolviam substituição da moeda na década de 1980, o Cruzeiro e o Cruzeiro real, previam diversas indexações a moeda, todas sem êxito. Somente após o plano de estabilização que culminou com a nova moeda, o Real, foi que o Brasil conseguiu livrar-se do processo inflacionário. Esse processo de estabilização teve sucesso, pois, conforme Bogdanski *et al* (2000), a inflação anual foi trazida para um dígito em menos de três anos. Esse programa de estabilização envolvia amplas medidas, desde a reforma monetária até a redução do estado, como a privatização de inúmeras companhias governamentais em diversos setores da economia, como mineração, telecomunicações, bancário e ferroviário.

Outra medida utilizada foi um arranjo cambial, que juntamente com a indexação interna, promoveu uma taxa de câmbio fixa entre o Real e o Dólar. Após 1995, foi utilizado um arranjo cambial que pode ser classificado como bandas cambiais deslizantes. Esse arranjo foi utilizado de março de 1995 a janeiro de 1999, e consistiu em mini-desvalorizações sistemáticas, na intenção de manter a economia interna estável, conforme a estabilização da inflação e manutenção de reservas estrangeiras, dentro de um intervalo pré-estabelecido pelo Banco Central²⁰.

¹⁹ O Banco Central do Brasil (Bacen) derivou da extinção da Superintendência da Moeda e do Crédito (SUMOC). Antes da criação do Banco Central, a SUMOC, o Banco do Brasil e o Tesouro Nacional desempenhavam o papel de autoridade monetária. No entanto, segundo Corazza (2005), vários órgãos eram responsáveis pela política monetária além do Banco do Brasil, o Tesouro Nacional e a SUMOC, como a Caixa de Mobilização Bancária (CAMOB) e a Caixa de Amortização.

²⁰ Esse tipo de arranjo cambial dá certo grau de autonomia para o Banco Central e a política cambial. Em teoria, o mercado se ajustaria dentro do limite estabelecido, pois, sabendo que o governo interviria nos limites máximos e mínimos, os agentes limitariam a negociação dentro da banda estabelecida. Ainda, inicialmente, essa banda somente tinha limite superior.

Bogdanski *et al* (2000) atribuem à crise externa e à falta de confiança do mercado o abandono do regime de bandas cambiais em 1999.²¹ Nesse ano, no mês de fevereiro, o câmbio passou a ser flutuante, mas que na prática, porém, o regime cambial pode ser chamado de câmbio administrado, já que o Banco Central passou a intervir de forma não sistemática.

Em síntese, a taxa de câmbio controlada e a taxa de juros em níveis acima de 20% ao ano, abriram espaço para que, juntamente com o câmbio flutuante, em janeiro de 1999 o Banco Central adotasse o arranjo monetário de Metas de Inflação. De acordo com Arestis *et al* (2009), esse tipo de política tem como principal objetivo manter a inflação dentro de uma meta pré-estabelecida, com a possibilidade de um intervalo de variação e também outros objetivos, como estabilização do produto, porém sem se desviar da meta principal, a inflação. Considera-se, portanto, que a política monetária brasileira e a atuação do Banco Central na década de 1990 derivaram dos episódios de inflação vividos na década de 1980 e início da década de 1990 e suas diversas tentativas de estabilização da Economia. Essas situações culminaram no plano Real, que foi responsável pela estabilização monetária e por trazer a taxa de inflação a taxas anuais de um dígito.

Logo, o Regime de Metas de Inflação constituiu-se como um avanço na concepção de um Banco Central brasileiro independente e crível. Conforme Corazza (2005), os passos mais importantes para sua criação e implementação foram: 1945, com a criação da Sumoc; a criação formal do Bacen em 1964; e as reformas da Constituição em 1988. Contudo, o autor destaca que a autoridade monetária brasileira historicamente foi subordinada direta ou indiretamente ao poder do governo e com forte influência do Tesouro Nacional. Esteve engajado em políticas inflacionárias para o financiamento do *deficit* público por meio de compra de títulos da dívida e consequente emissão de moeda, o que fazia com que a instituição não possuísse a capacidade de realizar a política monetária. As reformas institucionais foram gradativamente dando maior autonomia à nova autoridade monetária, processo que culminou na adoção do arranjo monetário de metas de inflação.

Bogdanski *et al* (2000) afirmam que o Banco Central deve adotar uma atitude *forward looking*, tendo em vista o tempo de resposta das variáveis aos instrumentos da autoridade monetária. Uma âncora nominal, conforme salientado por Arestis *et al*

²¹ Mais especificamente, a crise Asiática em 1997 e países em desenvolvimento em 1998/1999.

(2009), também deve se fazer presente no processo de estabilização, e é o caso do câmbio fixo e semi-fixo adotado no Brasil. Os autores salientam, ainda, que o regime adotado no Brasil utiliza-se da taxa de juros de curto prazo para a estabilização da inflação, que é baseada num índice cheio, o IPCA. O intervalo de tolerância tem variado entre 2,5 a 2,0 pontos percentuais acima ou abaixo da meta central.²²

Desse modo, o Banco Central do Brasil, a partir de 1999, ficou a cargo do controle da inflação como alvo principal, tendo que adotar o regime de metas de inflação como cerne da política monetária. Assim, a noção de credibilidade e independência se tornou cada vez mais presente, conforme estudos de Bogdanski *et al* (2000), Corazza (2005) e Arestis *et al* (2009).

De acordo com Costa Filho e Rocha (2009), o regime de metas de inflação adotado, no Brasil, concede certo grau de discricionariedade aos condutores da política monetária, logo, a comunicação do Banco Central teria papel fundamental na coordenação e administração das expectativas dos agentes do mercado.

Os autores desenvolveram um modelo econométrico com o objetivo de averiguar empiricamente a consistência da comunicação do Banco Central e sua relação com alguns indicadores macroeconômicos considerados relevantes na gestão da política monetária. Baseados em relatórios de inflação e atas do Comitê de Política Monetária, Costa Filho e Rocha (2009) encontram evidências de que o Banco Central é consistente no que se refere a seus anúncios e suas atitudes, de forma que a autoridade monetária segue uma espécie de regra de Taylor (1993) na sua condução. Destacam ainda que a comunicação do Banco Central é crível, e os dados sugerem que o mercado em geral leva em consideração os anúncios e informações disponibilizadas pela autoridade monetária e seu conteúdo auxilia na explicação da taxa Selic.

Por fim, destaca-se que o controle da inflação passou a ter metas com intervalos de flutuação. As noções de credibilidade, transparência e independência passaram a se tornar cada vez mais relevantes, bem como o canal de informações do Banco Central com o mercado.

²² De acordo com Arestis *et al* (2009), o presidente do Banco Central deve publicar uma carta aberta ao Ministro da Fazenda caso a autoridade monetária falhe em manter a inflação dentro da banda estabelecida, explicando os motivos e as atitudes que o Banco Central tomou, bem como as futuras ações em relação a esse acontecimento. A taxa de juros utilizada é a taxa Selic, taxa de juros de empréstimos interbancários *overnight*.

3.2 ASPECTOS INSTITUCIONAIS SOBRE O BANCO CENTRAL DO CHILE

O Banco Central do Chile foi criado, em 1925, por meio do decreto lei 486 de 22/08/1925. O objetivo era de que o banco deveria reestruturar o sistema monetário e financeiro chileno e estabilizar o valor da moeda. Em 1953, por meio de um decreto lei, o Banco Central foi concebido como uma instituição autônoma com duração indefinida. A partir de 1975, o Banco Central foi considerado como sendo de direito público com capital próprio, e foi estabelecido um conselho monetário. Mais tarde, em 1979, a lei orgânica foi modificada para que o Banco Central fosse completamente desvinculado do Tesouro Nacional e fosse proibido de dar crédito a empresas e entidades públicas ou privadas, com exceção das instituições financeiras.

Valdés (2007) acrescenta que a autoridade monetária chilena possui diversos instrumentos legais e funções pré-estabelecidas, o que lhe garante um alto grau de independência e estabilidade. Esse fato tornou-se possível pelas diversas reformas institucionais realizadas desde sua criação.

De acordo com Cunha e Gala (2009), o Chile passou a utilizar o sistema de bandas cambiais deslizantes a partir de 1985, especialmente no período de 1985 a 1999, porém com diversas alterações no sentido de ajustar a economia ao ambiente macroeconômico internacional. Adicionalmente, como trata Valdés (2007), esse arranjo monetário foi utilizado, juntamente com um sistema de controle de capitais, para que garantissem uma âncora nominal para a política monetária.

Ainda, segundo Cunha e Gala (2009), a transição para o regime de câmbio flutuante, em setembro de 1999, é diferenciado dentre os países emergentes. Não foi uma crise monetária, financeira ou um ataque especulativo que forçou país a adotar o câmbio flutuante. Em contraste, foi após a economia já ter absorvido os choques advindos da crise asiática e russa. O Banco Central chileno já não interferia no mercado cambial há meses. Ademais, desde 1995 a autoridade monetária havia perdido credibilidade devido a alterações nas metas para a taxa de câmbio. A inflação chilena havia passado de 25% ao ano, no começo da década de 1990, para cerca de 3% em 1999, fato esse atribuído ao sucesso do arranjo monetário de metas de inflação, salientado por Carstens e Jácome (2005), Valdés (2007) e Arestis *et al* (2009).

O pioneirismo do regime de Metas de Inflação adotado no Chile, referido por autores como Valdés (2007) e Acosta-Ormaechea e Coble (2011) pode ser considerado em duas fases distintas. Conforme Valdés (2007), a inicial, de 1990 a 1999, representou uma fase de convergência, com a implementação gradual do arranjo monetário. A segunda, em vigor, representa a fase estacionária, com a total implementação do arranjo monetário (central com intervalos de flutuação).

A primeira fase foi caracterizada por um ajuste fiscal, ou seja, uma coordenação entre o Ministério da Fazenda e o Banco Central. De acordo com o autor, a segunda fase contou com a abertura completa da conta capital, a mudança do arranjo cambial de bandas para o flutuante, a melhora no mercado de derivativos (futuro) e a mudança de alvo da referência da política monetária da taxa de juros indexada a inflação para a taxa de juros nominal, de forma semelhante ao Brasil. No início, a taxa de inflação era permitida variar entre 2% a 4%. A partir de 2001, a nova meta passou a ser o centro, ou seja, 3%, com um intervalo de confiança de 1% para cima ou para baixo.

Ademais, a meta com a taxa de inflação não era, como no caso brasileiro, no fim do período, ou seja, acumulada no ano até dezembro. A meta referia-se a taxa de inflação acumulada nos últimos 12 meses, independentemente do mês em que se encontrava. De acordo com Valdés (2007), o banco central anunciava que a meta de inflação estava centrada em 3%, a qual seria apropriada com o equilíbrio chileno.

O forte comprometimento com as metas de inflação e sua relativa rigidez é apontado por diversos autores como o fator de sucesso da política monetária chilena em reduzir os níveis de inflação²³. Caputo (2004) estimou um modelo para o Chile, na década de 1990, e encontrou evidências de que o Banco Central possuía uma forte reação a taxa de inflação, bem como a taxa de câmbio. Acosta-Ormaechea e Coble (2011) confirmam esse fato para a inflação. Ainda, para Caputo (2004), o principal instrumento utilizado pela política monetária é a taxa de juros nominal.

Por fim, percebe-se que o Banco Central do Chile operava suas políticas de modo independente muito antes da autoridade monetária brasileira. Fato esse que pode ser atribuído ao arcabouço institucional e, assim, o consenso em torno da relevância desse fator. Destaca-se, ainda, que os dois países adotaram regimes cambiais semelhantes. Além disso, muito se atribui ao arranjo monetário de metas

²³ Caputo (2004), Carstens e Jácome (2005), Valdés (2007) e Arestis et al (2009).

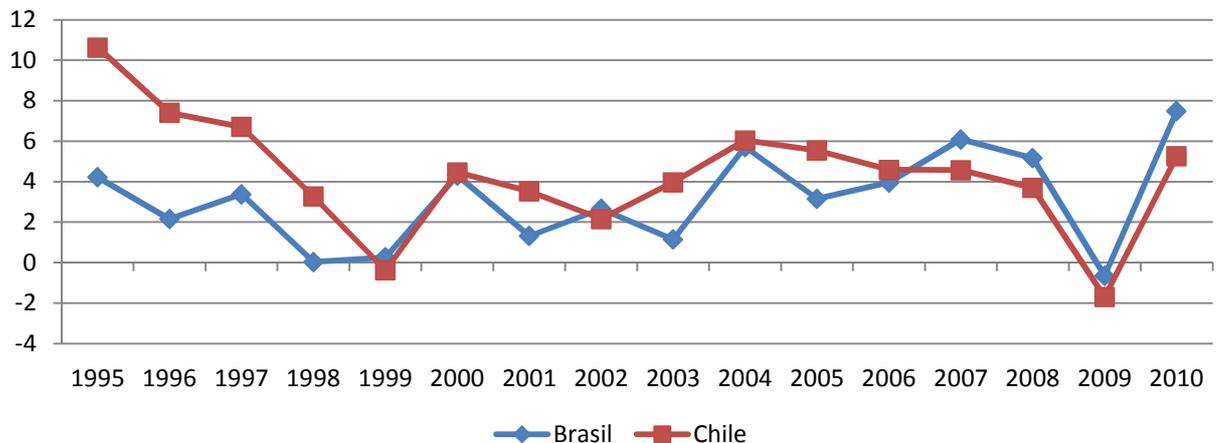
de inflação, aliado a outras políticas, o sucesso para com o controle da inflação. Portanto, as noções de independência e credibilidade também se fizeram presentes para esse país nas definições e implementações das políticas econômicas.

3.3 FATOS ESTILIZADOS SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA E A INFLAÇÃO NO BRASIL E NO CHILE

Os PIB do Brasil e do Chile encontram-se em dois patamares divergentes. O Brasil pode ser classificado entre as dez maiores economias do mundo, enquanto o Chile ocupa uma posição entre quadragésimo e quinquagésimo PIB mundial. Os fatores sociais, culturais, geográficos, históricos e econômicos são análogos a tal quadro, porém esses países apresentam certas semelhanças, pois são classificados como países em desenvolvimento de renda média e, ao decurso da história, passaram por períodos de alta inflação, regimes políticos militares e períodos de estabilização monetária em momentos similares.

Uma das variáveis que mostra certa similaridade entre o Brasil e o Chile é o crescimento do PIB real. Percebe-se, de acordo com o Gráfico 1, no período de 1995 a 2010 uma certa convergência entre as taxas de crescimento dos dois países, ambos sendo fortemente afetados pela crise asiática em 1997 e a subsequente crise russa em 1998. Adicionalmente, houve outras quedas nas taxas de crescimento, que podem estar associadas, a partir de 2001, aos efeitos da aversão ao risco de investidores internacionais, os quais foram provocados pela crise argentina, falência de grandes corporações norte-americanas devido a fraudes contábeis e a bolha da internet em 2001, bem como a crise de dívida soberana em países em desenvolvimento, incluindo o Brasil, e ataques terroristas nos Estados Unidos.

Gráfico 1 – Taxa de Crescimento do PIB a Preços Constantes no período de 1995 a 2010 (%).



Fonte: FMI (2011)

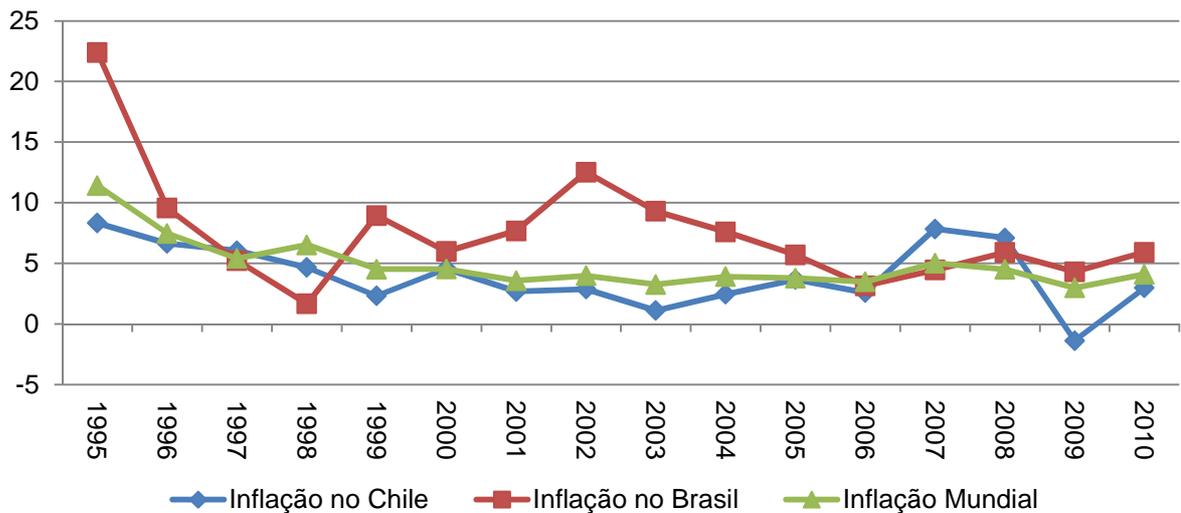
Após um período de certa estabilidade, os países foram afetados pela crise financeira mundial em 2007-2008, com seu impacto ocorrendo em 2009, com taxas reais de crescimento negativas, e a posterior retomada na taxa de crescimento. Portanto, verifica-se que os dois países podem estar sujeitos às condições macroeconômicas internacionais, que coincidem com suas taxas de crescimento. Em outras palavras, a elevação ou diminuição nos respectivos PIB reais sofrem alterações que podem estar associadas à ocorrência ou não de crises internacionais.

Apesar da correlação aparentemente grande, não se espera que esses países tenham convergência macroeconômica, pelo fato de não se constituírem como parceiros comerciais e financeiros importantes, e não são produtores de produtos concorrentes nem complementares internacionalmente. De modo semelhante, diversos estudos como os de Triches *et al* (2008) e Vartaniam (2010) não apontam convergência macroeconômica mesmo entre os países do Mercosul, mais integrados em comparação a Brasil e Chile.

Em consideração à taxa de inflação, o Gráfico 2 apresenta essa variável para Mundo, o Brasil e o Chile no período de 1995 a 2010. Nota-se, dentre outros fatores, que a taxa de inflação brasileira tem sido maior que a chilena em praticamente todos os anos a partir de 1995. Observa-se o processo de estabilização da inflação brasileira, a partir de 1995, com a inflação partindo de mais de 20% para menos de 10% em 1996, convergindo para a taxa média mundial. O Chile, com metas de inflação já consolidadas desde setembro de 1990, sempre registrou taxa de inflação

em um dígito nesse período. Observou queda registrada nesse índice a partir de 1995, entrando na segunda fase do arranjo monetário de metas de inflação em 1999, bem como a adoção do arranjo cambial flutuante a partir desse mesmo ano em ambos os países.

Gráfico 2 – Evolução das Taxas de Inflação no Brasil, no Chile e no Mundo no período de 1995 a 2010 (%)



Fonte: FMI (2011)

Nota: Taxa de Inflação acumulada no final do período

No período após 2000, verifica-se que a taxa de inflação brasileira teve crescimento acentuado, o que se deve, possivelmente, ao cenário macroeconômico de incerteza, ocorrido devido a fatos como à crise da dívida argentina, importante parceiro comercial brasileiro, crise energética (choque de oferta), período de desvalorização cambial, cenário mundial desfavorável e incertezas do mercado quanto à manutenção da inflação dentro da meta.

Também podem ser apontados os *deficit* brasileiros em conta corrente e renovação de empréstimos com o FMI, além da eleição presidencial em 2002. A partir de 2006, verifica-se também um aumento na taxa de inflação, devido à presença crescente da China no mercado global e aumento do preço de *commodities*, que influenciam ambos os países por se destacarem na produção de minérios e produtos agrícolas. A crise financeira de 2007/2008 provocou deflação no Chile, entretanto, não verificada no Brasil.

Visualiza-se, ainda, pelos gráficos 1 e 2, que em geral, os períodos de elevação na taxa de inflação são associados com anos de aumento na taxa de crescimento do PIB real. Em contrapartida, os períodos de diminuição na taxa de inflação também estão associados à queda na taxa de crescimento do PIB real.

Uma possível explicação para as diferenças entre as taxas de inflação chilena e brasileira da mundial é que o grau de abertura da economia brasileira foi, no período, em torno de 20%, enquanto a da economia chilena foi de aproximadamente 70%, além da maior participação de bens *tradables* na economia chilena²⁴. Esse fato faz com que, quanto maior o grau de abertura da economia e maior a composição dos bens *tradables*, mais os preços irão convergir com o mercado internacional. Tal comportamento ocorre, pois, se os preços relativos internos são menores que os externos, haverá maior demanda pelos bens do país, o que aumentaria os preços. Se os preços internos forem maiores que os externos, os preços terão de baixar para serem competitivos.

Comparando-se as metas de inflação e as taxas observadas nos dois países, destaca-se que a inflação anual acumulada no Chile nos anos 2007 e 2008, segundo dados do FMI (2011) foram de 7,84% e 7,10% respectivamente, o que representou um não cumprimento da meta, centrada em 3% com desvio de 1% para cima ou para baixo. Em relação ao Brasil, o país possui um histórico de inflação mais alto que o Chile, e apresentou desvio da meta em 2001, 2002 e 2003, apesar de tê-la ajustado em 2003.

²⁴ Cálculo feito com base nas estatísticas da OMC (2011), Banco Central do Chile e FMI (2011). Em 2010, as exportações de cobre, frutas, peixes e animais marinhos e bebidas representavam cerca de 30% do PIB.

Tabela 1 – Evolução das metas para inflação no Brasil de 1999 a 2010

Ano	Meta	Banda (%)	Limites Inferior e Superior (%)	Inflação Efetiva (IPCA %)
1999	8	2	6-10	8,94
2000	6	2	4-8	5,97
2001	4	2	2-6	7,67
2002	3,5	2	1,5-5,5	12,53
2003*	3,25	2	1,25-5,25	9,30
	4	2,5	1,5-6,5	
2004*	3,75	2,5	1,25-6,25	7,60
	5,5	2,5	3-8	
2005	4,5	2,5	2-7	5,69
2006	4,5	2	2,5-6,5	3,14
2007	4,5	2	2,5-6,6	4,46
2008	4,5	2	2,5-6,7	5,9
2009	4,5	2	2,5-6,8	4,31
2010	4,5	2	2,5-6,9	5,91

Fonte: Banco Central do Brasil (2011)

* Os Anos de 2003 e 2004 tiveram as metas ajustadas

A Tabela 1 apresenta a evolução das metas de inflação no Brasil, juntamente com os limites de flutuação e a inflação efetiva. Observa-se que o governo brasileiro procurou reduzir o centro da meta de inflação desde o ano de 1999. Contudo, em 2001 e 2002 a taxa de inflação foi superior à banda estabelecida, especialmente em 2002. O ano de 2003, mesmo com a revisão da meta, a inflação atingiu um patamar acima do limite estabelecido. A partir de 2004, com revisão da meta, o Banco Central brasileiro estabeleceu a inflação dentro do intervalo, sendo que de 2005 a 2010 a taxa de inflação ficou dentro dos limites, mantendo-se fixo o centro da meta, mesmo assim mostrando certa amplitude. Dessa forma, o Banco Central parece ter dificuldade no controle da inflação, dado a amplitude, os desvios e as revisões das metas considerando-se todos os anos.

Tabela 2 - Média e Desvio Padrão da Inflação no Chile por períodos de 1925 a 2010

Período	Média (%)	Desvio Padrão (%)
1925-1989*	47,5	29,3
1990-1999	10,8	7,5
2000-2006	2,8	1,1
2007-2010	3,7	4

Fonte: Adaptado de Valdés (2007) e OCDE (2011)

* Excluído o Período de 1972-1975

No que concerne a inflação no Chile, a tabela 2 apresenta a média e o desvio padrão ao longo do intervalo de 1925 a 2010, dividida em 4 períodos distintos. Nota-se que a média e desvio padrão da inflação chilena caíram entre os intervalos de tempo, exceto no último, influenciado pelo atípico ano de 2008. Esse fato talvez esteja relacionado com a adoção do arranjo monetário de metas de inflação. Os anos de 1972 a 1975 foram excluídos por apresentarem altas taxas de inflação devido ao primeiro choque do petróleo, o que prejudicaria a análise por serem considerados *outliers*. Percebe-se que o Banco Central chileno foi eficiente no controle da inflação, principalmente desde 2000, com a média da taxa próxima ao centro da meta.

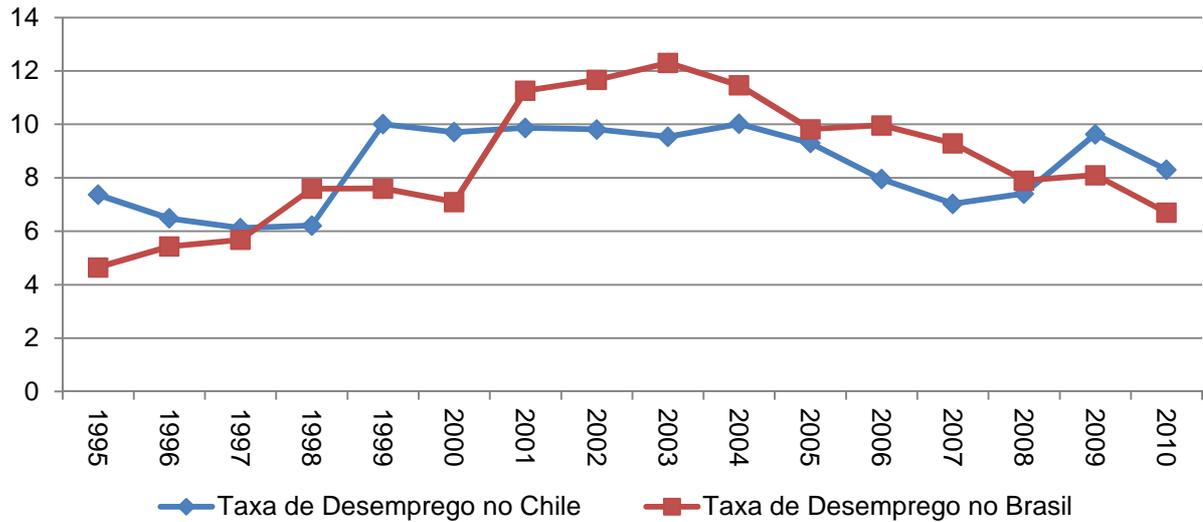
Os dados em relação ao desemprego no Brasil e no Chile também refletem o cenário macroeconômico enfrentado por ambos. De acordo com o Gráfico 3, verifica-se, no Chile, um expressivo aumento na taxa de desemprego depois de 1998, o que indica forte influência da crise asiática e da moratória russa. De modo semelhante, o Brasil também sofreu esses impactos, porém o aumento mais expressivo na taxa de desemprego ocorreu a partir de 2001. Tal fato deve-se ao cenário macroeconômico enfrentado pelo país, como as crises de dívida de países em desenvolvimento, choques de oferta (energéticos) e confiança de investidores e o mercado.²⁵

Para o Chile, a partir de 1999, coincidentemente com o a segunda fase de implementação do arranjo monetário de metas de inflação, a taxa de desemprego manteve-se estável e apresentou queda gradual, sendo que em 2009 foi influenciada pela crise financeira de 2007/2008, apresentando um aumento de aproximadamente dois pontos percentuais. A esse fato atribui-se a manutenção de uma taxa de crescimento do PIB em torno de 5%.

Já, no Brasil, somente a partir de 2003 a taxa de desemprego apresentou declínio, fato esse que se deve a estabilização de uma taxa de crescimento do PIB, salientado no Gráfico 1. Diferentemente do Chile, a taxa de desemprego apresentou elevação próxima a 0,2 ponto percentual no ano de 2009, devido aos impactos da crise financeira mundial.

²⁵ A metodologia do cálculo da taxa de desemprego brasileira mudou em 2001, sendo que, a partir de dezembro de 2002, a variável passou a ser divulgada somente pelo novo sistema. Esse fato fez com que a taxa de desemprego mudasse de um patamar de 6,5% no final do ano de 2001 para um nível de 11% nos meses seguintes.

Gráfico 3 – Taxa de Desemprego no Brasil e Chile no período de 1995 a 2010 (%)



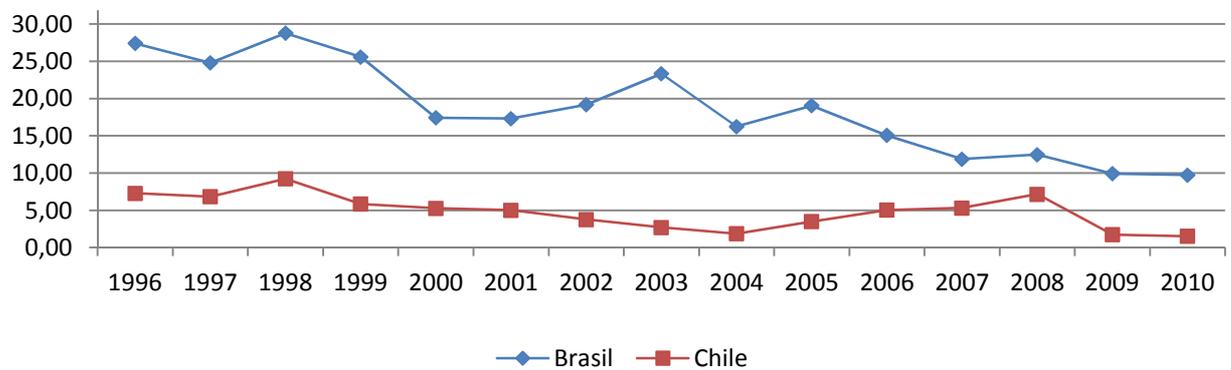
Fonte: FMI (2011)

Por fim, existem diferenças notáveis e também algumas semelhanças entre as variáveis dos dois países, derivadas das condições internas de cada um, como objetivos de política econômica, as respectivas reações aos eventos internacionais e os aspectos institucionais. Adicionalmente, alguns períodos de choques positivos e negativos às variáveis são os mesmos no Brasil e no Chile. O crescimento do PIB real mostra comportamento semelhante, todavia, não pode ser explicado por convergência macroeconômica entre os países.

3.4 FATOS ESTILIZADOS SOBRE O MERCADO MONETÁRIO, CAMBIAL E DE TÍTULOS E DÍVIDA NO BRASIL E NO CHILE

Os bancos centrais do Brasil e do Chile controlam a oferta de moeda por meio da taxa de juros e influenciam a economia dado o ambiente econômico interno e externo. Adicionalmente, visam influenciar outras variáveis via mecanismos de transmissão, como o controle da inflação.

Gráfico 4 – Evolução das taxas de juros anuais praticadas pela política monetária no Brasil e Chile de 1996 a 2010



Fonte: CEPAL (2011) e IPEADATA (2011)

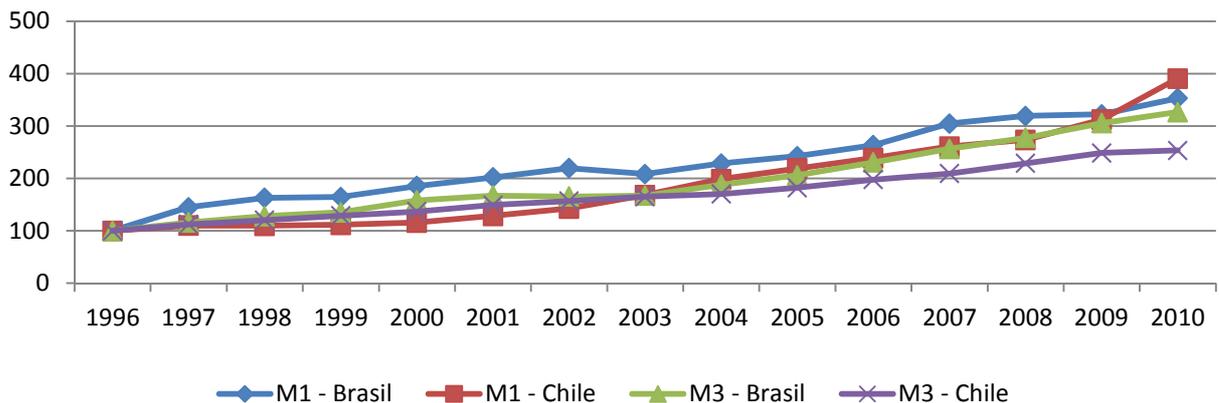
As taxas de juros de referência da política monetária no Brasil e no Chile praticadas pelos respectivos bancos centrais, anualizadas, são apresentadas no Gráfico 4, no período de 1996 a 2010. Consta-se que a taxa de juros brasileira é maior do que a chilena em todo o período. A diferença entre elas foi de aproximadamente 20% nos anos de 1998 e 2003. A partir desses dados, observa-se que, no Brasil, são necessárias taxas de juros mais altas que no Chile para o controle da inflação. Adicionalmente, depois de 2003, a taxa de juros brasileira iniciou um ciclo de queda, aproximando-se da taxa de juros chilena.

O gráfico 5 mostra a evolução da oferta monetária nos dois países, representados pelo M1 e M3, no período de 1996 a 2010 em números índice e em termos reais, ou seja, já deflacionados. Diferentemente da taxa de juros, esses agregados apresentaram comportamento um tanto semelhante. Em outras palavras, enquanto as diferenças entre as taxas de juros nominais foram relevantes e chegaram a aproximadamente 20% nos anos de 1998 e 2003, conforme o gráfico 4, o crescimento das respectivas ofertas monetárias apresentaram relativa convergência, conforme o gráfico 5.

Em parte, esse aspecto pode ser explicado pelo próximo crescimento das economias verificado no intervalo de 1995 a 2010. Outro ponto a ser verificado é que o Brasil teve um ciclo de baixa na taxa de juros nesse período, principalmente a partir de 1998, enquanto o Chile mostrou relativa estabilidade. A respectiva diferença nas taxas de inflação nesses países mostra-se relevante, o que pode indicar que, em parte, o Brasil aumenta seu nível de preços por meio de emissão de moeda. Isso

pode ser explicado pelo fato de que as taxas de crescimento das ofertas monetárias, bem como do crescimento do PIB real são semelhantes, logo, como a taxa de inflação no Brasil é maior que a chilena, implica que o crescimento da oferta monetária nominal seja maior no Brasil.

Gráfico 5 – Evolução dos Agregados Monetários M1 e M3 em termos reais no Brasil e Chile de 1996 a 2010



Fonte: OCDE (2011), Banco Central do Chile (2011) e Banco Central do Brasil (2011)

Nota: Os conceitos de agregados monetários são diferentes nos países. Define-se o M1 do Brasil como: papel moeda emitido menos encaixe do sistema bancário mais os depósitos à vista no sistema bancário, saldos, cheques, depósitos públicos e privados. No Chile, o M1 inclui os depósitos de poupança a vista. O M3 no Brasil inclui o M1 mais os Depósitos especiais remunerados, Depósitos para investimentos, Depósitos em poupança e Títulos emitidos por instituições depositárias (M2) mais Quotas de fundos de investimentos e Operações compromissadas com títulos federais. No Chile, o M3 é composto pelos componentes idênticos ao M3 brasileiro mais os títulos públicos de qualquer natureza, e é a última definição de agregado monetário. O Brasil possui ainda o M4, que inclui o M3 mais os títulos públicos internos, federais, estaduais e municipais.

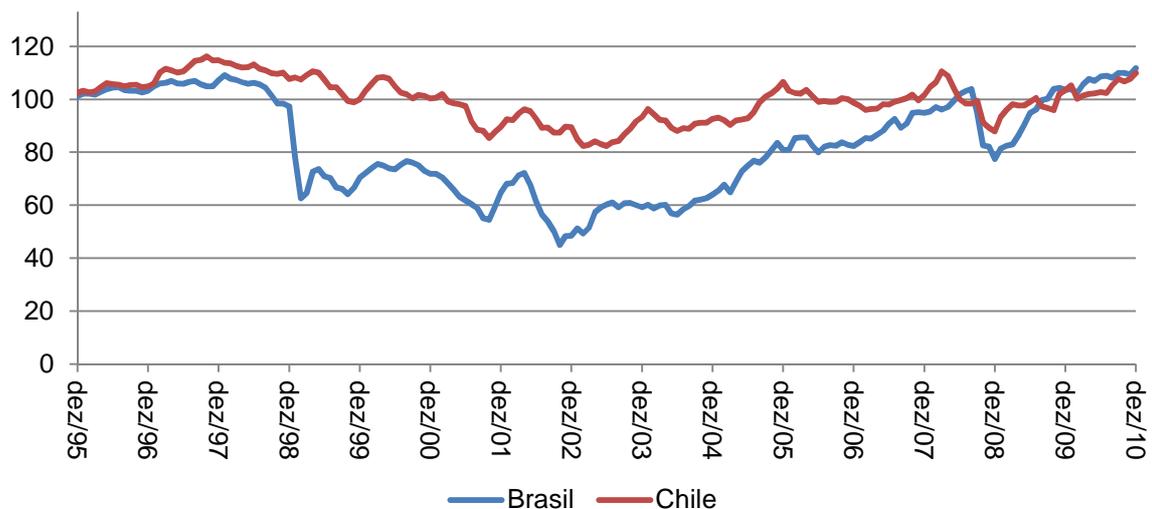
O Gráfico 6 mostra as taxas de câmbio reais do Chile e do Brasil.²⁶ Nota-se uma relativa estabilidade, em comparação ao Brasil, da taxa de câmbio chilena, exceto por uma desvalorização ocorrida a partir de 2000, o que é evidente no caso do Brasil por volta de dezembro de 1998 e início de 1999, que coincidiu com o abandono do regime cambial de bandas cambiais e a adoção do câmbio flutuante. Percebe-se, portanto, que as crises ocorridas a partir de 2000 foram mais relevantes para a desvalorização da taxa de câmbio brasileira em comparação a chilena. A relativa perda de confiança dos investidores na moeda brasileira e a aversão ao

²⁶ Considera-se cotação indireta, ou seja, preço de uma cesta de moedas, ponderada pelo volume de comércio entre os respectivos países, em relação a uma unidade de moeda nacional. Elas são ajustadas pelos respectivos índices de preços ao consumidor relativos.

risco dos investidores internacionais, devido ao cenário macroeconômico mundial e brasileiro, são as possíveis explicações para tal comportamento.

Outro fator relevante diz respeito à grande valorização da moeda brasileira no período após 2002, sendo que em 2008 atingiu um patamar semelhante ao chileno. Um possível fator ligado a esse crescimento refere-se à relativa estabilidade macroeconômica brasileira no período, verificado nas taxas de crescimento do PIB real, e um relativo período de liquidez internacional, conforme salientado por Prates *et al* (2009). Adicionalmente, nota-se que o nível da taxa de câmbio nos dois países encontrou-se semelhante ao de 1995, indicando uma convergência quando considerado o intervalo de 1995 a 2010 e, ainda, que a taxa de câmbio real pode ser um tanto estável quando vista em um horizonte de tempo maior.

Gráfico 6 – Taxa de câmbio real efetiva expressa em unidades de moeda estrangeira sobre uma unidade de moeda doméstica do Brasil e Chile de 1995 a 2010



Fonte: Bank of International Settlements (2011)

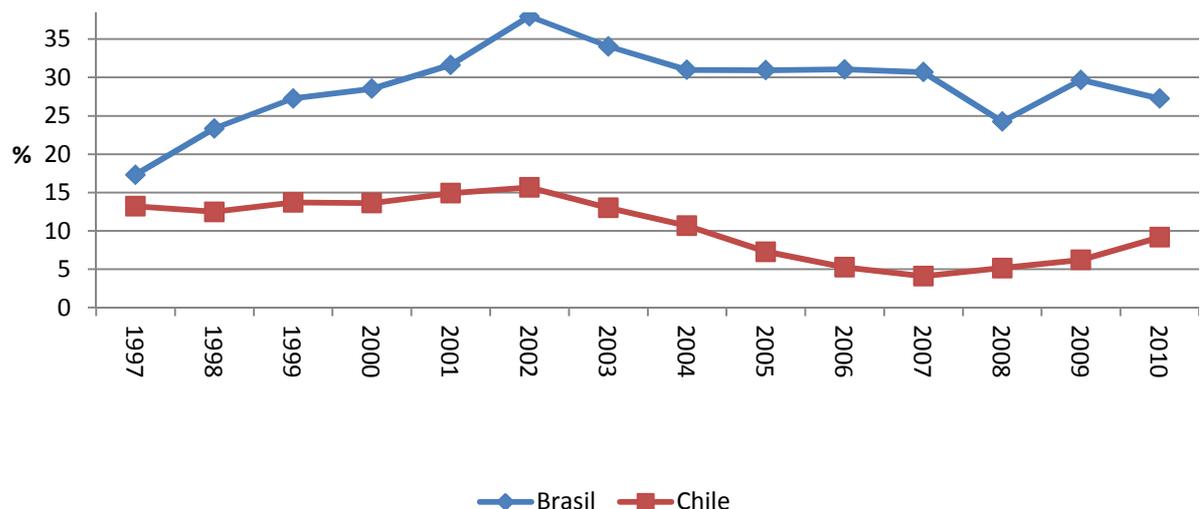
Nota: Taxa de câmbio cotação indireta, ou seja, mostrado na relação do preço de uma cesta de moedas em relação a uma unidade monetária doméstica.

O Gráfico 2 em conjunto com o Gráfico 6 mostram, de certa forma, que os intervalos de desvalorização cambial estão associados com aumentos na taxa de inflação, especialmente no caso brasileiro. Isso pode indicar que, quando o arranjo cambial é de certa forma fixo, os preços internos podem se movimentar para que converjam aos preços mundiais, mantendo os preços relativos estáveis. Em contrapartida, quando a taxa de câmbio se torna flutuante, é ela que tende a se mover mais fortemente ao invés dos preços internos, de forma a tentar manter uma

relativa estabilidade nos preços relativos, e, possivelmente, manter a inflação sob controle.

O Gráfico 7 apresenta a dívida governamental federal do Brasil e do Chile em relação aos seus respectivos PIB. Percebe-se que o Brasil registrou grande aumento nessa variável a partir de 1997 até 2002. Esse fato deveu-se a crise da dívida externa, o que culminou no Brasil com a contração de empréstimos no FMI, em 2002. As taxas de juros do período, de 1997 a 2002, relativamente altas, contribuíam para esse processo, o que aumentava o estoque da dívida. Nesse período, o Chile manteve-se relativamente estável, também afetado pelas crises internacionais. Depois de 2002, com o cenário econômico internacional favorável e posteriores estabilizações de taxas de crescimento e *superávits* dos governos, os países conseguiram manter a dívida sob controle, além de sua redução. O Chile, a partir de 2008, registrou crescimento nessa variável, o que indica, em parte, que o governo estimulou a economia contra os efeitos da crise financeira global por meio de aumento da dívida pública, além do desempenho negativo do PIB em 2009. Ressalta-se que, em 2008, o Brasil apresentou uma redução da dívida pública, fator possibilitado por um pagamento de dívidas vincendas com o FMI.

Gráfico 7 – Evolução da dívida governamental federal em relação ao PIB do Brasil e do Chile de 1997 a 2010



Fonte: IPEADATA (2011) e OCDE (2011)

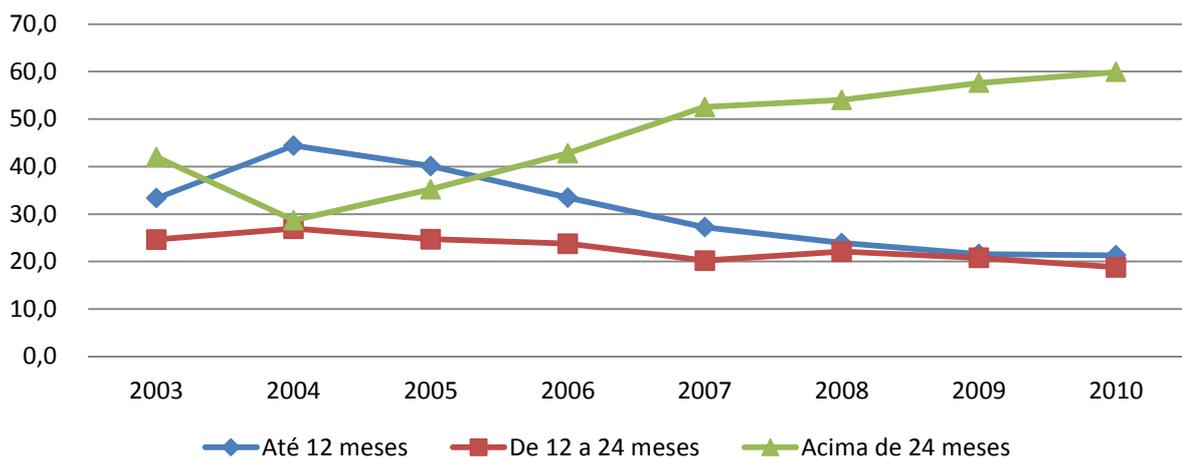
Nota: Dívidas públicas federais.

Nota-se, também, que o Chile apresenta uma relação dívida/PIB menor que o Brasil, alcançando a maior diferença em 2002 e 2007. Isso implica que, em termos

absolutos, o Brasil possui maiores obrigações e encargos da dívida em comparação ao Chile. Dessa forma, os custos de rolagem da dívida são maiores no Brasil do que no Chile.

Para o financiamento de *deficit* fiscais e a rolagem da dívida pública, os países emitem títulos públicos. Dessa forma, o perfil desses títulos, como vencimento e composição refletem o custo de financiamento do governo, o que implica em maiores ou menores compromissos fiscais e também em níveis de taxas de juros, remuneração desses títulos. No que se refere à composição da dívida mobiliária do Brasil, em relação ao perfil de vencimento dos títulos da dívida de 2003 a 2010 está exposta no gráfico 8.

Gráfico 8 – Perfil de vencimentos da dívida pública no Brasil de 2003 a 2010 (%)



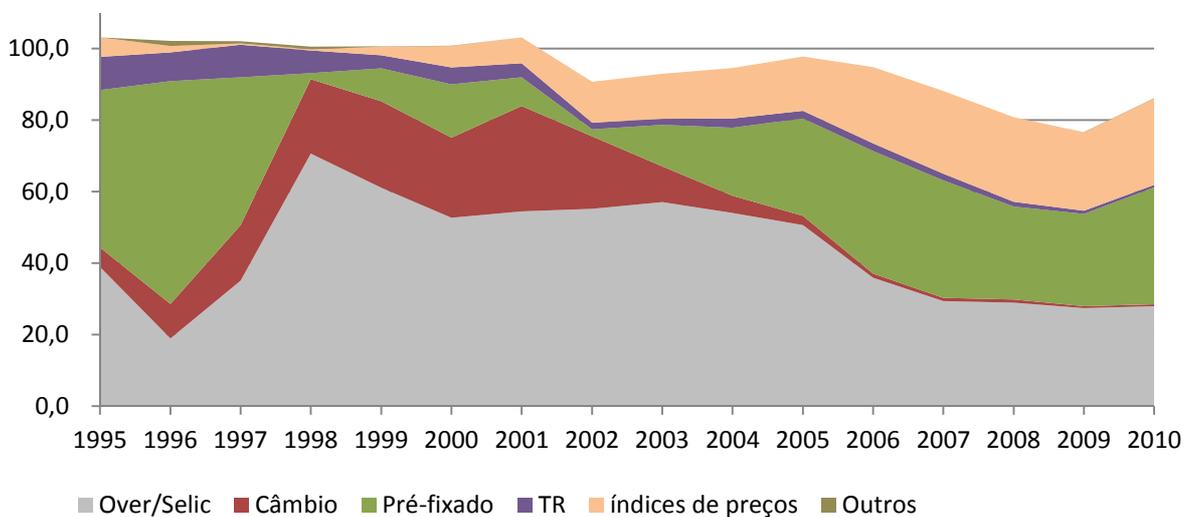
Fonte: BCB (2011)

Nota: São considerados os meses de dezembro de cada ano

Nota-se claramente uma mudança no perfil de vencimentos da dívida pública brasileira, sendo que o governo obteve êxito ao aumentar o prazo de vencimento. Enquanto no final de 2003, o governo detinha um estoque de dívida pública com vencimento superior a dois anos em cerca de 40%, no final de 2010 esse mesmo tipo de dívida passou a ser de cerca de 60% do total. Assim, a dívida com vencimento inferior a 12 meses pode ser reduzida em aproximadamente 15%, e a dívida com vencimento entre 12 a 24 meses em cerca de 5%. Isso implica que a política fiscal pode ter maior liberdade, já que as obrigações com a dívida são menores no curto prazo.

Os títulos públicos brasileiros são indexados por diversos índices, e representam a remuneração que os investidores recebem por esses títulos. O Gráfico 9 mostra o perfil dos títulos por indexador no período de 1995 a 2010. Quando o índice é maior do que 100, significa que houve emissões novas de títulos, ou seja, há um saldo negativo de operações no mercado aberto. Quando é menor que 100, significa que o Banco Central está tomando financiamentos, e há um saldo positivo nas operações de mercado aberto.

Gráfico 9 – Participação por indexador dos títulos públicos no Brasil de 1995 a 2010



Fonte: BCB (2011)

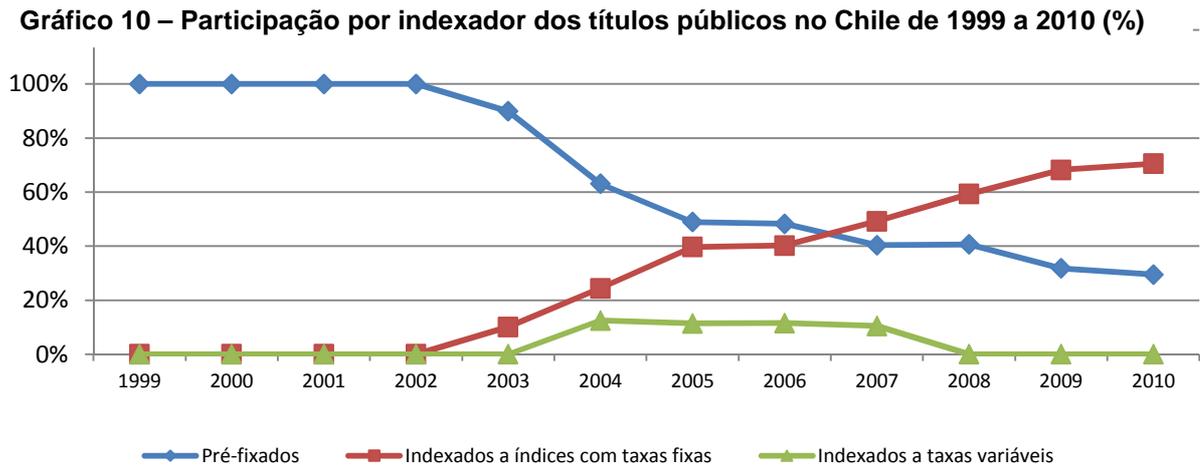
Nota: São considerados os meses de dezembro de cada ano

Percebe-se que houve uma redução significativa ao longo do tempo em títulos indexados a taxa Selic, além da redução em títulos indexados a taxa de câmbio a partir de 2001. Em contrapartida, ocorreu elevação nos títulos públicos indexados a índices de preços e pré-fixados. Esse fato faz com que a política monetária tenha maior autonomia, já que a dívida pública passou a ser cada vez menos dependente das taxas de juros praticadas pela autoridade monetária, e sim a índices de preços e títulos pré-fixados. Isso representa que os agentes detentores dos títulos passaram a possuir maior confiança perante o governo brasileiro, especialmente o Banco Central, já que, quando a inflação aumenta, aumenta a remuneração desses títulos.

Embora tenha havido uma redução dos títulos indexados a taxa Selic, ressalta-se que esses títulos ainda representam uma fração relativamente alta em relação ao estoque total de títulos (cerca de 30%, somente menor que os títulos pré-

fixados). Isso faz com que o nível da taxa de juros ainda seja importante para a rolagem da dívida pública.

Comparando-se com o Brasil, verifica-se que títulos da dívida pública chilena não possuem tantos indexadores, sendo basicamente três. Nesse sentido, o Gráfico 10 apresenta a participação por indexador dos títulos públicos chilenos.

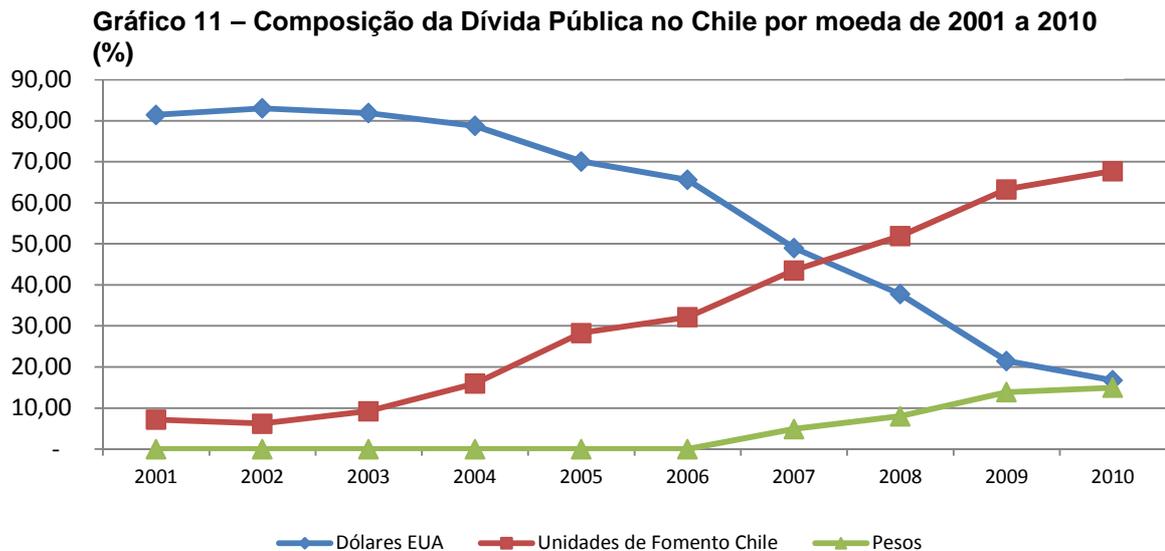


Fonte: OCDE (2011)

Nota: São considerados os meses de dezembro de cada ano

Percebe-se que o governo chileno diversificou a composição dos títulos públicos por indexador. Até 2002, todos os títulos eram pré-fixados, e a partir daquele ano, os títulos indexados a índices com taxas fixas cresceram até que em 2006 eles ultrapassaram os demais. Os índices de preços tiveram participação crescente como indexador da dívida pública do Chile. Isso faz com que o Banco Central deva se preocupar com a taxa de inflação, pois seu crescimento faz com que a remuneração nominal dos títulos aumente. Em outras palavras, o comprometimento com as metas de inflação passa a ser maior. Logo, diferentemente do Brasil, o nível da taxa de juros da política monetária chilena tem papel secundário na rolagem da dívida pública.

O gráfico 11 apresenta a composição da dívida pública chilena por moeda em que está expressa no período de 2001 a 2010. Quanto maior a presença de moeda estrangeira, maior é a influência da taxa de câmbio no pagamento da dívida do país, o que faz com que desvalorizações cambiais estejam associadas a maiores desembolsos do Tesouro Nacional chileno.



Fonte: Ministério da Fazenda do Chile (2011)

Nota: São considerados os meses de dezembro de cada ano

Observa-se que as obrigações do tesouro nacional chileno em dólar reduziram-se a partir de 2003, enquanto em pesos chilenos e Unidades de Fomento (UF) cresceram, em especial as UF, que se tornaram a principal unidade de medida da dívida chilena a partir de 2007.²⁷ Ressalta-se, ainda, que a dívida expressa em euros corresponde a, em média, menos de 2% do total. Portanto, a relevância da taxa de câmbio no pagamento da dívida decresceu, pois sua desvalorização possui menos impacto no cumprimento da dívida, enquanto a do índice de preços aumentou. Esse fato reforça o comprometimento com as metas de inflação, já que quando essa variável aumenta, a remuneração da dívida pública cresce.

Em relação ao perfil de vencimentos da dívida pública do Chile, o país possui uma relação histórica em que, em média 90% da dívida é caracterizada como sendo de médio prazo, ou seja, maturidade média de 10 anos. As dívidas até 3 anos representam menos de 1% do total.

Por fim, salienta-se que o Brasil e o Chile apresentam diferenças entre suas variáveis, e é esperado que a transmissão da política monetária ocorra de forma diferente entre eles. Isso implica que os Bancos Centrais devem ter uma preocupação com essas características, considerando o tipo de intervenção e os efeitos diversos que sua atuação pode produzir nas respectivas economias.

²⁷ Unidades de Fomento são unidades de medida utilizadas pelo banco central chileno. Essas unidades são atreladas ao índice de preços ao consumidor do Chile. Desse modo, a dívida expressa nessa unidade de medida está automaticamente atrelada à taxa de inflação.

4 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA E ANÁLISE DOS RESULTADOS ENCONTRADOS

A avaliação e análise da transmissão da política monetária no Brasil e no Chile são realizadas a partir da aplicação de um modelo econométrico, além da definição das variáveis adequadas. A análise empírica é derivada dos resultados encontrados por meio do modelo, que, somado aos dados expostos e a abordagem teórica desenvolvida nos capítulos anteriores, fornece subsídios para esse objetivo.

Para tanto, o presente capítulo divide-se da seguinte maneira: na primeira seção é abordada a definição e o levantamento das séries estatísticas; a segunda seção trata da metodologia econométrica e a definição dos testes ao modelo; Na terceira seção é aplicado o modelo econométrico e, em seguida, realizada a análise dos resultados encontrados.

4.1 DEFINIÇÃO E LEVANTAMENTO DAS SÉRIES ESTATÍSTICAS

As séries temporais utilizadas na análise empírica possuem periodicidade trimestral. O período utilizado, para o caso brasileiro, é do primeiro trimestre de 1995 ao último de 2010. Já para o Chile, devido à disponibilidade de dados, é do primeiro trimestre de 2000 ao primeiro de 2011.

A variável taxa de juros é utilizada por ser o principal instrumento da política monetária dos países, que, dessa forma, influenciam as demais variáveis da economia. A fonte dos dados são os Bancos Centrais do Brasil e do Chile. É utilizado ajuste sazonal, pois, embora não se suponha que taxas de juros possuam tal componente, como a taxa de inflação apresenta essas características, a taxa de juros, utilizada para controlá-la, pode também possuir sazonalidade. O método utilizado é o *Census X12*, desenvolvido pelo departamento dos Estados Unidos *Census Bureau*.

Outra variável utilizada é a taxa de câmbio nominal definida como o preço da moeda nacional em relação a uma unidade monetária de dólares norte-americanos. A fonte desses dados são os mesmos da variável anterior. De forma semelhante à

taxa de juros, é utilizado ajuste sazonal na variável taxa de câmbio, pois, como as importações e as exportações podem possuir sazonalidade, a demanda por divisas também pode apresentar, o que possibilita alterar sua cotação. Além disso, foi utilizado um arranjo cambial semi-fixo em ambos os países até 1999, o que representa certa estabilidade dessa variável até a adoção do regime de câmbio flutuante.

Já em relação à taxa de inflação e a produção industrial, utiliza-se um ajuste sazonal, de forma que esse componente não produza distorções na análise da estimação do modelo econométrico. Destaca-se que a sazonalidade tem forte influência no comportamento dessas variáveis. Ademais, as taxas de inflação configuram-se como as variáveis controladas pelo arranjo de metas de inflação, e a produção industrial também é utilizada como *proxy* da atividade econômica, que pode ser afetada pelas taxas de juros. A fonte dos dados em relação à inflação e à produção industrial, para o Brasil e o Chile, são obtidas no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o Banco Central e o Instituto Nacional de Estatísticas (INE) do Chile.

Nas variáveis, dívida governamental em relação ao PIB, risco e taxa básica de juros dos Estados Unidos, a *federal funds rate*, também são aplicados ajustes sazonais. A variável relacionada à dívida é utilizada somente no Brasil, com fonte no Banco Central do Brasil, por ter sido um relevante componente na análise macroeconômica do país, devido às suas crises. Constitui-se, também, como um possível determinante para o nível das taxas de juros. Todavia, não se espera que a relação seja direta, ao menos que um componente de risco do mercado seja incluído, e é o que é realizado com a inserção do índice de mercado *Emerging Market Bond Index* (EMBI+) do banco JP Morgan. Por se constituir como a maior economia do mundo e influenciar as demais, a taxa básica de juros dos Estados Unidos também é incluída na análise, com fonte no IPEADATA.

Todas variáveis foram selecionadas com base em diversos estudos que utilizam o Brasil e o Chile como objeto de análise,²⁸ ainda, que o presente estudo difira-se dos citados, pois utiliza dados trimestrais no modelo econométrico. Tal fato deve-se ao consenso em torno dos trabalhos empíricos de que há certa rigidez dos

²⁸ Nos estudos como os de Mendonça (2005), Fonseca e Curado (2009), Tomazzia e Meurer (2010), Mendonça e Vivian (2010), Catão e Pagan (2010), Acosta-Ormaechea e Coble (2011) e Modenesi e Araújo (2011). Os gráficos das variáveis com e sem ajuste sazonal estão incluídos nos anexos.

preços e resposta defasada das variáveis.²⁹ Dessa forma, a análise de dados trimestrais parece tornar-se mais apropriada.

4.2 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

Após o modelo proposto por Sims (1980), diversos estudos realizados utilizando-se variáveis macroeconômicas tiveram como base os modelos da classe VAR. Esses modelos possibilitam a adoção de um sistema em que todas as variáveis possam influenciar as demais, fazendo o uso, ainda, de variáveis defasadas.³⁰ Um VAR simples e irrestrito está expresso pela equação (12):

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde Y_t é o vetor ($n \times 1$) de variáveis endógenas; A_0 é o vetor ($n \times 1$) dos termos de intercepto; A_1 e A_p são as matrizes ($n \times n$) associadas aos parâmetros a serem estimados nas respectivas defasagens; p é o número de defasagens e ε_t é o vetor ($n \times 1$) de resíduos ou erros estocásticos. A estimação dos coeficientes pode ser feita por meio do método estatístico dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Todavia, a estimação de um modelo geral como o da equação (12) exige que todas variáveis sejam estacionárias, sob pena de estimação de uma regressão espúria, em caso de não ocorrer cointegração. Ainda, as variáveis podem ser diferenciadas, mas implicariam perdas das informações de longo prazo.

Dessa forma, usa-se um modelo de correção de erros, para que as informações de longo prazo das variáveis sejam consideradas. Com base em Bueno (2008), e subtraindo Y_{t-1} dos dois lados da equação (12) obtém-se o modelo *vector error correction* (VEC), descrito conforme a especificação (13):

$$\Delta Y_t = \pi_0 + \phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

²⁹ Estudos como os de Dornbusch (1976) e Mussa (1986) abordam e tendem a confirmar essas premissas.

³⁰ A importância desses modelos para a teoria econômica, bem como a subsequente análise de política monetária por meio de modelos econométricos do tipo VAR foram responsáveis pelo prêmio Nobel de Economia de 2011 para Christopher A. Sims.

onde π_0 é o vetor ($n \times 1$) dos termos de intercepto; π_i é a matriz ($n \times n$) associada aos parâmetros das variáveis do modelo; ϕ é o vetor $n \times 1$ de cointegração ou os coeficientes de ajuste de longo prazo do modelo e ε_t é o vetor ($n \times 1$) de resíduos ou erros estocásticos.³¹

Nesse sentido, para a estimação do modelo, o primeiro procedimento é a investigação de estacionariedade das séries por meio de testes de raiz unitária. Portanto, para esse fim, serão realizados os testes de ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) e PP (*Phillips-Perron*).

O procedimento seguinte refere-se ao teste de cointegração, utilizado para investigar se o modelo proposto apresenta relações de equilíbrio de longo prazo. Em caso de rejeição da hipótese nula, passa a ser usado o mecanismo de correção de erros. Para isso, o teste de Johansen é empregado com a finalidade de identificar um ou mais vetores de cointegração. Esse teste irá influenciar na escolha do modelo proposto, pois, não havendo indícios da existência de vetores de cointegração, um modelo de correção de erros não pode ser utilizado.

Independentemente do modelo a ser utilizado para o Brasil e o Chile, é incluído um vetor ($n \times 1$) de variáveis binárias nos modelos dos países. Conforme Prates *et al* (2009), esse componente é incluído com o intuito de controlar as irregularidades presentes nas variáveis dos modelos, que podem ser caracterizadas como quebras estruturais ou *outliers*, para que os coeficientes estimados não se tornem inconsistentes. A metodologia utilizada é a de modelos de séries temporais estruturais univariadas, em que as séries são decompostas por meio do filtro de Kalman. Dessa forma, são estimados seus componentes.³²

Em relação aos testes de robustez aos modelos estimados, os critérios AIC (*Akaike*) e SC (*Schwarz*) serão utilizados para a definição do número de defasagens, juntamente com os testes de autocorrelação. Também é testada a normalidade dos

³¹ A diferença entre a equação (12) e (13) está no termo ϕY_{t-1} que é a parte de longo prazo do modelo, além de que, o modelo (13) é especificado com as variáveis em diferença, porém com o ajuste de longo prazo. A eliminação do termo ϕY_{t-1} faz com que a equação (13) se transforme na equação (12) em diferença, sem a parte de correção de erros do modelo. Nota-se, também, que a adição de um termo BZ_t na equação (13), em que B é a matriz ($n \times n$) associada aos parâmetros das variáveis exógenas, e Z_t refere-se ao vetor $n \times 1$ das variáveis exógenas, possibilitaria que elas influenciassem o sistema proposto.

³² Maior detalhamento da metodologia pode ser encontrado em Harvey e Koopman (2005). São considerados três desvios padrões acima da média.

resíduos e o teste do valor raízes inversas do polinômio característico autorregressivo.³³

Para que se possa determinar o desempenho do modelo proposto para explicar a transmissão de política monetária no Brasil e no Chile, usam-se as funções de impulso respostas.³⁴ De acordo com Hamilton (1994), a função de impulso resposta pode ser representada pela expressão (14):

$$\Psi_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t'} \quad (14)$$

onde Ψ_s se refere à matriz de multiplicadores de impacto de um choque sobre as variáveis endógenas. As linhas e colunas da matriz Ψ_s se referem às consequências de uma inovação ε_t no valor da i -ésima variável no tempo $t + s$. Destaca-se que a forma da função de impulso resposta considerada é a generalizada, que não prevê ordenação das variáveis.³⁵

Com o propósito de orientar a interpretação dos choques nas variáveis, é utilizado o teste de causalidade de Granger, o qual pode ser escrito como mostra a relação (15):³⁶

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

onde k refere-se à defasagem. Assim, se $\beta_i = 0$, a variável x_t falha em causar y_t . Em outras palavras, os valores defasados da variável x_t não precedem y_t , que pode ser mais bem explicada por outra variável ou por ela mesma.

³³ Dessa forma, se não se apresentarem dentro do círculo unitário, o sistema não é estável, logo, as inferências sobre ele são prejudicadas e os testes de impulso resposta podem se tornar inconsistentes. Maiores detalhes podem ser encontrados em Bueno (2008) e Hamilton (1994).

³⁴ De uma maneira geral, as funções de impulso resposta permitem avaliar de que forma um impulso ou choque numa variável afeta as demais. Essa avaliação é dada por uma análise gráfica da resposta de uma variável a um choque no tempo.

³⁵ Esse modelo foi desenvolvido por Pesaran e Shin (1998).

³⁶ Para Maddala (2003), esse teste se caracteriza como uma investigação de precedência, e não propriamente dito como de causalidade, pois não testa endogeneidade nem exogeneidade.

4.3 DESCRIÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

Antes da aplicação do modelo econométrico, avalia-se a correlação entre as variáveis utilizadas, no Brasil e no Chile. Dessa forma, as tabelas 3 e 4 mostram as matrizes de correlação das séries temporais dos respectivos países.

Tabela 3 - Matriz de correlação das variáveis do Brasil no período de 1995/1 a 2010/4

	DP	EXC	FF	IPCA	PI	RISCO	SELIC
DP	1.000						
EXC	0.920	1.000					
FF	-0.365	-0.372	1.000				
IPCA	0.703	0.624	-0.671	1.000			
PI	0.563	0.438	-0.570	0.943	1.000		
RISCO	-0.187	-0.041	0.329	-0.731	-0.814	1.000	
SELIC	-0.615	-0.473	0.595	-0.861	-0.851	0.726	1.000

Nota: Todas as variáveis com ajuste sazonal

DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; FF é a taxa de juros básica dos Estados Unidos; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

Observa-se que as variáveis da economia brasileira apresentam um coeficiente de correlação acima de 80% em algumas variáveis. Essas relações são verificadas, principalmente, entre a taxa de câmbio e a dívida pública em relação ao PIB, que é de 92%, a taxa de inflação e a taxa de juros, de -86,1% e a produção industrial em relação à inflação, taxa de juros e ao risco, de 94,3%, -85,1% e -81,4%, respectivamente. Tais coeficientes implicam em uma forte relação positiva entre a taxa de inflação e a produção industrial. A aceleração da inflação está associada negativamente com o nível da taxa Selic, que, por sua vez, também tem relação inversa com a produção industrial. Adicionalmente, as variáveis dívida pública sobre o PIB e a taxa de câmbio exibem uma forte relação positiva.³⁷

³⁷ O teste de causalidade de Granger fornece algumas indicações sobre a ordem de precedência das variáveis brasileiras e chilenas. Está descrito na página 67 para o caso brasileiro e na página 79 para o Chile.

Tabela 4 - Matriz de correlação das variáveis do Chile no período de 2000/1 a 2011/1

	EXC	FF	IPC	PI	R	RISCO
EXC	1.000					
FF	0.019	1.000				
IPC	-0.554	-0.693	1.000			
PI	-0.646	-0.238	0.773	1.000		
R	0.006	0.757	-0.432	-0.222	1.000	
RISCO	0.229	-0.211	0.100	-0.395	0.246	1.000

Nota: Todas as variáveis com ajuste sazonal

EXC refere-se à taxa de câmbio; FF é a taxa de juros básica dos Estados Unidos; IPC é a taxa de inflação; PI é a atividade industrial; RISCO é o índice EMBI+; e R é a taxa básica de juros chilena.

Já em relação ao Chile, percebe-se que as variáveis não apresentam um coeficiente de correlação tão elevado quanto as do Brasil. Contudo, as variáveis taxa de juros chilena e taxa de juros norte-americana, produção industrial com inflação e taxa de câmbio mostram relações acima de 60% ou 70%. Dessa forma, a utilização de um modelo multivariado, que se constitua como um sistema, como o VEC, é reforçado tanto para o Brasil como para o Chile, de acordo com as matrizes de correlação expostas nas tabelas 3 e 4.³⁸

Os testes de raiz unitária ADF e PP para o Brasil e o Chile mostraram que a hipótese nula de existência de raiz unitária não pode ser rejeitada em ambos. Portanto, foram encontrados indícios de não estacionariedade em todas as variáveis compreendidas no estudo.³⁹ A ordem de integração é $I(1)$, e quando transformadas em diferença, as variáveis tornam-se estacionárias $I(0)$.

Embora os resultados tenham indicado ordem de integração $I(1)$, eles são influenciados pelo período analisado, não tendo sentido econômico esse comportamento continuar se repetindo para algumas variáveis. Isso se deve pelo fato de que, para a replicação do modelo no futuro, não se espera que as taxas de juros ou dívida sobre o PIB tenham um comportamento não estacionário, ou seja, continuem crescendo ou decrescendo, conforme a trajetória de tais séries no presente estudo.

³⁸ Destaca-se que os coeficientes de correlação não captam os efeitos indiretos que uma variável pode produzir sobre a outra.

³⁹ Apesar de algumas séries mostrarem indícios de estacionariedade, em alguns testes utilizando-se intercepto, tendência ou ambos, quando o nível de significância é restrito, ou seja, considerando-se a 1%, na maior parte delas a hipótese nula não pode ser rejeitada. Ademais, considera-se que, como a maior parte dos testes indica a existência de raiz unitária, a hipótese nula não pode ser rejeitada. As tabelas em anexo A.1 e A.2 apresentam os resultados dos testes para o Brasil e Chile, respectivamente.

Tabela 5 - Testes de quebras de nível e irregularidades nas séries do Brasil de 1995/1 a 2010/4

Datas (trimestre)	selic	exc	pi	dp	ipca	risco
<i>Dummy</i> 1995-2	quebra	-	quebra	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 1997-4	quebra	-	-	-	-	-
1998-2	<i>outlier</i>	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 1998-3	-	-	-	-	-	quebra
<i>Dummy</i> 1998-4	quebra	-	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 1999-1	quebra	quebra	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2002-3	-	quebra	-	quebra	-	quebra
<i>Dummy</i> 2002-4	-	<i>outlier</i>	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2003-1	-	-	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2003-2	-	quebra	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	quebra	-	-	quebra
<i>Dummy</i> 2009-1	-	-	quebra	-	-	-

Nota: É utilizado o modelo estrutural univariado. O filtro de Kalman é aplicado para a estimação das quebras. São considerados três desvios padrões acima da média. Significantes a 95% de confiança.

A tabela 5 mostra os testes de quebras de níveis e *outliers* presentes nas séries do Brasil, que orienta a criação de um vetor de variáveis binárias incluído no modelo econométrico desse país.⁴⁰ Observa-se que os períodos de quebras de nível coincidem com períodos em que houve mudanças bruscas nas variáveis e políticas, conforme discutido no capítulo anterior. Elas estão associadas a grandes valorizações ou desvalorizações cambiais, momentos de tensão e crises internacionais que podem ter elevado ou reduzido o risco, quedas e elevações na produção industrial e dívida pública ou acelerações ou desacelerações da taxa de inflação, e reações a tais eventos.

No segundo trimestre de 1995, a quebra de nível na taxa de juros Selic, na produção industrial e na taxa de inflação se dá, possivelmente, devido aos reflexos da crise mexicana ocorrida em 1994/1995, com aumento na taxa Selic, queda na produção industrial e desaceleração da inflação.

O início do regime de metas de inflação e da adoção do regime cambial flutuante, ocorrido no primeiro trimestre de 1999, também registrou quebra de nível nas taxas de inflação e câmbio. Elas indicam mudança de patamar dessas variáveis nesse período do tempo, com a aceleração da inflação e desvalorização cambial.

⁴⁰ Tanto para o Brasil como para o Chile, destaca-se que, como os modelos são construídos com as variáveis em diferença, as quebras de níveis tornam-se irregularidades, que são corrigidas de acordo com as variáveis *dummy* incluídas nos trimestres indicados pelo filtro de Kalman como mudança de estado.

Observa-se que, nos períodos anteriores à alteração dos arranjos monetários cambiais ocorridos em 1999, foram estimadas diversas quebras de níveis na variável Selic. Isso indica que a taxa de juros brasileira pode ter sido usada para absorção de choques macroeconômicos, exibindo reação a eventos que se constituíram como mudanças bruscas, enquanto a taxa de câmbio desempenhava um papel de âncora nominal. Depois da adoção do regime de metas de inflação e o câmbio flutuante, as quebras de nível indicam que a taxa de câmbio passou a ser responsável por absorver os choques macroeconômicos, com ajustes graduais da taxa Selic.

Há outras quebras de níveis coincidentes, encontradas nas variáveis taxa de câmbio, dívida pública, risco e inflação no terceiro e o quarto trimestre de 2002. Elas indicam que o período de incertezas foi devido às crises de dívida dos países emergentes e confiança do mercado e as eleições presidenciais no Brasil. Por sua vez, as variáveis taxa de câmbio, com uma grande desvalorização, o risco, pelo seu aumento, e a queda da produção industrial indicam serem reflexos da crise financeira internacional de 2008.

Tabela 6 - Testes de quebras de nível e irregularidades nas séries do Chile de 2000/1 a 2011/1

Datas (trimestre)	r	exc	pi	ipc	risco
2001-1	<i>outlier</i>	-	-	-	-
2003-1	-	-	-	<i>outlier</i>	-
<i>Dummy</i> 2007-3	-	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2008-2	-	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2008-3	-	-	-	quebra	-
<i>Dummy</i> 2008-4	-	quebra	-	-	quebra
<i>Dummy</i> 2009-2	quebra	-	-	-	-
<i>Dummy</i> 2009-3	quebra	-	-	-	quebra
2010-1	-	-	<i>outlier</i>	-	-
<i>Dummy</i> 2010-3	quebra	-	-	-	-

Nota: É utilizado o modelo estrutural univariado. O filtro de Kalman é aplicado para a estimação das quebras. São considerados três desvios padrões acima da média. Significantes a 95% de confiança.

A tabela 6 mostra os testes de quebras de níveis e irregularidades presentes nas séries do Chile, que, como no modelo brasileiro, orienta a criação de um vetor de variáveis binárias incluído no modelo econométrico desse país. Os movimentos da taxa de câmbio e do risco no último trimestre de 2008 indicam a influência da crise financeira mundial nessas variáveis, com aumento do risco e desvalorização

cambial atípicas. No terceiro trimestre de 2009, há quebra de nível da taxa de juros da política monetária, com sua diminuição, possivelmente devido ao Banco Central chileno ter procurado incentivar a economia nesse período e uma queda do risco, que pode ter ocorrido pela diminuição dos efeitos da crise nesse país. Adicionalmente, as quebras encontradas na inflação chilena podem indicar que essa variável está sujeita a choques de oferta e demanda, não acompanhados por quebras nas variáveis de câmbio e taxa de juros.

Com o objetivo de verificar a presença de relação de longo prazo entre as variáveis incluídas no modelo do Brasil e do Chile, os testes de cointegração de Johansen são efetuados. É considerada a presença de intercepto no vetor de cointegração. A hipótese nula de não existência de vetores de cointegração é rejeitada com 95% de confiança, quando consideradas 1, 2, 3 ou 4 defasagens no modelo.⁴¹

As variáveis do Brasil e do Chile demonstram, portanto, uma relação de longo prazo. Desse modo, a utilização do modelo de vetores autorregressivos com correção de erro é possível, com as variáveis em diferença e sem perda de informações de longo prazo no modelo econométrico.

Os testes de autocorrelação dos resíduos nos modelos de Brasil e Chile estão expressos na tabela 7. Testam-se quatro modelos para o Brasil e quatro para o Chile, apresentando-se as estatísticas dos testes bem como os p-valores para até quatro defasagens. No Brasil, percebe-se que a hipótese nula de ausência de autocorrelação não pode ser rejeitada para uma, três ou quatro defasagens com 95% de confiança. Rejeita-se a hipótese nula com 6% de significância no modelo com duas defasagens. Em relação ao Chile, percebe-se que a hipótese nula pode ser rejeitada com até 93% de confiança no modelo com uma defasagem.

⁴¹ Não são considerados nos testes a presença da variável taxa de juros da política monetária dos Estados Unidos, por ser teoricamente, independente das economias do Brasil e do Chile, portanto tem natureza exógena. As demais variáveis são consideradas como endógenas no modelo, e, portanto, fazem parte do vetor de cointegração. São testadas quatro defasagens para ambos os países, devido às séries serem trimestrais, logo, vão até um ano. Os testes estão expressos nos anexos nas tabelas de A.3 a A.10.

Tabela 7 - Testes de Autocorrelação dos Resíduos no Brasil e no Chile

Defasagem:		1		2		3		4	
Ordem	Estatística LM	p-valor							
Brasil	1 ^a	38.826	0.344	50.410	0.056	35.089	0.512	27.908	0.831
	2 ^a	37.698	0.392	44.180	0.164	35.665	0.484	27.446	0.846
	3 ^a	42.390	0.215	37.243	0.412	45.384	0.136	35.212	0.506
	4 ^a	41.064	0.258	31.662	0.675	30.613	0.722	37.763	0.389

Defasagem:		1		2		3		4	
Ordem	Estatística LM	p-valor							
Chile	1 ^a	36.454	0.065	19.033	0.796	30.554	0.204	15.778	0.921
	2 ^a	21.882	0.643	31.658	0.168	34.471	0.098	22.664	0.597
	3 ^a	20.244	0.734	21.853	0.644	27.808	0.316	20.434	0.723
	4 ^a	33.521	0.119	26.957	0.358	19.692	0.762	31.041	0.187

Nota: Brasil de 1995/1 a 2010/4; Chile de 2000/1 a 2011/4;

Teste de Autocorrelação serial LM (*Lagrange Multiplier*).

Os resultados encontrados por meio dos testes de autocorrelação sugerem a escolha de uma, três ou quatro defasagens no modelo brasileiro, enquanto para o Chile, a escolha do modelo com duas, três ou quatro defasagens.⁴² O próximo passo refere-se ao teste de normalidade dos resíduos.

Os testes de normalidade dos resíduos nos modelo brasileiro por meio da estatística Jarque-Bera, no modelo com uma ou duas defasagens, rejeitam a hipótese nula de normalidade nos resíduos com até 99% de confiança em todos os realizados.⁴³ Nos modelos com três e quatro defasagens, há semelhança entre as estatísticas. Rejeita-se a hipótese nula sob o teste de Choleski⁴⁴ e de Doornik-Hansen com 95% de confiança. Em contrapartida, a hipótese nula não pode ser rejeitada segundo o teste de Urzúa para ambos os modelos. Nesse caso, opta-se pelo uso do modelo com três defasagens. Considera-se o critério SC mais favorável, além de que no modelo com três defasagens perde-se menos graus de liberdade.

A figura 1 mostra que os modelos com três ou quatro defasagens, para o Brasil, são estáveis. Isso se deve pelo fato de que as raízes inversas do polinômio

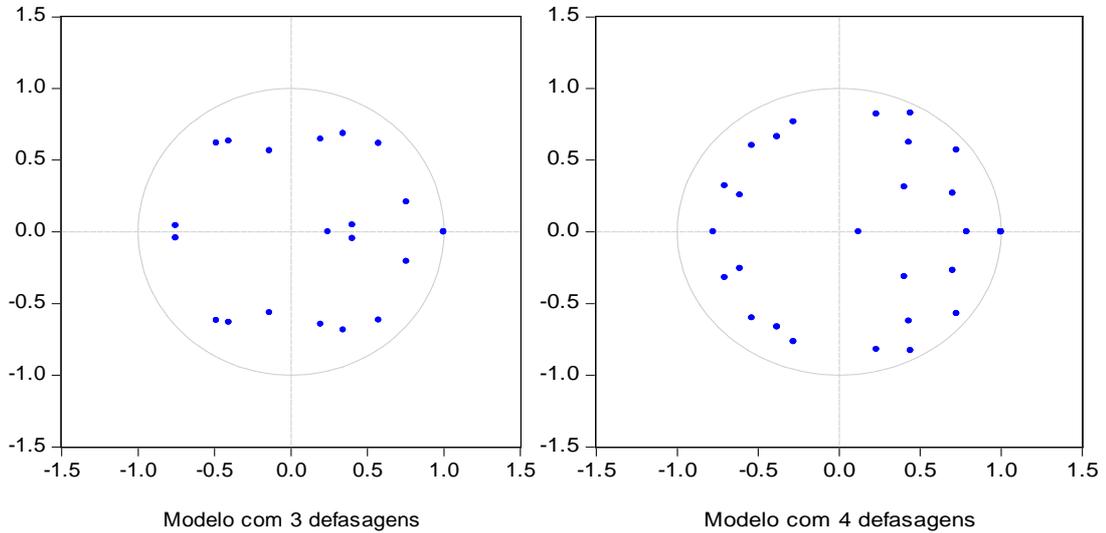
⁴² Os testes dos Critérios AIC e SC encontram-se na tabela A.11 nos anexos.

⁴³ Os testes de normalidade para o modelo brasileiro encontram-se na tabela A.12 nos anexos.

⁴⁴ O método de Choleski prevê a ordenação das variáveis. A mudança da ordem no vetor gera resultados diferentes, pois alteram a estatística dos testes. Os outros testes independem dessa ordenação. Isso pode fazer com que eles sejam mais confiáveis, pois a ordenação das variáveis é, de certa forma, arbitrária. Para mais informações, ver Doornik e Hansen (1994) e Urzúa (1997).

característico autorregressivo encontram-se dentro do círculo unitário. Esse fator confirma que o uso de um modelo com três defasagens é consistente.

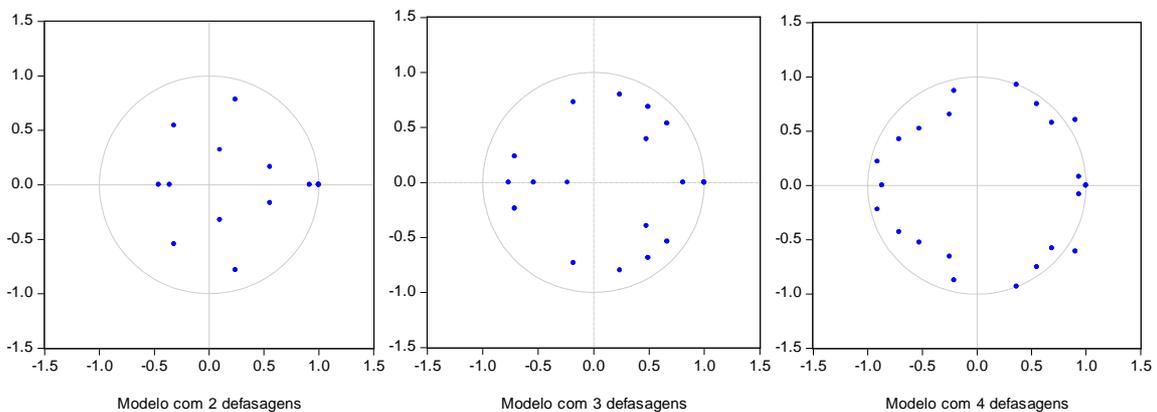
Figura 1 – Raízes inversas do modelo brasileiro com três e quatro defasagens



Nota: O modelo com uma defasagem foi rejeitado por não apresentar indícios de normalidade nos resíduos, enquanto o modelo com duas defasagens apresentou indícios de autocorrelação, não normalidade dos resíduos e critério AIC desfavorável.

A figura 2 mostra que o modelo com quatro defasagens para o Chile é instável. Isso se deve pelo fato de que as raízes encontram-se fora do círculo unitário. Esse fator confirma que o uso do modelo com duas ou três defasagens pode ser consistente, além da menor perda de graus de liberdade.

Figura 2 – Raízes inversas do modelo chileno com duas, três ou quatro defasagens



Nota: O modelo com uma defasagem foi rejeitado por apresentar indícios de autocorrelação e não normalidade nos resíduos e critério AIC desfavorável.

Em relação ao Chile, o teste de normalidade dos resíduos do modelo selecionado com três defasagens indica não ser possível rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos a 95% de confiança nos testes de Doornik-Hansen e Urzúa. Enquanto isso, no modelo com duas defasagens não é possível rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos a 95% de confiança em apenas um dos três testes realizados. Esse fator sugere a escolha de um modelo com três defasagens.⁴⁵

Os modelos econométricos do Brasil e do Chile são definidos com três defasagens. Os testes mostram que esses modelos são robustos e as inferências sobre eles podem ser consideradas consistentes. Ainda, são adicionados os seguintes elementos exógenos: um vetor de variáveis *dummy*, conforme os testes de quebras de níveis das tabelas 5 e 6; e a variável *federal funds rate*.⁴⁶

Para melhor interpretação e o sentido das funções impulso resposta no modelo brasileiro, os testes de causalidade de Granger estão expostos na tabela 8. Percebe-se que, ao nível de significância de 5%, em poucas variáveis é possível rejeitar a hipótese nula de que uma variável não causa em sentido Granger a outra.⁴⁷ A tal nível de significância, observa-se que as variações da produção industrial causam as variações na dívida pública em relação ao PIB e as variações da variável RISCO causam as variações da variável IPCA. As variações da taxa Selic causam, no sentido Granger as variações da produção industrial, apesar do teste considerando 90% de confiança não ser possível indicar essa ordem de precedência.

Ao nível de significância de 10%, observa-se que as variações da taxa de câmbio causam no sentido Granger as variações na variável RISCO. As variações da dívida pública em relação ao PIB causam no sentido Granger a produção industrial. Assim, esses resultados não são conclusivos quanto à ordem de precedência, conforme mostra a tabela 8.

⁴⁵ Os testes de normalidade dos resíduos, considerando uma defasagem no modelo chileno, apontam para a rejeição da hipótese nula com 99% de confiança. A tabela A.13, em anexo, apresenta todos os testes de normalidade dos resíduos dos modelos do Chile.

⁴⁶ Os parâmetros dos modelos de curto prazo, bem como os coeficientes de cointegração de uma equação do modelo VEC encontram-se nos anexos conforme as tabelas A.14 para o Brasil e A.15 para o Chile.

⁴⁷ Deve-se ter cautela ao interpretar os testes de causalidade de Granger, pois eles não levam em consideração o efeito de um sistema como um todo, conforme é o caso dos modelos VEC, em que todas as variáveis endógenas influenciam e são influenciadas pelas demais. O teste somente considera as duas variáveis investigadas e suas defasagens. Veja relação (16).

Nesse sentido, considera-se que, se períodos de aumentos de atividade econômica estão associados com aumentos de inflação, e a taxa Selic causa no sentido Granger a produção industrial, esse resultado pode indicar que a política monetária pode ter uma atuação *forward looking*. Isso pode ser verdade se houver transmissão para a produção industrial que possa conduzir a uma desaceleração na inflação.

Tabela 8 - Teste de causalidade de Granger para o Brasil de 1995/1 a 2010/4

Hipótese Nula	Estatística-		Hipótese Nula	Estatística-	
	F	Prob.		F	Prob.
ΔEXC não causa ΔDP	0.454	0.716	$\Delta RISCO$ não causa ΔEXC	1.522	0.220
ΔDP não causa ΔEXC	1.220	0.312	ΔEXC não causa $\Delta RISCO$	2.345	0.083
$\Delta IPCA$ não causa ΔDP	1.858	0.148	$\Delta SELIC$ não causa ΔEXC	0.698	0.557
ΔDP não causa $\Delta IPCA$	1.355	0.267	ΔEXC não causa $\Delta SELIC$	0.327	0.806
ΔPI não causa ΔDP	3.228	0.030	ΔPI não causa $\Delta IPCA$	0.930	0.433
ΔDP não causa ΔPI	2.769	0.051	$\Delta IPCA$ não causa ΔPI	0.573	0.635
$\Delta RISCO$ não causa ΔDP	0.909	0.443	$\Delta RISCO$ não causa $\Delta IPCA$	4.366	0.008
ΔDP não causa $\Delta RISCO$	0.305	0.822	$\Delta IPCA$ não causa $\Delta RISCO$	1.529	0.218
$\Delta SELIC$ não causa ΔDP	0.159	0.923	$\Delta SELIC$ não causa $\Delta IPCA$	1.156	0.335
ΔDP não causa $\Delta SELIC$	0.763	0.520	$\Delta IPCA$ não causa $\Delta SELIC$	0.164	0.920
$\Delta IPCA$ não causa ΔEXC	1.069	0.370	$\Delta RISCO$ não causa ΔPI	2.159	0.104
ΔEXC não causa $\Delta IPCA$	1.419	0.248	ΔPI não causa $\Delta RISCO$	1.284	0.290
ΔPI não causa ΔEXC	0.261	0.854	$\Delta SELIC$ não causa ΔPI	4.040	0.012
ΔEXC não causa ΔPI	1.701	0.178	ΔPI não causa $\Delta SELIC$	2.251	0.093
			$\Delta SELIC$ não causa $\Delta RISCO$	0.313	0.816
			$\Delta RISCO$ não causa $\Delta SELIC$	0.500	0.684

DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

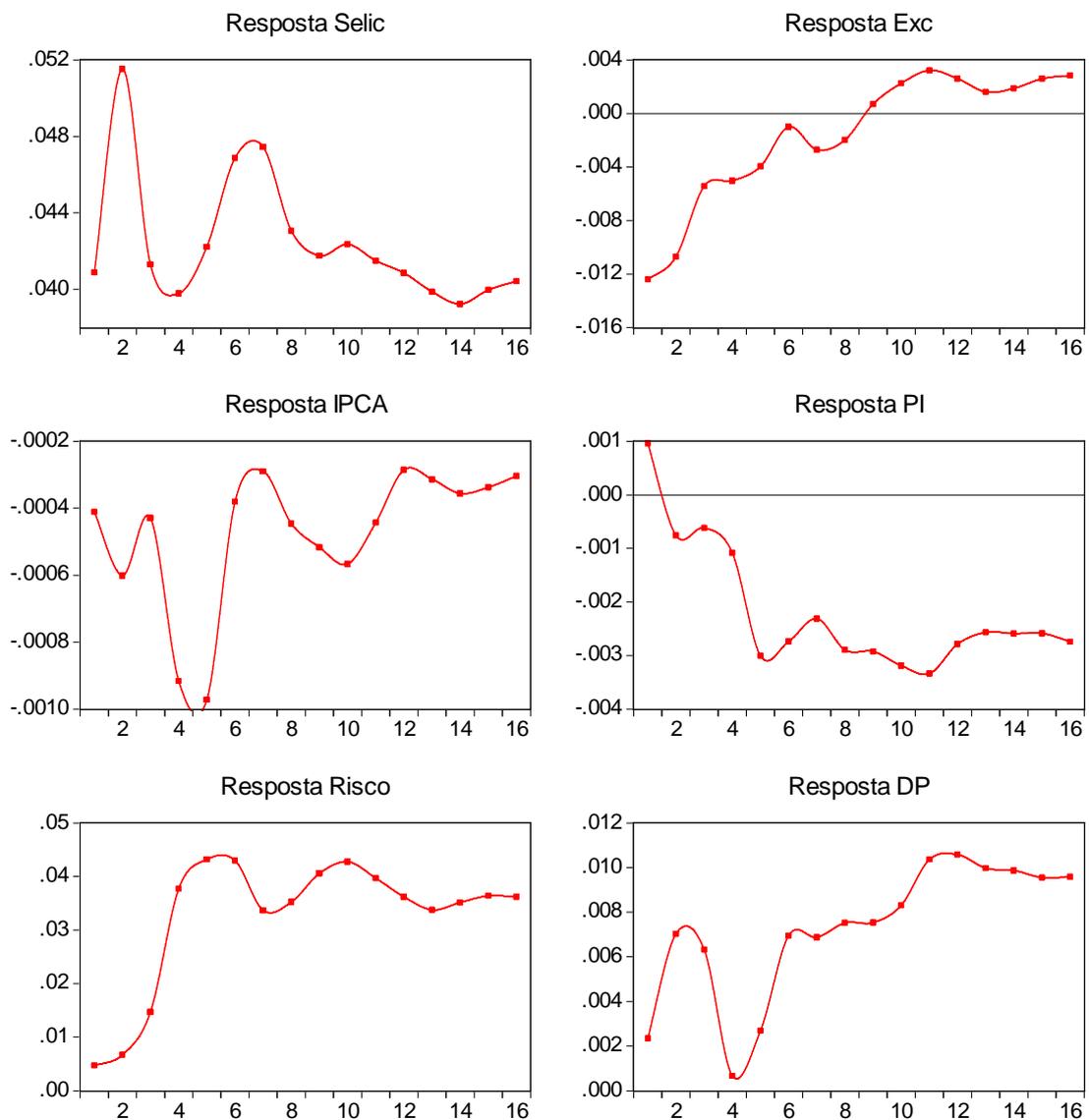
Dessa forma, o sentido do impulso decorre do grau de causalidade, indicado pelo valor das estatísticas F. Em outras palavras, quanto menor o valor da estatística, maior a probabilidade da variável ser causada, portanto, pode ser alvo das inovações da variável que, possivelmente, lhe é precedente. Entretanto, como diversos testes nas variáveis deixam dúvidas quanto à noção de precedência, opta-se por realizar choques bidirecionais entre as variáveis. As figuras de 3 a 8 contêm as respostas aos choques nas variáveis endógenas.

Observa-se, de acordo com a figura 3, que a taxa de inflação tem uma resposta inicial negativa a um impulso na taxa Selic. Esse fator diverge de outros estudos envolvendo a relação entre essas variáveis, que tendem a encontrar o efeito chamado de *price puzzle*⁴⁸ nas variáveis brasileiras. O maior efeito vem depois de

⁴⁸ Conforme estudos como os de Mendonça (2005), Tomazzia e Meurer (2010), Vartaniam (2010) e Modenesi e Araújo (2011).

três trimestres, alcançando o menor resultado no quinto trimestre. Logo, um choque na taxa de juros é efetivo em desacelerar a inflação, causando ainda uma mudança de patamar, que vai reduzindo-se com o tempo. Esse fator mostra que o sistema de metas de inflação pode exigir um aumento nas taxas de juros para que a taxa de inflação desacelere e cumpra a estabelecida pelo Banco Central. Indica ainda que as taxas de juros são um instrumento adequado para o arranjo de metas de inflação.

Figura 3 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Selic no Brasil



Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic. O eixo vertical denota variações no logaritmo da série, enquanto o eixo horizontal denota os trimestres a partir de um choque na variável especificada.

A resposta da produção industrial a uma inovação na taxa de juros também é negativa de até cinco trimestres, mantendo-se flutuando em torno desse patamar. Entretanto, seu efeito inicial é positivo. Esse fator pode estar associado, de alguma forma, a que a indústria consegue repassar os custos de um aumento dos juros ou indica certa lentidão em que a indústria altera seu ritmo e decisões de produção. Nota-se que do ponto de vista da transmissão de política monetária, a sensibilidade da produção industrial é maior do que a taxa de inflação, portanto, há um *trade-off* implícito no controle da inflação.⁴⁹ Ainda, constata-se que a taxa de juros tem impacto de longo prazo no produto. Esse resultado é relevante pelo fato de que muitos estudos tendem a discutir que a política monetária tem efeito de transmissão nulo nas variáveis reais no longo prazo.⁵⁰

Uma inovação da taxa de juros na taxa de câmbio também tem resposta efetiva, sendo que o maior impacto ocorre já no primeiro trimestre. Em outras palavras, a transmissão de uma contração da política monetária não esperada na taxa de câmbio faz com que ela se valorize abruptamente, com o maior impacto ocorrendo no primeiro período. A taxa de câmbio é a variável mais sensível a choques na taxa Selic. Nota-se também, um comportamento condizente com o *undershooting* cambial, e a partir do décimo, uma espécie de *overshooting*, como discute Rogoff (2002). Um choque na Selic tem persistência em si mesma, o que implica que mudanças na política monetária, ou choques, tendem a se manter. Em outras palavras, se há uma elevação na taxa Selic, a política monetária tende a manter esse aumento, com diminuição gradual ao longo do tempo.

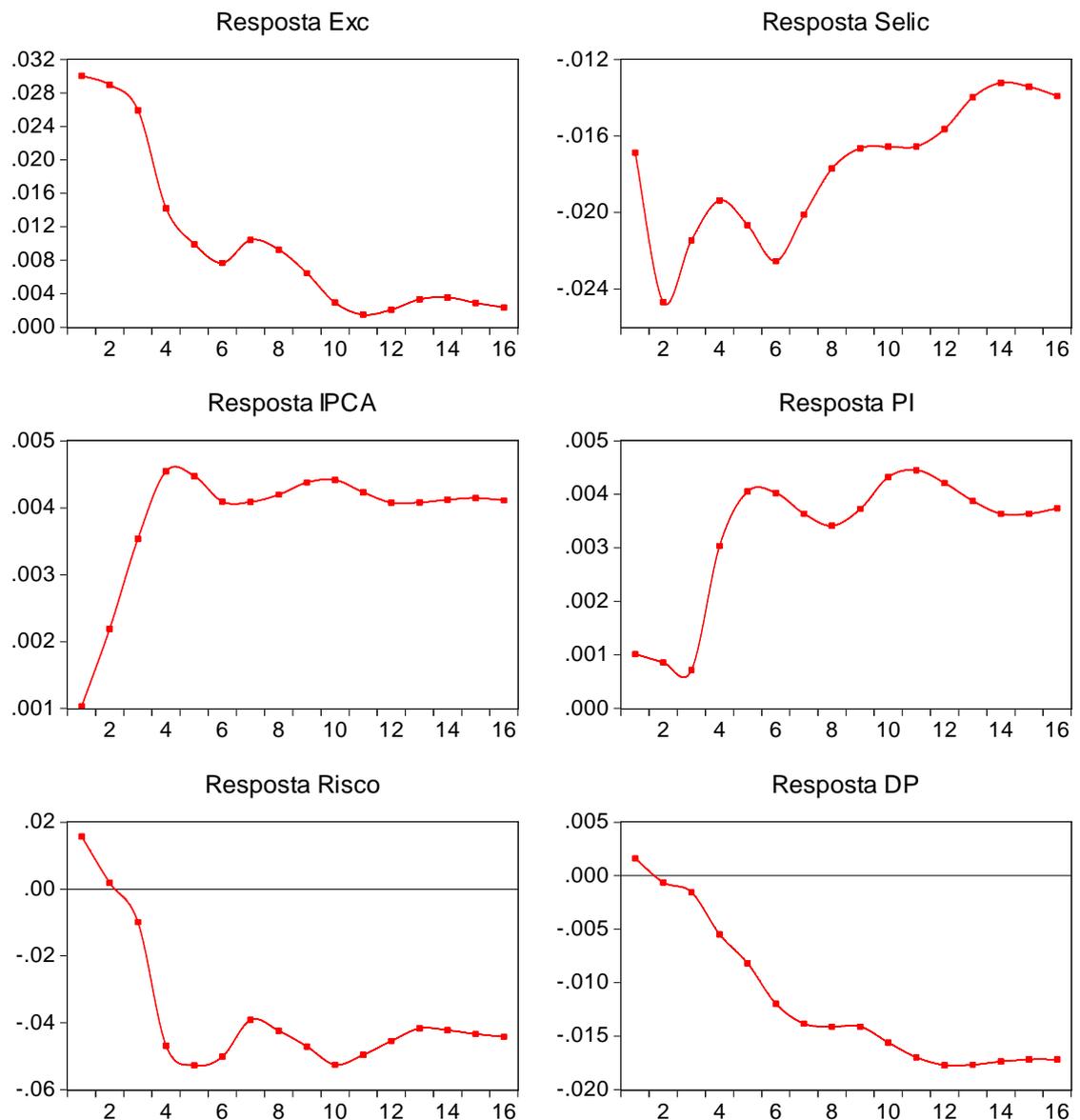
A resposta da variável risco indica uma alteração positiva nessa variável, com maior impacto ocorrendo até quatro trimestres, com uma mudança de patamar. Tal fato pode estar associado com que, momentos de elevação do risco, estão ligados a elevações na taxa básica de juros, ou que não há relação entre essas variáveis nesse sentido. A resposta da variável dívida pública em relação ao PIB a um choque na Selic é positiva, com maior impacto ocorrendo depois de cinco trimestres, e indica uma mudança de nível no longo prazo. O movimento está ligado a um aumento na taxa de juros, o qual reduz o nível de atividade, corroborado pelo efeito negativo na

⁴⁹ Esse fato corrobora os estudos como os de Mendonça (2005) e Modenesi e Araújo (2011).

⁵⁰ Dentre outros, alguns podem ser citados e discutem estas questões: Dornbusch (1976); Mendonça (2005); Schwartzman (2006); Tomazzia e Meurer (2010); e Frankel (2010).

produção industrial, fazendo com que a relação dívida pública sobre o PIB suba. Ademais, um aumento na taxa Selic pode fazer com que a remuneração dos títulos da dívida aumente, também afetando positivamente a dívida pública. Percebe-se, portanto, que choques de política monetária são efetivos em transmitir seus efeitos para as demais variáveis, indicando, ainda, efeitos de longo prazo. A transmissão de uma política monetária contracionista, que provoca desaceleração da inflação, tem o custo de reduzir a atividade econômica e aumentar a dívida pública, valorizando ainda a taxa de câmbio, pelo menos até dois anos e dois trimestres.

Figura 4 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável taxa de câmbio no Brasil



Nota: DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

A figura 4 mostra o impulso de um choque de um desvio padrão generalizado da variável taxa de câmbio nas variáveis endógenas do modelo brasileiro. Nota-se que a taxa de câmbio tem um efeito de *pass-through* na inflação, ou seja, uma desvalorização da taxa de câmbio leva a um aumento de preços.⁵¹ O maior efeito se dá até um ano, e indica uma mudança de nível dessa variável no longo prazo.

A resposta da produção industrial a um choque na taxa de câmbio também é positiva. Isso significa que uma desvalorização nessa variável aumenta a produção industrial. Percebe-se que esse efeito já se dá no primeiro trimestre após o choque, porém seu maior impacto ocorre depois desse trimestre, indicando uma mudança de nível. Mostra, ainda, a ocorrência de uma curva com formato de um J, porém sem a queda na atividade, que pode estar associado com a lentidão do aumento da produção.

Desse modo, como a política monetária pode ser transmitida com uma valorização na taxa de câmbio, esse impacto também pode reduzir a produção industrial e desacelerar a inflação. Nesse sentido, uma política monetária expansionista também pode encontrar na taxa de câmbio um canal para a transmissão em direção à produção industrial. Assim, confirma-se que a taxa de câmbio é um canal relevante na transmissão da política monetária.

A resposta a um choque no risco é de certa forma duvidosa. Esse fato pode caracterizar que elevações no risco não estão precedidas por desvalorizações cambiais. Ainda, a resposta de tal variável pode mostrar que uma desvalorização cambial está associada com uma elevação no risco, porém, esse efeito positivo se dá até cerca de dois trimestres e meio. Depois, o risco cai e a resposta final é negativa. Outro fator que pode estar associado a esse movimento é que, dado um evento macroeconômico negativo, os investidores internacionais esperam que haja uma desvalorização cambial, fazendo com que os preços dos ativos brasileiros tornem-se mais baixos relativamente. Logo, quando ocorre tal comportamento, os riscos caem. Um choque no câmbio também mostra persistência na própria variável.

A resposta da dívida pública sobre o PIB ao choque na taxa de câmbio mostra-se inicialmente positiva, caindo já depois do primeiro trimestre e se

⁵¹ O efeito confirma a hipótese teórica e está presente em outros estudos, como os de Tomazzia e Meurer (2010), Vartaniam (2010) e Modenesi e Araújo (2011).

movimenta numa trajetória negativa, indicando mudança de nível. Tal fator está associado com o impacto da taxa de câmbio na atividade industrial, que aumenta enquanto a relação dívida/PIB cai. Além disso, o fato de haver uma parcela decrescente de dívida pública atrelada ao câmbio pode apresentar influência. A resposta negativa da Selic pode indicar que a política monetária não reage diretamente a alterações no câmbio, e talvez espere essa variável acelerar a inflação e aumentar a atividade industrial para começar a agir.

A figura 5 mostra as trajetórias de um choque de um desvio padrão generalizado da variável risco para a economia brasileira. A resposta da taxa Selic ao risco é positiva, caindo somente após seis períodos. Isso revela que uma elevação no risco implica elevação da taxa básica de juros no Brasil. Tal fato indica a forma pelo qual choques macroeconômicos e crises de confiança afetam a economia brasileira, já que uma elevação na taxa de juros possui efeito negativo sobre a atividade industrial. A resposta do IPCA também é positiva, porém somente após o segundo trimestre, e responde com uma mudança de patamar. Isso pode indicar que a taxa de inflação está sujeita a choques macroeconômicos, pois momentos de incertezas podem acarretar uma elevação nessa variável. Possivelmente, também possui relações com a elevação na taxa Selic.

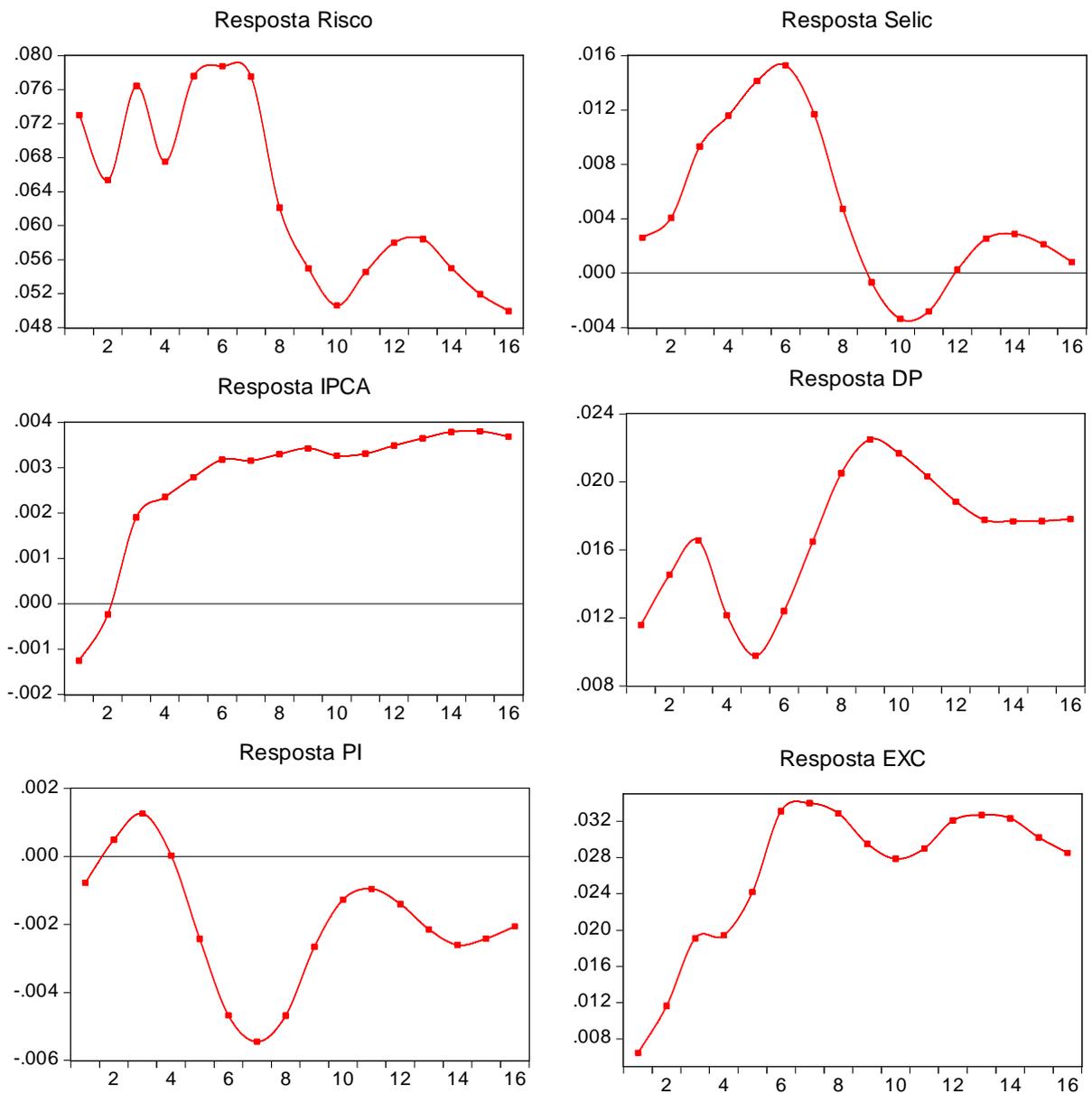
A variável DP mostra resposta positiva, o que leva a crer que momentos de elevação no risco fazem com que se eleve a dívida pública em relação ao PIB, por criar incertezas aos investidores. Esse fato também está condizente com a elevação da taxa Selic, que é indexador da dívida pública. Um choque no risco também mostra persistência.

Um choque no risco sobre a produção industrial tem efeito condizente com a transmissão do risco para a taxa de juros, pois quando ela aumenta, produz um impacto negativo na variável PI. O movimento indica também uma mudança negativa de patamar.

Dessa forma, a política monetária pode transmitir choques negativos na economia, como a elevação da dívida pública/PIB e a queda na produção industrial por um aumento da taxa de juros. No entanto, o aumento nos juros pode ser causado por uma elevação na variável risco. Assim, o prêmio pago pela elevação no risco pode se tornar custoso em termos reais.

A resposta da taxa de câmbio a um choque no risco indica que há uma mudança de nível no longo prazo.⁵² Os resultados levam a supor que um aumento do risco, de fato, faz com que os investidores internacionais exijam um prêmio, com a desvalorização cambial.

Figura 5 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Risco no Brasil



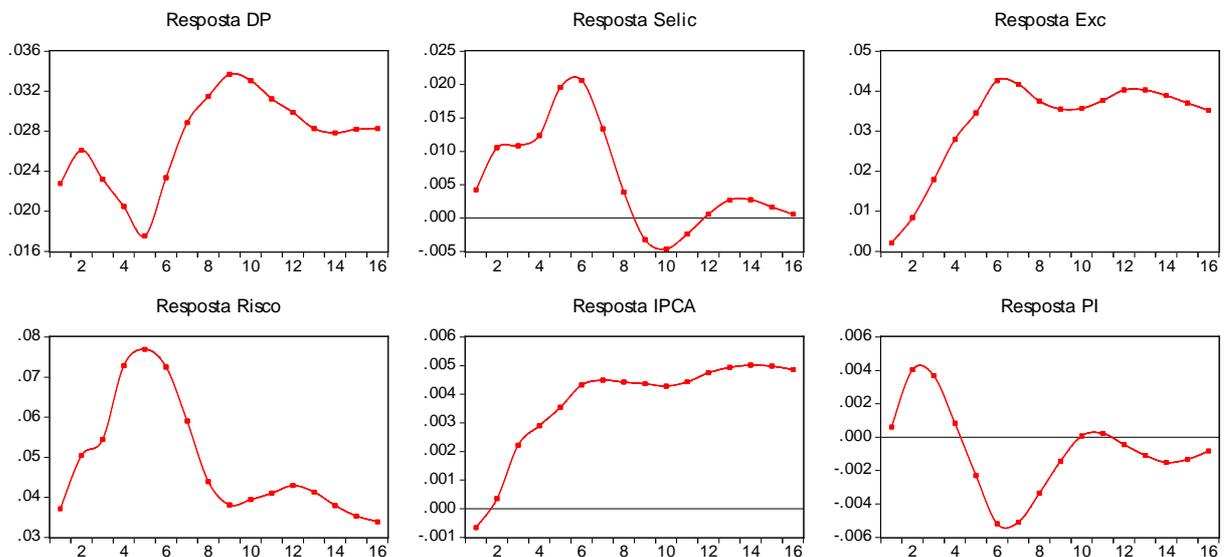
⁵² O teste é realizado de forma que confirme o pressuposto teórico, embora o teste de causalidade de Granger indique causalidade contrária a um nível de confiança de 10%. Contudo, ampliando esse nível para 95%, a ordem não se tornou clara.

A figura 6 mostra um choque de um desvio padrão generalizado da variável dívida pública em direção às variáveis endógenas. Observa-se que uma elevação na variável DP faz com que a taxa de juros aumente, com o maior impacto até 5 trimestres, porém sem persistência. A resposta da taxa de câmbio também é positiva, e mais sensível ao choque da dívida pública sobre o PIB, indicando mudança de patamar. Esse fator pode mostrar que uma elevação na dívida pública sobre o PIB exige um prêmio para os investidores internacionais, ou seja, uma elevação na taxa de juros e uma desvalorização cambial, o que aumenta a remuneração da dívida. Adicionalmente, mostra que um aumento da dívida/PIB pode gerar um impacto negativo nas contas públicas, fato que se deve porque, historicamente, há uma parcela considerável de dívida pública atrelada à taxa Selic, além de que uma desvalorização na taxa de câmbio torna a dívida externa mais alta em termos da moeda nacional. Um choque na dívida pública mostra persistência. A resposta do risco também é positiva, e indica que a taxa Selic pode ser influenciada a aumentar tanto por uma elevação na dívida pública sobre o PIB como por um aumento do risco, transmitindo, dessa maneira, impactos negativos para a atividade industrial.

Um choque na dívida pública/PIB impacta positivamente na inflação, sendo efetiva em acelerar essa variável, com impacto duradouro no longo prazo. A reação inicial da produção industrial mostra um aumento. No entanto, após o quarto trimestre, há uma queda nessa variável, que tende a se estabilizar, voltando ao patamar anterior.

Dessa forma, avalia-se que uma elevação na dívida pública em relação ao PIB pode ser danosa para a economia, com uma aceleração da inflação, desvalorização cambial e aumento da taxa Selic. A produção industrial é afetada negativamente pela transmissão da política monetária na maior parte dos períodos posteriores a um impulso na variável dívida/PIB, voltando ao patamar inicial no período final.

Figura 6 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável DP no Brasil



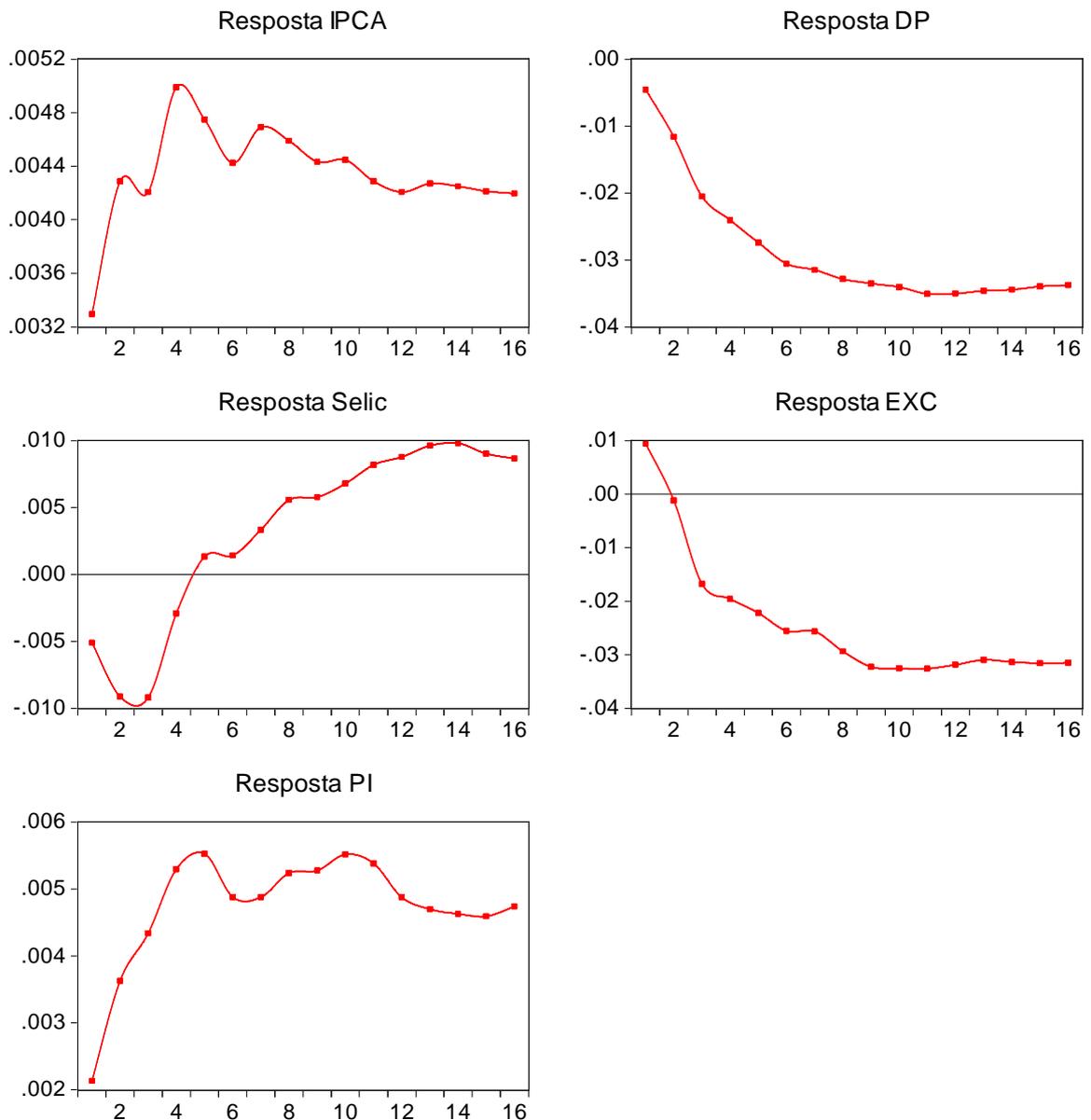
A figura 7 mostra o resultado de um choque de um desvio padrão generalizado da variável IPCA nas variáveis endógenas do modelo. Um choque na inflação revela ter persistência, logo, pode exigir maiores elevações da taxa Selic para controlar o IPCA. A resposta da dívida pública a uma inovação na taxa de inflação mostra-se negativa, e há mudança de nível. Isso ocorre, possivelmente, pelo fato de que períodos de alta atividade econômica estão associados com aceleração na taxa de inflação. Logo, uma elevação no PIB faz com que a relação DP caia. Adicionalmente, como há uma parcela significativa da dívida pública que é prefixada ou atrelada à taxa de juros, uma elevação na taxa de inflação pode fazer com que a dívida pública real se reduza.

A resposta da taxa Selic a um choque na taxa de inflação mostra que somente tem resposta positiva após o quarto trimestre, indicando elevação do patamar. Possivelmente, tal movimento indica que a autoridade monetária não responde ativamente a choques na aceleração do IPCA. A resposta da taxa de câmbio pode indicar que, inicialmente, a aceleração da inflação causa uma desvalorização cambial por tornar os bens nacionais menos competitivos. No entanto, no longo prazo, há uma valorização cambial, resultado contraintuitivo, e indica que a relação entre as variáveis não se dá desse modo.

O resultado de um choque da taxa de inflação na produção industrial confirma que as duas variáveis estão positivamente relacionadas, havendo uma mudança no

seu nível. Logo, a política monetária tem um canal de transmissão claro, via produção industrial e taxa de inflação. No entanto, dado à resposta defasada à última, avalia-se que a política monetária pode inferir que a aceleração da inflação mostre persistência para que comece a agir, o que de fato, ocorre, dada a resposta de um choque no IPCA em si.

Figura 7 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável IPCA no Brasil



Nota: Não é mostrado o choque na variável risco por não apresentar relação de precedência.

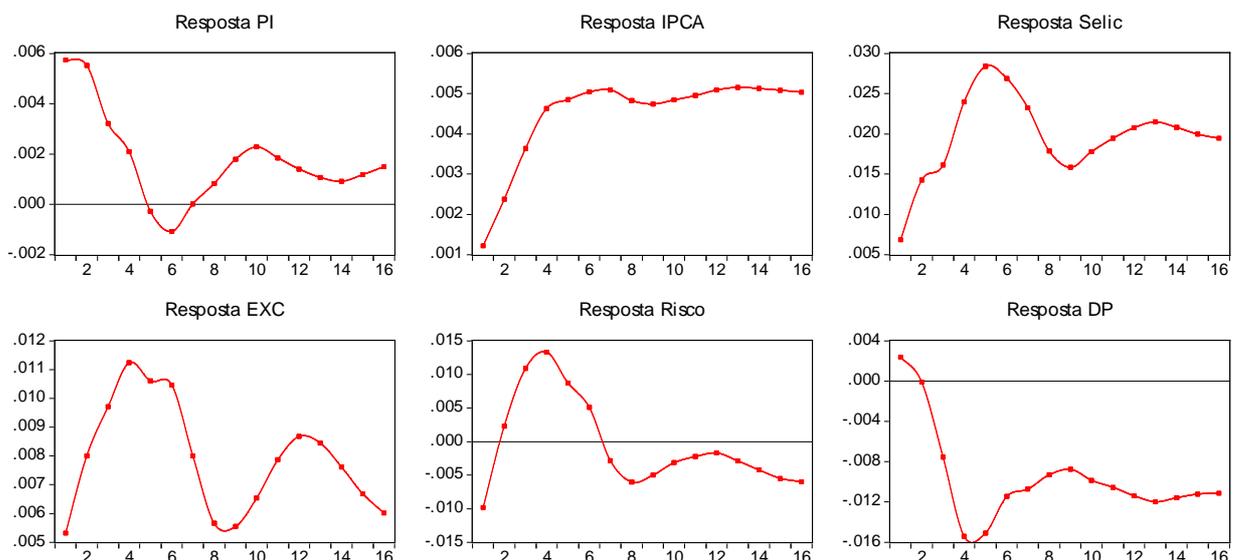
A figura 8 mostra a resposta da taxa de inflação à uma inovação de um desvio padrão generalizado da variável produção industrial, que é positiva. Esse fato

confirma que períodos de aumento na atividade econômica estão associados com aceleração na taxa de inflação, sendo que a resposta é sensível e aumenta até o sexto período, indicando mudança de patamar na variável. Os choques na produção industrial mostram que há persistência nessa variável, que diminui até o quinto período. Ademais, os choques na produção industrial elevam a taxa Selic, e revelam que ela pode transmitir uma desaceleração na taxa de inflação.⁵³

A resposta da taxa de câmbio mostra que um choque na produção industrial faz com que haja uma desvalorização cambial. Esse fato implica que, um aumento de oferta pode reduzir os preços relativos, fazendo com que haja tal comportamento do câmbio. A resposta da variável risco indica que, inicialmente há uma queda, porém, após o segundo trimestre, há uma elevação e novamente uma diminuição, permanecendo no longo prazo. Esse comportamento mostra-se duvidoso e pode implicar que não haja relação entre o risco e a produção industrial nessa ordem.

A dívida pública em relação ao PIB, quando recebe o choque da produção industrial tem uma queda abrupta, porém somente após o primeiro trimestre, e mantém-se num nível reduzido. Esse fato está associado com que, o aumento da atividade econômica reduz a relação dívida pública/PIB.

Figura 8 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável PI no Brasil



⁵³ Essa relação é analisada de forma a constatar se há alguma reação da política monetária a um aumento da produção industrial, apesar do teste de causalidade de Granger indicar o contrário à 95% de confiança.

Quando analisadas em conjunto, as funções impulso resposta fornecem algumas informações relevantes no ponto de vista da transmissão da política monetária. Um aumento da taxa Selic mostra que possui impactos negativos na inflação e na produção industrial, e indica uma valorização na taxa de câmbio e um aumento na dívida pública em relação ao PIB.

Quando a taxa de câmbio é desvalorizada, ela implica uma elevação na taxa de inflação, e um aumento na produção industrial. Uma elevação na produção industrial faz com que haja aceleração na taxa de inflação. Esse fato faz com que, para controlar a inflação, o Banco Central precise elevar a taxa de juros. Além do impacto direto no IPCA, esse efeito é transmitido via apreciação da taxa de câmbio e redução da produção industrial, que impacta diretamente na desaceleração da inflação. Logo, para o controle da inflação, o Banco Central pode controlar nível da produção industrial, que pode ser realizado via alterações na taxa Selic. Assim, ocorre um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação. A taxa Selic não responde a desvalorizações cambiais, logo, isso implica que o câmbio não faz parte da função de reação da política monetária, apesar de que uma contração monetária é capaz de valorizar a taxa de câmbio, que por sua vez, transmite o impacto que pode desacelerar a inflação.

Contudo, a taxa Selic é influenciada pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB. Isso faz com que os aumentos nessas variáveis elevem a taxa de juros, o que produz impactos negativos na produção industrial e valorize a taxa de câmbio, que transmite um efeito capaz de desacelerar a inflação.

Um choque na variável risco tem o efeito de desvalorizar a taxa de câmbio e aumentar a taxa de juros. Desse modo, o prêmio pago por uma elevação no risco pode ser negativo em termos de inflação e perda de produção industrial, devido ao efeito de transmissão da política monetária.

Para ordenar as interpretações das funções impulsos respostas das variáveis no modelo do Chile, a tabela 10 apresenta os testes de causalidade de Granger. Percebe-se que, ao nível de significância de 5%, as variações da taxa de câmbio causam, no sentido Granger, as variações da taxa de juros da política monetária. A esse nível de significância, as variações da produção industrial causam, no sentido Granger, a taxa de juros da política monetária. Ao nível de 10% de significância, as variações no risco, causam no sentido Granger, a taxa de juros da política monetária. Esse dado pode revelar que a política monetária chilena pode ter um

comportamento *backward looking*, pela taxa de juros possuir como precedente outras variáveis defasadas. A variação na taxa de inflação causa, no sentido Granger, a variação da produção industrial a 6% de significância.⁵⁴ Adicionalmente, as variações no risco podem ser causadas no sentido Granger pelas variações na aceleração da taxa de inflação e variações da taxa de câmbio, a 95% de confiança.

Tabela 9 - Teste de causalidade de Granger para o Chile de 2000/1 a 2011/1

Hipótese Nula	Estatística-F	Prob.	Hipótese Nula	Estatística-F	Prob.
ΔIPC não causa ΔEXC	1.955	0.139	ΔR não causa ΔIPC	0.132	0.941
ΔEXC não causa ΔIPC	1.860	0.155	ΔIPC não causa ΔR	1.652	0.196
ΔPI não causa ΔEXC	1.531	0.224	$\Delta RISCO$ não causa ΔIPC	0.207	0.891
ΔEXC não causa ΔPI	0.876	0.463	ΔIPC não causa $\Delta RISCO$	9.728	0.000
ΔR não causa ΔEXC	0.272	0.845	ΔR não causa ΔPI	0.505	0.682
ΔEXC não causa ΔR	4.804	0.007	ΔPI não causa ΔR	6.971	0.001
$\Delta RISCO$ não causa ΔEXC	1.014	0.399	$\Delta RISCO$ não causa ΔPI	1.372	0.268
ΔEXC não causa $\Delta RISCO$	3.092	0.040	ΔPI não causa $\Delta RISCO$	1.414	0.256
ΔPI não causa ΔIPC	2.605	0.068	$\Delta RISCO$ não causa ΔR	2.516	0.075
ΔIPC não causa ΔPI	2.843	0.052	ΔR não causa $\Delta RISCO$	0.485	0.695

Nota: EXC refere-se à taxa de câmbio; IPC é a taxa de inflação; PI é a atividade industrial; RISCO é o índice EMBI+; e R é a taxa básica de juros chilena.

Desse modo, os sentidos em que se dão os choques nas variáveis endógenas no modelo do Chile equivalem ao observado no modelo brasileiro. Nas figuras 9 a 13 são mostradas as respostas das variáveis a uma inovação de um desvio padrão generalizado em cada uma das variáveis endógenas.

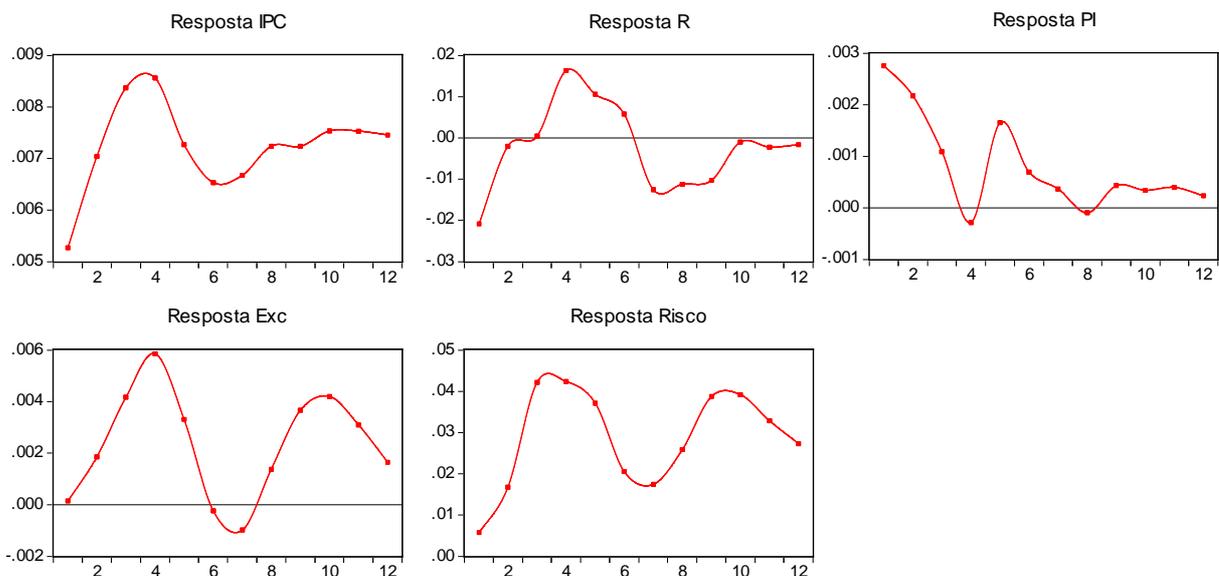
A figura 9 mostra o efeito de um choque de um desvio padrão generalizado da variável IPC nas variáveis endógenas do modelo. Nota-se que há persistência em choques na taxa de inflação. A resposta da taxa de juros à aceleração da inflação tem efeito final duvidoso. Num primeiro momento há uma queda na taxa de juros. Após, há um aumento, depois do terceiro período. Esse fator pode indicar que a política monetária chilena não responde ativamente a choques na taxa de inflação, tanto no curto como no longo prazo. Portanto, choques macroeconômicos, como de oferta e demanda que causam aceleração da inflação, não são capazes de elevar a taxa básica de juros, ou ainda, indicar uma mudança no nível de forma a controlar

⁵⁴ A um nível de significância de 10%, não fica clara a direção de causalidade. Assim, serão interpretados choques bidirecionais em diversas variáveis.

esses choques. Entretanto, esse comportamento pode indicar que o canal de transmissão da política monetária para a taxa de inflação é efetivo, logo, não precisam de expressivos aumentos para desacelerar o aumento dos níveis de preços, condição necessária conforme o arranjo de metas de inflação.

Já a produção industrial tem uma resposta positiva a um choque que acelera a taxa de inflação, diminuindo a resposta até o quarto trimestre, não mostrando persistência. Assim, períodos de choques que aceleram a inflação estão associados com aumentos na atividade industrial. Dessa forma, se um choque na taxa de juros for efetivo em reduzir a atividade industrial, ele pode transmitir um efeito que desacelere a inflação, indicando um *trade-off* entre aumento de produção e controle da inflação.

Figura 9 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável IPC no Chile



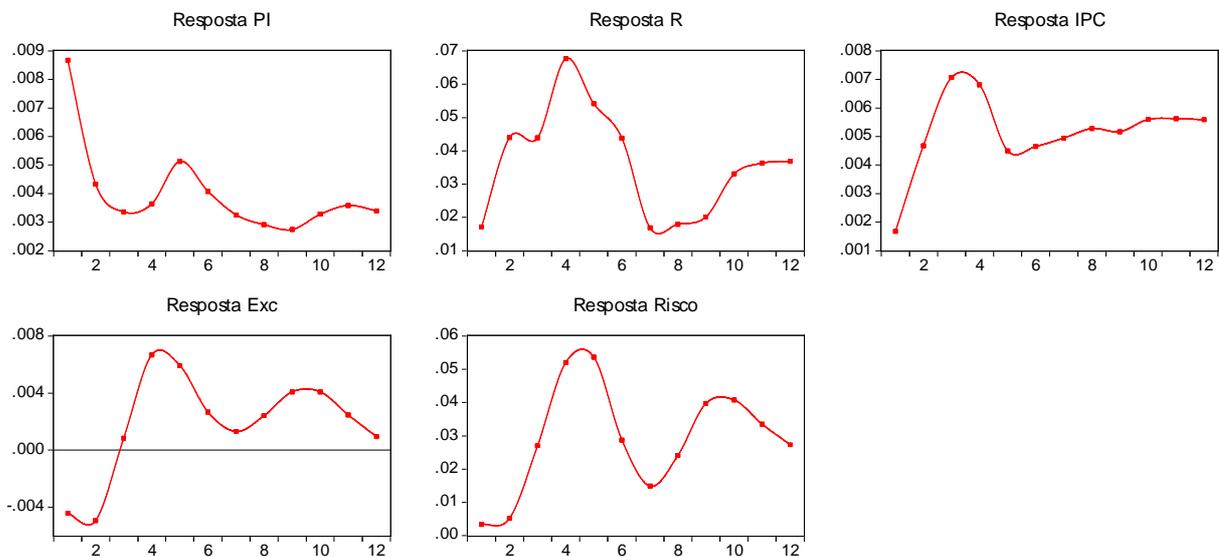
Nota: O eixo vertical denota variações no logaritmo da série, enquanto o eixo horizontal denota os trimestres a partir de um choque na variável especificada.

A taxa de câmbio apresenta resposta positiva, e é sensível ao choque no IPC, com o maior efeito ocorrendo até o quarto trimestre. Isso mostra que a aceleração da inflação está associada com desvalorização cambial, o que, de certa forma, está relacionado com a teoria da paridade do poder de compra. Os choques nos preços também são capazes de elevar os riscos, com mudança de patamar nessa variável.

A figura 10 mostra o efeito de um choque de um desvio padrão generalizado da variável produção industrial nas variáveis taxas de juros, taxa de câmbio e produção industrial. Observa-se que um choque na atividade industrial tem persistência na variável. A resposta da taxa de juros é positiva e significativa, com maior efeito ocorrendo até quatro períodos, indicando uma mudança de patamar nessa variável. A inflação também aponta resposta positiva a uma inovação na produção industrial, o que indica que momentos de aumento na atividade econômica estão associados com aumentos na inflação. Tal resposta, juntamente com a análise anterior, pode indicar que a política monetária chilena atua com um aumento na taxa de juros não por choques de preços, mas sim devido a um aumento de atividade que impacta positivamente na aceleração da inflação. Assim, a política monetária pode transmitir seus efeitos via redução da atividade econômica que pode desacelerar a inflação. No entanto, como a sensibilidade da taxa de juros aos choques na inflação tendem a ser baixos, o *trade-off* entre atividade industrial e taxa de inflação pode ser otimizado.

Já a taxa de câmbio, possui resposta inicial negativa a um choque na produção industrial, porém aumenta a partir do segundo trimestre e tem resposta máxima ocorrendo até o quarto trimestre, sendo que a resposta final pode ser considerada positiva. Esse fato pode estar associado a um aumento na produção industrial, a qual aumenta os preços, que por sua vez causa uma depreciação na taxa cambial. Adicionalmente, um aumento inesperado na oferta de produtos industriais pode desvalorizar a taxa de câmbio para torná-los competitivos no mercado internacional, dado o grau de abertura da economia chilena. O impacto de um choque da produção industrial nos riscos é um tanto duvidoso, e pode indicar que não há relação entre elas.

Figura 10 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável PI no Chile



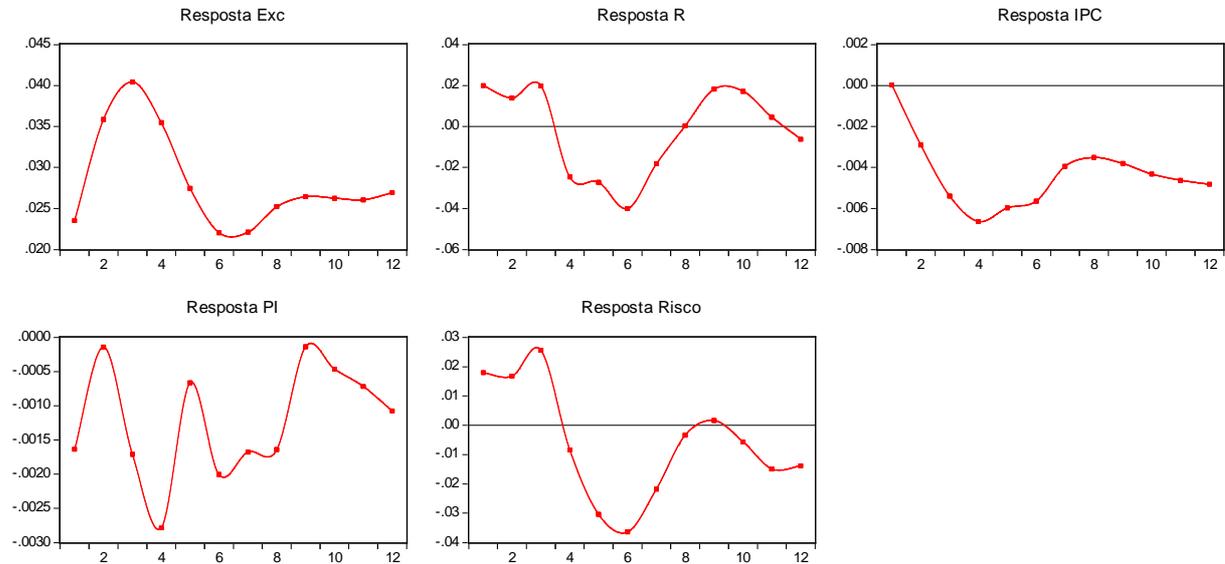
A figura 11 mostra um choque de um desvio padrão generalizado da variável taxa de câmbio nas variáveis endógenas do modelo chileno. A resposta da taxa de câmbio mostra persistência na variável. Já em relação à taxa de juros, essa variável mostra resposta positiva até o terceiro trimestre, sendo que se torna negativo a partir daí, tendo resultado final incerto. De forma semelhante, o impacto da variável risco mostra-se positivo até o terceiro trimestre. Isso pode indicar que desvalorizações cambiais são responsáveis por um aumento na taxa de juros e no risco, porém, ambos os efeitos se dissipam depois do terceiro trimestre.

As respostas aos impulsos na taxa de câmbio dos preços e da atividade industrial mostram-se negativas e persistentes, contrariando o esperado. Tal movimento pode estar associado com os movimentos da inflação e produção industrial, ou seja, quando um aumenta incentiva a elevação da outra variável. Contudo, embora haja certa dúvida em relação a esses movimentos, ela contraria a análise de estudos como os de Acosta-Ormaechea e Coble (2011).⁵⁵ Ainda, essa situação pode estar relacionada com o efeito da variável taxa de juros. Em outras palavras, como não há pressão na aceleração da inflação e nem no aumento da produção industrial, que levam a uma elevação na taxa de juros, essa variável não

⁵⁵ No entanto, a análise de Acosta-Ormaechea e Coble (2011) possui ênfase num período divergente, séries mensais e utiliza um sistema VAR com composição de variáveis diferentes das utilizadas no presente estudo.

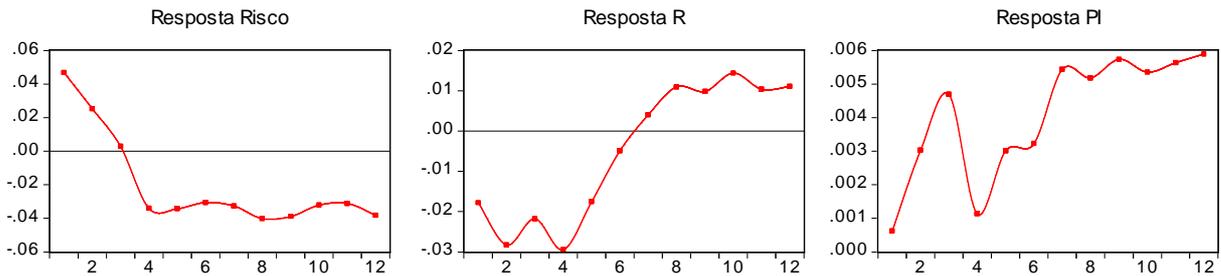
possui resposta efetiva. Dessa forma, avalia-se que a taxa de câmbio não se constitui como um canal efetivo para transmissão da política monetária.

Figura 11 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável taxa de câmbio no Chile



A figura 12 ilustra o efeito de um choque de um desvio padrão generalizado da variável Risco nas variáveis taxas de juros, produção industrial e ela mesma. A resposta de um impulso na variável risco mostra-se não persistente, caindo depois do terceiro trimestre. Adicionalmente, a resposta da variável taxa de juros é negativa até o sexto período, porém aumentam após o quarto trimestre. Esse fato faz com que a taxa de juros da política monetária não precise se encontrar em patamares altos pelo fato de haver uma elevação no risco, porém, essa variável muda de nível após o sexto período. A resposta da produção industrial é duvidosa e, de fato, pode indicar que não há relação entre ambas.

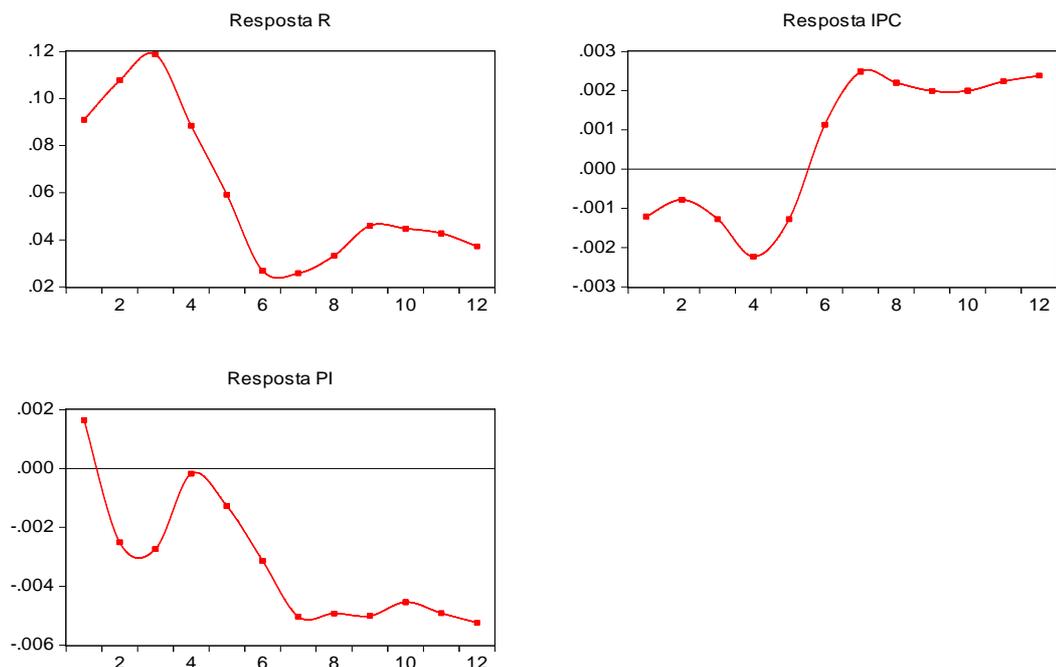
Figura 12 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável Risco no Chile



Nota: não são mostrados os choques nas variáveis taxa de câmbio e inflação por apresentarem relação de causalidade de Granger contrária a 95% de confiança.

Observa-se, de acordo com a figura 13, o resultado de um choque de um desvio padrão generalizado da variável taxa de juros nas variáveis taxa de inflação, produção industrial. Uma elevação das taxas de juros da política monetária chilena tem persistência. O maior efeito ocorre até o terceiro trimestre, diminuindo até o sexto período. Assim, isso pode indicar que a política monetária tem certa gradualidade. A resposta da taxa de inflação indica que um choque de política monetária é capaz de desacelerar o IPC, no entanto, revertendo-se a partir do sexto período. A produção industrial também tem resposta negativa, porém somente após o primeiro trimestre, mostrando persistência.

Figura 13 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão na variável R no Chile



Nota: não são considerados os choques cambio e no risco por estes apresentarem relação de causalidade de Granger inversa

Quando analisados em conjunto, as respostas das variáveis endógenas do sistema VEC aplicado para o Chile fornecem algumas informações quanto aos efeitos de transmissão da política monetária no período analisado. A taxa de juros e a produção industrial parecem ser os únicos canais em que a política monetária tem o papel de desacelerar a inflação, entretanto, com baixa sensibilidade. Ademais, um aumento na taxa de juros parece ter maior sensibilidade na queda na atividade industrial em relação à desaceleração da inflação, o que pode ser um fato negativo para a economia desse país. A taxa básica de juros de instrumento da política monetária parece não reagir com elevações a choques inflacionários, pelo menos inicialmente. Entretanto, esse comportamento pode indicar que o canal de transmissão da política monetária para a taxa de inflação é efetivo, logo, não precisam de expressivos aumentos para desacelerar o aumento de preços, que impactam negativamente na atividade industrial do país, com alta sensibilidade.

Os efeitos encontrados no modelo chileno indicam que a política monetária possui uma atuação *backward looking*, no entanto, sem reação à taxa de câmbio, que parece não produzir efeitos na produção industrial e na taxa de inflação. Períodos de choques que aceleram a inflação estão associados com aumentos na atividade industrial, e vice-versa. Dessa forma, um choque na taxa de juros é eficaz para reduzir a atividade industrial. Assim, um choque monetário em que eleve a taxa de juros tem implicações na desaceleração da inflação. Esse resultado indica que a produção industrial é o principal canal utilizado para transmissão de política monetária.

Os choques que alteram os riscos não são capazes de elevar a taxa básica de juros, pelo menos inicialmente, sendo que ele aumenta somente após seis períodos de um impulso. Uma aceleração na taxa de inflação causa uma elevação nos riscos. Dessa forma, a política monetária, controlando a aceleração nos preços, por meio de transmissão direta ou por meio da queda da produção industrial, pode reduzir o prêmio pago pelos riscos na taxa de juros. Assim, a taxa de juros pode se manter num nível baixo, otimizando a atuação do Banco Central.

Tabela 10 - Teste de causalidade de Granger para o Chile nas variáveis R e FF

Hipótese Nula	Estatística-F	Prob.
ΔR não causa ΔPI	1.478	0.238
ΔFF não causa ΔR	11.876	0.000

Adicionalmente, o teste de causalidade de Granger exposto, na tabela 11, confirma a influência que a taxa de juros da política monetária chilena sofre da taxa de juros praticada pelo Banco Central dos Estados Unidos. Logo, esse fator confirma a passividade da política monetária chilena, o que, possivelmente, deve-se ao *trade-off* desfavorável entre o controle da inflação e da atividade industrial.

Os resultados encontrados, no modelo econométrico de transmissão da política monetária no Brasil, mostraram que desvalorizações cambiais, aumentos na produção industrial e na dívida pública em relação ao PIB são capazes de causar uma aceleração na taxa de inflação. A elevação da taxa Selic, que tem como objetivo desacelerar a inflação, causa uma valorização cambial, transmitindo seus efeitos também para uma queda na atividade industrial e aumento na dívida pública em relação ao PIB.

Contudo, uma elevação da taxa de juros pode estar associada a elevações no risco e aumento da dívida pública sobre o PIB, que também aceleram a inflação. Nesse caso, a manutenção da taxa de juros em níveis altos pode estar relacionada ao prêmio de risco pago pelas taxas de juros, além do risco de inadimplência, que podem ser causados pelo histórico inflacionário da economia brasileira e aumentos da dívida pública, conforme discute Frankel (2010) para os países em desenvolvimento. Desse modo, o Banco Central brasileiro, pode ter sua atuação prejudicada, porque deve manter a taxa de juros em patamares altos por esses fatores, prejudicando a atividade industrial.

Os resultados encontrados no modelo econométrico de transmissão de política monetária para a economia chilena apontam que existe um balanço entre redução da atividade econômica e controle da inflação. No entanto, o Banco Central não pareceu reagir a choques inflacionários, nem a flutuações cambiais, que causam inflação. O principal canal da transmissão da política monetária se dá via

atividade industrial. Isso implica que as elevações nas taxas de juros acarretam em um dano na produção industrial que pode ser desfavorável.

Adicionalmente, a taxa de juros não parece ter um elevado aumento devido a um choque nos riscos. Somado a isso, a sensibilidade da produção industrial à taxa de juros, indica que o Banco Central chileno pode manter suas taxas de juros a um patamar menos elevado para conter a inflação, o que pode indicar uma otimização na atuação da autoridade monetária na economia chilena.

Em síntese, os principais resultados da transmissão de política monetária no Brasil mostraram que a política monetária brasileira pode ser capaz de influenciar a produção industrial no longo prazo, e ocorre um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação. Com efeito, a manutenção da taxa de juros num patamar alto pode implicar em queda da atividade econômica, elevação da dívida pública sobre o PIB e valorização cambial, que possui efeito de controlar a inflação, mas reduz a atividade industrial. Entretanto, a alta nos juros pode ser influenciada por aumentos da dívida pública e no risco. A taxa de câmbio mostrou-se como um canal relevante para a transmissão de política monetária, no entanto, sem efeitos no longo prazo.

Por fim, resumidamente, no período analisado, a política monetária chilena pareceu agir passivamente, com a produção industrial sendo o canal mais relevante para a desaceleração da inflação. A taxa de câmbio não demonstrou desempenhar um papel relevante na transmissão da política monetária. Por sua vez, um aumento na taxa de juros pareceu ter maior sensibilidade na queda na atividade industrial em relação à desaceleração da inflação, com efeito de longo prazo. A pouca influência dos riscos na taxa de juros pode indicar que o Banco Central chileno consegue manter essa variável num patamar baixo, otimizando sua atuação.⁵⁶

⁵⁶ Destaca-se que os resultados encontrados por meio do modelo econométrico no Brasil e no Chile podem não ser comparáveis. Tal fato ocorre porque tanto as variáveis quanto o intervalo de tempo são diferenciados. Logo, o modelo VEC, bem como as funções impulso resposta, são sensíveis a essas mudanças.

5 CONCLUSÕES

A aplicação do modelo econométrico para a avaliação da transmissão da política monetária no Brasil e no Chile encontrou subsídios para que a abordagem utilizasse o formato VEC (vetor autorregressivo com mecanismo de correção de erros). Os testes indicaram que ambos os modelos podem ser considerados como robustos e consistentes. As quebras de níveis encontradas nas variáveis tanto do Brasil como do Chile indicaram que os eventos macroeconômicos internacionais e internos são determinantes no comportamento dessas variáveis, pois momentos críticos foram associados com mudanças de níveis, tais como a crise mexicana em 1995, o início do regime de metas de inflação e da adoção do regime cambial flutuante em 1999 pelo Brasil, crises financeiras de 2001 e de dívida nos países em desenvolvimento em 2002 e a crise financeira de 2008.

Os testes de causalidade de Granger não foram conclusivos no modelo brasileiro no sentido de orientar a definição de como a economia se comporta. Desse modo, a análise de transmissão de política monetária indicou que há uma interdependência entre as variáveis do modelo.

As análises das funções impulso resposta mostraram que um aumento da taxa Selic possui impactos negativos na inflação e na produção industrial, e uma mudança de patamar. Indica também uma valorização na taxa de câmbio, contudo, sem persistência e mostrando a ocorrência de um *undershooting*. O efeito de um choque da taxa Selic na dívida pública sobre o PIB é positivo, e indica que, uma elevação nessa variável pode fazer com que a remuneração dos títulos aumente e haja queda na atividade econômica, que resulta em uma elevação na dívida pública em relação ao PIB. Ademais, verificou-se que choques na taxa de inflação estão positivamente relacionados com a atividade industrial.

Um choque não esperado que resulta numa desvalorização cambial faz com que ocorra uma elevação na taxa de inflação, e um aumento na produção industrial. Adicionalmente, uma inovação que faz com que a produção industrial se eleve é capaz de acelerar a taxa de inflação. Logo, esse fato faz com que, para controlar a inflação, o Banco Central possa elevar a taxa de juros. Além do impacto direto da desaceleração da inflação, esse efeito é transmitido via apreciação da taxa de

câmbio e redução da produção industrial, que produz efeito de desaceleração na inflação. Assim, ocorre um *trade-off* entre elevação na atividade econômica e controle da inflação, condição necessária conforme o arranjo monetário brasileiro. A manutenção da taxa de juros num patamar alto implica queda da atividade econômica, elevação da dívida pública sobre o PIB e valorização cambial, que possui efeito de controlar a inflação, mas reduz a atividade industrial. Dessa forma, ocorre um balanço prejudicial à economia brasileira com o aumento da taxa de juros que desacelera a inflação.

Contudo, a taxa Selic é influenciada positivamente pelo risco e pela dívida pública em relação ao PIB. O prêmio de risco, relacionado com o medo de inadimplência e queda nos rendimentos dos detentores da dívida pública, transmite impactos negativos na produção industrial. O histórico brasileiro de processos inflacionários pode contribuir para que a taxa de juros tenha se encontrado num patamar alto. Ainda, a relevância do risco pode determinar que a taxa Selic tenha tido aumentos não relacionados com a atividade principal do Banco Central, já que eventos internacionais, como crises, afetam positivamente a variável risco.

A relevância da dívida pública na taxa Selic indica, portanto, que uma coordenação entre as políticas monetárias e fiscais pode ser positiva, já que o aumento da dívida pública sobre o PIB implica na aceleração na taxa de inflação e na elevação na taxa de juros. Os movimentos que fazem com que a maturidade média da dívida caia, além da mudança dos indexadores e a redução da dívida, podem estar direcionados nesse sentido.

Os resultados de causalidade de Granger indicam que as variações na taxa de juros no Chile são causadas por variações na produção industrial e do risco. Ainda, há indícios que as variações da taxa de inflação causam variações na produção industrial. Nesse sentido, avalia-se que a política monetária chilena pode ser considerada como tendo uma atitude *backward looking*.

A resposta da taxa de juros da política monetária chilena a uma inovação na aceleração da inflação indica que a autoridade monetária não responde ativamente a choques inflacionários, que são capazes de elevar a atividade industrial. Os choques na taxa de inflação também estão associados com elevações nos riscos e desvalorizações cambiais. A resposta da taxa de juros ao aumento da atividade industrial pode indicar que a política monetária chilena atua via um aumento na taxa

de juros não por choques de preços, mas sim devido a um aumento de atividade que impacta positivamente na aceleração da inflação.

A taxa de câmbio chilena não parece produzir efeitos de elevação na taxa de juros chilena, tanto no efeito de um choque direto como de transmissão via taxa de inflação. Além disso, não há o efeito de *pass-through* para a taxa de inflação, contrariando diversos estudos relacionados. Choques na variável risco não são persistentes em relação a uma elevação na taxa de juros, apesar de elevá-la num primeiro momento.

Dessa maneira, a taxa de juros e a produção industrial parecem ser os únicos canais em que a política monetária é capaz de desacelerar a inflação, entretanto, com baixa sensibilidade. Adicionalmente, um aumento na taxa de juros parece ter maior sensibilidade na queda na atividade industrial em relação à desaceleração da inflação. Esse fato faz com que exista um *trade-off* desfavorável na economia chilena. Entretanto, a fraca influência que os riscos têm em elevar a taxa de juros pode indicar que o Chile consegue manter essa variável num patamar baixo, otimizando sua atuação.

Assim, os resultados encontrados indicam que o Chile procura manter a taxa de juros baixos e tende a agir passivamente, conforme ocorrem choques nas demais variáveis no sistema, pois sua atuação tende a produzir efeitos negativos na atividade econômica do país. Além disso, encontram-se evidências de que as variações da taxa de juros da política monetária chilena são causadas pelas variações nas taxas de juros dos Estados Unidos.

Dados os resultados encontrados nos modelos do Chile e do Brasil, avalia-se que eles foram semelhantes em algumas características, mas divergentes em outros aspectos, quando comparados a estudos semelhantes. Esses fatores podem estar associados à escolha de variáveis, metodologia econométrica, intervalos de tempo e periodicidade.

Contudo, o modelo econométrico desenvolvido neste estudo respondeu adequadamente ao fim, encontrando resultados consistentes com o embasamento teórico e aos fatos estilizados do Brasil e do Chile para o período analisado. Assim, recomenda-se que sejam desenvolvidas pesquisas futuras com o objetivo de verificar convergências ou não em relação ao presente estudo e ampliar a discussão acerca do tema, como a adição de novos testes e modelos econométricos e o estudo de canais de transmissão da política monetária diferenciados.

6 REFERÊNCIAS

ACOSTA-ORMAECHEA, S.; COBLE, D. **The Monetary Transmission in Dollarized and Non-Dollarized Economies: The Cases of Chile, New Zealand, Peru and Uruguay.** IMF Working Paper 1187, 2011. Disponível em: <www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1187.pdf>. Acesso em: 01 mai. 2011.

ANDO, A.; MODIGLIANI, F. The “life-cycle” hypothesis of saving: aggregate implications and tests. **The American Economic Review.** v. 58, p. 55–84, mar. 1963.

ANG, A.; DONG, S.; PIAZZESI, M. No-Arbitrage Taylor Rules. **National Bureau of Economic Research.** Working Paper 13448. Cambridge, 2007. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w13448>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

ARESTIS, P.; DE PAULA, L. F.; FERRARI FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e Sociedade.** Campinas: v. 18, n. 1 (35), p. 1-30, abr. 2009.

BARRO, R. J.; GORDON, D. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. **Journal of Monetary Economics.** North-Holland, v. 12. p. 101-121, 1983.

BERNANKE, B. S.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F. S.; POSEN, A. S. **Inflation Targeting: Lessons from the International Experience.** Princeton: Princeton University Press, 1999.

BERNANKE, B. S.; REINHART, V. R.; SACK, B. P. **Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment.** Finance and Economics Discussion Series. n. 48, Washington, 2004.

BERTANHA, M.; HADDAD, E. A. Efeitos Regionais da Política Monetária no Brasil: Impactos e Transbordamentos Espaciais. **Revista Brasileira de Economia,** Rio de Janeiro, v. 62 n. 1, p. 3-29, Janeiro-Março 2008.

BERTOLDI, A. **A eficiência das Regras de Política Monetária nos Bancos Centrais dos Estados Unidos, Japão e da União Européia, a Partir da década de 1990.** 2009. 106 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia. Universidade do Vale dos Sinos, São Leopoldo, 2009.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco País, Fluxos de Capitais e Determinação da Taxa de Juros no Brasil: Uma Análise de Impactos por Meio da Metodologia VEC. **Revista Economia,** Brasília, v. 9 n. 1, p. 63-113, Janeiro-Abril 2008.

BOGDANSKI, J. TOMBINI, A. A. WERLANG, S. R. C. **Implementing Inflation Targeting in Brazil.** Banco Central do Brasil: Working Paper Series. n. 1, Brasília: jul, 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps01.pdf>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 1ª Ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CAPUTO, R. **Exchange Rates and Monetary Policy in Open Economies: The Experience of Chile in the Nineties**. Central Bank of Chile: Working Papers, nº 272, Out. 2004.

CARSTENS, A.; JÁCOME, L. I. **The 1990s Institutional Reform of Monetary Policy in Latin America**. Central Bank of Chile: Working Papers, nº 343, Dez. 2005.

CATÃO, L.; PAGAN, A. **The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structural VAR Approach**. Central Bank of Chile: Working Papers, nº 579, Mai. 2010.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **European Economic Review**, North-Holland, Elsevier Science Publishers B.V, v. 42, p. 1.033-1.067, 1998.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 8403. Cambridge, 2001. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8403>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

COSTA FILHO, A. E.; ROCHA, F.; Comunicação e Política Monetária no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro: v. 63, n. 4, p. 405-422, Out-Dez 2009.

CORAZZA, G. O Banco Central do Brasil: Evolução histórica e institucional. **Perspectiva Econômica**. São Leopoldo, v. 2, n.1, p. 1-23, jan/jun 2006.

CUNHA, P. H. F.; GALA, P. Do Populismo às Bandas Cambiais: a Evolução da Política Cambial no Chile de 1970 a 1999. **Revista de Economia Política**. São Paulo, v. 29, n. 3 (115), p.35-53, jul-set 2009.

DIAS JUNIOR, P. H.; DENARDIN, A. A. Mecanismo de transmissão de política monetária via canal do balanço patrimonial para o período pós plano real. **ANPEC SUL**. Porto Alegre, 2010. Disponível em: <www.ppge.ufrgs.br/anpecsul2010/artigos/23.pdf>. Acesso em: 01 fev. 2011.

DOORNIK, J. A.; HANSEN, H. **An omnibus test for univariate and multivariate normality**. Oxford: Manuscript, 1994.

DORNBUSCH, R. **Expectations and Exchange Rate Dynamics**. The Journal of Political Economy. v. 84, n. 6, p. 1161-1176, Dez. 1976.

EGGERTSSON, G. B.; KRUGMAN, P. **Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach**. Princeton, 2010. Disponível em: <http://www.princeton.edu/~pkrugman/debt_deleveraging_ge_pk.pdf>. Acesso em: 01 jul. 2011.

FONSECA, M. W. F.; CURADO, M. L. Dívida Pública, Bancos e Transmissão de Política Monetária: Uma Avaliação Empírica das Transformações do período Pós-Regime de Metas de Inflação no Brasil. **XXXVII Encontro Nacional de Economia**. Foz do Iguaçu, 2009. Disponível: < http://www.anpec.org.br/encontro_2009.htm> Acesso em: 01 fev. 2011.

FRANKEL, J. A. Monetary Policy in Emerging Markets: A Survey. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 16125. Cambridge, 2010. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w16125>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. **The American Economic Review**. Nashville, v. 58, p. 1-17, Mar. 1968.

FUHRER, J. C.; MOORE, G. R. Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real outputs. **The American Economic Review**. Nashville, v. 85, p.219-239, Mar. 1995.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. ed. 3, Upper Saddle River: Prentice Hall, 1997.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. ed. 5, Porto Alegre: AMGH, 2011.

HAMILTON, J. D. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HARVEY, A.; KOOPMAN, S. J. **Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models**. In: Harvey, A. e Proietti, T. (Eds). Readings in Unobserved Components Models. Oxford University Press, 2005.

HICKS, J. R. Mr. Keynes and the "Classics". **Econometrica**. v. 5, n. 2, p. 147-159, Abr. 1937.

KRUGMAN, P. It's Back: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. **Brooking Papers on Economic Activity**. n. 2, p.137-187, 1998.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional**. São Paulo: Pearson Books. 8ª ed. 2010.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economic**, Chicago, v. 85, n. 3, 1977.

MADDALA, G. S. **Introdução a Econometria**. Rio de Janeiro: LTC, 2003.

MCCALLUM, B. T. Analyses of the monetary transmission mechanism: methodological issues. **National Bureau of Economic Research**. Cambridge, 1999. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7395>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

MCCALLUM, B. T. Issues in the design of monetary policy rules. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 6016. Cambridge, 1997. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6016>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

MENDONÇA, H. F. Metas Para Inflação e Variáveis Macroeconômicas: Uma Avaliação Empírica. **XXXIII Encontro Nacional de Economia 2005**. Natal, 2005. Disponível: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A040.pdf>>. Acesso em: 01 fev. 2011.

MENDONÇA, H. F.; VIVIAN, V. S. Gestão da Dívida Pública: a experiência do Brasil. **Revista Cepal**. Número especial em português. CEPAL, 2010. Disponível: <<http://www.eclac.org/publicaciones/xml/8/39558/RVPFerreira.pdf>>. Acesso em: 01 out. 2011.

MODIGLIANI, F. Liquidity Preference and the Theory of Interest and Money. **Econometrica**. v. 12, n. 1, p. 44-88, jan. 1944.

MODIGLIANI, F. **The Monetary Mechanism and Its Interaction with Real Phenomena**. Review of Economics and Statistics. v. 45, n.1, p.79-107, fev. 1963. Disponível em: <<http://www.jstor.org/pss/1927150>>. Acesso em: 01 dez. 2011.

MISHKIN, F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy . **National Bureau of Economic Research**. Cambridge, 1996. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w5464>>. Acesso em: 01 mar. 2011.

MODENESI, A. M.; ARAÚJO, E. C. Costs and Benefits of Inflation Targeting in Brazil (2000-2008): an empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a VAR model. **Developments in Economic Theory and Policy: 8th International Conference**. Bilbao, 2011. Disponível em: <<http://www.conferencedevelopments.com/files/Modenesi-Araujo.pdf>>. Acesso em: 04 jul. 2011.

MUSSA, M. **Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. nº 25, p.117-214, 1986.

NILSSON, R.; GYOMAI, G. **Cycle Extraction: A comparison of the phase-average trend method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald filters**. OECD, 2008. Disponível em: <<http://www.oecd.org/dataoecd/32/13/41520591.pdf>>. Acesso em: 01 abr. 2011.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of international macroeconomics**. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology Press, 1996.

ORPHANIDES, A.; SOLOW, R. M. **Money Inflation and Growth**. In: Friedman, B. M. Hahn, F.H (Org.). Handbook of Monetary Economics, v.1, l.8. Amsterdam: Elsevier, 1990. p. 223-261.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. **Generalized Impulse Response Analysis in linear Multivariate Models**, Economic Letters, v. 58, p.17-29, 1998.

PRATES, D. M.; CUNHA, A. M.; LÉLIS, M. T. C. La gestión del sistema de cambio fluctuante en el Brasil. **Revista de la CEPAL**, v. 99, p. 97-118, Dez. 2009. Disponível: < <http://www.eclac.org/publicaciones/xml/9/37909/RVE99Pratesetal.pdf>>. Acesso em: 01 out. 2011.

ROGOFF, K., Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years. **IMF Staff Papers** 49, Special Issue, 2002 (35 pages).

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. **NBER Macroeconomics annual 1989**. p. 121-170. Cambridge: MIT Press, 1989.

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. **The American Economic Review**. Nashville, v. 94, p.1055-1084, Set. 2004.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. **Some Unpleasant Monetarist Arithmetic**. Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review. v. 5, p. 1-17, 1981.

SACHS, J.; LARRAIN, F. **Macroeconomia** – Em uma Economia Global. São Paulo: Pearson Makron Books, 2000.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, jan. 1980.

SCHWARTZMAN, F. F. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com Preços Desagregados. **Revista de Economia Aplicada**. Ribeirão Preto: v. 10, n. 1, p. 137-155, Janeiro-Março 2006.

SOUZA, R. G.; ALVES, A, F. Relação entre Câmbio e Preços no Brasil: Aspectos Teóricos e Evidências Empíricas. **XXXVIII Encontro Nacional de Economia**. Salvador, 2010. Disponível: <http://www.anpec.org.br/encontro_2010.htm> Acesso em: 01 fev. 2011.

TAYLOR, J. B. **Discretion Versus Policy Rules in Practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. nº 39, p.195-214, 1993.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. Transmissão da Política Monetária: Análise de Quebras Estruturais na Economia Brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. **XXXVIII Encontro Nacional de Economia**. Salvador, 2010. Disponível: <http://www.anpec.org.br/encontro_2010.htm> Acesso em: 01 fev. 2011.

TRICHES, D.; SILVA, A. B. M.; MORAES, R. C.; SILVA, S.S. **A análise da convergência e das inter-relações dos indicadores macroeconômicos dos países integrantes do Mercosul**. PESQUISA & DEBATE. São Paulo, v. 19, n. 2 (34) pp. 115-134, 2008.

URZÚA, C. M. Omnibus tests for multivariate normality based on a class of maximum entropy distributions. **Advances in Econometrics**, v. 12, p. 341-358, 1997. Disponível: < <http://alejandria.ccm.itesm.mx/egap/documentos/EGAP-2003-04.pdf>> Acesso em: 01 out. 2011.

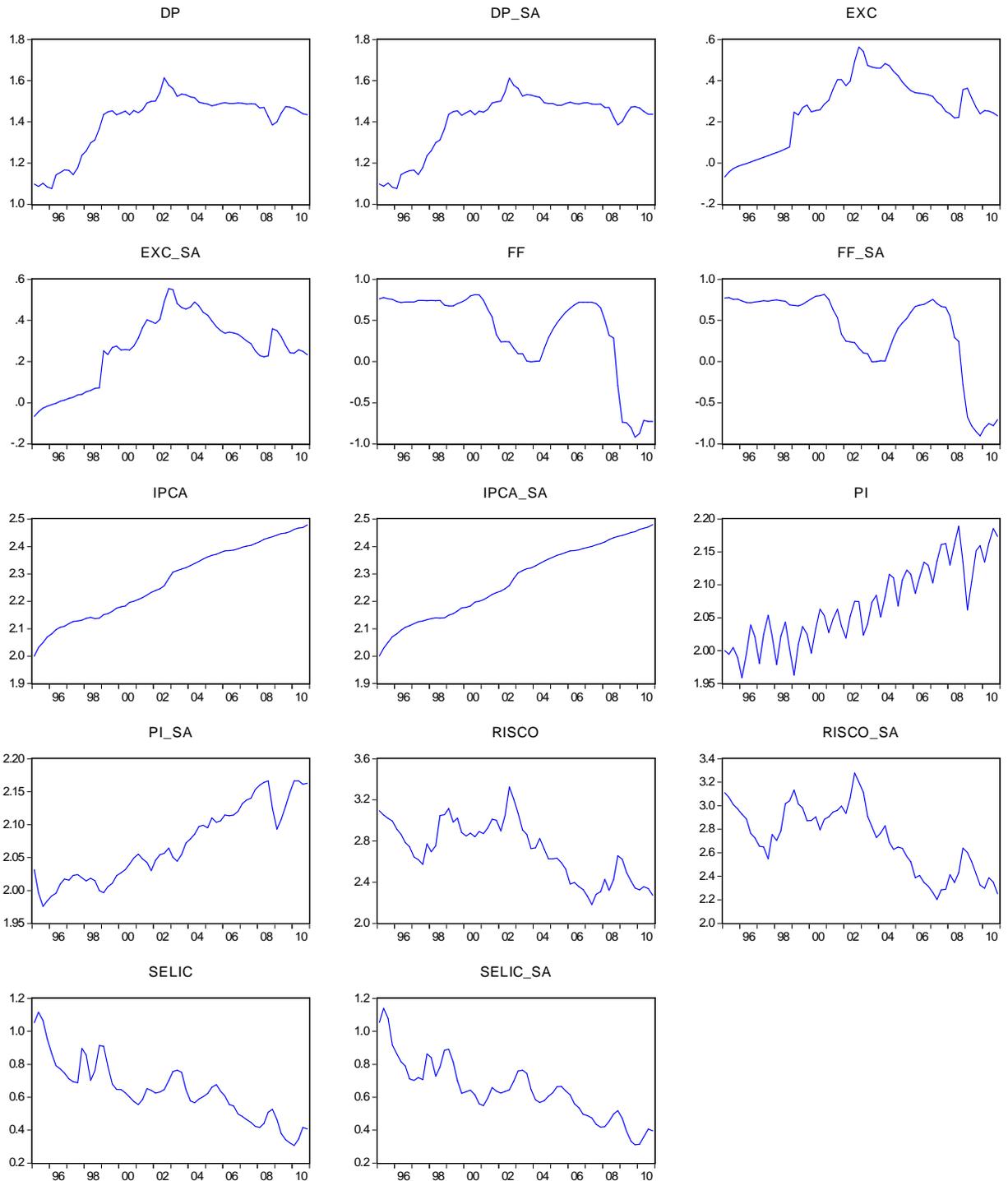
VALDÉS, R. **Inflation Targeting in Chile: Experience and Selected Issues**. Central Bank of Chile: Working Papers. Nº 22. Setembro, 2007.

VARTANIAN, P. R. Choques Monetários e Cambiais sob Regimes de Câmbio Flutuante nos Países Membros do Mercosul: Há Indícios de Convergência Macroeconômica? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 11 n. 2, p. 435-464, Maio-Agosto 2010.

ZARNOWITZ, V.; OZYILDIRIM, A. Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles. **National Bureau of Economic Research**. Working Paper 8736. Cambridge, 2002. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w8736>>. Acesso em: 06 mai. 2011.

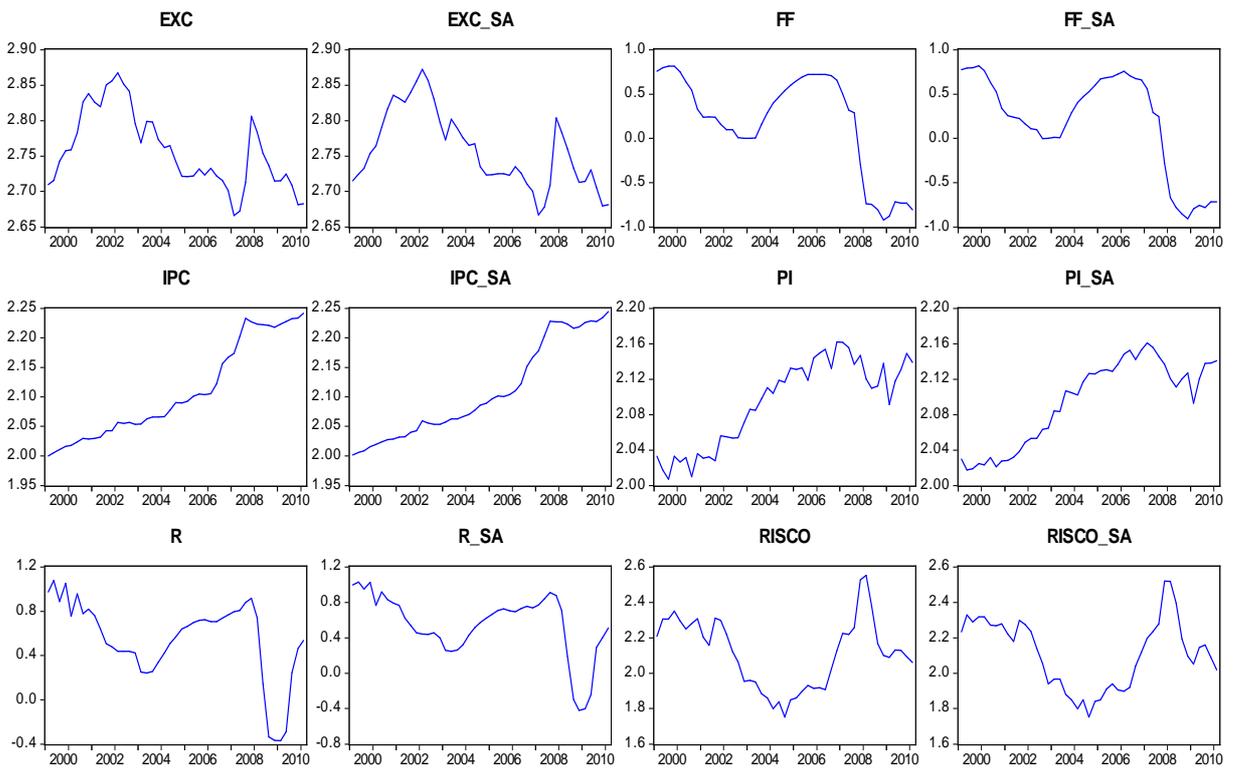
ANEXOS

Figura A.1 – Séries do modelo econométrico do Brasil de 1995/1 a 2010/4



Nota: As nomenclaturas *_SA* denotam séries com ajuste sazonal; Em escala logarítmica; DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; FF é a taxa de juros básica dos Estados Unidos; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic. O eixo vertical denota o nível do logaritmo da série. O eixo horizontal refere-se ao intervalo de tempo dos dados.

Figura A.2 – Séries do modelo econométrico do Chile de 2000/1 a 2011/1



Nota: As nomenclaturas *_SA* denotam séries com ajuste sazonal; Em escala logarítmica; EXC refere-se à taxa de câmbio; FF é a taxa de juros básica dos Estados Unidos; IPC é a taxa de inflação; PI é a atividade industrial; RISCO é o índice EMBI+; e R é a taxa básica de juros chilena. O eixo vertical denota o nível do logaritmo da série. O eixo horizontal refere-se ao intervalo de tempo dos dados.

Tabela A.1 - Testes de raiz unitária no Brasil

ADF							
Série	τ	p valor	τ_{μ}	p valor	τ_{τ}	p valor	Integração
<i>selic</i>	-2.031	0.041	-2.107	0.243	-5.343	0.000	I(1)
<i>exc</i>	-0.207	0.608	-2.039	0.270	-0.919	0.947	I(1)
<i>pi</i>	1.964	0.987	-0.632	0.855	-4.404	0.004	I(1)
<i>dp</i>	0.993	0.914	-2.508	0.119	-0.945	0.944	I(1)
<i>ipca</i>	3.460	1.000	-0.784	0.817	-2.078	0.547	I(1)
<i>ff</i>	-1.550	0.113	-1.343	0.604	-3.632	0.035	I(1)
<i>risco</i>	-1.285	0.181	-1.162	0.686	-1.838	0.674	I(1)
ADF Δ							
Série	τ	p valor	τ_{μ}	p valor	τ_{τ}	p valor	Integração
Δ <i>selic</i>	-6.272	0.000	-6.528	0.000	-6.525	0.000	I(0)
Δ <i>exc</i>	-6.379	0.000	-6.395	0.000	-6.744	0.000	I(0)
Δ <i>pi</i>	-6.302	0.000	-6.746	0.000	-6.663	0.000	I(0)
Δ <i>dp</i>	-5.459	0.000	-5.622	0.000	-6.135	0.000	I(0)
Δ <i>ipca</i>	-3.118	0.002	-4.883	0.000	-4.718	0.002	I(0)
Δ <i>ff</i>	-3.756	0.000	-3.826	0.004	-3.820	0.022	I(0)
Δ <i>risco</i>	-6.752	0.000	-6.821	0.000	-6.765	0.000	I(0)
PP							
Série	τ	p valor	τ_{μ}	p valor	τ_{τ}	p valor	Integração
<i>selic</i>	-2.067	0.038	-2.002	0.285	-2.993	0.142	I(1)
<i>exc</i>	-0.277	0.582	-2.018	0.279	-0.853	0.955	I(1)
<i>pi</i>	1.300	0.950	-0.250	0.926	-4.125	0.010	I(1)
<i>dp</i>	1.161	0.935	-2.424	0.139	-1.064	0.927	I(1)
<i>ipca</i>	6.472	1.000	-2.222	0.201	-2.855	0.184	I(1)
<i>ff</i>	-1.257	0.190	-0.726	0.832	-1.715	0.733	I(1)
<i>risco</i>	-1.191	0.211	-1.333	0.609	-2.148	0.510	I(1)
PP Δ							
Série	τ	p valor	τ_{μ}	p valor	τ_{τ}	p valor	Integração
Δ <i>selic</i>	-5.346	0.000	-5.459	0.000	-5.533	0.000	I(0)
Δ <i>exc</i>	-6.307	0.000	-6.314	0.000	-6.668	0.000	I(0)
Δ <i>pi</i>	-5.609	0.000	-6.137	0.000	-5.948	0.000	I(0)
Δ <i>dp</i>	-5.459	0.000	-5.609	0.000	-5.990	0.000	I(0)
Δ <i>ipca</i>	-3.108	0.002	-4.883	0.000	-4.718	0.002	I(0)
Δ <i>ff</i>	-3.840	0.000	-3.918	0.003	-3.971	0.015	I(0)
Δ <i>risco</i>	-6.743	0.000	-6.821	0.000	-6.765	0.000	I(0)

Nota: τ : sem intercepto; τ_{μ} : intercepto; τ_{τ} : tendência e intercepto.

Tabela A.2 - Testes de raiz unitária no Chile

ADF							
Série	τ	<i>p valor</i>	τ_{μ}	<i>p valor</i>	τ_{τ}	<i>p valor</i>	Integração
<i>r</i>	-1.246	0.192	-3.045	0.039	-3.142	0.110	I(1)
<i>exc</i>	-0.238	0.595	-1.211	0.662	-3.135	0.112	I(1)
<i>pi</i>	1.508	0.966	-1.054	0.725	-1.345	0.863	I(1)
<i>ipc</i>	2.392	0.995	0.079	0.960	-2.058	0.554	I(1)
<i>ff</i>	-1.607	0.101	-1.338	0.603	-1.805	0.685	I(1)
<i>risco</i>	-0.707	0.405	-2.057	0.263	-2.001	0.584	I(1)
ADF Δ							
Série	τ	<i>p valor</i>	τ_{μ}	<i>p valor</i>	τ_{τ}	<i>p valor</i>	Integração
Δr	-5.025	0.000	-5.096	0.000	-5.080	0.001	I(0)
Δexc	-4.813	0.000	-4.763	0.000	-4.836	0.002	I(0)
Δpi	-6.858	0.000	-7.285	0.000	-7.312	0.000	I(0)
Δipc	-2.907	0.005	-3.886	0.005	-3.910	0.020	I(0)
Δff	-3.187	0.002	-3.310	0.021	-3.268	0.085	I(0)
$\Delta risco$	-4.813	0.000	-4.790	0.000	-4.751	0.002	I(0)
PP							
Série	τ	<i>p valor</i>	τ_{μ}	<i>p valor</i>	τ_{τ}	<i>p valor</i>	Integração
<i>r</i>	-1.483	0.127	-2.187	0.214	-2.218	0.468	I(1)
<i>exc</i>	-0.225	0.600	-1.528	0.510	-2.489	0.332	I(1)
<i>pi</i>	1.683	0.976	-1.014	0.740	-1.330	0.867	I(1)
<i>ipc</i>	3.549	1.000	0.203	0.970	-1.753	0.710	I(1)
<i>ff</i>	-1.353	0.161	-0.934	0.768	-1.487	0.819	I(1)
<i>risco</i>	-0.494	0.497	-1.383	0.582	-1.365	0.857	I(1)
PP Δ							
Série	τ	<i>p valor</i>	τ_{μ}	<i>p valor</i>	τ_{τ}	<i>p valor</i>	Integração
Δr	-3.686	0.001	-3.651	0.009	-3.659	0.036	I(0)
Δexc	-4.615	0.000	-4.542	0.001	-4.603	0.003	I(0)
Δpi	-6.847	0.000	-7.289	0.000	-7.381	0.000	I(0)
Δipc	-2.770	0.007	-3.895	0.004	-3.924	0.019	I(0)
Δff	-3.291	0.002	-3.428	0.015	-3.394	0.066	I(0)
$\Delta risco$	-4.743	0.000	-4.711	0.000	-4.669	0.003	I(0)

Nota: τ : sem intercepto; τ_{μ} : intercepto; τ_{τ} : tendência e intercepto.

Tabela A.3 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com uma defasagem

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística	Valor	Estatística	Valor
		Traço	Crítico*	Max. Autovalor	Crítico**
r=0	0.67798	162.3821	95.75366	70.25482	40.07757
r≤1	0.436182	92.12723	69.81889	35.52753	33.87687
r≤2	0.341992	56.59971	47.85613	25.94938	27.58434
r≤3	0.246466	30.65032	29.79707	17.54482	21.13162
r≤4	0.16128	13.10551	15.49471	10.90446	14.2646
r≤5	0.034878	2.201052	3.841466	2.201052	3.841466

* Estatística Traço indica 4 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.4 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com duas defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística	Valor	Estatística	Valor
		Traço	Crítico*	Max. Autovalor	Crítico**
r=0	0.669749	170.5619	95.75366	67.58212	40.07757
r≤1	0.433098	102.9798	69.81889	34.62172	33.87687
r≤2	0.372596	68.35809	47.85613	28.43603	27.58434
r≤3	0.281304	39.92206	29.79707	20.14929	21.13162
r≤4	0.227512	19.77277	15.49471	15.74646	14.2646
r≤5	0.063874	4.026306	3.841466	4.026306	3.841466

* Estatística Traço indica 6 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 3 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.5 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com três defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística	Valor	Estatística	Valor
		Traço	Crítico*	Max. Autovalor	Crítico**
r=0	0.650511	177.3742	95.75366	63.077	40.07757
r≤1	0.516943	114.2972	69.81889	43.65729	33.87687
r≤2	0.438081	70.63989	47.85613	34.58391	27.58434
r≤3	0.255299	36.05598	29.79707	17.68635	21.13162
r≤4	0.192254	18.36963	15.49471	12.81044	14.2646
r≤5	0.08849	5.559195	3.841466	5.559195	3.841466

* Estatística Traço indica 6 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 3 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.6 - Teste de cointegração de Johansen para o Brasil com quatro defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística	Valor	Estatística	Valor
		Traço	Crítico*	Max. Autovalor	Crítico**
r=0	0.71344	185.4757	95.75366	73.73859	40.07757
r≤1	0.584093	111.7371	69.81889	51.76031	33.87687
r≤2	0.368341	59.97676	47.85613	27.10494	27.58434
r≤3	0.307112	32.87182	29.79707	21.64635	21.13162
r≤4	0.169093	11.22547	15.49471	10.92902	14.2646
r≤5	0.005012	0.296457	3.841466	0.296457	3.841466

* Estatística Traço indica 4 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.7 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com uma defasagem

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
r=0	0,57	90,39	69,82	35,87	33,88
r≤1	0,53	54,52	47,86	31,99	27,58
r≤2	0,25	22,53	29,80	12,02	21,13
r≤3	0,18	10,50	15,49	8,48	14,26
r≤4	0,05	2,02	3,84	2,02	3,84

* Estatística Traço indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.8 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com duas defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
r=0	0.81	127.47	69.82	66.93	33.88
r≤1	0.51	60.55	47.86	28.73	27.58
r≤2	0.33	31.81	29.80	16.26	21.13
r≤3	0.24	15.55	15.49	10.82	14.26
r≤4	0.11	4.74	3.84	4.74	3.84

* Estatística Traço indica 5 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.9 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com três defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
r=0	0.84	136.30	69.82	69.25	33.88
r≤1	0.57	67.05	47.86	32.09	27.58
r≤2	0.38	34.96	29.80	18.45	21.13
r≤3	0.35	16.51	15.49	16.32	14.26
r≤4	0.01	0.19	3.84	0.19	3.84

* Estatística Traço indica 4 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 2 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.10 - Teste de cointegração de Johansen para o Chile com quatro defasagens

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Traço	Valor Crítico*	Estatística Max. Autovalor	Valor Crítico**
r=0	1.00	344.21	69.82	217.20	33.88
r≤1	0.84	127.01	47.86	65.91	27.58
r≤2	0.64	61.11	29.80	36.60	21.13
r≤3	0.42	24.51	15.49	19.74	14.26
r≤4	0.12	4.77	3.84	4.77	3.84

* Estatística Traço indica 5 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

** Estatística Máximo autovalor indica 5 vetores de cointegração ao nível de 5% de significância

Tabela A.11 - Testes de Akaike e Schwarz nos modelos de Brasil e Chile

Ordem	1		2		3		4	
Brasil	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
	-30.31	-28.04	-29.92	-26.18	-30.23	-25.00	-30.85	-24.09

Ordem	1		2		3		4	
Chile	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC	AIC	SC
	-22.11	-20.06	-22.71	-19.40	-23.14	-18.54	-25.43	-19.52

Tabela A.12 - Teste de normalidade dos resíduos para os modelos do Brasil

Defasagem: 1												
Cholesky (Lutkepohl)				Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzúa)				
Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	
1	6.305	2	0.043	1	6.869	2	0.032	1	10.661	2	0.005	
2	89.957	2	0.000	2	18.327	2	0.000	2	132.143	2	0.000	
3	2.811	2	0.245	3	1.310	2	0.520	3	0.147	2	0.929	
4	0.250	2	0.882	4	1.339	2	0.512	4	0.511	2	0.774	
5	0.378	2	0.828	5	0.981	2	0.612	5	1.486	2	0.476	
6	0.688	2	0.709	6	0.785	2	0.675	6	0.046	2	0.978	
<i>Conj.:</i>	<i>100.388</i>	<i>12</i>	<i>0.000</i>	<i>Conj.:</i>	<i>29.609</i>	<i>12</i>	<i>0.003</i>	<i>Conj.:</i>	<i>424.345</i>	<i>182</i>	<i>0.000</i>	

Defasagem: 3												
Cholesky (Lutkepohl)				Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzúa)				
Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	
1	1.163	2	0.559	1	1.430	2	0.489	1	1.929	2	0.381	
2	23.059	2	0.000	2	8.829	2	0.012	2	23.144	2	0.000	
3	0.922	2	0.631	3	0.448	2	0.799	3	1.551	2	0.461	
4	0.571	2	0.752	4	2.675	2	0.263	4	2.606	2	0.272	
5	2.882	2	0.237	5	3.740	2	0.154	5	1.389	2	0.499	
6	1.186	2	0.553	6	4.242	2	0.120	6	7.439	2	0.024	
<i>Conj.:</i>	<i>29.782</i>	<i>12</i>	<i>0.003</i>	<i>Conj.:</i>	<i>21.364</i>	<i>12</i>	<i>0.045</i>	<i>Conj.:</i>	<i>179.952</i>	<i>182</i>	<i>0.529</i>	

Defasagem: 4												
Cholesky (Lutkepohl)				Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzúa)				
Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	
1	2.127	2	0.345	1	3.597	2	0.166	1	5.888	2	0.053	
2	14.298	2	0.001	2	8.003	2	0.018	2	16.384	2	0.000	
3	0.137	2	0.934	3	0.822	2	0.663	3	1.435	2	0.488	
4	0.106	2	0.949	4	1.588	2	0.452	4	1.007	2	0.605	
5	4.888	2	0.087	5	2.173	2	0.337	5	0.114	2	0.944	
6	1.729	2	0.421	6	4.895	2	0.087	6	8.101	2	0.017	
<i>Conj.:</i>	<i>23.284</i>	<i>12</i>	<i>0.025</i>	<i>Conj.:</i>	<i>21.079</i>	<i>12</i>	<i>0.049</i>	<i>Conj.:</i>	<i>180.536</i>	<i>182</i>	<i>0.517</i>	

Nota: JB refere-se à estatística Jarque-Bera

Tabela A.13 - Teste de normalidade dos resíduos para os modelos do Chile

Defasagem: 4												
Cholesky (Lutkepohl)				Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzua)				
Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	
1	0.866	2	0.649	1	1.786	2	0.410	1	0.364	2	0.834	
2	0.271	2	0.873	2	0.620	2	0.734	2	0.653	2	0.721	
3	0.986	2	0.611	3	0.014	2	0.993	3	0.247	2	0.884	
4	1.266	2	0.531	4	2.106	2	0.349	4	5.153	2	0.076	
5	1.016	2	0.602	5	5.737	2	0.057	5	7.343	2	0.025	
<i>Conj.:</i>	<i>4.404</i>	<i>10</i>	<i>0.927</i>	<i>Conj.:</i>	<i>10.263</i>	<i>10</i>	<i>0.418</i>	<i>Conj.:</i>	<i>104.446</i>	<i>105</i>	<i>0.497</i>	

Defasagem: 2												
Cholesky (Lutkepohl)				Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzua)				
Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	
1	3.729	2	0.155	1	7.931	2	0.019	1	4.926	2	0.085	
2	0.143	2	0.931	2	0.821	2	0.664	2	0.291	2	0.865	
3	18.431	2	0.000	3	9.992	2	0.007	3	36.923	2	0.000	
4	2.025	2	0.363	4	3.000	2	0.223	4	4.269	2	0.118	
5	1.194	2	0.551	5	5.671	2	0.059	5	5.571	2	0.062	
<i>Conj.:</i>	<i>25.521</i>	<i>10</i>	<i>0.004</i>	<i>Conj.:</i>	<i>27.415</i>	<i>10</i>	<i>0.002</i>	<i>Conj.:</i>	<i>120.679</i>	<i>105</i>	<i>0.141</i>	

Defasagem: 3												
Cholesky (Lutkepohl)				Autocorrelação (Doornik-Hansen)				Covariância dos resíduos (Urzua)				
Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	Comp:	J-B	g.l.	p-valor	
1	0.377	2	0.828	1	0.639	2	0.727	1	0.691	2	0.708	
2	0.052	2	0.975	2	0.963	2	0.618	2	0.511	2	0.775	
3	3.172	2	0.205	3	4.363	2	0.113	3	5.914	2	0.052	
4	1.774	2	0.412	4	0.699	2	0.705	4	0.598	2	0.742	
5	20.816	2	0.000	5	11.512	2	0.003	5	40.756	2	0.000	
<i>Conj.:</i>	<i>26.191</i>	<i>10</i>	<i>0.004</i>	<i>Conj.:</i>	<i>18.176</i>	<i>10</i>	<i>0.052</i>	<i>Conj.:</i>	<i>94.148</i>	<i>105</i>	<i>0.767</i>	

Nota: JB refere-se à estatística Jarque-Bera

Tabela A.14 - Modelo VEC para o Brasil

Equação de Cointegração						
SELIC_SA(-1)	EXC_SA(-1)	IPCA_SA(-1)	PI_SA(-1)	RISCO_SA(-1)	DP_SA(-1)	C
1.00000	0.92957	-18.19940	51.92533	2.62470	-0.24103	-73.66261
	(0.80673)	(2.52091)	(7.76807)	(0.74376)	(0.94718)	
Relações de Curto Prazo no VEC						
Variáveis	$\Delta(\text{SELIC_SA})$	$\Delta(\text{EXC_SA})$	$\Delta(\text{IPCA_SA})$	$\Delta(\text{PI_SA})$	$\Delta(\text{RISCO_SA})$	$\Delta(\text{DP_SA})$
Coef. de Cointegração	0.0328	0.0656	-0.0020	-0.0147	0.1878	0.0028
	(0.02407)	(0.01770)	(0.00194)	(0.00338)	(0.04299)	(0.01342)
$\Delta(\text{SELIC_SA}(-1))$	0.1108	-0.0858	-0.0033	-0.0539	-0.4110	0.1212
	(0.15280)	(0.11234)	(0.01231)	(0.02144)	(0.27289)	(0.08517)
$\Delta(\text{SELIC_SA}(-2))$	-0.3346	0.0421	0.0170	0.0176	-0.2141	-0.0499
	(0.16887)	(0.12416)	(0.01361)	(0.02369)	(0.30159)	(0.09412)
$\Delta(\text{SELIC_SA}(-3))$	0.1262	-0.2130	0.0000	0.0123	0.4117	-0.1346
	(0.15402)	(0.11323)	(0.01241)	(0.02161)	(0.27506)	(0.08584)
$\Delta(\text{EXC_SA}(-1))$	-0.2286	-0.0101	0.0100	-0.0817	-0.4865	0.0838
	(0.23639)	(0.17380)	(0.01905)	(0.03317)	(0.42217)	(0.13175)
$\Delta(\text{EXC_SA}(-2))$	-0.0649	0.1575	0.0370	-0.0430	-0.3521	0.1090
	(0.25066)	(0.18429)	(0.02020)	(0.03517)	(0.44766)	(0.13971)
$\Delta(\text{EXC_SA}(-3))$	0.0599	-0.3288	0.0319	0.0539	-0.4231	-0.1248
	(0.22869)	(0.16814)	(0.01843)	(0.03209)	(0.40842)	(0.12746)
$\Delta(\text{IPCA_SA}(-1))$	-0.5319	-2.9159	0.3181	0.8450	-4.7027	-2.0319
	(2.03928)	(1.49930)	(0.16431)	(0.28611)	(3.64199)	(1.13662)
$\Delta(\text{IPCA_SA}(-2))$	-0.6255	-3.9185	-0.0780	0.3425	-7.1046	-1.2523
	(2.21872)	(1.63123)	(0.17877)	(0.31129)	(3.96246)	(1.23663)
$\Delta(\text{IPCA_SA}(-3))$	-0.5767	2.7662	0.4329	0.0269	-4.0185	1.5786
	(1.94814)	(1.43230)	(0.15697)	(0.27333)	(3.47923)	(1.08582)
$\Delta(\text{PI_SA}(-1))$	-0.2553	-2.1674	0.2456	0.6142	-6.1952	-0.4552
	(1.54755)	(1.13778)	(0.12469)	(0.21712)	(2.76380)	(0.86255)
$\Delta(\text{PI_SA}(-2))$	-0.0154	-1.3967	0.2355	0.2603	-2.1059	-0.8125
	(1.21233)	(0.89132)	(0.09768)	(0.17009)	(2.16513)	(0.67571)
$\Delta(\text{PI_SA}(-3))$	1.2326	-0.4816	0.0662	0.2209	-1.4455	-1.0812
	(0.75113)	(0.55224)	(0.06052)	(0.10538)	(1.34146)	(0.41865)
$\Delta(\text{RISCO_SA}(-1))$	-0.0905	-0.1854	0.0225	0.0556	-0.7925	-0.0353
	(0.13248)	(0.09740)	(0.01067)	(0.01859)	(0.23660)	(0.07384)
$\Delta(\text{RISCO_SA}(-2))$	0.0561	-0.1528	0.0271	0.0521	-0.3220	0.0185
	(0.12395)	(0.09113)	(0.00999)	(0.01739)	(0.22136)	(0.06908)
$\Delta(\text{RISCO_SA}(-3))$	0.0184	-0.0240	0.0039	0.0037	-0.3907	0.0002
	(0.11375)	(0.08363)	(0.00917)	(0.01596)	(0.20315)	(0.06340)
$\Delta(\text{DP_SA}(-1))$	0.2122	0.1629	0.0222	0.1785	0.8563	0.1091
	(0.28717)	(0.21113)	(0.02314)	(0.04029)	(0.51285)	(0.16006)
$\Delta(\text{DP_SA}(-2))$	-0.4123	0.1298	-0.0164	-0.0231	-0.5164	-0.1106
	(0.32719)	(0.24056)	(0.02636)	(0.04591)	(0.58434)	(0.18237)
$\Delta(\text{DP_SA}(-3))$	-0.1515	0.4002	-0.0298	-0.0259	0.5256	0.2630
	(0.33660)	(0.24747)	(0.02712)	(0.04723)	(0.60115)	(0.18761)

Continuação:

Constante	-0.0058 (0.01708)	0.0269 (0.01255)	0.0007 (0.00138)	-0.0062 (0.00240)	0.0916 (0.03050)	0.0204 (0.00952)
$\Delta(\text{FF_SA}(-1))$	0.0677 (0.10606)	0.1510 (0.07798)	0.0000 (0.00855)	-0.0211 (0.01488)	0.2718 (0.18942)	0.0524 (0.05912)
$\Delta(\text{FF_SA}(-2))$	0.0339 (0.10217)	-0.1121 (0.07511)	-0.0016 (0.00823)	0.0130 (0.01433)	-0.3494 (0.18246)	0.0052 (0.05694)
$\Delta(\text{FF_SA}(-3))$	-0.0781 (0.10154)	-0.1068 (0.07465)	0.0005 (0.00818)	0.0133 (0.01425)	-0.1911 (0.18134)	-0.0146 (0.05659)
DUMMIES	0.0604 (0.02057)	0.0272 (0.01512)	0.0002 (0.00166)	-0.0104 (0.00289)	0.0886 (0.03674)	0.0060 (0.01147)
R^2	0.593	0.622	0.647	0.832	0.634	0.515
Estatística-F	2.284	2.574	2.870	7.749	2.708	1.665

Nota: números em parênteses indicam os desvios-padrão; As nomenclaturas _SA denotam séries com ajuste sazonal;

DP refere-se à dívida pública sobre o PIB; EXC é a taxa de câmbio; FF é a taxa de juros básica dos Estados Unidos; IPCA é a taxa de inflação; PI é a produção industrial; RISCO é o índice EMBI+; e SELIC é a taxa básica de juros Selic.

Tabela A.15 - Modelo VEC para o Chile

Equação de Cointegração					
R_SA(-1)	IPC_SA(-1)	PI_SA(-1)	EXC_SA(-1)	RISCO_SA(-1)	C
1.000000	6.518022 (0.98507)	-7.018885 (2.02619)	0.407899 (0.48620)	-1.301440 (0.38637)	2.052536
Relações de Curto Prazo no VEC					
Variáveis	D(R_SA)	D(IPC_SA)	D(PI_SA)	D(EXC_SA)	D(RISCO_SA)
Coef. de Cointegração	-0.066788 (0.18826)	0.032603 (0.01090)	-0.049982 (0.01795)	0.073291 (0.04866)	0.414177 (0.09703)
D(R_SA(-1))	0.240819 (0.19962)	-0.023061 (0.01156)	0.011500 (0.01904)	-0.044749 (0.05159)	-0.107289 (0.10288)
D(R_SA(-2))	0.337995 (0.18002)	-0.023031 (0.01042)	0.047436 (0.01717)	-0.045478 (0.04653)	-0.228407 (0.09278)
D(R_SA(-3))	-0.395452 (0.20916)	-0.032572 (0.01211)	0.041882 (0.01995)	-0.026069 (0.05406)	-0.091071 (0.10780)
D(IPC_SA(-1))	3.823114 (3.40757)	0.058186 (0.19729)	0.231644 (0.32495)	-0.053688 (0.88072)	1.607441 (1.75627)
D(IPC_SA(-2))	1.459734 (3.19607)	-0.068110 (0.18505)	0.183146 (0.30478)	-0.385394 (0.82606)	2.052414 (1.64727)
D(IPC_SA(-3))	-0.229334 (4.20211)	-0.142118 (0.24329)	-0.301295 (0.40072)	0.079275 (1.08608)	-1.112407 (2.16578)
D(PI_SA(-1))	1.657929 (2.91472)	0.450936 (0.16876)	-0.749071 (0.27795)	0.616040 (0.75334)	1.766073 (1.50226)
D(PI_SA(-2))	-1.774925 (2.31707)	0.434829 (0.13415)	-0.609046 (0.22096)	1.044145 (0.59887)	2.150226 (1.19423)
D(PI_SA(-3))	1.219819 (2.11244)	0.318600 (0.12231)	-0.447795 (0.20145)	0.718507 (0.54598)	2.108290 (1.08876)
D(EXC_SA(-1))	-0.069510 (1.20501)	-0.123509 (0.06977)	0.062253 (0.11491)	0.515060 (0.31145)	-0.285112 (0.62107)
D(EXC_SA(-2))	0.221181 (1.16695)	-0.030245 (0.06756)	-0.151688 (0.11128)	0.031644 (0.30161)	1.210334 (0.60145)
D(EXC_SA(-3))	-0.425229 (1.18648)	0.063760 (0.06869)	-0.007466 (0.11314)	-0.295357 (0.30666)	-0.901863 (0.61152)
D(RISCO_SA(-1))	-0.300059 (0.34507)	0.032688 (0.01998)	-0.029953 (0.03291)	0.045194 (0.08919)	0.171518 (0.17785)
D(RISCO_SA(-2))	0.050983 (0.32001)	0.037469 (0.01853)	0.031275 (0.03052)	-0.020399 (0.08271)	-0.104361 (0.16493)
D(RISCO_SA(-3))	-0.329284 (0.35866)	-0.011872 (0.02077)	-0.028419 (0.03420)	0.005465 (0.09270)	-0.307566 (0.18486)
Constante	-0.039455 (0.03845)	0.001096 (0.00223)	0.010753 (0.00367)	-0.009613 (0.00994)	-0.044230 (0.01982)
D(FF_SA(-1))	-0.033026 (0.28795)	-0.024532 (0.01667)	0.034133 (0.02746)	0.093401 (0.07442)	0.241826 (0.14841)

Continuação:

D(FF_SA(-2))	0.905518 (0.29654)	0.045080 (0.01717)	-0.016224 (0.02828)	-0.073392 (0.07664)	0.205958 (0.15284)
D(FF_SA(-3))	-0.259120 (0.32104)	0.000285 (0.01859)	0.005394 (0.03061)	-0.013021 (0.08298)	-0.261897 (0.16546)
DUMMIES	0.095592 (0.05487)	0.007253 (0.00318)	-0.002993 (0.00523)	0.013034 (0.01418)	0.035707 (0.02828)
R ²	0.846555	0.765876	0.692218	0.520808	0.832903
Estatística-F	5.516992	3.271248	2.249050	1.086846	4.984547

Nota: números em parênteses indicam os desvios-padrão; As nomenclaturas _SA denotam séries com ajuste sazonal;

EXC refere-se à taxa de câmbio; FF é a taxa de juros básica dos Estados Unidos; IPC é a taxa de inflação; PI é a atividade industrial; RISCO é o índice EMBI+; e R é a taxa básica de juros chilena.