



Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Economia
Programa de Pós-graduação em Economia – PIMES

**Evidências de *Pass-Through* Incompleto
da Taxa de Juros, Crédito Direcionado e
Canal de Custo da Política Monetária no
Brasil**

Igor Ézio Maciel Silva

Recife
2014

Universidade Federal de Pernambuco
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Departamento de Economia
Programa de Pós-graduação em Economia – PIMES

Igor Ézio Maciel Silva

**Evidências de *Pass-Through* Incompleto da Taxa de Juros,
Crédito Direcionado e Canal de Custo da Política Monetária
no Brasil**

*Trabalho apresentado ao Programa de Pós-graduação em
Economia – PIMES do Departamento de Economia da Uni-
versidade Federal de Pernambuco como requisito parcial
para obtenção do grau de Doutor em Ciências Econômi-
cas.*

Orientador: *Nelson Leitão Paes*
Co-orientador: *Jocildo Fernandes Bezerra*

Recife
2014

Catálogo na Fonte
Bibliotecária Ângela de Fátima Correia Simões, CRB4-773

S586e Silva, Igor Êzio Maciel
Evidências de Pass-Through incompletos da taxa de juros, crédito direcionado e canal de custo da política monetária no Brasil / Igor Êzio Maciel Silva. - Recife: O Autor, 2014.
97 folhas : il. 30 cm.

Orientador: Prof. Dr. Nelson Leitão Paes e co-orientador Prof. Dr. Jocildo Fernandes Bezerra.

Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, CCSA, 2014.

Inclui referências e apêndices.

1. Política monetária. 2. Taxas de juros. 3. Análise de crédito. 4. Sistemas de avaliação de risco de crédito (Finanças). 5. Mercado financeiro. I. Paes, Nelson Leitão (Orientador). II. Bezerra, Jocildo Fernandes (Co-orientador). III. Título.

331 CDD (22.ed.) UFPE (CSA 2014 – 136)

UNIVERSIDADE FEDERAL DE PERNAMBUCO
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PIMES/PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PARECER DA COMISSÃO EXAMINADORA DE DEFESA DE TESE DO DOUTORADO
EM ECONOMIA DE:

IGOR ÉZIO MACIEL SILVA

A Comissão Examinadora composta pelos professores abaixo, sob a presidência do primeiro, considera o Candidato Igor Ézio Maciel Silva **APROVADO**.

Recife, 01/11/2014

Prof. Dr. Nelson Leitão Paes
Orientador

Prof. Dr. Jocildo Fernandes Bezerra
Co-orientador e Examinador Interno

Prof. Dr. Ricardo Chaves Lima
Examinador Interno

Prof. Dr. Denísio Augusto Liberato Delfino
Examinador Externo/FGV-SP

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Examinador Externo/UFPB

Aos meus pais.

Agradecimentos

Agradeço ao meu orientador, professor Nelson Paes, por ter me orientado na elaboração deste trabalho com dedicação e confiança. Agradeço ao meu co-orientador, professor Jocildo Bezerra, com quem convivo há quase uma década, por todos os ensinamentos e conselhos. Agradeço, também, aos demais membros da banca examinadora, professores Ricardo Chaves, com quem também tenho a sorte de conviver e trabalhar, Denísio Delfino e Edilean Kleber Aragón, pelas valiosas contribuições ao trabalho e palavras de incentivo.

Agradeço ao CNPq pelo apoio financeiro e ao programa de pós-graduação PIMES, todos professores e funcionários, pelo apoio institucional. Sou especialmente grato ao professor Marcelo Eduardo da Silva por todas as sugestões e críticas construtivas, e à secretária Patrícia que sempre me motivou a buscar o melhor.

Agradeço a todos os colegas de curso. Com eles, dividi alegrias, lamentações e muitos momentos inesquecíveis. Em especial, gostaria de agradecer aos amigos Amanda Aires, André Melo, Leonardo Ferraz, Cássio Bressaria, Jevuks Matheus, Pablo Pinto, Filipe Costa, Wilton Bernardino, Paulo Henrique Guimarães, Inaldo Bezerra, Dieison Casagrande, Antônio Vinícius, Vítor Cavalcanti, Giuseppe Trevisan, Francisco Chiquito, Tássia Germano, Poema Ísis, Diego Firmino, Flavius Sodré, Leandro Willer, Rodrigo Arruda, Renata Caldas, Diogo Baerlocher, Henrique Veras, João Bosco Jr., Rafael Tiné, Lucas Scooby, Júlia Araújo e Dênio Paixão.

Agradeço a todos que me ajudaram durante o doutorado sanduíche na Universidade de Illinois-EUA. Em especial, agradeço aos professores (e profissionais inspiradores) Werner Baer e Geoffrey Hewings, e aos amigos Paulo Henrique Vaz, Diloá Athias e João Bernardo. Agradeço também à Capes pelo auxílio financeiro.

Agradeço a todos os meus familiares e amigos pelo apoio incondicional em todos os momentos. Sou grato a Madrinha Aleir, Ayanne Rebeca, Tio Denner, meu irmão Pedro Caio, Gerard, Maria Eugênia, Walter, Daniel, Bárbara, Tia Neném, Manoel, Ricardo, Kamilla, Glauber, Renê, Tio Carlinhos, Tia Anete, Valéria, Júnior, Pablo, Camila, Marina e Tia Janete. Agradeço a tia Delma, além do carinho, por dividir conosco sua paixão pelo saber. Agradeço, muito especialmente, a Josafá, Rosana e Jossana, sempre me pergunto o que eu fiz para merecer uma segunda família nessa vida (devo ser realmente muito sortudo como vocês dizem).

Agradeço aos meus avós, Antônio, Gilvanete, Domingos e Eugênia, suas histórias de vida são eternas fontes de aprendizado. Por fim, agradeço e dedico esse trabalho aos meus pais, Denivaldo e Gildete, e a minha irmã, Larissa, por me ensinarem que o amor é a maior das dádivas e que devemos, acima de tudo, amar.

And in the end, the love you take is equal to the love you make
—JOHN LENNON, PAUL MCCARTNEY (The End, 1969)

Resumo

A formulação de políticas monetárias eficientes depende do entendimento dos seus diversos mecanismos de propagação. Alguns estudos procuraram analisar a operacionalidade de diferentes canais de transmissão para a economia brasileira, como, por exemplo, o canal tradicional da taxa de juros, o canal de crédito, canal de preço dos ativos e canal da taxa de câmbio, mas pouca atenção foi dada ao canal de custo. O canal de custo opera através da oferta agregada. Um aumento da taxa de juros promove aumento nos custos das firmas, o que gera incentivo para o aumento dos preços. Dessa forma, uma política monetária contracionista poderia promover um aumento do nível de preços ao invés de uma redução, fato este que tem sido documentado em estudos empíricos, sendo denominado como *price-puzzle*. O objetivo deste estudo foi analisar a operacionalidade do canal de custo da política monetária no Brasil, destacando o papel desempenhado pelos bancos. Para tanto, um modelo DSGE Novo-Keynesiano foi desenvolvido e estimado. Nesse modelo, o nível da taxa de juros para empréstimos cobrada pelos bancos influencia diretamente o custo das empresas. Além disso, o modelo incorpora rigidez no mercado financeiro (somente uma fração dos bancos reajusta sua taxa de juros para empréstimo a cada período), existindo a possibilidade de *pass-through* limitado da taxa de juros. O modelo procurou incorporar, também, o crédito direcionado, modalidade que representa boa parte dos empréstimos no Brasil. A inclusão do crédito direcionado é importante porque esta modalidade de crédito possui características diferenciadas que repercutem na capacidade da política monetária de alterar as condições de crédito. O modelo DSGE foi estimado pelo método da Distância Mínima (*Matching*). Nessa abordagem, estima-se primeiramente um modelo VAR de modo a obter as funções impulso-resposta das variáveis de interesse resultantes de um choque de política monetária. Em seguida, os parâmetros do modelo são ajustados de modo minimizar a distância entre as funções impulso-resposta empíricas e teóricas. Os resultados indicam que: o canal de custo desempenha um papel significativo na transmissão da política monetária no país, explicando o *price-puzzle* encontrado a partir da estimação do modelo VAR; não há evidência de *pass-through* incompleto da taxa de juros; e, o crédito direcionado reduz a capacidade da política monetária de alterar as condições de crédito.

Palavras-chave: Política Monetária, *Pass-Through* da Taxa de Juros, Canal de Custo, Crédito Direcionado.

Abstract

The efficient monetary policy formulation depends of the understanding of their propagation mechanisms. There are studies that analyzed the operationality of different transmission channels for the Brazilian economy, as, for example, the traditional interest rate channel, the credit channel, the equity price channel, and the exchange rate channel, but less attention had been given to the cost channel. The cost channel works through the aggregate supply. An interest rate increase promotes the increase of the costs of the firms, and this generates an incentive to a prices increase. In that way, a contractionary monetary policy could promote an increase in the price level instead of a reduction. This fact had been documented in empirical studies, being denominated price-puzzle. The aim of this study is to analyze the operationality of the monetary policy cost channel in Brazil, highlighting the role played by the banks. For that, I present a New-Keynesian DSGE model in which the costs of the firms are directly influenced by the level of the banks' loan rate. Besides, banks extend loans to firms in an environment of monopolistic competition by setting their loan rates in a staggered way, which means that the adjustment of the aggregate loan rate to a monetary policy shock is sticky. The model also tried to incorporate the directed credit which represents a significant share of the credit operations volume in Brazil. The inclusion of the directed credit is important because this kind of credit has specific characteristics that influence the monetary policy capacity to modify the credit conditions. I estimate the model for the Brazilian economy by adopting a minimum distance approach (Matching), which consists of two steps. In the first step, I specify a VAR model to generate empirical impulse responses to a monetary policy shock. In the second step, I estimate the model parameters by matching the theoretical impulse responses as closely as possible to the empirical impulse responses. The results for Brazilian economy indicate that: the cost channel plays a decisive role in the monetary policy transmission, explaining the Price-Puzzle; there is no evidence of incomplete interest rate pass-through; and, the directed credit reduces the monetary policy capacity to modify the credit conditions.

Keywords: Monetary Policy, Interest Rate Pass-Through, Cost Channel, Directed Credit.

Lista de Figuras

2.1	Participação do Crédito para Capital de Giro (2007-2013)	6
2.2	Participação do Crédito para Financiamento da Produção no Volume Total Destinado a Pessoas Jurídicas (2007-2013)	7
3.1	Participação do Crédito Direcionado no Crédito Total(2007-2013)	26
3.2	Taxa de Juros Média das Operações de Crédito (% a.a.): Total, Livre e Direcionado (2011-2013)	27
3.3	Taxa de Juros Média das Operações de Crédito para Pessoas Jurídicas (% a.a.): Total, Livre e Direcionado (2011-2013)	28
3.4	Taxa de Juros Média das Operações de Crédito para Pessoas Físicas (% a.a.): Total, Livre e Direcionado (2011-2013)	29
3.5	TJLP, Selic, Juros Livres (PJ) e Juros do BNDES (PJ) – (% a.a.)	34
3.6	Crédito Imobiliário (PF)	35
3.7	Taxa de Juros para Crédito Imobiliário (PF) e Selic – (% a.a.)	36
3.8	Crédito Rural	37
3.9	Taxa de Juros para Crédito Rural e Selic – (% a.a.)	39
6.1	Choque de Política Monetária Contracionista	71
6.2	<i>Matching</i> das Funções Impulso-Resposta	74
6.3	Simulação de Choques de Política Monetária Contracionista	76
6.4	Simulação de Choques de Política Monetária Contracionista	77
6.5	Simulação de Choques de Política Monetária Contracionista	78
6.6	Forma da Função Objetivo	79
6.7	Densidade das Estimativas	81
6.8	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro σ	82
6.9	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro η	82
6.10	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro ϕ	83
6.11	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro δ	83
6.12	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro α	84
6.13	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro ε	84
6.14	Robustez das estimativas com relação ao parâmetro τ_2	85
A.1	Séries do Modelo VAR	95
A.2	Resposta da Inflação a um Choque de Política Monetária sem o Canal de Custo	96

Lista de Tabelas

2.1	Estrutura dos custos e despesas das empresa industriais com 5 ou mais pessoas ocupadas	9
3.1	Desembolsos do BNDES por Ramos de Atividade (em R\$ Bilhões a preços de 2008)	29
3.2	Fonte de Recursos do BNDES (Salos em R\$ Bilhões a preços de 2008)	30
3.3	Operações ativas do BNDES (Salos em R\$ Bilhões a preços de 2008)	31
3.4	Operações do BNDES – Principais Produtos (Desembolsos em R\$ Bilhões a preços de 2008)	32
3.5	Operações do BNDES com MPME(em R\$ Bilhões a preços de 2008)	33
6.1	Parâmetros Calibrados	72
6.2	Parâmetros Estimados	75
A.1	Testes de Identificação	95

Sumário

1	Introdução	1
2	Canal de Custo da Política Monetária	5
2.1	Modelos Teóricos	9
2.2	Evidências Empíricas	14
3	Crédito Direcionado na Economia Brasileira	19
3.1	Aspectos Teóricos de Intervenções no Mercado de Crédito	19
3.2	Crédito Direcionado no Brasil	24
3.3	Evidência Empírica sobre o Crédito Direcionado no Brasil	38
4	Modelo Teórico	46
4.1	Produtores de Bens Finais	47
4.2	Produtores de Bens Intermediários	47
4.3	Famílias	50
4.4	Bancos	54
4.5	<i>Pass-Through</i> da Taxa de Juros	55
4.6	Equilíbrio no Mercado de Bens Finais	57
4.7	Solução do Modelo	57
4.8	Considerações Adicionais sobre as Taxas de juros para Crédito	62
5	Estratégia Empírica	64
5.1	Modelo VAR e Estimação do Choque de Política Monetária	64
5.2	Método da Distância Mínima	67
5.3	Dados	69
6	Resultados	70
6.1	Estimação do Modelo Teórico	70
6.2	Análise de Cenários	74
6.3	Análise de Robustez: Identificação dos Parâmetros	78
6.4	Análise de Robustez: Variações nos Parâmetros Calibrados	80
7	Conclusões	86
	Referências	89
A	Apêndice	95

Introdução

O Brasil passou por uma mudança recente na forma de implementação de sua política monetária. Em 1999, o regime de metas monetárias foi substituído pelo regime de metas de inflação, ocorrendo, também, a mudança do instrumento da política monetária que passa a ser a taxa Selic (SALES; TANNURI-PIANTO, 2007). Desde então, a taxa de juros têm sido utilizada como instrumento de implementação da política monetária devido ao relativo consenso quanto a eficácia desse canal de transmissão. A ideia, neste caso, é que a política monetária afeta a economia pelo lado da demanda. Um aumento da taxa de juros, entre outros efeitos, torna inviável parte dos planos de investimento e consumo. Isso reduziria a demanda agregada e, consequentemente, a pressão inflacionária.

Também é um consenso na literatura que o canal da taxa de juros não é suficiente para explicar os efeitos da política monetária, sobretudo em virtude das imperfeições do mercado de crédito, cabendo a este último desempenhar, também, um importante papel na compreensão do fenômeno (WALSH, 2010). Mishkin (1996) enfatiza que um amplo entendimento do mecanismo de transmissão é necessário para a eficiência da política monetária.

No caso da economia brasileira, Minella e Souza-Sobrinho (2009) alertam que a importância relativa dos canais de transmissão da política monetária pode ter sido alterada recentemente devido a outras mudanças, tais como, a expansão do mercado de crédito e o desenvolvimento dos mercados financeiros. Esse cenário motiva o estudo da operacionalidade dos diferentes canais de transmissão da política monetária no país, conforme pode ser comprovado na revisão da literatura empírica apresentada por Tomazzia e Meurer (2009) que reúne vários estudos sobre os canais de crédito, taxa de câmbio e preço dos ativos, porém fica evidente que pouca atenção foi dada ao canal de custo (*cost-push channel*).

O canal de custo opera através da oferta agregada. Um aumento da taxa de juros promove crescimento nos custos das firmas, o que gera incentivo para o aumento dos preços. Dessa forma, uma política monetária contracionista poderia promover um aumento do nível de preços

ao invés de uma redução, fato que tem sido documentado em estudos que aplicaram a metodologia dos Vetores Autorregressivos (VAR), sendo denominado como o problema do *price-puzzle*. Santos (2011) apresenta uma extensa revisão da literatura internacional que propõe o canal de custo como uma possível explicação do *price-puzzle*.

Evidências do *price puzzle* também foram encontradas para o Brasil nos trabalhos de Rabanal e Schwartz (2001), Arquete e Jayme-Jr. (2003), Sales e Tannuri-Pianto (2005) e Guimarães e Monteiro (2014). Por sua vez, Minella (2003) não encontra evidências conclusivas sobre o efeito da política monetária sobre a inflação. Fernandes e Toro (2005) e Céspedes et al. (2008) encontram que a política monetária induz uma queda temporária sobre a taxa de inflação, porém a resposta da inflação ocorre com defasagem e sua magnitude é reduzida. A partir da estimação de modelos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*, DSGE), Sin e Gaglianone (2006), Vereda e Cavalcanti (2010) e Vasconcelos e Divino (2012) encontram que a política monetária afeta negativamente os preços, mas a magnitude desse efeito é reduzida.

Poucos estudos analisaram a operacionalidade do canal de custo na economia brasileira, entre os quais, Martins (2011), Malikane (2012), Kawamoto e Oreiro (2011) e Santos (2011). Esses estudos apresentam diferenças significativas no modelo teórico, na estratégia empírica e nos resultados, sendo que apenas Martins (2011) e Kawamoto e Oreiro (2011) encontram evidências para existência do canal de custo no país. Nesses quatro estudos, o comportamento dos bancos foi negligenciado, assim como a capacidade da taxa de juros, instrumento da política monetária, alterar as condições de crédito enfrentada pelas firmas.

Assim, o objetivo deste estudo é analisar a operacionalidade do canal de custo da política monetária no Brasil, destacando o papel desempenhado pelos bancos, por meio de um modelo DSGE Novo-Keynesiano. No modelo usado neste estudo, o nível da taxa de juros para empréstimos cobrada pelos bancos influencia diretamente o custo das empresas. Além disso, o modelo incorpora rigidez no mercado financeiro (somente uma fração dos bancos reajusta sua taxa de

juros para empréstimo), existindo a possibilidade de *pass-through* limitado da taxa de juros.

Como novidade em relação aos trabalhos que já foram realizados nessa linha de pesquisa, o modelo procura incorporar também o crédito direcionado. Há, pelo menos, duas razões para esse esforço. Primeiramente, as operações de crédito direcionado possuem características diferenciadas que repercutem na capacidade da política monetária alterar as condições de crédito, dentre as quais se destacam: as taxas de juros são mais baixas e estáveis do que as operações de crédito livre; os recursos negociados têm origem pública e privada; e, as operações têm sido realizadas principalmente através de bancos públicos federais (LUNDBERG, 2011). Em segundo lugar, a participação do crédito direcionado é expressiva no Brasil, essa modalidade representou cerca de 43% do volume total de crédito em 2013, de acordo com dados do Banco Central. Sendo assim, no modelo, assume-se que uma proporção fixa e determinada exogenamente dos empréstimos realizados às empresas é feita por meio de crédito direcionado. Além disso, a taxa de juros dessas operações é constante no tempo e também determinada exogenamente.

A estimação dos parâmetros do modelo é feita a partir do método da Distância Mínima (também conhecido por *Matching*). Nessa abordagem, estima-se um modelo VAR, de modo a se compararem, estatisticamente, as funções impulso-resposta empíricas e teóricas, resultantes de um choque na política monetária. Com base no modelo estimado, alguns exercícios são realizados para analisar a relevância do canal de custo e do *pass-through* limitado na economia brasileira. Além disso, procura-se verificar a influência do crédito direcionado sobre o efeito da política monetária no país.

O presente estudo está organizado em sete capítulos, incluindo essa introdução. O capítulo 2 apresenta uma revisão da literatura a respeito do canal de custo da política monetária, abrangendo trabalhos teóricos e empíricos. O capítulo 3 discute as bases teóricas da intervenção do governo no mercado de crédito, explora as principais características do crédito direcionado no Brasil e apresenta trabalhos empíricos que buscaram verificar a influência dessa modalidade de crédito sobre a economia do país. O capítulo 4 apresenta o modelo teórico desenvolvido para a

economia brasileira que será a base da análise da operacionalidade do canal de custo no Brasil. O capítulo 5 apresenta detalhes a respeito da metodologia empírica, destacando o processo de identificação do choque de política monetária, o método da Distância Mínima para estimação dos parâmetros do modelo, e os dados. O capítulo 6 discute os resultados da análise empírica. Por fim, o capítulo 7 apresenta as conclusões.

Canal de Custo da Política Monetária

Nos modelos tradicionais, a política monetária promove mudanças na economia através da demanda. A política monetária, por meio de mudanças na taxa de juros que modificam as condições de crédito e decisões inter-temporais, influencia a demanda por investimentos e consumo. Essa é uma visão consolidada, tendo o debate se concentrado na intensidade com a qual a política monetária afeta as variáveis econômicas por meio desse canal de transmissão.

Alternativamente, existem linhas de pesquisa que admitem a possibilidade de que a política monetária tenha efeito sobre o lado da oferta no curto prazo. Esse é o caso, por exemplo, das literaturas do canal de crédito e do canal de custo. Na abordagem do canal de crédito, a política monetária afeta a oferta de crédito por influenciar o balanço das instituições financeiras. Por exemplo, uma política monetária contracionista restringiria a oferta de crédito, impedindo que muitas firmas de menor porte produzam (BARTH; RAMEY, 2002).

No caso do canal de custo, a política monetária interfere na capacidade de produção das firmas no curto prazo, pois influencia os custos financeiros. Uma política monetária contracionista aumentaria os custos financeiros das firmas, que poderia se refletir em aumento de preços. Os modelos teóricos introduziram esse canal por meio da hipótese do crédito para *working capital*, ou seja, as firmas precisam de crédito para pagar pelos insumos antes de obterem receita com as vendas.

Pelo menos dois tipos de evidências, documentadas em trabalhos empíricos, apontam para a efeito da política monetária sobre a oferta. Primeiramente, diversos estudos que utilizam o modelo VAR para estimar os efeitos da política encontram que o nível de preços aumenta após uma política monetária contracionista (aumento da taxa de juros), o que foi denominado de *price-puzzle*. Outra evidência muito comum em trabalhos empíricos é a elevada propagação da política monetária, em muitos casos, observa-se que um pequeno aumento da taxa de juros promove uma queda expressiva do produto real. O canal de crédito e o canal de custo explicam o efeito ampliado no produto. No entanto, apenas o canal de custo explica o comportamento

inesperado do nível de preços no curto prazo (BARTH; RAMEY, 2002).

O estudo da operacionalidade do canal de custo parece ser fundamental para melhorar o entendimento dos efeitos da política monetária na economia brasileira por, pelo menos, três motivos. Primeiramente, as empresas recorrem ao crédito para *working capital* de modo relevante no país. Observa-se, inclusive, que a importância relativa do crédito para capital de giro¹ aumentou significativamente entre 2007 e 2010, se estabilizando no novo patamar nos anos seguintes, como mostra a figura 2.1. Em números, o crédito para capital de giro representava cerca de 10% do saldo total das operações de crédito em 2007, passando para 15% em 2013. Considerando apenas as operações que envolvem pessoas jurídicas, o crédito para capital de giro aumentou de cerca de 20% do total em 2007 para quase 30% em 2013.

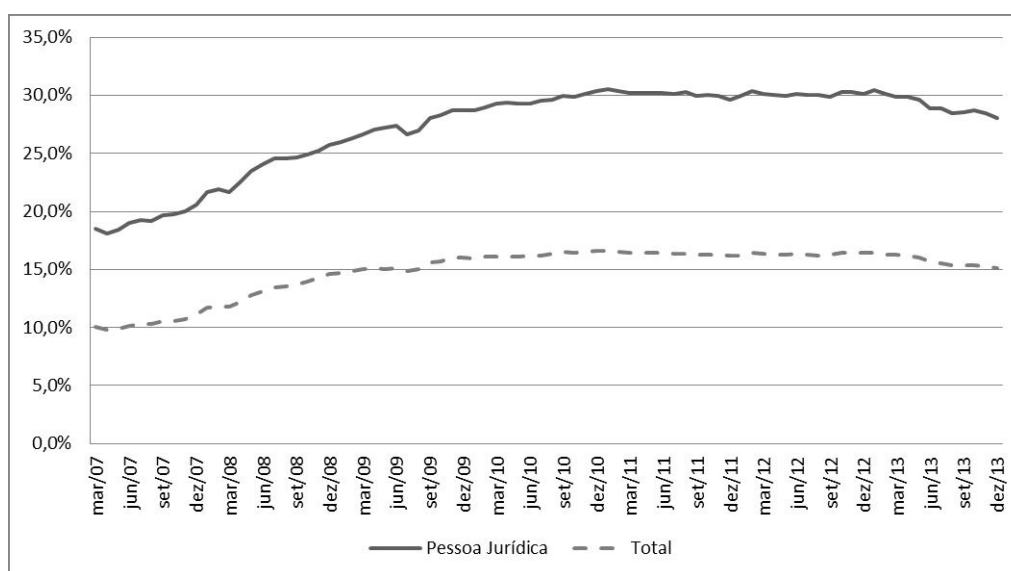


Figura 2.1 Participação do Crédito para Capital de Giro (2007-2013)

Fonte: Banco Central Brasil.

Existem, ainda, outras modalidades de crédito que, assim como o crédito para capital de giro, financiam a produção e influenciam os custos das empresas, tais como: crédito para desconto de duplicatas, desconto de cheques, antecipação de faturas de cartão de crédito, conta

¹O crédito para capital de giro é a modalidade de crédito destinado a financiar as atividades operacionais das empresas.

garantida, cheque especial, arrendamento mercantil, vendor, comprar, cartão de crédito para pessoa jurídica, adiantamentos sobre contratos de câmbio, financiamento a importações e a exportações. O volume total dessas categorias, considerando também o crédito para capital de giro, representa grande parte do volume de empréstimos destinado às pessoas jurídicas, conforme dados do Banco Central apresentados na figura 2.2. Entre 2007 e 2008, a participação do volume total dessas operações apresentou crescimento, chegando a totalizar aproximadamente 59% do volume total de crédito às pessoas jurídicas. A partir de 2009, percebe-se uma tendência de redução do valor dessa proporção, que chega a dezembro de 2013 sendo cerca de 45% do total, ainda um valor bastante significativo. Como será debatido no capítulo seguinte, a participação dessas operações se reduziu devido ao acentuado crescimento do volume de crédito direcionado que se destina, principalmente, ao financiamento da ampliação da capacidade produtiva e foi utilizado como parte da política anticíclica adotada pelo governo brasileiro para combater os efeitos negativos da crise financeira iniciada em 2008.

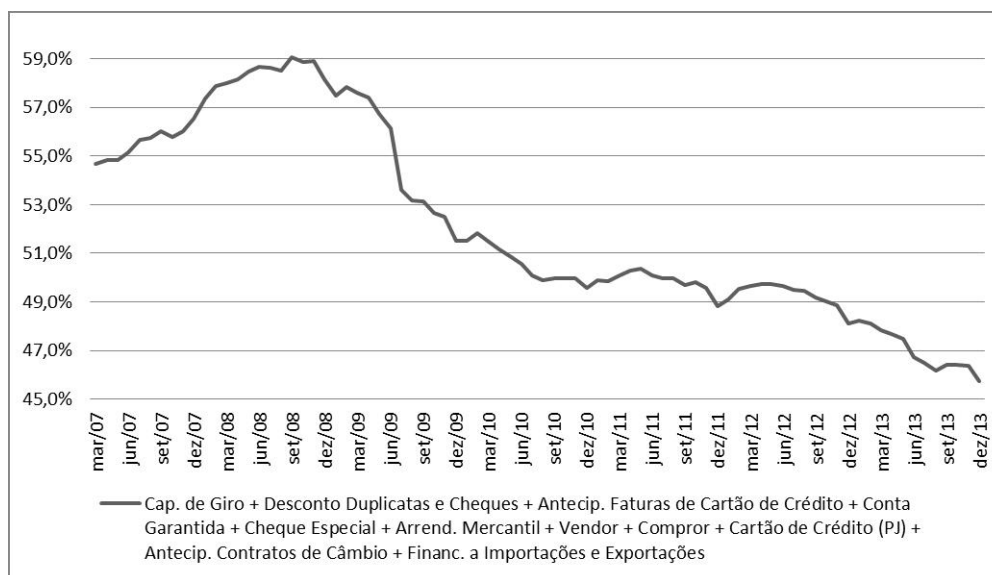


Figura 2.2 Participação do Crédito para Financiamento da Produção no Volume Total Destinado a Pessoas Jurídicas (2007-2013)

Fonte: Banco Central do Brasil.

Outro motivo para analisar o canal de custo está relacionado ao fato de que as empresas brasileiras tem despesas significativas com custos financeiros. De acordo com dados da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE, organizados na tabela 2.1, os custos na categoria depreciação, que compreende variações monetárias passivas², despesas financeiras, e resultados negativos de participações societárias e em cota de participação, representaram por volta de 11% do custo total das empresas industriais com cinco ou mais pessoas ocupadas entre os anos de 2007 a 2012. Como comparação, a tabela 2.1 também mostra dados referentes aos custos com pessoal, que são considerados elevados pelos empresários brasileiros. Os gastos com pessoal representaram cerca de 14% do total dos custos entre 2009 e 2012, percentual apenas um pouco superior do que o observado para os custos financeiros. Dessa forma, espera-se que mudanças nos custos financeiros repercutam nas decisões de produção e preços das empresas no Brasil.

Por fim, há evidências do *price puzzle* na estimação de modelos VAR para a economia brasileira, como, por exemplo, nos trabalhos de Rabanal e Schwartz (2001), Arquete e Jayme-Jr. (2003), Sales e Tannuri-Pianto (2005) e Guimarães e Monteiro (2014). Vale ressaltar também que, mesmo nos estudos para a economia brasileira onde o *price-puzzle* não é efetivamente observado, o efeito da política monetária na inflação é reduzido, defasado e temporário, como encontrado por Fernandes e Toro (2005) e Céspedes et al. (2008).

Considerando a importância do estudo do canal de custo para o entendimento dos efeitos da política monetária, o presente capítulo se propõe a fazer uma revisão da literatura que trata do tema. Primeiramente, discutem-se os estudos que buscaram formalizar esse canal de transmissão em modelos teóricos. Em seguida, os resultados de estudos empíricos são apresentados.

²Variações monetárias passivas são despesas que decorrem das atualizações dos direitos de crédito e das obrigações das empresas, sempre que referidas atualizações não forem prefixadas, mas sim determinadas posteriormente em função da taxa de câmbio ou de índices ou coeficientes aplicáveis por disposição legal ou contratual.

Tabela 2.1 Estrutura dos custos e despesas das empresa industriais com 5 ou mais pessoas ocupadas

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Total de Custos e Despesas (R\$ Trilhões)	1,477	1,834	1,691	1,886	2,192	2,436
Participação das Categorias de Custo (%)						
Pessoal	13,0	12,1	14,0	14,5	14,4	14,2
Matérias-Primas e Componentes	47,0	43,6	42,5	44,3	42,0	41,3
Mercadorias Adquiridas para Revenda	4,2	5,1	5,2	5,8	7,2	7,7
Energia Elétrica e Combustíveis	2,7	2,7	2,6	2,9	2,7	2,6
Acessórios e Pequenas Ferramentas	1,3	1,2	1,3	1,3	1,3	1,1
Serviços Industriais Terceirizados	3,5	3,3	3,5	3,5	3,3	3,2
Aluguéis e Arrendamentos	0,6	0,7	0,8	0,7	0,8	0,8
Arrendamento Mercantil	0,3	0,3	0,3	0,4	0,5	0,8
Impostos e Taxas	0,8	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6
Depreciação	11,0	16,0	13,4	9,6	11,2	11,1
Despesas com Vendas	2,2	2,2	2,4	2,7	2,6	2,5
Água e Esgoto	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Outros Custos Operacionais	14,7	11,5	12,3	12,5	12,0	11,8
Despesas Não-Operacionais	0,8	0,8	1,0	1,1	1,4	2,2

Fonte: PIA/IBGE.

Nota: Serviços Industriais Terceirizados incluem serviços de manutenção (reparação de máquinas e equipamentos ligados à produção). Depreciação compreende variações monetárias passivas, despesas financeiras, e resultados negativos de participações societárias e em cota de participação. Despesas com Vendas incluem gastos com comissões

2.1 Modelos Teóricos

De acordo com Barth e Ramey (2002), muitos modelos macroeconômicos de equilíbrio geral analisam explicitamente os efeitos da política monetária sobre o lado da oferta. Por exemplo, nas abordagens de Blinder (1987), Christiano e Eichenbaum (1992) e Christiano et al. (1997), por hipótese, as firmas precisam pagar seus fatores de produção antes de obter receita com vendas, e, portanto, precisam pedir empréstimo para financiar esses pagamentos. Dessa forma, um aumento da taxa de juros nominal promoveria um aumento dos custos de produção, e uma política monetária contracionista promoveria uma redução no produto por um efeito sobre a oferta.

No modelo de Blinder (1987), assumindo retornos constantes de escala e proporções fixas

entre os fatores, a função de produção é dada por:

$$y_t = vF_{t-1}, \quad (2.1)$$

onde v é uma medida de produtividade ($v > 1$) e F_{t-1} é a quantidade de fatores contratados por meio de empréstimo no período anterior. A demanda agregada, por sua vez, surge como a seguinte função linear para o consumo (x_t):

$$x_t = a + by_t + s(M_t/P_t) \quad (2.2)$$

onde, M_t é a quantidade de moeda e b e s são constantes positivas ($0 < b < 1$ e $s > 0$). O nível de preço se ajusta de acordo com a lei de oferta e demanda:

$$P_{t+1} - P_t = \lambda(x_t - y_t) = \lambda \left[a + s \frac{M_t}{P_t} - v(1-b)F_{t-1} \right], \quad (2.3)$$

de modo que o nível de preços aumenta com uma expansão monetária.

No modelo de Christiano e Eichenbaum (1992), as firmas precisam de crédito para pagar os salários (w_t) antes de obter a receita com as vendas (*credit for working capital*), sendo a taxa de juros bruta R_t . Assim, na equação de Euler das firmas, tem-se que o custo marginal do trabalho ($R_t w_t$) é igual à produtividade marginal do trabalho, implicando que uma redução da taxa de juros aumenta a demanda por trabalho. Se o efeito de equilíbrio-geral na utilidade marginal do consumo for reduzido, isso sugere que uma política monetária expansionista promove crescimento no volume agregado de trabalho e no salário real.

A hipótese de *credit for working capital* também é observada em Christiano et al. (1997). No modelo, o custo das firmas (C_t) é dado por:

$$C_t = R_t w_t L_t + r_t K_t = (1/(1-\alpha))^{(1-\alpha)} (1-\alpha)^\alpha r_t^\alpha (w_t R_t)^{1-\alpha} (Y_{it} + \phi), \quad (2.4)$$

onde R_t é a taxa de juros bruta, L_t é a quantidade de trabalho, w_t é o salário real, K_t é a

quantidade de capital, r_t é a taxa real de aluguel do capital, Y_{it} é o nível de produção e ϕ são os custos fixos. O custo marginal das firmas (CM_t) é dado por:

$$CM_t = (1/(1 - \alpha))^{(1-\alpha)} (1 - \alpha)^\alpha r_t^\alpha (w_t R_t)^{1-\alpha}. \quad (2.5)$$

Os preços são um *mark-up* (μ) sobre o custo marginal (CM_t):

$$P_t = \mu CM_t. \quad (2.6)$$

Desse modo, um aumento da taxa de juros R_t tem um efeito positivo sobre o preços.

Mais recentemente, Christiano et al. (2005) apresentaram um modelo DSGE Novo-Keynesiano elaborado sob a hipótese de que as firmas de bens intermediários precisam pagar os salários antes da produção, recorrendo a empréstimos que são pagos ao fim de cada período. Dessa forma, o custo marginal dessas empresas depende positivamente da taxa de juros, assim como na equação 2.5. Como resultado, a política monetária contracionista apresenta uma tendência para um aumento de preços pelo lado da oferta.

Diferentemente dos estudos anteriores, Christiano et al. (2005) incorporam rigidez de preços ao modelo. Nesse sentido, os agentes reajustam os preços por um mecanismo proposto por Calvo (1983), ou seja, a cada período, uma parcela das empresas (famílias) pode otimizar e determinar os preços (salários) novamente, e as demais empresas (famílias) reajustam os preços (salários) utilizando a inflação do período anterior. Assim, a inflação pode apresentar um comportamento inercial após um choque de política monetária, caso a proporção dos agentes que re-otimizam os preços seja reduzida.

Ravenna e Walsh (2006) também propõem um modelo DSGE Novo-Keynesiano que incorpora o canal de custo por meio da hipótese de *credit for working capital*. Os autores simplificam o modelo apresentado por Christiano et al. (2005), pois ignoram o fator capital e a formação de hábitos de consumo. Por outro lado, os autores introduzem choques de preferências e gastos

do governo. Além disso, o modelo também incorpora um setor de intermediários financeiros (bancos) que operam em um ambiente de concorrência perfeita, de modo que a taxa de juros de empréstimos é igual a taxa de juros da política monetária no equilíbrio. A equação dos lucros dos bancos (Π_t^i) é dada por:

$$\Pi_t^i = R_t(D_t + X_t) - R_t D_t, \quad (2.7)$$

onde D_t são os depósitos das famílias e X_t é a injeção de moeda pela autoridade monetária ($M_{t+1} - M_t$). O equilíbrio no mercado de empréstimos implica que:

$$W_t N_t^d = D_t + X_t, \quad (2.8)$$

onde N_t^d é a demanda por trabalho. Desse modo, o volume de crédito depende da decisão das famílias, das firmas e da autoridade monetária. Por isso, apesar dos bancos estarem inseridos nesse contexto, o escopo de seu comportamento é limitado, de modo que eles atuam como transmissores neutros da política monetária.

Ainda no modelo de Ravenna e Walsh (2006), a equação da dinâmica da taxa de inflação é dada por:

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa(\hat{R}_t + \hat{s}_t) \quad (2.9)$$

onde $\hat{s}_t$ é o desvio da participação do trabalho no produto em relação ao seu valor correspondente ao estado estacionário e $\hat{R}_t$ é o desvio da taxa de juros de seu valor de estado estacionário, medido em pontos percentuais. Desse modo, o modelo prevê que um aumento da taxa de juros implica em aumento da inflação.

O modelo de Ravenna e Walsh (2006) possui implicações importantes em termos da condução da política monetária. Se o canal de custo existe, choques de produtividade, de gastos do governo, ou de preferências implicam no *trade-off* entre estabilização do produto e estabi-

lização da inflação. Além disso, sob a política monetária ótima, produto e inflação retornam gradualmente ao estado estacionário.

Rabanal (2007) apresenta um modelo DSGE Novo-Keynesiano na linha de Christiano et al. (2005). A principal inovação desse modelo é que somente uma fração das firmas depende de crédito para *working capital*, ao contrário do modelo de Christiano et al. (2005) no qual supõe-se que todas as firmas dependeriam desse tipo de empréstimo. Mais especificamente, para uma fração γ das firmas os custos com salários seriam dados por $R_t \int_0^1 W_t^j N_{i,t}^j dj$, enquanto que para o $1 - \gamma$ restante o custo com salários seria simplesmente $\int_0^1 W_t^j N_{i,t}^j dj$.

Hülsewig et al. (2009) utilizam um modelo DSGE Novo-Keynesiano para analisar o papel dos bancos no canal de custo da política monetária. Nesse modelo, admite-se que os bancos emprestam para as firmas em um ambiente de competição monopolística, fixando suas taxas de empréstimo como em Calvo (1983). Nesse sentido, somente uma fração dos bancos ajusta suas taxas de empréstimo a cada período, ou seja, o modelo incorpora rigidez no mercado financeiro, *pass-through* limitado, e a taxa de juros para empréstimos pode ser diferente da taxa de juros da política monetária no equilíbrio. A função lucro de cada banco é:

$$\Pi_t = R_t^L L_t - R_t^D D_t - R_t^M B_t, \quad (2.10)$$

onde R_t^L é a taxa de juros de empréstimo, L_t é o volume de empréstimos concedidos, R_t^D é a taxa paga pelos depósitos, D_t é o volume de depósitos, R_t^M é a taxa de juros da política monetária e B_t é a posição líquida do banco no mercado monetário. Os bancos decidem a taxa de juros R_t^L ótima ao maximizar o lucro considerando a restrição de balanço: $L_t = D_t + B_t$. Os autores mostram que a taxa de juros para empréstimos será:

$$R_t^L = \frac{\beta\tau}{1+\beta\tau^2} E_t R_{t+1}^L + \frac{\tau}{1+\beta\tau^2} R_{t-1}^L + \frac{(1-\beta\tau)(1-\tau)}{1+\beta\tau^2} R_t^M, \quad (2.11)$$

onde τ é a proporção de bancos que não podem determinar a R_t^L ótima a cada período (parâme-

tro de Calvo). Se τ é igual a zero, e todos os bancos escolhem um novo valor para R_t^L a cada período, então teríamos que $R_t^L = R_t^M$ assim como em Ravenna e Walsh (2006). Para qualquer outro valor de τ , as duas taxas seriam diferentes. Dessa forma, o modelo confere importância para a estrutura do mercado bancário (mais especificamente, para a proporção de bancos que reajustam suas taxas).

Fiori e Tristani (2013) apresentam um modelo DSGE Novo-Keynesiano com canal de custo (sob a hipótese de *credit for working capital*) que introduz imperfeições no mercado financeiro. Os autores consideram assimetria de informação (sob custos de verificação de estado *a la* Townsend) e risco de falência, e, por isso, a taxa de juros para empréstimos incorpora um *spread* sobre a taxa de juros da política monetária. A equação do *spread*, $\hat{\Delta}_t$, é dada por:

$$\delta_1 \hat{\Delta}_t = \left(1 + \phi + \sigma^{-1} \frac{Y}{c}\right) \tilde{Y}_t - \sigma^{-1} \frac{e}{c} \hat{R}_t + \varepsilon_{1,t}, \quad (2.12)$$

onde $\tilde{Y}_t$ é o *gap* do produto, $\hat{R}_t$ é a taxa de juros nominal, $\varepsilon_{1,t}$ é um choque e os demais termos são constantes positivas. A equação mostra que o *spread* entre taxa de juros para empréstimo e taxa de juros da política aumenta com o excesso de demanda agregada e reduz com um aumento da taxa de juros nominal. O modelo também resulta na seguinte curva de Phillips:

$$\pi_t = \kappa \left[(\sigma^{-1} \alpha_1 + \alpha_2) \hat{\Delta}_t + (\sigma^{-1} + \phi) \tilde{Y}_t + \hat{R}_t + \varepsilon_{3,t} \right] + \beta E_t \pi_{t+1}. \quad (2.13)$$

Dessa forma, a inflação aumenta com o *spread* e a taxa de juros nominal.

2.2 Evidências Empíricas

Alguns estudos mostraram que o canal de custo é empiricamente relevante. Por exemplo, Barth e Ramey (2002) encontram que os preços fixados pelas firmas crescem após uma política monetária contracionista em diversas indústrias nos Estados Unidos. Dedola e Lippi (2005) do-

cumentam que mudanças nos preços pelas firmas em diferentes países da Europa são afetadas pela taxa de juros. Fabiani et al. (2006) encontra resultados similares para a Zona do Euro. Os autores mostram, ainda, que, em pesquisa realizada pelo Banco Central Europeu com empresas que atuam na Zona do Euro, quando perguntado a respeito da relevância de diferentes categorias de custo, assinalando entre 4 (grande importância) e 1 (pequena importância), os custos financeiros apresentaram média final de 2,1, valor um pouco menor que os custos com trabalho que ficaram com índice de 2,6. Gaiotti e Secchi (2006) encontram que custos financeiros são forças que influenciam mudanças nos preços para um grande conjunto de empresas na Itália.

Christiano et al. (2005) concluem que o canal de custo é importante para a transmissão da política monetária nos Estados Unidos, porque ajuda a explicar a inércia da inflação após o choque. Ravenna e Walsh (2006) estimam uma curva de Phillips Novo-Keynesiana que incorpora explicitamente o canal de custo, e encontram que a dinâmica da inflação é positivamente relacionada à mudança na taxa de juros. De modo semelhante, Tillmann (2008) encontra evidência de que o canal de custo ajuda a explicar a dinâmica da inflação em modelos *forward-looking* com rigidez de preços para os Estados Unidos, Reino Unido e Zona do Euro. Chowdhury et al. (2006) concluem que o canal de custo é relevante na França, Alemanha, Itália, Japão e Estados Unidos, mas não no Reino Unido e Canadá, o que sugere que a estrutura do sistema financeiro (sistema de mercado *versus* sistema bancário) é relevante para explicar as consequências da política monetária. Kaufmann e Scharler (2009) encontram que diferenças nos sistemas financeiros são irrelevantes para explicar diferenças nos mecanismos de transmissão da política monetária após compararem Estados Unidos e União Europeia.

Rabanal (2007) estima um modelo DSGE Novo-Keynesiano na linha de Christiano et al. (2005) no qual uma fração γ das firmas depende de crédito para *working capital* com dados da economia americana de 1959 a 2003. O autor utiliza métodos bayesianos e obtém como resultado uma distribuição a posterior para γ com média igual a 0,15 e desvio padrão de 0,13. No entanto, quando o autor considera apenas os dados mais recentes, subamostra de 1983 a

2003, distribuição posterior para γ apresenta média igual a 0,56 e desvio padrão de 0,28. De modo geral, o autor conclui que a hipótese de que todas as firmas dependem de crédito para *working capital* adotada em Christiano et al. (2005) não parece estar presente nos dados, e que os efeitos da política monetária pelo lado da demanda se sobressaem aos efeitos pelo lado da oferta.

Para a Zona do Euro, Hülsewig et al. (2009) encontram evidência de que a decisão de preços das firmas depende da taxa de juro dos empréstimos. Além disso, as fricções no mercado de crédito são importantes na propagação do choque de política monetária. Os autores concluem que o canal de custo contribui para que a inflação apresente resposta inercial à política monetária, mas esse efeito é mitigado por causa do ajuste desproporcional da taxa de juros de empréstimos.

Apesar das evidências do canal de custo para os países desenvolvidos, pouco foi feito para os países em desenvolvimento. Agénor e Montiel (2008) argumentam que o canal de custo é relevante dada a importância dos débitos bancários para o financiamento das firmas (incluindo a aquisição de capital fixo) e o baixo desenvolvimento do mercado financeiro. Entretanto, Glen e Singh (2004) observam uma grande variabilidade e um declínio na taxa de alavancagem nos países. Essa tendência tem, pelo menos, duas implicações para o canal de custo da política monetária. Primeiro, esse canal pode ser tão importante nos países desenvolvidos quanto nos emergentes. Além disso, a importância do canal pode estar declinando ao longo do tempo. Para um grupo de dez países emergentes, entre os quais o Brasil, Malikane (2012) não encontra evidência do canal de custo, exceto no caso do México, a partir de estimações robustas da curva de Phillips.

Em estudo específico para a economia brasileira, Santos (2011) estima, por método bayesiano, um modelo DSGE-VAR similar ao modelo de Christiano et al. (2005). Como principal resultado, autor não encontra evidências para o canal de custo da política monetária. Os resultados sugerem, ainda, que *price-puzzle* surge devido a um problema de identificação dos

modelos VAR e que a restrição do *working capital* não é relevante para a obtenção de um melhor ajustamento do modelo aos dados.

Por outro lado, Martins (2011) encontra evidências para o canal de custo para a economia brasileira. O autor estima quatro diferentes especificações para a curva de Phillips, e somente no caso da versão tradicional não há evidência para o canal de custo. O autor conclui que a literatura empírica subestimou a relevância do canal de custo.

Kawamoto e Oreiro (2011) apresentam evidências da existência do *price-puzzle* da política monetária no Brasil durante o período de consolidação do regime de metas de inflação, mais especificamente, de janeiro de 2002 até dezembro de 2010. Os autores estimam e analisam oito especificações diferentes para o modelo VAR, sendo que duas delas consideram expectativas inflacionárias, outras duas consideram a utilização dos depósitos compulsórios como outro instrumento disponível à autoridade monetária, e mais duas consideram esses dois fatores simultaneamente. Os resultados encontrados corroboram a existência do *price-puzzle*, que dura até doze meses depois do choque. Além disso, a taxa de inflação reage de maneira negativa e persistente a um aumento nos depósitos compulsórios, o que aponta para a eficácia das medidas macroprudenciais como instrumento de controle inflacionário, sinalizando assim que tais medidas podem se constituir num aperfeiçoamento importante do regime de metas de inflação no Brasil. Em conjunto, os resultados estão de acordo com a literatura que aponta a importância da consideração do canal de custos das empresas na condução da política monetária.

Essa seção mostrou que, apesar das evidências internacionais apontarem para a operacionalidade do canal de custo principalmente em economias desenvolvidas, os poucos resultados encontrados para a economia brasileira ainda carecem de um consenso nesse aspecto. É possível que a importância do crédito para *working capital* tenha se modificado no país nos últimos anos, conforme mostram os dados de crédito para capital de giro apresentados anteriormente. Esse fato e as evidências empíricas do *price-puzzle* nos modelos VAR estimados para a economia brasileira motivam o estudo sobre a operacionalidade do canal de custo, com o objetivo de

alcançar um melhor entendimento dos efeitos da política monetária no Brasil.

Sendo assim, a contribuição do presente estudo é analisar a relevância desse canal por meio de um modelo teórico na linha de Christiano et al. (2005) e Hülsewig et al. (2009). Nesse modelo, os bancos desempenham um papel determinante, existindo, inclusive, a possibilidade de que as taxas juros que os bancos cobram pelos empréstimos não sejam afetadas pela taxa de juros da política monetária (*pass-through* limitado). Além disso, como forma de adaptar o modelo à realidade brasileira, busca-se introduzir a questão do crédito direcionado, modalidade com características específicas e que representa boa parte do volume total de crédito no Brasil, conforme será debatido no capítulo seguinte.

Crédito Direcionado na Economia Brasileira

Segundo Lundberg (2011), a oferta de crédito de longo prazo no Brasil existe, apesar do elevado patamar das taxas de juros, pois é feita majoritariamente por meio de créditos direcionados¹, sob a liderança de três grandes bancos federais. O crédito para investimentos das empresas é realizado, em grande parte, por meio de operações diretas e repasses do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), os financiamentos habitacionais são, em grande parte, concedidos no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação (SFH), sendo a principal instituição financiadora a Caixa Econômica Federal (CEF), e o crédito rural é especialidade do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), que tem o Banco do Brasil como principal agente financiador. Em 2013, o crédito direcionado representou aproximadamente 43% do total das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional (SFN) segundo dados do Banco Central.

Neste capítulo, pretende-se explorar as principais características do crédito direcionado no Brasil, bem como apresentar uma revisão da literatura acerca da influência dessa modalidade de crédito sobre a economia do país. Antes disso, no entanto, apresenta-se o debate teórico constituído pelos estudos que justificam e pelos que criticam a existência de intervenções governamentais no mercado creditício.

3.1 Aspectos Teóricos de Intervenções no Mercado de Crédito

A intervenção do governo no mercado de crédito é alvo de controvérsia na teoria econômica. Segundo Araujo e Cintra (2011), Hermann (2011), Araujo (2012), Araujo et al. (2013) existem pelo menos três abordagens que concorrem para apontar os aspectos positivos e negativos de ações governamentais nesse mercado.

A visão convencional é o corpo teórico básico da liberalização do mercado financeiro. Tam-

¹Créditos direcionados são aqueles destinados a determinados setores ou atividades, realizados com recursos regulados em lei ou normativo.

bém denominada por neoclássica, Gurley-Shaw ou Shaw-McKinnon, essa linha de pensamento está sintetizada no modelo de Gurley e Shaw (1955) em conjunto com a hipótese de repressão financeira formulada por Shaw (1973) e McKinnon (1973). O modelo de Gurley-Shaw generaliza, para os mercados financeiros, os resultados segundo os quais o livre mercado promove a alocação mais eficiente dos recursos, sendo necessário que a taxa de juros seja flexível o suficiente para equilibrar o mercado de fundos para empréstimos. Por sua vez, a hipótese de repressão financeira afirma que os mercados financeiros não se desenvolvem em economias com taxas de juros artificialmente baixas, porque os agentes não tem estímulo a poupar, e, assim, a economia fica relegada a operar com baixo nível de investimento e de crescimento. Além disso, taxas de juros inferiores às de equilíbrio levam a outras distorções, entre as quais a maior alocação de recursos em projetos capital-intensivos ou de baixa lucratividade. Sendo assim, de acordo com a abordagem convencional, bancos de desenvolvimento, bancos públicos e crédito direcionado são as principais causas da repressão financeira, e, por isso, devem ser evitados (ARAUJO; CINTRA, 2011).

A linha de pensamento novo-keynesiana destaca as falhas que limitam a eficiência do mercado de financeiro. De acordo com essa abordagem, a racionalidade e eficiência microeconômica das instituições financeiras não garantem a eficiência do mercado financeiro na alocação dos recursos, o que justificaria a intervenção governamental (HERMANN, 2011).

Stiglitz (1994) argumenta que as falhas do mercado financeiro são inerentes a esse setor pois sua função é, essencialmente, obter e processar informação, que é um bem público, e mercados de bens públicos são ineficientes ainda que sejam competitivos. Partindo desse princípio, o autor identifica sete falhas que justificariam a intervenção do governo no mercado financeiro. A primeira falha de mercado seria o baixo nível de monitoramento das instituições financeiras, pois essa atividade é, em si, um tipo de informação (bem público). Os poupadores estão sujeitos a externalidades (a decisão de um poupador está associada a decisão dos demais) e não possuem informação perfeita sobre os intermediários financeiros e as empresas, o que pode gerar uma

má alocação dos recursos. Os intermediários financeiros e tomadores de empréstimos também estão sujeitos a externalidades, por exemplo, a falência de um banco possui um efeito muito amplo sobre a economia, pois pode interromper o fluxo de crédito para tomadores específicos (prejudicando também seus fornecedores e clientes) e reduzir os recursos de outros bancos por meio de retiradas dos poupadores. O mercado financeiro é incompleto, com destaque para a baixa proporção de contratos de longo prazo, devido a problemas de seleção adversa e risco moral. Outra falha de mercado é a competição imperfeita, como pode ser comprovado na estrutura do sistema bancário da maioria dos países². A informação imperfeita também é responsável pelo fato do capital não ser sempre alocado nos projetos de maior retorno. Em parte, isso ocorre porque os demandantes de empréstimos que pagam as taxas mais elevadas nem sempre são aqueles que esperam maior retorno (apesar do risco). Além disso, em alguns casos, o retorno social pode ser maior que o retorno privado (externalidade positiva). Por fim, o autor argumenta que as decisões de investimento são muitas vezes realizadas com base em julgamentos que fogem do escopo da teoria econômica. Como conclusão, recomenda-se a atuação do governo tanto na regulação e supervisão do mercado, como intervindo através de políticas de crédito direcionado.

A terceira linha de pensamento é a pós-keynesiana (também denominada por desenvolvimentista) que parte do princípio da demanda efetiva, ou seja, os níveis de renda e emprego dependem do nível de investimento autônomo. O investimento, por sua vez, depende das decisões dos empresários, baseadas no retorno esperado dos ativos de capital, e o seu financiamento depende da função preferência pela liquidez dos bancos e outros agentes financeiros. Dessa forma, o pensamento pós-keynesiano inverte a causalidade entre a poupança e o investimento. Como o investimento cria poupança, não há porque formular políticas que busquem aumentar a

²Nesse ponto, Stiglitz (1994) afirma, ainda, que a competição pode ser imperfeita mesmo quando há um grande número de bancos. Isso porque, segundo o autor, um tomador de empréstimos geralmente está previamente vinculado a um determinado banco que possui suas informações e o considera apto a receber os recursos. Esse mesmo tomador, pode ser avaliado como alto risco por outro banco. Por isso, o autor conclui que mesmo que existam dez ofertantes de empréstimos, isso não significa que todos eles estejam disponíveis simultaneamente para cada demandante

poupança. Por exemplo, o aumento da taxa de juros é desejável por aumentar a poupança, mas é indesejável por reduzir o investimento. Os pós-keynesianos afirmam que as políticas devem promover a formação de um arranjo institucional que garanta o financiamento das empresas, e, nesse sentido, sugerem a criação de bancos públicos e bancos de desenvolvimento (ARAUJO, 2012).

Para o pensamento pós-keynesiano, os bancos privados tendem a ofertar um menor volume de crédito a investimentos de longo prazo, devido ao maior risco (incerteza) e menor liquidez dessas operações. Além disso, o comportamento desses bancos é pró-cíclico: em momentos de maior incerteza, a estratégia dos bancos privados seria reorientar seus portfólios a favor de ativos com maior grau de liquidez, em detrimento de ativos com mais rentabilidade (e risco). Em termos regionais, os bancos privados ofertariam volume menor de crédito para as economias periféricas, deslocando recursos para as regiões centrais, agravando as diferenças estruturais existentes. Assim, esse comportamento da firma bancária oferece espaço para a atuação de bancos públicos e bancos de desenvolvimento para ação anticíclica, financiamento de longo prazo e desenvolvimento regional (ARAUJO et al., 2013).

Além dessas três principais correntes de pensamento, Sapienza (2004) e Lazzarini et al. (2011) incluem a linha política segundo a qual a atuação do governo no mercado financeiro, principalmente na concessão de crédito, é motivada exclusivamente por interesses políticos, com objetivo de garantir votos e apoio de setores importantes da economia. Argumenta-se ainda que, devido às taxas de juros mais baixas, a atuação do governo impede o desenvolvimento do setor financeiro. Por esse motivo, países caracterizados por uma forte presença de bancos públicos, por exemplo, seriam aqueles com menor desenvolvimento financeiro.

Mais recentemente, observa-se um esforço na literatura econômica para entender os efeitos da utilização de instrumentos de política monetária não convencionais. No caso das principais economias, os bancos centrais esgotaram a capacidade de estímulo monetário convencional, pois as taxas de juros foram levadas para níveis próximos de zero. Por exemplo, segundo Wil-

lardon e Pederson (2010), o *Federal Reserve Bank* (Fed) utilizou as seguintes medidas não convencionais na tentativa de lidar com a crise financeira de 2008: leilões de liquidez para as instituições financeiras (sem a identificação de cada uma delas), flexibilização das janelas de redesconto, e concessão de empréstimos diretamente aos tomadores privados. Outros bancos centrais, inclusive o brasileiro, adotaram medidas similares que, de um modo geral, são operacionalizadas principalmente a partir da utilização do balanço dos bancos centrais, que agora assumem o papel de intermediador financeiro, comprando dívida pública, privada e outros ativos financeiros.

Alguns estudos buscaram entender esse novo papel da autoridade monetária desenvolvendo modelos dentro do arcabouço *Real Business Cycle* (RBC) e *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE), que buscam replicar o comportamento da economia e que permitem avaliar o comportamento das variáveis econômicas dado choques exógenos. Esses são os casos de Curdia e Woodford (2010) que tratam das outras dimensões da política monetária (reservas bancárias, aquisição de ativos pelo banco central e taxa de juros pagas nas reservas) em um modelo novo-keynesiano, e Gertler e Kiyotaki (2010) que apresentam um modelo com restrição financeira e a definição formal das políticas utilizadas pelo Fed para combater a crise.

Por sua vez, Montoro e Tovar (2010) especificaram um modelo DSGE com fricções financeiras e depósitos compulsórios para os bancos. Nesse trabalho, os autores sugeriram uma regra de ajuste do percentual de depósitos compulsórios em função do desvio em relação ao valor de equilíbrio do nível de crédito da economia. Em uma crise, o nível de crédito fica aquém daquele entendido pela autoridade monetária como sendo o valor de equilíbrio e os compulsórios são afrouxados, liberando espaço para que os bancos aumentem a concessão de crédito, o que estimula a economia. Desse modo, o governo pode interferir indiretamente no mercado de crédito.

Gertler e Karadi (2011) desenvolveram um modelo no qual o banco central atua diretamente na intermediação financeira. A partir do momento em que os bancos privados vivem uma queda

no valor de seus ativos, sua alavancagem aumenta, o que impacta na sua capacidade de tomar recursos que seriam direcionados em forma de crédito para os produtores de bens. Nessa situação, o *spread* entre a taxa de captação e a taxa dos empréstimos aumenta, o que faz o Fed atuar, provendo crédito às instituições financeiras e também diretamente às empresas produtoras de bens de acordo com uma regra. O modelo considera, ainda, que o banco central possui uma ineficiência relativa que serve para impedir que ele atue como intermediário financeiro quando a economia está funcionando normalmente, ou seja, quando os bancos estão saudáveis.

3.2 Crédito Direcionado no Brasil

O governo brasileiro atua no mercado financeiro desde a formação do primeiro banco comercial no país³. No fim do século XIX e início do século XX, o governo brasileiro promoveu a capitalização de instituições privadas com problemas, como foi o caso do Banco do Brasil de Mauá e o Banco Comercial do Rio de Janeiro em 1853 que deram origem ao Banco do Brasil que se conserva instituição governamental, Banco de Crédito Real de Minas Gerais que se torna banco oficial do estado em 1919, e o Banco de Crédito Agrícola e Hipotecário do Estado de São Paulo que foi estatizado e renomeado Banco do Estado de São Paulo (Banespa) em 1926.

Entre 1929 e 1964, observa-se o surgimento de outros bancos oficiais. Esse período foi marcado pela instabilidade macroeconômica que, juntamente com a Lei da Usura⁴ que estava em vigor, limitava a oferta de crédito. A Caixa Econômica Federal passa a atuar no mercado de empréstimos (principalmente no setor imobiliário) em 1931, o Banco da Prefeitura do Distrito Federal e o Banco de Crédito do Estado do Rio foram fundados em 1945 e 1950, respectiva-

³O primeiro Banco do Brasil foi fundado pelo príncipe regente D. João VI após a chegada da família real em 1808. No entanto, o banco foi fechado após a volta da família real e o saque de grande parte dos seus depósitos em 1829.

⁴A Lei da Usura, como ficou conhecido o Decreto nº 22.626 de 7 de abril de 1933, limitava os juros a 12% ao ano.

mente, e o BNDES⁵ foi fundado em 1952 com o objetivo de financiar a indústria nascente.

As reformas financeiras realizadas em 1964⁶ contribuíram para que houvesse melhores condições de financiamento da dívida pública, estabilização da economia e crescimento da oferta de crédito. Em 1965, foi instituído o Sistema Nacional de Crédito Rural que incrementou a oferta de crédito ao setor rural sob a liderança do Banco do Brasil. Como resultado, durante o período do milagre econômico, 1968 a 1973, a participação dos bancos oficiais na concessão de crédito se manteve elevada. E, mesmo após o primeiro choque do petróleo em 1973, que marcou o início do período de instabilidade econômica e inflação elevada que duraria até 1994, os bancos públicos e o crédito direcionado constituíam-se as principais fontes de financiamento das atividades econômicas no país.

Com o sucesso da estabilização econômica promovida pelo Plano Real, em junho de 1994, o governo federal adotou uma série de medidas para lidar com os prejuízos e desequilíbrios acumulados durante o período inflacionário no sistema bancário e financeiro. A partir do Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do SFN (Proer), diversos bancos privados foram liquidados e alguns grandes bancos privados (como o Nacional, o Econômico e o Bamerindus) foram colocados em regime de administração especial temporária e vendidos a outros bancos em seguida, o Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (Proes) promoveu a federalização das dívidas e privatização de grande parte dos bancos públicos estaduais (dentre os quais, o Banespa e o Banerj), e, por sua vez, o saneamento dos bancos públicos federais foi feito com o Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais (Proef), com transferência, em 2001, de créditos de difícil liquidação desses bancos para a Empresa Gestora de Ativos (Emgea), constituída especialmente para gerir tais créditos. Apesar desse processo de privatização, as instituições públicas continuaram responsáveis por 37,5% do total de crédito em 2002, sendo que três instituições públicas

⁵Inicialmente com o nome de Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE).

⁶Dentre as principais medidas estão: instituição da correção monetária, fim da Lei da Usura, e a constituição do Banco Central e do Sistema Financeiro de Habitação

eram responsáveis por 33,7% (Banco do Brasil com 14,9%; Caixa Econômica Federal com 5,7%; e operações diretas do BNDES com 13,1%).

Segundo Lundberg (2011), a participação do crédito direcionado apresentou tendência de queda somente após 2002. O autor afirma, ainda, que medidas como a instituição do crédito consignado, alienação fiduciária e redução da taxa básica de juros, além de um ambiente macroeconômico favorável promoveram uma forte expansão do crédito livre efetuado por instituições privadas. No entanto, após a crise internacional de 2008, os empréstimos dos bancos oficiais, em especial os créditos direcionados, voltam a crescer, compensando a redução de crescimento do crédito livre. A figura 3.1 mostra a evolução da participação do crédito direcionado no volume total de crédito entre 2007 e 2013.

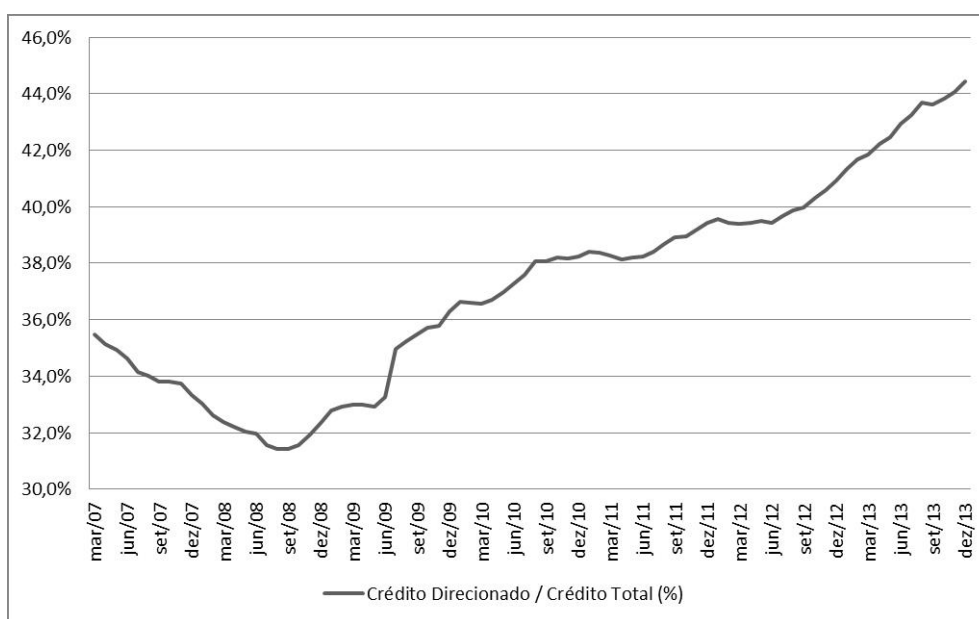


Figura 3.1 Participação do Crédito Direcionado no Crédito Total(2007-2013)

Fonte: Banco Central do Brasil.

Uma questão importante relacionada a créditos direcionados é o seu custo mais baixo. A figura 3.2 apresenta a evolução recente da taxa média mensal consolidada do total das operações do SFN, com a desagregação dos valores do crédito livre e do crédito direcionado. Pode-se

observar que a taxa média do crédito direcionado, igual a 7,5% ao ano em dezembro de 2013, é mais baixa e estável do que a média consolidada do crédito livre, que terminou 2013 perto de 29,0% ao ano. Dessa forma, nota-se que o custo bancário médio total (estimado em 19,7% ao ano em dezembro de 2013) é cerca de 9 pontos percentuais mais baixo do que os juros calculados para o crédito livre. Segundo Lundberg (2011), muitas vezes tomam-se erroneamente as taxas de juros e *spreads* bancários calculados com base nas taxas referenciais do crédito livre como representativas do custo médio do crédito bancário.

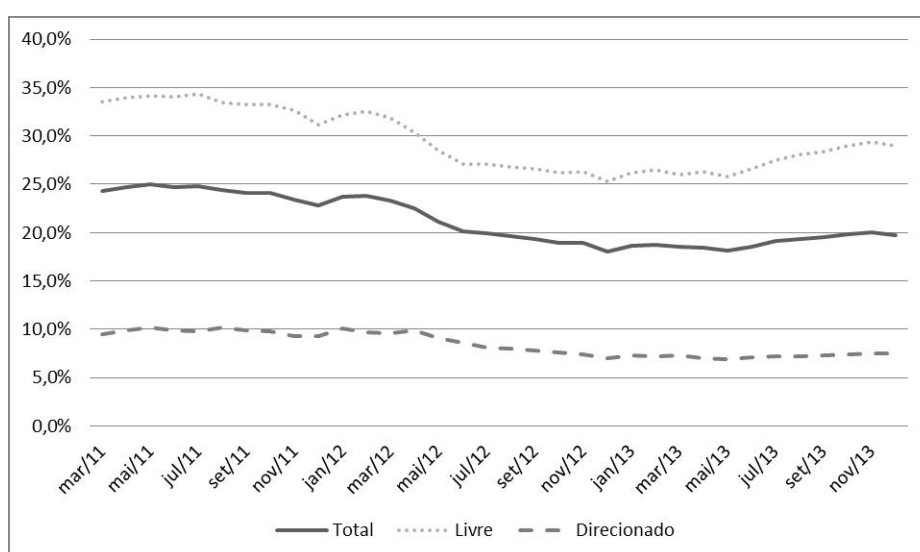


Figura 3.2 Taxa de Juros Média das Operações de Crédito (% a.a.): Total, Livre e Direcionado (2011-2013)

Fonte: Banco Central do Brasil.

As figuras 3.3 e 3.4 repetem a construção e as mesmas taxas médias, mas são relativas às operações de crédito com pessoas jurídicas e pessoas físicas, respectivamente. No caso das operações com pessoas jurídicas (figura 3.3), a taxa média do crédito direcionado também é mais baixa e estável que os juros médios do crédito livre, terminando 2013 com valores respectivos de 7,7% e 21,4% ao ano, fazendo com que o custo médio do crédito para as empresas atingisse aproximadamente 15,1% ao ano. No caso das operações com pessoas físicas (figura 3.4), os juros do crédito direcionado são muito mais baixos do que os do crédito livre, mas

produzem redução mais modesta no custo médio do crédito para as famílias, pois o saldo do crédito habitacional ainda é relativamente baixo, e os juros do crédito livre ainda são muito elevados.

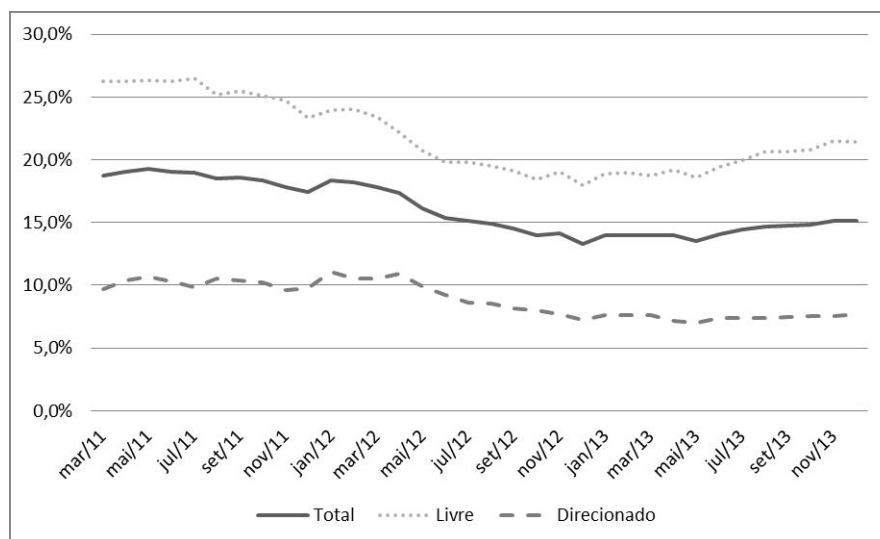


Figura 3.3 Taxa de Juros Média das Operações de Crédito para Pessoas Jurídicas (% a.a.): Total, Livre e Direcionado (2011-2013)

Fonte: Banco Central do Brasil.

No Brasil, o crédito direcionado abrange as operações diretas e os repasses do BNDES, além das aplicações obrigatórias de todos os bancos em crédito rural e habitacional, segmentos liderados por dois grandes bancos públicos, Banco do Brasil e CEF, respectivamente.

O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) foi instituído em 1952 (Lei nº 1.628) para ser o principal formulador e executor da política nacional de desenvolvimento econômico. Atualmente, o BNDES é vinculado ao Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), e possui três subsidiárias para ajudar na implementação de suas operações: o BNDES Participações S/A (BNDESPar), a Agência Especial de Financiamento Industrial (Finame) e o BNDES *Limited*. O BNDESPar tem por objetivo fortalecer a estrutura de capital das empresas privadas brasileiras, mediante participação acionária e aquisição de debêntures conversíveis. O Finame especializa-se no financiamento à comercialização,

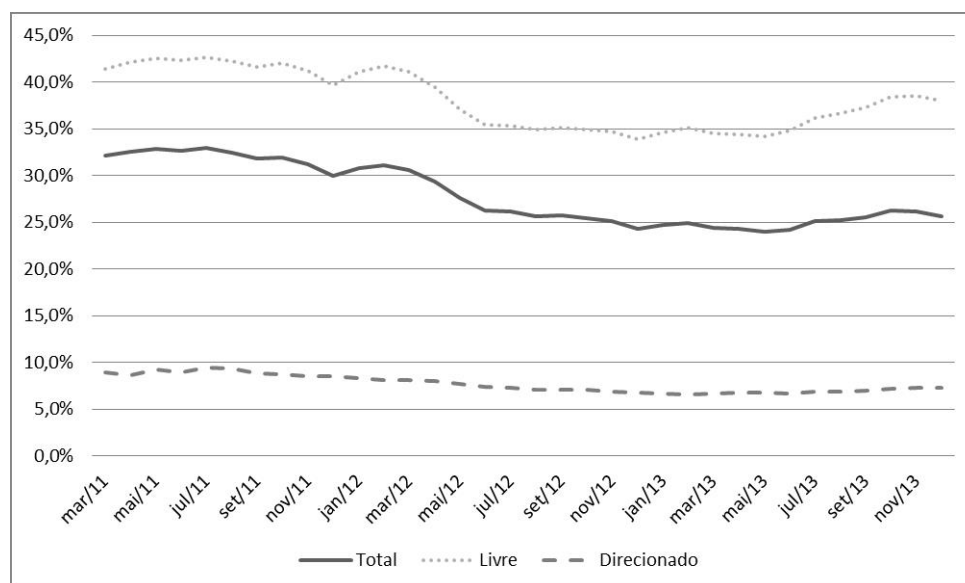


Figura 3.4 Taxa de Juros Média das Operações de Crédito para Pessoas Físicas (% a.a.): Total, Livre e Direcionado (2011-2013)

Fonte: Banco Central do Brasil.

no Brasil e no exterior, de máquinas e equipamentos fabricados no país. O BNDES *Limited* foi criado em 2009 para apoiar multinacionais brasileiras em operações externas. O BNDES foi responsável por cerca de 20% do saldo de crédito concedido pelo SFN em 2013. Os principais beneficiários dessas operações foram o setor industrial e o de infraestrutura, conforme mostra a tabela 3.1.

Tabela 3.1 Desembolsos do BNDES por Ramos de Atividade (em R\$ Bilhões a preços de 2008)

Ramo de Atividade	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Indústria	39,0	60,9	71,3	37,2	38,3	43,2
Infraestrutura	35,1	46,7	47,4	47,7	42,5	45,4
Comércio e Serviços	11,2	16,6	24,5	24,8	35,3	40,9
Agricultura	5,6	6,6	9,1	8,3	9,2	14,4
Total	90,9	130,8	152,4	118,1	125,3	144,4

Fonte: BNDES.

Nota: os valores foram deflacionados pela inflação anual medida pelo IPCA.

OBS: o valor da indústria em 2010 inclui operações de mercado com a Petrobras.

O BNDES é gestor de 40% dos recursos do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) desde

1988, tendo sido essa sua principal fonte de recursos até 2009. Além de recursos do FAT, o BNDES conta com depósitos do Tesouro Nacional, empréstimos externos e outros depósitos e captações para custear suas operações ativas. Para aumentar a oferta de crédito aos investimentos e fazer face às dificuldades de crédito externo vividas pelo país com a crise internacional de 2008, os recursos do Tesouro Nacional aplicados no BNDES aumentaram significativamente. Em 2009, foi aprovada a concessão de R\$ 100 bilhões do Tesouro para o BNDES (Lei nº 11.948) e foi garantido o aumento de R\$ 80 bilhões na linha de crédito (Lei nº 12.249). Com isso, as aplicações do Tesouro Nacional passaram a ser a principal fonte de recursos do BNDES, como pode ser visto na tabela 3.2.

Tabela 3.2 Fonte de Recursos do BNDES (Salos em R\$ Bilhões a preços de 2008)

Fonte	2008	2009	2010	2011	2012
Tesouro Nacional	43,2	138,2	229,1	264,2	301,9
FAT e PIS-Pasep	146,1	146,2	147,6	151,2	156,4
Captações no Exterior	17,5	18,5	17,9	19,1	18,7
Outras	45,3	43,9	42,7	44,7	55,7
Patrimônio Líquido	25,3	26,5	59,7	51,8	41,9
Total	277,3	370,6	496,9	531,0	574,6

Fonte: Relatório Anual do BNDES de 2012.

Nota: os valores foram deflacionados pela inflação anual medida pelo IPCA.

A descrição dos valores das operações ativas do BNDES é feita na tabela 3.3. O crescimento dos recursos também foi acompanhado pelo crescimento dos desembolsos das operações de crédito. Entre 2008 e 2012, o total de recursos do BNDES cresceu 107% em termos reais e as operações de crédito cresceram 83%. É importante ressaltar que as operações de crédito incluem os empréstimos realizados pelo próprio BNDES (crédito direto) e os empréstimos realizados por instituições financeiras credenciadas com recursos provenientes do BNDES (crédito via repasses). Também é válido destacar o crescimento do volume correspondente a outras operações tais como os saldos em participações societária e em títulos do governo cujos valores de 2012 foram praticamente três e cinco vezes (respectivamente) maiores do que aqueles referentes a 2008.

Tabela 3.3 Operações ativas do BNDES (Saldos em R\$ Bilhões a preços de 2008)

Fonte	2008	2009	2010	2011	2012
Operações de Crédito	216,0	272,0	327,3	361,6	395,3
Participações Societárias	25,3	32,6	97,3	84,7	75,8
Debêntures	8,1	11,7	16,1	15,4	14,5
Títulos Públicos	10,6	34,4	23,2	43,6	49,4
Outros	17,3	20,0	33,0	25,8	39,7
Total	277,3	370,6	496,9	531,0	574,6

Fonte: Relatório Anual do BNDES de 2012.

Nota: os valores foram deflacionados pela inflação anual medida pelo IPCA.

A tabela 3.4 apresenta as operações do BNDES classificadas conforme seus principais produtos, definidos por suas regras gerais de funcionamento, condições financeiras e procedimentos das operações realizadas. Em valor, o principal produto são as linhas de financiamento do BNDES Finem, que envolvem o financiamento de empreendimentos com valor igual ou superior a R\$ 10 milhões. As linhas de financiamento do Finem abrangem operações diretas e de repasses. O segundo produto do BNDES em importância é o Finame que envolve financiamentos a produção e aquisição de máquinas e equipamentos novos de fabricação nacional. O Finame também opera por repasses na modalidade leasing e financiamentos a produção ou aquisição de máquinas, implementos agrícolas e bens de informática e automação destinados a produção agrícola (Finame Agrícola). O BNDES Automático financia projetos de até R\$ 10 milhões. O BNDES Exim especializa-se em linhas de financiamento (direto e repasse) voltadas à produção e exportação de bens e serviços, bem como sua comercialização no exterior. Por sua vez, o cartão BNDES é um crédito rotativo pré-aprovado, destinado a micro, pequenas e médias empresas (MPME) e usado para aquisição de bens e insumos.

A tabela 3.5 apresenta as operações do BNDES destinadas às MPME, conforme a mesma classificação por produto apresentada na tabela 3.4. O valor total dos desembolsos às MPME correspondeu a 32% do total do BNDES em 2013, o que mostra um crescimento. Grande parte das operações do BNDES com MPME é realizada mediante repasses (58% do total de repasses do BNDES).

Tabela 3.4 Operações do BNDES – Principais Produtos (Desembolsos em R\$ Bilhões a preços de 2008)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Direto	42,4	75,0	67,6	46,4	57,7	56,4
-Finem	28,6	62,4	34,0	38,4	50,3	49,2
-Exim	3,3	4,1	3,8	4,0	3,5	4,2
-Não Reembolsável	0,1	0,1	0,2	0,3	0,3	0,3
-Mercado de Capitais	10,5	8,3	29,6	3,8	3,7	2,7
Repasse	48,5	55,8	84,9	71,6	67,5	88,0
-Finame	22,2	19,8	42,4	39,5	29,5	44,1
-Finem	6	9,5	7,1	5,4	6,4	8,6
-Automático	5,5	9,9	12,1	9,6	13,2	11,1
-Finame Agrícola	2,7	2,7	4,9	4,6	5,4	9,3
-Exim	9,6	10,9	14,0	5,7	5,3	7,4
-Finame Leasing	1,6	0,6	0,5	0,4	0,2	0,2
-Cartão BNDES	0,8	2,4	3,9	6,5	7,6	7,6
Total	90,9	130,8	152,4	118,1	125,3	144,4

Fonte: BNDES.

Nota: os valores foram deflacionados pela inflação anual medida pelo IPCA.

Os juros e as demais condições de crédito do BNDES variam conforme a linha de financiamento e o risco de crédito do devedor e da operação, sendo que o custo de financiamento considera o somatório de: a) custo financeiro dos recursos do BNDES, que varia conforme a fonte de recursos, sendo os custos mais típicos a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), que remunera os recursos do FAT e do PIS/Pasep, e a correção cambial ou de cesta de moedas, no caso da utilização de recursos de empréstimos externos. O custo financeiro de recentes empréstimos do Tesouro Nacional foi fixado com base no custo de captação externo em dólares norte-americanos, para 30% do crédito, e com base na TJLP para os 70% remanescentes; b) remuneração básica, taxa destinada a cobrir despesas administrativas e operacionais do BNDES, de até 2,5% ao ano, estabelecida de acordo com as diferentes linhas de crédito; c) taxa de risco de crédito de até 3,75% ao ano nas operações de financiamento direto, podendo variar de acordo com a política de crédito do BNDES e de gradientes de risco de crédito aplicáveis a empresas e grupos econômicos. A taxa de risco de crédito é fixa em 0,5% ao ano para operações

Tabela 3.5 Operações do BNDES com MPME(em R\$ Bilhões a preços de 2008)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Direto	1,2	0,8	0,5	0,7	0,8	0,6
-Finem	1	0,5	0,2	0,4	0,5	0,3
-Exim	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
-Mercado de Capitais	0,1	0,2	0,3	0,1	0,2	0,2
-Não Reembolsável	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2
Repasse	20,6	22,2	40,7	41,5	39,4	47,5
-Automático	3,4	3,8	4,2	5,4	7,5	6,2
-Finame	12,6	12,8	27,1	24,8	18,8	24,7
-Finame Leasing	0,9	0,4	0,4	0,3	0,0	0,0
-Finame Agrícola	2,5	2,6	4,7	4,4	5,2	8,8
-Finem	0,3	0,2	0,0	0,1	0,0	0,0
-Exim	0,0	0,0	0,5	0,2	0,1	0,1
-Cartão BNDES	0,8	2,4	3,9	6,5	7,6	7,6
Total	21,8	22,9	41,3	42,2	40,2	48,1

Fonte: BNDES.

Nota: os valores foram deflacionados pela inflação anual medida pelo IPCA.

garantidas por fiança bancária, de 1% ao ano para a administração pública direta dos estados e municípios e isenta para operações com cobertura de risco de crédito do Tesouro Nacional. Nas operações indiretas, o risco de crédito é coberto pela remuneração da instituição financeira credenciada; e, d) remuneração da instituição financeira credenciada no caso de operações de repasse. Essa taxa destina-se à cobertura do risco das instituições financeiras credenciadas pelo BNDES, fixada em 0,5% ao ano e isenta para operações com MPME. Essa taxa não é cobrada nas operações diretas com o BNDES. Adicionalmente, o BNDES cobra encargos e comissões financeiras específicas das características das operações realizadas. Nas operações diretas, são cobradas comissões de estudos ou de estruturação, que devem ser integralmente pagas na apresentação do projeto ou descontadas da primeira liberação dos recursos.

A TJLP foi instituída pela Medida Provisória nº 684 de 1994 (convertida na Lei nº 9.365 de 1996) para servir como custo básico dos financiamentos concedidos pelo BNDES. A TJLP é calculada pelos seguintes parâmetros: a) meta de inflação calculada *pro rata* para os doze

meses seguintes ao primeiro mês de vigência da taxa; e, b) prêmio de risco (segundo Lei nº 10.183 de 2001). O custo financeiro básico de grande parte dos créditos do BNDES tem sido sistematicamente inferior à taxa Selic. Para as empresas tomadoras, mesmo considerando *spre-ads* entre 1,5% ao ano e 6% ao ano acima da TJLP para cobertura de taxas de remuneração e risco de crédito, esses empréstimos do BNDES têm apresentado custo financeiro abaixo das taxas de juros médias do crédito livre, constituindo importante fonte de financiamento, principalmente para projetos industriais e de infraestrutura. A figura 3.5 mostra a evolução da TJLP e Selic nos últimos anos.

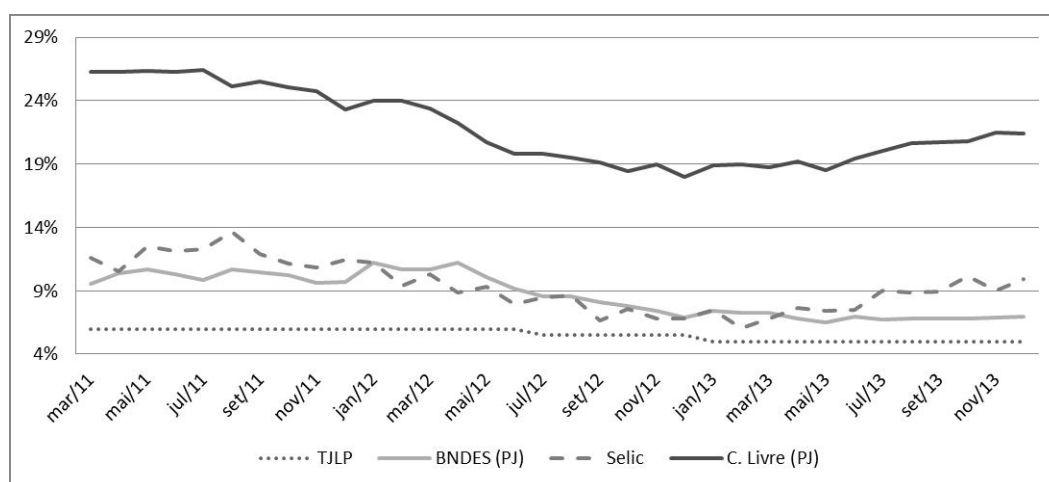


Figura 3.5 TJLP, Selic, Juros Livres (PJ) e Juros do BNDES (PJ) – (% a.a.)

Fonte: Banco Central do Brasil.

A aquisição de casa própria no Brasil é feita majoritariamente através das operações do Sistema Financeiro de Habitação (SFH)⁷. Os recursos desses empréstimos são captados, principalmente, em cadernetas de poupança que fazem parte do Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos (SBPE), e dos recursos do FGTS para concessão de financiamentos imobiliários. As operações de crédito do FGTS são direcionadas para financiamento de programas de habitação popular de responsabilidade governamental.

⁷O SFH foi instituído em 1964 (Lei nº 4.380).

Após décadas de estagnação do crédito habitacional no Brasil, os financiamentos imobiliários para pessoas físicas voltaram a apresentar crescimento contínuo a partir de 2005, tendo tal expansão se acelerado a partir de 2008. Esse crescimento recente do crédito habitacional é liderado pelos financiamentos concedidos por instituições financeiras públicas (cerca de 90% do total em 2013), mas os financiamentos concedidos por instituições financeiras privadas também vêm crescendo. Esse crescimento recente do crédito habitacional é explicado pela redução da taxa Selic, pelo crescimento das exigibilidades efetivas em crédito imobiliário e pela redução da inadimplência associada ao aperfeiçoamento da legislação, em especial da Lei nº 10.931 de 2004 que institucionalizou a alienação fiduciária de imóveis. Por fim, é interessante notar que houve expressivo aumento nas captações, com destaque para o aumento dos saldos em cadernetas de poupança e dos repasses e refinanciamentos obtidos (LUNDBERG, 2011).

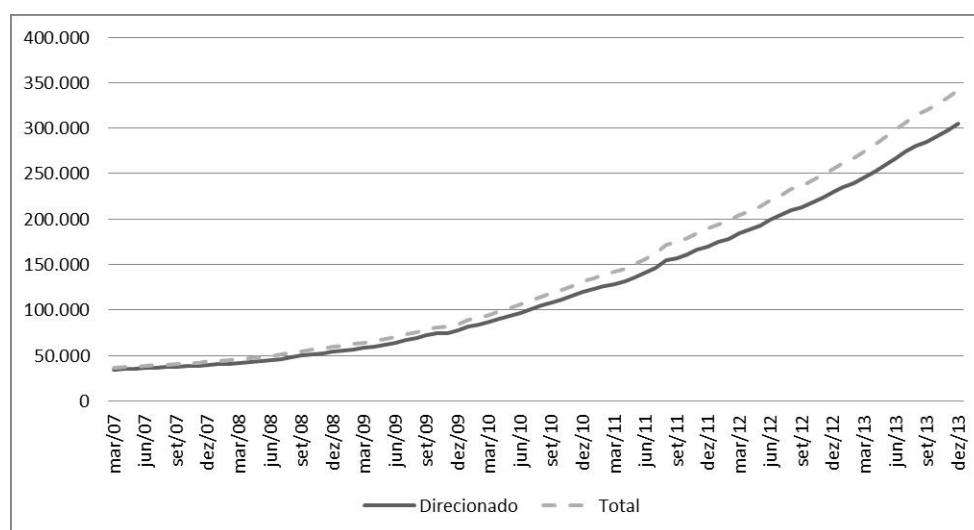


Figura 3.6 Crédito Imobiliário (PF)

Fonte: Banco Central do Brasil.

A principal característica das operações de captação e aplicação das instituições do SFH é o ajuste periódico das taxas. Essa atualização é calculada com base na Taxa Referencial (TR). Atualmente, a TR é calculada com base em uma média da remuneração de certificados e recibos de depósitos bancários (CDB/RDB) das trinta maiores instituições financeiras do país, valor ao

qual se aplica um redutor destinado a extrair a parcela referente aos juros reais e à tributação incidente sobre os CDB/RDB (Resolução BCB nº 3.354 de 2006).

A remuneração das cadernetas de poupança é fixada na TR, acrescida de 0,5% ao mês, e os depósitos do FGTS rendem TR mais 3% ao ano. Os custos dos financiamentos habitacionais estão limitados a TR mais 12% ao ano (Lei nº 8.692, de 28 de julho de 1993). Apesar do teto de 12% ao ano, desde setembro de 2006 a legislação admite contratação de financiamentos imobiliários com recursos das cadernetas de poupança, com taxas de juros pré-fixadas, ou seja, sem a aplicação da TR (Lei nº 11.434, de 28 de dezembro de 2006). Nessa hipótese, ao valor máximo da taxa efetiva de juros (12% a.a.) admite-se apenas um percentual máximo a ser acrescido à remuneração das cadernetas de poupança (6,167% a.a.), conforme metodologia estabelecida pelo CMN.

Os encargos máximos dos créditos habitacionais direcionados são inferiores aos juros praticados no crédito habitacional livre para pessoas físicas. A figura 3.7 apresenta a diferença entre as taxas de juros média das operações de crédito habitacional livre e direcionado entre 2011 e 2013. É possível perceber que o custo médio das operações de crédito habitacional direcionado tem se mantido próximo ao valor da taxa Selic no período.

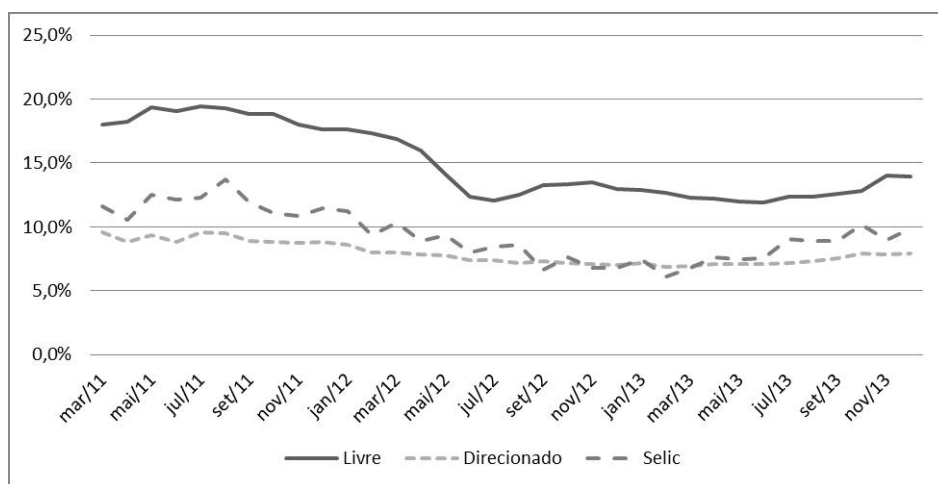


Figura 3.7 Taxa de Juros para Crédito Imobiliário (PF) e Selic – (% a.a.)

Fonte: Banco Central do Brasil.

O Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) foi institucionalizado pela Lei nº 4.829 de 1965 com o objetivo de incentivar a produção, o investimento e a comercialização agropecuária. Com o SNCR, os bancos passaram a ser obrigados a direcionar créditos ao setor agropecuário, ajudando a diversificar as fontes de recursos dos financiamentos rurais, sendo o Banco Central responsável pela regulação e pelo controle. O crédito rural também apresentou crescimento significativo nos últimos anos, principalmente para as pessoas físicas.

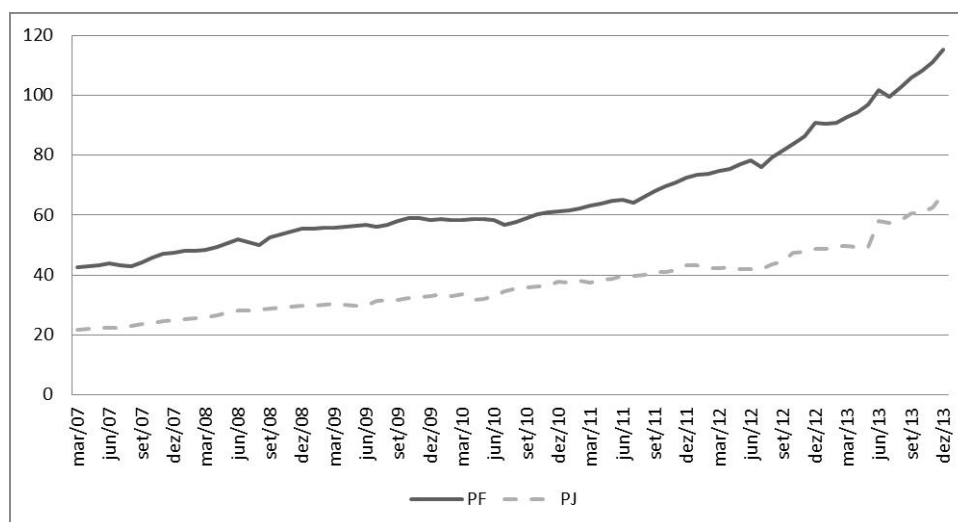


Figura 3.8 Crédito Rural

Fonte: Banco Central do Brasil.

As principais fontes de financiamento do SNCR são os recursos obrigatórios dos bancos comerciais calculados com base em um percentual dos depósitos à vista⁸, e os recursos das cadernetas de poupança rural. Outros importantes provedores de recursos para o crédito rural são o BNDES (FAT e Finame) e o Tesouro Nacional, por meio de fundos constitucionais e de outros recursos ou fundos públicos.

Desde a estabilização econômica promovida pelo Plano Real, as taxas de juros predominantes no SCNR são fixas, com exceção das operações financiadas com base nas cadernetas

⁸A Resolução CMN nº 3.280 de 2004 havia fixado momentaneamente esse percentual em 30%, e a Resolução CMN nº 3.704 de 2009 fixou cronograma de redução desse valor em um ponto percentual anual a partir de julho de 2011, de modo que as exigibilidades passem a ser de 25% em junho de 2015.

de poupança rural⁹ que são indexadas à TR. O Programa de Geração e Emprego e Renda Rural (Proger Rural) destina-se a financiar o custeio e o investimento de pequenos produtores (até R\$500 mil de renda anual) ao custo de 6,25% ao ano. As operações do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), que destinam-se a financiar o desenvolvimento das atividades agropecuárias exploradas com emprego direto da força do pequeno produtor rural e de sua família, têm juros fixados entre 1,5% e 5,5% ao ano no caso dos financiamentos de custeio e entre 1% e 5% ao ano no caso dos financiamentos de investimento. Os créditos obrigatórios realizados com base nos depósitos à vista estão fixados em 6,75% ao ano. As aplicações realizadas com recursos das cadernetas de poupança rural são realizadas com taxas livres corrigidas com base na TR, mas os custos podem ser menores se tais recursos forem utilizados em operações de interesse da União, nesses casos há subvenção do Tesouro para equalização dos encargos financeiros. Por fim, as operações com recursos do Tesouro Nacional e do BNDES (Finame) seguem os custos fixados por aquelas instituições.

Os encargos financeiros do crédito rural têm apresentado valores sistematicamente menores do que a taxa Selic e a taxa de juros média das operações com crédito livre para o setor. Isso sinaliza que as operações realizadas com recursos do governo são realizadas com subsídios implícitos ou com equalização do Tesouro, no caso dos financiamentos realizados no interesse da União com recursos da poupança rural.

3.3 Evidência Empírica sobre o Crédito Direcionado no Brasil

Nessa subseção, apresentam-se alguns estudos sobre o impacto do crédito direcionado na economia brasileira. Dentre eles, Araujo e Cintra (2011) apresentam e analisam as funções desempenhadas pelos bancos públicos federais brasileiros, destacando o papel no fomento ao desenvolvimento econômico através do direcionamento do crédito, na ação anticíclica (especi-

⁹As cadernetas de poupança rural foram instituídas pela Resolução CMN nº 1.188 de 1986.

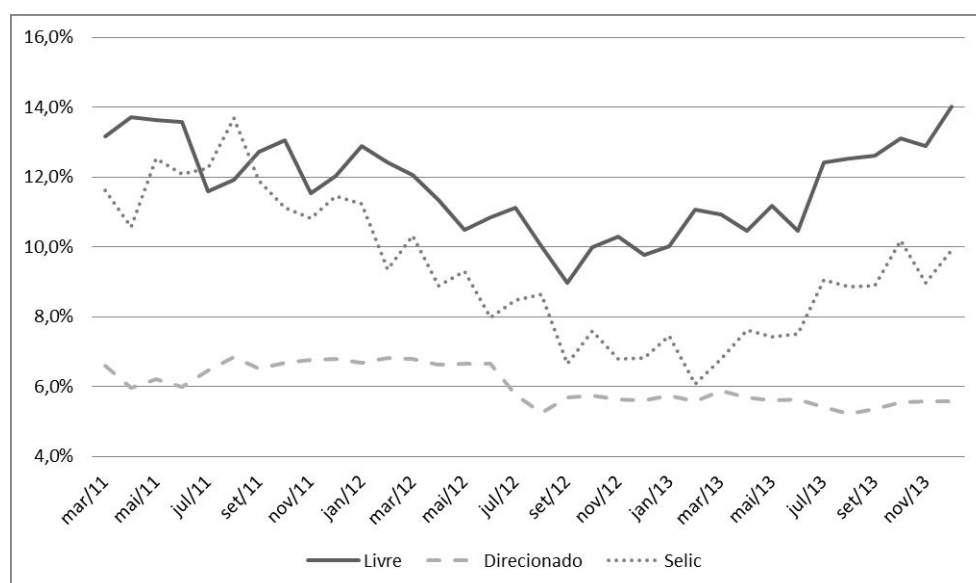


Figura 3.9 Taxa de Juros para Crédito Rural e Selic – (% a.a.)

Fonte: Banco Central do Brasil.

almente após a crise financeira de 2008) e no crescimento da prestação de serviços bancários à população brasileira de baixa renda. Para os autores, os bancos públicos brasileiros atendem os problemas estruturais da economia brasileira, suprimindo as lacunas deixadas pelos bancos privados, contribuindo inclusive para mitigar os efeitos da crise financeira pelo canal de crédito. No entanto, os bancos públicos não são capazes de responder sozinhos a uma aceleração persistente da demanda por recursos, sendo necessário formular uma ação conjunta entre instituições públicas e privadas.

Araujo (2012) mostra que os bancos públicos atuaram de forma mais conservadora do que os bancos privados durante o ciclo de expansão de crédito na economia brasileira. Segundo o autor, a necessidade de obtenção de resultados econômico-financeiros por parte dos bancos públicos teria norteado a sua atuação e imposto restrições ao longo de todo o período. Após a crise financeira, os bancos públicos expandiram suas operações de crédito e ainda assim exibiram resultados comparáveis aos dos bancos privados.

Araujo et al. (2013) analisa a experiência recente dos bancos regionais de desenvolvimento

no Brasil. Os autores mostram que esse sistema possui fonte de recursos pouco diversificada (essencialmente concentrada em repasses do BNDES e governos federais), o volume de suas operações de crédito tem crescido a uma taxa inferior à média do SFN, exceto no ano de 2009, indicando que esses bancos também contribuíram na ação anticíclica após a crise financeira.

Frascaroli et al. (2010) analisam como os bancos comerciais, numa atitude racional de maximizar seus lucros esperados, aumentam sua aversão ao risco em relação às operações de financiamentos destinadas às indústrias por meio da teoria da assimetria de informações. Os autores encontram uma relação negativa entre a taxa Selic e o volume de empréstimos, além de indícios de um comportamento mais avesso ao risco dos bancos comerciais privados.

Freitas e Paula (2010) analisam como o processo de consolidação bancária no Brasil, a partir da implementação do Plano Real, impactou a distribuição e concessão do crédito regionalmente. A partir da análise de dados estatísticos e modelos econométricos de dados em painel, os autores encontraram indícios a favor da hipótese de que o processo de reestruturação bancária teve efeito negativo sobre a disponibilidade regional do crédito, sobretudo nas regiões periféricas do País, dada a relação positiva entre o número de agências em uma região e a disponibilidade de crédito na mesma.

Lundberg (2011) descreve o papel do governo na área de crédito no Brasil. O autor mostra que parcela significativa do crédito do Sistema Financeiro Nacional é disponibilizada por meio de bancos oficiais e de direcionamento de crédito, e que o crescimento dos créditos direcionados após a crise internacional de 2008/2009 reforça o entendimento de que essa modalidade de crédito ainda tem papel relevante na economia brasileira. O autor conclui, ainda, que apesar de eventualmente apresentar ineficiência, o sistema de bancos oficiais e de crédito direcionado é realidade institucional que tem fortes raízes na história brasileira.

Martins (2012) analisa a evolução da funcionalidade do SFN em termos de indicadores de canalização dos recursos para o processo produtivo e fragilidade financeira. Os resultados indicaram a ampliação da funcionalidade do SFN, mas a oferta de longo prazo é um gargalo

que impede a expansão do investimento agregado. O autor sugere a necessidade de aprofundar o mercado de crédito de longo prazo, não só através do BNDES, mas com a participação do mercado privado.

Paim (2013) também aborda a evolução do crédito no Brasil. O autor destaca o aumento do crédito à pessoa física com base na expansão dos recursos livres de origem em instituições privadas entre 2004 e 2008, seguido do aumento do crédito direcionado e de origem pública que estimulou a expansão da habitação, além de suprir a escassez causada pela retração do crédito privado. Para o autor, esses movimentos também são um reflexo da atividade econômica, uma vez que o setor mais dinâmico era o varejo no primeiro período, e a construção civil no segundo.

Paula et al. (2013) analisa a evolução recente da estrutura do setor bancário brasileiro, o ciclo recente do crédito no Brasil, e o desempenho dos bancos públicos, em particular os grandes bancos federais – BNDES, Banco do Brasil e CEF. Os autores destacam o papel contracíclico dos bancos públicos no mercado de crédito, além de sua importância no desenvolvimento de algumas linhas de financiamento de longo prazo, como financiamento do investimento, crédito agrícola e crédito habitacional.

Prates e Freitas (2013) analisam a evolução do mercado de crédito bancário corporativo no Brasil durante 2003 e 2009. O artigo se concentra na dinâmica dos seis maiores segmentos deste mercado (indústria, comércio, serviços, infraestrutura, governo e agropecuária), destacando as similaridades e diferenças em termos de dinâmica cíclica, participação no volume total de crédito, origem dos recursos, além do desempenho dos bancos públicos e privados. Para os autores, o mercado de crédito bancário corporativo deve ganhar dinamismo com base na atuação dos bancos públicos e privados, e o mercado de capitais deve ganhar impulso (atuando de forma complementar ao mercado de crédito bancário) nos próximos anos, contribuindo para a expansão dos setores (em especial infraestrutura e imobiliário). Os autores também acreditam que a competição entre os bancos deve dar continuidade a fusões e aquisições, além de aumentar a participação de bancos estrangeiros. Por fim, segundo eles, não deve haver uma

alteração na divisão das funções desempenhadas por bancos privados e públicos, sendo que os últimos devem continuar desempenhando funções essenciais para a implementação das políticas econômica, financeira e social do Estado.

Lima (2006) examinou a atuação dos agentes repassadores do BNDES. O autor analisou mais de 256 mil contratos de crédito da modalidade BNDES Automático no período 2001-2005, que somam cerca de R\$ 15 bilhões em financiamentos repassados por agentes privados, públicos ou cooperativos. Nesta modalidade operacional, os agentes têm liberdade plena de aplicação. Foram construídos indicadores sobre pulverização e sobre concentração espacial do destino desses financiamentos. Os resultados indicam que não é possível detectar padrão de comportamento para cada tipo de agente, apenas os agentes cooperativos têm alta capacidade (e preferência por atuar dessa forma) para pulverizar os recursos em pequenas operações e também por descentralizar suas operações por largas porções do território nacional. Os autores concluem que, caso os recursos do BNDES (FAT) fossem repassados a agentes privados, haveria uma forte tendência para a centralização regional das operações.

Romero e Ávila (2010) analisam a influência das variáveis financeiras sobre a atividade industrial no país. Por meio da Análise de Componentes Principais, os autores encontram indícios de correlação espacial entre sistema financeiro e atividade produtiva, sendo que um maior volume de crédito é destinado a regiões com maior atividade produtiva. Por sua vez, a estimação de um modelo para dados em painel indicou que: a) o volume de empréstimos apresentou impacto positivo sobre o emprego e produção industrial (exceto para o setor de extração mineral); b) o financiamento imobiliário possui impacto negativo sobre o emprego (exceto no setor de extração mineral, que provavelmente se beneficia com o aquecimento do setor de construção civil); c) os financiamentos agroindustrial e industrial não mostraram influência significativa e positiva no emprego no setor de bens de capital; d) o lucro bancário (quando significativo) apresentou impacto negativo sobre o emprego em todos os setores analisados. Os autores concluem pela baixa funcionalidade do sistema financeiro no Brasil quanto ao financiamento produtivo.

Mendonça (2013) analisa os determinantes da demanda por crédito imobiliário e os efeitos de um choque de política monetária sobre esse mercado. O autor estima a função de demanda a partir do modelo com mudança de regime tipo *Markov switching*, e os resultados acenam para o fato de que a demanda por hipoteca tem estado sujeita a ciclos de retração e expansão desde 2003. O ciclo de expansão tem início ao final de 2005 e é marcado pela alternância de dois regimes distintos. O regime que se concentra entre o fim de 2005 até o início de 2009 foi impulsionado por fatores pró-mercado decorrentes das mudanças na legislação, do crescimento da economia, do aumento da renda real etc. A partir de 2009, a situação se altera, passando a prevalecer um regime onde a expansão do crédito é mais motivada por ações de medidas anti-cíclicas adotadas pelo governo federal com intuito de mitigar os efeitos da crise de 2007-2008. A fase recessiva do ciclo de crédito é ligada a um único regime que vai desde o início de 2003 até 2005 e retorna por volta de março de 2012, quando a série de concessões de crédito parece entrar em desaceleração. Aplica-se ainda o modelo vetor estrutural autorregressivo (*structural vector autoregression* – SVAR) para avaliar o efeito de um choque de política monetária sobre a demanda por hipoteca. De acordo com os resultados, um choque contracionista produz o efeito negativo sobre importantes variáveis ligadas ao setor imobiliário. Observa-se queda acentuada e contínua da demanda por financiamento, do preço dos imóveis e do produto da construção civil, assim como aumento da inadimplência.

Santos e Braga (2013) buscam mensurar os impactos do crédito rural sobre a produtividade da terra e do trabalho nas grandes regiões brasileiras. Os autores se baseiam em um modelo de restrição de crédito e no método *propensity score* (estimado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006). Os resultados mostram que o crédito não foi efetivo para aumentar a produtividade dos fatores no setor agrícola, exceto para a região nordeste do Brasil, indicando a necessidade de melhorias na política de crédito rural no Brasil.

Dawid e Takeda (2011) observam que os depósitos à vista e a prazo são as principais fontes de recursos para crédito, e que as medidas macroprudenciais adotadas pelo governo após a crise

apresentaram impacto significativo na concessão de crédito. Os autores encontram uma relação negativa (esperada) entre a taxa de compulsório e crédito, havendo indícios de que esse efeito se deve principalmente às modalidades Capital de Giro para Pessoa Jurídica e Financiamento de Veículos para Pessoa Física.

Sato (2013) analisa o canal de crédito da política monetária no Brasil. A partir da estimação de um modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erro (VEC), encontra-se que os choques de política monetária possuem efeito sobre a oferta de crédito, mas o impacto de condições creditícias restritivas sobre a produção é pequeno. Segundo a autora, fatores como a existência de crédito corporativo direcionado via BNDES, maior importância da captação via mercado de capitais, medidas macroprudenciais adotadas e aumento do prazo médio concorrem para esse resultado.

Santin (2013) apresenta um modelo DSGE para a economia brasileira baseado no modelo de Gertler e Karadi (2011). O modelo contempla as políticas controle de compulsórios e crédito governamental, além da política monetária convencional via regra de Taylor. O autor conclui que a potência da política monetária convencional se reduz com a inclusão das políticas de crédito e compulsórios, apesar do aumento da estabilidade das variáveis econômicas, inclusive da inflação.

De um modo geral, os estudos buscaram descrever e avaliar a participação do crédito direcionado no mercado financeiro nacional, principalmente quanto sua eficiência em promover os investimentos de longo prazo e a produtividade nos diversos setores de atividade, e em reduzir as desigualdades regionais e restrições ao crédito. De modo mais recente, após a crise de 2008, alguns estudos também buscaram analisar a expansão do crédito direcionado como uma política anticíclica, motivados pela experiência nacional e internacional. No entanto, à exceção de Santin (2013) e Sato (2013), pouco esforço foi realizado no sentido de entender como se dá a relação entre o crédito direcionado e a política monetária no Brasil, ainda que exista uma discussão sobre o assunto muitas vezes vinculada na imprensa. Nesse sentido, o presente estudo

contribui significativamente para os formuladores de política, uma vez que formula e estima um modelo para a economia brasileira no qual a proporção do crédito direcionado influencia a capacidade da política monetária alterar as condições de crédito no país. Mais especificamente, no modelo que será descrito no próximo capítulo, uma parcela dos empréstimos é realizada com base em taxas de juros que não se modificam como resposta a uma mudança na taxa de juros que serve como instrumento da política monetária. Assim, quanto maior a participação desse tipo de empréstimos, menor será a capacidade da política monetária influenciar a atividade econômica via uma mudança na demanda por crédito.

Modelo Teórico

O presente capítulo apresenta o modelo teórico utilizado para analisar a operacionalidade do canal de custo no Brasil. O arcabouço teórico é importado do modelo DSGE novo-keynesiano de Hülsewig et al. (2009), construído dentro da abordagem desenvolvida por Christiano et al. (2005) e Smets e Wouters (2003)¹.

O modelo de Hülsewig et al. (2009) é composto por firmas, famílias e bancos. As firmas são divididas em produtores de bens finais e um contínuo de produtores de bens intermediários, que produzem um produto diferenciado a partir de capital e trabalho. Os produtores de bens intermediários detêm poder de monopólio sobre os preços que são fixados de uma forma rígida² como em Calvo (1983). As famílias obtêm utilidade do consumo e do lazer, elas oferecem um tipo diferenciado de trabalho, são donas do estoque de capital e tomam decisões de investimento. Elas decidem a respeito do salário, que também é fixado de uma maneira rígida. Por fim, os bancos fornecem empréstimos em um ambiente de concorrência monopolística. Eles enfrentam fricções quando mudam suas taxas de juros para empréstimos, implicando que a taxa de juros dos bancos, em termos agregados, responde lentamente a um choque de política monetária (*pass-through* limitado da taxa de juros). Considera-se o canal de custo por meio da hipótese de que uma fração das firmas precisa de empréstimos bancários uma vez que são obrigadas a pagar os salários antes de vender os produtos.

Uma importante característica do mercado de crédito no Brasil é a significativa participação do crédito direcionado, para o qual as taxas de juros são rígidas e definidas pelo governo. Neste trabalho, o modelo de Hülsewig et al. (2009) é modificado de modo a considerar esse traço da economia brasileira. Mais especificamente, considera-se que o mercado bancário se divide entre os bancos que operam linhas de crédito livre, com as taxas de juros para empréstimo determinadas pelo mercado, e os bancos que operam linhas de crédito direcionado. Para que,

¹Segundo Vereda e Cavalcanti (2010), os modelos de Christiano et al. (2005) e Smets e Wouters (2003) têm servido de inspiração para modelos DSGE de médio porte adotados por diversos bancos centrais.

²A cada período, somente uma parcela das firmas consegue reajustar os preços.

assim como no modelo original, exista a possibilidade de *pass-through* limitado da taxa de juros, os bancos que operam linhas de crédito livre enfrentam fricções na mudança de suas taxas de juros para empréstimo. As subseções seguintes detalham esse modelo proposto para a economia brasileira.

4.1 Produtores de Bens Finais

Produtores de bens finais operam em competição perfeita. A função de produção do produto agregado é dada por:

$$Y_t = \left[\int Y_t^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}}(i) di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad (4.1)$$

onde Y_t é o produto final, $Y_t(i)$ é o produto intermediário indexado por $i \in [0, 1]$, e $\varepsilon > 1$ é a elasticidade de substituição entre diferentes tipos de produtos.

A maximização do lucro implica na seguinte demanda por bens intermediários:

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t, \text{ para todo } i \in [0, 1], \quad (4.2)$$

onde $P_t = \left[\int P_t^{1-\varepsilon}(i) di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ é o preço do produto final e $P_t(i)$ é o preço do produto intermediário i .

4.2 Produtores de Bens Intermediários

Firmas indexadas por $i \in [0, 1]$ operam em competição monopolística. Cada firma i tem acesso a seguinte tecnologia:

$$Y_t(i) = \tilde{K}_t^\alpha(i) N_t^{1-\alpha}(i), \quad (4.3)$$

onde $\tilde{K}_t(i)$ é a efetiva utilização do estoque de capital, dada por $\tilde{K}_t(i) = u_t K_{t-1}(i)$, sendo u_t a taxa de utilização do capital, $N_t(i)$ é o trabalho e α é a participação do capital no produto.

O lucro nominal da firma i é dado por:

$$\Pi_t^{firm}(i) = P_t(i)Y_t(i) - Q_t^{firm}(i), \quad (4.4)$$

onde $Q_t^{firm}(i)$ é o custo nominal de produção. A firma aluga o capital em um mercado de competição perfeita e escolhe o volume de emprego. Para a massa de firmas $i \in [0, v]$, as quais necessitam de empréstimos $L_t(i)$ dos bancos para pagar os salários, $W_t N_t(i)$, o custo de produção nominal é dado por: $Q_t^{firm}(i) = R_t^L W_t N_t(i) + R_t^K \tilde{K}_t(i)$, onde W_t é o índice de salário, R_t^L é a taxa de juros de empréstimo bancário, e R_t^K é a taxa de aluguel do capital. Para o restante das firmas, o custo nominal de produção é dado por: $Q_t^{firm}(i) = W_t N_t(i) + R_t^K \tilde{K}_t(i)$. O pagamento da dívida pelas firmas é feito no fim de cada período.

Firmas $i \in [0, v]$ possuem um portfólio de empréstimos, que é diversificado em termos dos k tipos de empréstimos ofertados pelos bancos que são agregados da seguinte forma:

$$L_t(i) = \left[\int L_t^{\frac{\zeta-1}{\zeta}}(i, k) dk \right]^{\frac{\zeta}{\zeta-1}}, \quad (4.5)$$

onde $L_t(i)$ é a demanda de empréstimos pela firma i , que é igual à folha de pagamentos $W_t N_t(i)$, e $\zeta > 1$ é a elasticidade de substituição entre os k diferentes tipos de empréstimos. Cada firma obtém a composição ótima dos diferentes empréstimos ao escolher sua agenda de empréstimos. Agregando para todas as firmas, a demanda por empréstimos do tipo k é dada por:

$$L_t(k) = \left(\frac{R_t^L(k)}{R_t^L} \right)^{-\zeta} L_t, \quad (4.6)$$

$L_t(k) = \int L_{it}(k)di$ é a demanda por empréstimos do tipo k , $L_t = \int L_t(i)di$ é o volume agregado de empréstimos, $R_t^L = \left[\int R_t^L(k)^{1-\zeta} dk \right]^{\frac{1}{1-\zeta}}$ é a taxa de juros bruta agregada para empréstimos, e $R_t^L(k)$ é a taxa de bruta para empréstimos do tipo k .

As firmas possuem algum poder de mercado sobre o preço do seu produto. Elas maximizam o lucro esperado por meio de um fator de desconto estocástico $\Lambda_{t,t+1}$ que é igual a taxa marginal de substituição intertemporal do consumidor representativo. Os lucros são distribuídos aos consumidores até o fim do período. Por hipótese, as firmas decidem antes da realização de qualquer distúrbio no tempo t . Isso significa que um choque de política monetária, por exemplo, não tem efeito imediato nos preços.

Firmas enfrentam fricções de preço como em Calvo (1983), isso implica uma determinação de preços rígida. O nível de preços P_t é determinado em cada período como a média ponderada da fração de firmas $1 - \theta_p$ que redefine os preços e a fração θ_p que deixa os preços inalterados:

$$P_t = \left[(1 - \theta_p)(P_t^*)^{1-\varepsilon} + (\theta_p)(P_{t-1})^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad (4.7)$$

onde P_t^* é o preço redefinido. As firmas que redefinem o preço são divididas entre: as firmas que resolvem o problema de otimização mais uma vez para determinar os novos preços (fração $1 - \omega_p$), e as firmas que aplicam uma regra de indexação à inflação passada (fração ω_p)³.

A maximização do lucro pelas firmas que podem alterar os preços leva a seguinte condição de primeira ordem:

$$E_{t-1} \sum_{l=0}^{\infty} \theta^l \Lambda_{t,t+l} Y_{t+l}(i) \left[P_t^f(i) - \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1} P_{t+l}^f \varphi_{t+l}(i) \right] = 0, \quad (4.8)$$

onde $P_t^f(i)$ é o preço ótimo, E_{t-1} é o operador de esperança condicional ao conjunto de informações disponível em $t-1$, e $\varphi_t(i)$ é o custo marginal real dado por:

³Resumindo, existem três tipos de firmas em um determinado período: as firmas que não mudam os preços no período, as firmas que mudam os preços pelo processo de otimização, e as firmas que mudam os preços pela regra de indexação.

$$\varphi_t(i) = \begin{cases} \frac{1}{\Phi} \left(\frac{R_t^k}{P_t} \right)^\alpha \left(\frac{R_t^L W_t}{P_t} \right)^{1-\alpha}, & \text{para } i \in [0, v], \\ \frac{1}{\Phi} \left(\frac{R_t^k}{P_t} \right)^\alpha \left(\frac{W_t}{P_t} \right)^{1-\alpha}, & \text{para } i \in]v, 1], \end{cases} \quad (4.9)$$

sendo $\Phi = \alpha^\alpha (1 - \alpha)^{1-\alpha}$. O preço ótimo está relacionado à expectativa de custo marginal, ou seja, $P_t^f(i)$ é um *mark-up* sobre a esperança do custo marginal real ponderado.

Por fim, a fração das firmas ω_p que redefinem o preço em cada período por meio de uma regra de indexação à inflação passada, fixam o preço de acordo com: $P_t^b = P_{t-1}^* (P_{t-1}/P_{t-2})$. Desse modo, a evolução dos preços é dada por: $P_t^* = (P_t^f)^{1-\omega_p} (P_t^b)^{\omega_p}$. Essa estratégia de subdividir as firmas que podem mudar os preços a cada período foi primeiramente utilizada por Galí et al. (2001).

Galí et al. (2001) e Smets e Wouters (2003)⁴ argumentam sobre a importância de incluir a possibilidade de que parte das firmas redefinam seus preços por meio de uma regra de indexação, pois permite que a inflação no tempo t seja explicada tanto pela expectativa de inflação futura quanto pela inflação passada. Nos dois trabalhos, argumenta-se que essa nova curva de Phillips, não puramente *foward-looking*, descreve melhor os dados.

4.3 Famílias

Há um continuo de famílias indexadas por $j \in [0, 1]$. A família j maximiza a esperança da utilidade no seu horizonte de vida:

$$E_{t-1} \sum_{l=0}^{\infty} \beta^l U_{t+l}(j), \quad (4.10)$$

⁴No modelo de Smets e Wouters (2003), as firmas se dividem entre as que podem re-otimizar os preços e as que apenas atualizam por meio de uma regra de indexação. No entanto, a indexação é realizada apenas de modo parcial, uma vez que considera uma proporção da inflação passada: $P_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^\gamma$, sendo $0 \leq \gamma \leq 1$. Apesar de diferente, essa estratégia permite que o modelo apresente uma curva de Phillips similar àquela derivada pelo modelo de Galí et al. (2001).

onde $\beta \in (0, 1)$ é um fator de desconto.

A utilidade da família j no período t é dada por:

$$U_t(j) = \frac{(C_t(j) - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\eta}(j)}{1+\eta}, \quad (4.11)$$

onde $C_t(j)$ é o gasto em consumo, σ é o coeficiente de aversão ao risco, $N_t(j)$ é a oferta de trabalho e η é a elasticidade da desutilidade marginal do trabalho. H_t descreve hábitos externos que dependem positivamente do consumo agregado no período $t - 1$, $H_t = hC_{t-1}$.

A família j maximiza sua utilidade de vida esperada sujeita a seguinte restrição intertemporal:

$$P_t C_t(j) + P_t I_t(j) + D_t(j) = W_t(j) N_t(j) + \left[R_t^k u_t(j) - P_t \psi(u_t(j)) \right] K_{t-1}(j) + R_{t-1}^D D_{t-1}(j) + Div_t(j). \quad (4.12)$$

Todas as famílias decidem sobre consumo $C_t(j)$ e investimento $I_t(j)$, possuem depósitos $D_t(j)$ em bancos a uma taxa R_t^D , renda do trabalho $W_t(j)N_t(j)$, renda do aluguel do capital $R_t^k u_t(j)K_{t-1}(j)$ menos os custos de ajustamento no caso de mudanças na utilização do capital $P_t \psi(u_t(j))K_{t-1}$, e obtém dividendos $Div_t(j)$ das firmas e dos bancos. Uma vez que o capital é determinado no começo do período, a renda proveniente do aluguel depende do nível de capital instalado no fim do período anterior e da taxa de utilização do capital $u_t(j)$. Os custos da utilização do capital são, por hipótese, iguais a zero quando a taxa de utilização é igual a um, ou seja, $\psi(1) = 0$.

A equação de acumulação do capital é dada por:

$$K_t(j) = (1 - \delta)K_{t-1}(j) + \left[1 - S \left(\frac{I_t(j)}{I_{t-1}(j)} \right) \right] I_t(j), \quad (4.13)$$

onde δ é a taxa de depreciação do capital. A evolução do estoque de capital considera os custos de ajustamento, introduzidos pela função $S(\cdot)$, que é crescente e convexa. No estado estacionário, tem-se que $\bar{S} = \bar{S}' = 0$ e $\bar{S}'' > 0$.

Por hipótese, todas as famílias enfrentam a mesma condição inicial e os mercados são completos. Isso assegura um equilíbrio simétrico para todas as variáveis de controle exceto para $W_t(j)$, possibilitando excluir o índice j exceto para o salário e demanda de trabalho. Além disso, as famílias sempre decidem antes de choques em qualquer período t . Isso significa que um choque de política monetária, por exemplo, não tem efeito imediato sobre o salário.

Maximizando a função objetivo sujeito à restrição intertemporal com respeito ao consumo e poupança, as condições de primeira ordem são obtidas:

$$\lambda_t = (C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}, \quad (4.14)$$

$$\lambda_t = \beta E_{t-1} \left[\lambda_{t+1} \frac{R_t^D P_t}{R_{t+1}} \right], \quad (4.15)$$

onde λ_t é o multiplicador de Lagrange.

Por hipótese, as famílias fixam seus salários de forma rígida em intervalos aleatórios. Somente uma fração das famílias $1 - \theta_w$ redefine seu salário nominal em cada período, enquanto as θ_w restantes não alteram os salários. O nível de salário nominal agregado satisfaz:

$$W_t = \left[(1 - \theta_w)(W_t^*)^{1-\phi} + \theta_w W_{t-1}^{1-\phi} \right]^{\frac{1}{1-\phi}}, \quad (4.16)$$

onde W_t^* é o salário recém-definido. As famílias que redefinem seus salários em cada período são divididas na fração $1 - \omega_w$ que otimiza novamente seus salários nominais e a fração ω_w que ajusta os salários de acordo com uma regra de indexação à inflação passada⁵.

⁵Resumindo, existem três tipos de famílias em um determinado período: as famílias que não reajustam os salários no período, as famílias que reajustam salários pelo processo de otimização, e as famílias que reajustam salários pela regra de indexação.

As famílias otimizadoras escolhem o salário de modo a maximizar a função objetivo sujeita a restrição intertemporal e a demanda por seu tipo de trabalho dada por:

$$N_t(j) = \left(\frac{W_t(j)}{W_t} \right)^{-\eta} N_t, \quad (4.17)$$

onde $N_t = \left[\int N_t^{\frac{\eta-1}{\eta}}(j) dj \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ é o nível agregado de trabalho, e $W_t = \left[\int W_t^{1-\eta}(j) dj \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$ é o salário nominal agregado. A condição de primeira ordem associada ao problema de maximização é:

$$E_{t-1} \sum_{l=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^l N_{t+l}(j) \left[\frac{\phi}{\phi-1} N_{t+l}^{\eta}(j) - \frac{W_t^f \lambda_{t+l}}{P_{t+l}} \right] = 0, \quad (4.18)$$

onde $W_t^f(j)$ é o salário nominal ótimo. As famílias que redefinem o salário adotando a regra de indexação, por hipótese, obedecem a: $W_t^b = W_{t-1}^*(P_{t-1}/P_{t-2})$. A dinâmica dos salários recém-definidos é dada por: $W_t^* = (W_t^f)^{1-\omega_w} (W_t^b)^{\omega_w}$.

As condições de primeira ordem para o preço sombra do capital, investimento e a escolha da taxa de utilização do capital são:

$$Q_t = E_{t-1} [\Lambda_{t,t+1} (Q_{t+1} (1 - \delta) + r_{t+1}^k u_{t+1} - \psi(u_{t+1} + 1))], \quad (4.19)$$

$$Q_t \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] + E_{t-1} \Lambda_{t,t+1} Q_{t+1} S' \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t} \right)^2 = 1 + Q_t S' \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right), \quad (4.20)$$

$$r_t^k = \psi'(u_t), \quad (4.21)$$

onde Q_t é o preço sombra real do capital instalado, ou seja o Q de Tobin, $\Lambda_{t,t+1}$ é um fator de desconto estocástico dado por: $\Lambda_{t,t+1} = \beta^l (\lambda_{t+l}/\lambda_t)$, e r_t^k é a taxa real de aluguel do capital.

4.4 Bancos

Os Bancos, indexados por $k \in [0, 1]$, ofertam empréstimos para as firmas em um mercado de concorrência monopolística. Os lucros do banco k são dados por:

$$\Pi_t^{bank}(k) = R_t^l(k)L_t(k) - R_t^d D_t(k) - R_t^M B_t(k), \quad (4.22)$$

onde $L_t(k)$ é o volume de empréstimos, $R_t^l(k)$ é a taxa de juros para empréstimos, $D_t(k)$ é o nível de depósitos, $R_t^d(k)$ é a taxa paga pelos depósitos, $B_t(k)$ é a posição líquida no mercado monetário, e $R_t^M(k)$ é a taxa de juros que é controlada pelo banco central. Os lucros são distribuídos aos consumidores ao final de cada período.

Para cada banco, a restrição de balanço é:

$$L_t(k) = D_t(k) + B_t(k), \quad (4.23)$$

que relaciona o volume de empréstimos ao nível de depósitos e à posição líquida no mercado monetário. Depósitos e empréstimos do mercado monetário são considerados substitutos perfeitos para o refinanciamento, por consequência $R_t^d = R_t^M$.

O banco k maximiza os lucros condicionado ao equilíbrio do balanço e pela equação de demanda por empréstimos. Em um mercado de empréstimos flexível, cada banco colocaria sua taxa como um *mark-up* dos custos marginais. Como todos os bancos enfrentam os mesmos custos marginais, a taxa seria a mesma para todos eles.

Entretanto, há rigidez na fixação da taxa por empréstimos. Primeiramente, uma parcela τ_2 dos bancos ofertam créditos direcionados (CD), cuja a taxa é determinada de forma exógena. Somente $1 - \tau_2$ dos bancos ofertam créditos livres (CL) e podem determinar a taxa de juros que cobram pelos empréstimos. Desse modo a taxa de juros para empréstimos agregada é dada por:

$$R_t^L = \left[(1 - \tau_2)(R_t^{CL})^{1-\zeta} + \tau_2(R_{t-1}^{CD})^{1-\zeta} \right]^{\frac{1}{1-\zeta}}. \quad (4.24)$$

Os bancos que ofertam créditos livres, por hipótese, enfrentam fricções como em Calvo (1983), ou seja, somente uma fração $1 - \tau_1$ re-otimiza suas taxas de empréstimo a cada período, enquanto a parcela τ_1 deixa sua taxa inalterada⁶.

A maximização de lucros pelos bancos leva a seguinte condição de primeira ordem:

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} \tau^l \Lambda_{t,t+l} L_{t+l}(k) \left[R_t^{L*}(k) - \frac{\zeta}{\zeta - 1} R_{t+l}^M \right] = 0, \quad (4.25)$$

onde $R_t^{L*}(k)$ é a taxa de juros para empréstimos ótima e $\Lambda_{t,t+l}$ é um fator de desconto estocástico. Usando a equação de demanda e resolvendo para a taxa ótima de empréstimos:

$$R_t^{L*}(k) = \frac{\zeta}{\zeta - 1} \frac{E_t \left[\sum_{l=0}^{\infty} \tau^l \Delta_{t,t}(R_{t+l}^L)^{\zeta} L_{t+l} R_{t+l}^M \right]}{E_t \left[\sum_{l=0}^{\infty} \tau^l \Delta_{t,t}(R_{t+l}^L)^{\zeta} L_{t+l} \right]}, \quad (4.26)$$

que é idêntico para todos os bancos, $R_t^{L*}(k) = R_t^{L*}$. Por hipótese, os bancos, ao contrário de firmas e famílias, re-otimizam suas taxas em cada período depois dos choques.

Por fim, a taxa de juros para empréstimos para o crédito livre agregada é dada por:

$$R_t^{CL} = (R_t^{L*})^{1-\tau_1} (R_{t-1}^L)^{\tau_1}. \quad (4.27)$$

4.5 Pass-Through da Taxa de Juros

Para inserir a discussão sobre *pass-through*, linearizam-se as equações (4.24), (4.26) e (4.27) por expansão de Taylor de primeira ordem, de modo que:

⁶Resumindo, existem três tipos de bancos em um determinado período: os bancos que operam crédito direcionado, os bancos que operam crédito livre e mudam as taxas de juros, e os bancos que operam crédito livre e não mudam as taxas de juros.

$$R_t^L = \frac{\beta \tau_1}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} E_t \left(R_{t+1}^L - \tau_2 R_{t+1}^{CD} \right) + \frac{\tau_1 (1 - \tau_2)}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_{t-1}^L + \frac{\tau_2}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_t^{CD} + \frac{(1 - \beta \tau_1)(1 - \tau_1)(1 - \tau_2)}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_t^M. \quad (4.28)$$

Para manter a análise simples de ser seguida, supõe-se, momentaneamente, que a taxa de juros da moeda e a taxa de juros para crédito direcionado evoluem de acordo com as seguintes equações:

$$R_t^M = \bar{R}^M + u_t^M, \quad (4.29)$$

$$R_t^{CD} = \bar{R}^{CD} + u_t^{CD}, \quad (4.30)$$

onde u_t^M e u_t^{CD} são choques ruído brancos não correlacionados. As equações (4.28), (4.29) e (4.30) formam um sistema de equações a diferenças com expectativa cuja solução MSV (*Minimum State Variable*) tem a seguinte representação:

$$\begin{aligned} \Delta R_t^L = & (1 - \tau_1 \beta)(1 - \tau_1)(1 - \tau_2) \left(\frac{\zeta}{\zeta - 1} \right) \Delta R_t^M + \tau_2 \Delta R_t^{CD} - \\ & \tau_1 \beta (1 - \tau_1)(1 - \tau_2) \left(\frac{\zeta}{\zeta - 1} \right) \bar{R}^M - (1 - \tau_1(1 - \tau_2)) R_{t-1}^L + \\ & (1 - \tau_1 \beta)(1 - \tau_1)(1 - \tau_2) \left(\frac{\zeta}{\zeta - 1} \right) R_{t-1}^M - \tau_2 R_{t-1}^{CD}. \end{aligned} \quad (4.31)$$

As equações (4.28) e (4.31) mostram que a evolução da taxa de juros para empréstimos depende da relevância dos parâmetros τ_1 , τ_2 e do nível de competição monopolística no mercado de empréstimos ζ . Se τ_1 e τ_2 se aproximam de zero e ζ tende ao infinito, então a taxa de juros para empréstimo agregada tende a ser igual a taxa de juros da moeda e o *pass-through* tende a

ser completo.

4.6 Equilíbrio no Mercado de Bens Finais

O equilíbrio no mercado de bens finais é caracterizado pela igualdade entre produção e demanda das famílias por consumo e investimento ajustado pelos custos com a variação do nível de utilização do capital:

$$Y_t = C_t + I_t + \psi(u_t)K_{t-1}. \quad (4.32)$$

As condições de equilíbrio nos mercados de empréstimos, aluguel e trabalho requerem que oferta iguale a demanda no preço de mercado vigente.

4.7 Solução do Modelo

A solução do modelo é derivada por meio da aproximação log-linear em torno de um estado estacionário não-estocástico da economia com inflação igual a zero. Em seguida, as variáveis representadas por $\hat{X}_t$ são os desvios log-lineares dos correspondentes valores de estado estacionário das variáveis X_t , ou seja: $\hat{X}_t = \ln(X_t) - \ln(\bar{X}_t)$.

A dinâmica do produto real é descrita pelo equilíbrio no mercado de bens dado por:

$$\hat{Y}_t = \gamma_c \hat{C}_t + (1 - \gamma_c) \hat{I}_t + \alpha \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) \hat{u}_t, \quad (4.33)$$

onde $\hat{C}_t$ é o consumo, $\hat{I}_t$ é o investimento e $\gamma_c = 1 - [\alpha\delta(1 - \frac{1}{\varepsilon})/(\frac{1}{\beta} - 1 + \delta)]$.

A equação do consumo com formação de hábito externa h é dada por:

$$\hat{C}_t = \frac{1}{1+h} E_{t-1} \hat{C}_{t+1} + \frac{h}{1+h} \hat{C}_{t-1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma} E_{t-1} (\hat{R}_t^M - \pi_{t+1}), \quad (4.34)$$

onde $\hat{R}_t^M$ é a taxa de juros da política monetária e a taxa de inflação π_t é definida como $\pi_t = \hat{P}_t - \hat{P}_{t-1}$. A equação (4.34) mostra que o nível de consumo depende negativamente da taxa de juros da política monetária. Além disso, a equação indica que o efeito direto de mudanças na taxa de juros da política monetária sobre o consumo é maior quando a importância dos hábitos é pequena (h próximo de 0).

A equação do investimento é dada por:

$$\hat{I}_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_{t-1} \hat{I}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \hat{I}_{t-1} + \frac{1}{\bar{S}''(1+\beta)} E_{t-1} \hat{Q}_t, \quad (4.35)$$

onde $\hat{Q}_t$ é o preço sombra do capital (Q de Tobin) e $\bar{S}''$ é o custo de ajustamento dos investimentos.

O preço sombra do capital evolui de acordo com:

$$\hat{Q}_t = \beta(1-\delta) E_{t-1} \hat{Q}_{t+1} + [1-\beta(1-\delta)] E_{t-1} \hat{r}_{t+1}^k - E_{t-1} (\hat{R}_t^M - \pi_{t+1}). \quad (4.36)$$

$\hat{Q}_t$ depende positivamente da expectativa futura do valor real do preço sombra e da taxa de aluguel do capital, $E_{t-1} \hat{r}_{t+1}^k$, e negativamente da expectativa *ex ante* da taxa de juros real. As equações (4.35) e (4.36) implicam que o efeito de um política monetária contracionista, dada por um aumento em $\hat{R}_t^M$, reduz o preço sombra do capital e, consequentemente, o nível de investimento.

A equação de acumulação de capital é:

$$\hat{K}_t = (1-\delta) \hat{K}_{t-1} + \delta \hat{I}_t, \quad (4.37)$$

implicando que o estoque de capital no fim do período corrente é determinado pelo estoque de capital prévio e pelo dispêndio em investimento.

A taxa real de aluguel do capital é determinada por:

$$\hat{r}_t^K = \hat{Y}_t - \hat{u}_t - \hat{K}_{t-1} + \hat{\phi}_t. \quad (4.38)$$

A equação da utilização do capital é:

$$\hat{u}_t = \psi \hat{r}_t^K, \quad (4.39)$$

onde $\psi = \Psi'(1)/\Psi''(1)$, assumindo que a taxa de utilização do capital é igual a um no estado estacionário.

A dinâmica da taxa de inflação é dada por uma curva de Phillips Novo-Keynesiana, dada por:

$$\pi_t = \gamma_f E_{t-1} \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \kappa_p E_{t-1} \hat{\phi}_t, \quad (4.40)$$

onde:

$$\gamma_f = \frac{\beta \theta_p}{\theta_p + \omega_p [1 - \theta(1 - \beta)]},$$

$$\gamma_b = \frac{\omega_p}{\theta_p + \omega_p [1 - \theta(1 - \beta)]},$$

$$\kappa_p = \frac{(1 - \theta_p)(1 - \beta \theta_p)(1 - \omega_p)}{\theta_p + \omega_p [1 - \theta(1 - \beta)]}.$$

Para os parâmetros γ_f e γ_b , tem-se $\gamma_f + \gamma_b = 1$ para $\beta \rightarrow 1$. O parâmetro κ mede a sensibilidade da inflação com respeito aos custos marginais reais ($\hat{\phi}_t$).

Os custos marginais reais são dados por:

$$\hat{\phi}_t = \alpha \hat{r}_t^k + (1 - \alpha)(\hat{W}_t - \hat{P}_t + v \hat{R}_t^L). \quad (4.41)$$

A dependência do custo marginal real na taxa de juros bruta para empréstimos implica que, como enfatizado no canal de custo da política monetária, movimentos cíclicos no processo da inflação se devem a desvios do valor de estado estacionário da taxa nominal bruta dos empréstimos.

O desenvolvimento de inflação do salário nominal é determinada pelo comportamento das famílias com relação a escolha do salário, que implica na seguinte expressão:

$$\Delta \hat{W}_t = \beta \rho_1 E_{t-1} \Delta \hat{W}_{t+1} + \omega_w \rho_1 \Delta \hat{W}_{t-1} - \beta \theta_w \rho_2 E_{t-1} \pi_t + \rho_2 \pi_{t-1} + \kappa_w E_{t-1} [\hat{MRS}_t - \hat{W}_t + \hat{P}_t]. \quad (4.42)$$

Onde:

$$\rho_1 = \frac{\theta_w}{\omega_w + \theta_w [1 - \omega_w (1 - \beta \theta_w)]},$$

$$\rho_2 = \frac{\omega_w (1 - \theta_w)}{\omega_w + \theta_w [1 - \omega_w (1 - \beta \theta_w)]},$$

$$\kappa_w = \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta \theta_w)(1 - \omega_w)}{\omega_w + \theta_w [1 - \omega_w (1 - \beta \theta_w)](1 + \eta \phi)}.$$

A inflação do salário nominal é determinada pela sua expectativa futura e pelo seu valor passado, pelo valor corrente e passado da taxa de inflação e pelo *gap* entre a taxa marginal de substituição ($\hat{MRS}_t$) e o salário real ($\hat{W}_t - \hat{P}_t$).

A taxa marginal de substituição é dada por:

$$\hat{MRS}_t = \frac{\eta}{1 - \alpha} \hat{Y}_t - \frac{\alpha \eta}{1 - \alpha} (\hat{u}_t + \hat{K}_{t-1}) + \frac{\sigma}{1 - h} (\hat{C}_t - h \hat{C}_{t-1}). \quad (4.43)$$

A dinâmica da taxa de juros para empréstimos é:

$$\hat{R}_t^L = \beta v_1 E_t \left(\hat{R}_{t+1}^L - \tau_2 \hat{R}_{t+1}^{CD} \right) + v_1 (1 - \tau_2) \hat{R}_{t-1}^L + v_2 \hat{R}_t^{CD} + v_3 \hat{R}_t^M, \quad (4.44)$$

onde:

$$v_1 = \frac{\tau_1}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)},$$

$$v_2 = \frac{\tau_2}{1 + \beta \tau^2 (1 - \tau_2)}.$$

$$v_3 = \frac{(1 - \beta \tau_1)(1 - \tau_1)(1 - \tau_2)}{1 + \beta \tau^2 (1 - \tau_2)}.$$

A taxa dos empréstimos é determinada pelo diferencial esperado em $t + 1$ entre a taxa de juros de mercado e a taxa de juros do crédito direcionado, pelo seu valor passado, pelo valor da taxa de juros do crédito direcionado, e pela taxa de juros da moeda. O *pass-through* imediato de mudanças na taxa de juros da moeda para a taxa de juros de empréstimos se torna completo se τ_1 e τ_2 vão para zero, implicando em $\hat{R}_t^L = \hat{R}_t^M$.

Ainda considerando a equação (4.44), a política monetária tem efeito contemporâneo na taxa de juros para empréstimo. Uma política monetária contracionista, dada por um aumento em $\hat{R}_t^M$, promove o crescimento em $\hat{R}_t^L$. Esse aumento em $\hat{R}_t^L$ impulsiona os custos marginais, como mostra a equação (4.41), contribuindo para um aumento da inflação de preços e inflação dos salários no período seguinte à implementação da política, conforme as equações (4.40) e (4.42). Dessa forma, o modelo contempla a possibilidade de que a política monetária contracionista promova inflação ao invés de reduzi-la por meio do canal de custo.

O modelo é fechado com a função de reação do banco central, descrita na forma log-linear como a regra para taxa de juros, que é dada por:

$$\hat{R}_t^M = \mu_1 \hat{R}_{t-1}^M - \mu_2 \hat{R}_{t-2}^M + (1 - \mu_1 - \mu_2) \left[\frac{\mu_\pi}{4} \sum_{s=0}^3 \pi_{t-s} + \frac{\mu_{\hat{Y}}}{2} E_t(\hat{Y}_{t+1} + \hat{Y}_{t+2}) \right] + \mu_{\Delta \hat{Y}} \Delta \hat{Y}_t + z_t^M, \quad (4.45)$$

onde os parâmetros μ_1 e μ_2 capturam o nível de suavização da taxa de juros, μ_π é o coeficiente de reação à inflação presente e passada, $\mu_{\Delta \hat{Y}}$ é o coeficiente da mudança do *gap* do produto esperado e z_t^M é o choque de política monetária⁷.

4.8 Considerações Adicionais sobre as Taxas de juros para Crédito

Como hipótese adicional do modelo, considera-se que a taxa de juros dos empréstimos direcionados (R_t^{CD}) é constante ao longo do tempo:

$$R_t^{CD} = \bar{R}^{CD}. \quad (4.46)$$

Além disso, como não há uma série de dados que permita analisar a dinâmica da taxa de juros agregada, substitui-se R_t^L na equação (4.28), de modo a determinar a equação da dinâmica da taxa de juros de crédito livre:

$$R_t^{CL} = \frac{\beta \tau_1}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} E_t(R_{t+1}^{CL}) + \frac{\tau_1 (1 - \tau_2)}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_{t-1}^{CL} + \frac{\tau_2 (2 + \beta \tau_1^2)}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_t^{CD} + \frac{\tau_1 \tau_2}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_{t-1}^{CD} + \frac{(1 - \beta \tau_1)(1 - \tau_1)(1 - \tau_2)}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)} R_t^M. \quad (4.47)$$

⁷O modelo também foi estimado considerando a regra de Taylor proposta por Vasconcelos e Divino (2012), que, de acordo com testes estatísticos realizados pelos autores, apresentou o melhor ajuste à economia brasileira. Os resultados encontrados para as estimações dos parâmetros do modelo não sofreram alterações significativas, mas as pequenas diferenças foram suficientes para que a estatística J que mede a distância entre as funções impulso-resposta teórica e empírica fosse maior.

Desse modo, as equações (4.46) e (4.47) implicam que a dinâmica da taxa de juros de crédito livre na forma log-linear é dada por:

$$\hat{R}_t^{CL} = \beta \iota_1 E_t \left(\hat{R}_{t+1}^{CL} \right) + (1 - \tau_2) \iota_1 \hat{R}_{t-1}^{CL} + \iota_2 \hat{R}_t^M, \quad (4.48)$$

onde:

$$\iota_1 = \frac{\tau_1}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)},$$

$$\iota_2 = \frac{(1 - \beta \tau_1)(1 - \tau_1)}{1 + \beta \tau_1^2 (1 - \tau_2)}.$$

Estratégia Empírica

Para analisar a operacionalidade do canal de custo da política monetária no Brasil, estima-se o modelo DSGE descrito no capítulo anterior utilizando a abordagem da distância mínima assim como Christiano et al. (2005), Carrillo et al. (2007), Henzel et al. (2009) e Hülsewig et al. (2009). O método consiste em duas etapas. Na primeira, um modelo VAR é especificado para gerar funções impulso-resposta empíricas. Na segunda etapa, os parâmetros do modelo são estimados de modo a aproximar, o máximo possível, as funções impulso-resposta teóricas das empíricas.

5.1 Modelo VAR e Estimação do Choque de Política Monetária

O ponto de partida da análise é a seguinte caracterização da política monetária:

$$R_t = f(\Phi) + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

onde R_t é a taxa de juros instrumento da política monetária, f é uma função linear, Φ é um conjunto de informações e ε_t é o choque de política monetária. Por hipótese, o Banco Central permite que a quantidade de moeda se ajuste para garantir que a equação (5.1) seja respeitada. A hipótese de identificação básica nesse caso é que ε_t é ortogonal aos elementos de Φ_t . A seguir, as variáveis em Φ_t são descritas.

Seja $\mathbf{Y}_t$ o vetor de variáveis macroeconômicas incluídas na análise. O vetor $\mathbf{Y}_t$ pode ser dividido da seguinte forma: $\mathbf{Y}_t = [\mathbf{Y}_{1t}, R_t, \mathbf{Y}_{2t}]$. o vetor $\mathbf{Y}_{1t}$ é composto das variáveis cujos valores contemporâneos estão incluídos em Φ_t e que hipoteticamente não respondem contemporaneamente a um choque de política monetária. O vetor $\mathbf{Y}_{2t}$ consiste dos valores contemporâneos das demais variáveis em Φ_t . As variáveis em $\mathbf{Y}_{1t}$ são o produto real, a taxa de inflação, taxa de inflação dos salários e taxa de inflação dos preços das commodities. $\mathbf{Y}_{2t}$ é composto apenas

pela taxa de juros para empréstimos.

A ordenação das variáveis em $\mathbf{Y}_t$ incorporam duas importantes hipóteses de identificação. Primeiro, as variáveis em $\mathbf{Y}_{1t}$ não respondem de modo contemporâneo ao choque de política monetária. Segundo, o conjunto de informações no tempo t consiste dos valores contemporâneos e defasados das variáveis em $\mathbf{Y}_{1t}$ e apenas dos valores defasados de $\mathbf{Y}_{2t}$. Essas hipóteses são certamente questionáveis, no entanto a análise é internamente consistente no sentido de que essas hipóteses são as mesmas do modelo teórico.

Considerando a caracterização da política monetária e as hipóteses assumidas, o modelo VAR estimado para a economia brasileira possui a seguinte especificação:

$$\mathbf{Z}_t = A(L)\mathbf{Z}_{t-l} + \varepsilon_t, \quad (5.2)$$

onde $\mathbf{Z}_t$ é o vetor das variáveis endógenas, $A(L)$ é a matriz de parâmetros e ε_t é o vetor de erros, por hipótese, ruído branco. O vetor $\mathbf{Z}_t$ contém as seguintes variáveis:

$$\mathbf{Z}_t = (PIB_t, INF_t, WINF_t, CPI_t, RM_t, RL_t), \quad (5.3)$$

onde PIB_t é o produto real, INF_t é a taxa de inflação, $WINF_t$ é a taxa de inflação dos salários, CPI_t é a inflação do preço das commodities, RM_t é a taxa de juros da política monetária e RL_t é a taxa de juros de empréstimos. O produto real está em logaritmo e as demais variáveis em taxas percentuais.

Com base no modelo VAR, gera-se a resposta das variáveis em $\mathbf{Z}_t$ a um choque de política monetária. A identificação do choque é feita a partir da decomposição de Choleski (decomposição recursiva). A ordenação das variáveis implica que o produto real, taxa de inflação, taxa de inflação dos salários nominais e taxa de inflação do preço das commodities são afetados pelo choque de política monetária com uma defasagem, enquanto a taxa de juros da política monetária e a taxa de juros de empréstimos são afetadas contemporaneamente, conforme discutido

acima.

Essa mesma estratégia para identificação do choque monetário foi utilizada pelos trabalhos de Henzel et al. (2009) e Hülsewig et al. (2009), e é similar à identificação realizada por Christiano et al. (2005), Carrillo et al. (2007), Rabanal e Schwartz (2001), Minella (2003) e Luporini (2008), os últimos três estimam um modelo VAR para a economia brasileira. De acordo com Luporini (2008), apesar da identificação recursiva não ser suficiente para identificar todos os choques, é um esquema suficiente para identificar a dinâmica das variáveis frente a um choque de política monetária. Por sua vez, Boivin e Giannoni (2006b) afirmam que estimativas mais eficientes dos parâmetros poderiam ser obtidas ao incluir choques adicionais, mas haveria o custo de se impor mais hipóteses de identificação.

Bernanke e Blinder (1992) mostram que as respostas das variáveis econômicas a um choque de política monetária que são obtidas por meio de um esquema de identificação recursivo mensuram corretamente os efeitos dinâmicos estruturais desde que exista alguma variável cujas inovações possam ser interpretadas como choques de política e que, nesse caso devido a defasagens de informação, esses choques possam ser considerados independentes dos demais ao menos contemporaneamente. Os autores encontram fortes evidências de que a taxa de juros dos títulos do banco central americano (*FED Funds Rate*) é um indicador da política monetária dos Estados Unidos.

Como análise de robustez, o VAR também foi estimado considerando formações alternativas para a matriz de efeitos contemporâneos. Por exemplo, testou-se a possibilidade da taxa de juros instrumento da política monetária não responder imediatamente a variações inesperadas do produto e da inflação, assim como em Leeper e Zha (2003). Apesar dessa alteração, a dinâmica das variáveis de interesse frente ao choque monetário não foi alterada de modo significativo.

Com base em Sims et al. (1990), não serão realizados testes de raiz unitária e análise de cointegração. Os autores mostram que a tentativa de transformar os modelos em estacionários,

por meio da diferenciação ou da inclusão de vetores de cointegração, é desnecessária pois os resultados observados no modelo em nível são assintoticamente consistentes.

5.2 Método da Distância Mínima

O modelo DSGE em sua forma log-linearizada é baseado na seguinte representação matricial:

$$\Xi_0 \mathbf{X}_t = \Xi_1 \mathbf{X}_{t-1} + \Omega_Z \mathbf{Z}_t + \Omega_v v_t, \quad (5.4)$$

onde $\mathbf{X}_t$ é o vetor de estado, $\mathbf{Z}_t$ é o vetor de choques, v é o vetor de erros que satisfaz $E[v] = 0$ para todo t . As matrizes Ξ_0 , Ξ_1 , Ω_Z e Ω_v contêm os parâmetros estruturais do modelo.

A forma fechada que serve como ponto inicial para gerar as funções impulso-resposta é:

$$\mathbf{X}_t(\rho) = \Theta_X(\rho) \mathbf{X}_{t-1} + \Theta_Z(\rho) \mathbf{Z}_{t-1}, \quad (5.5)$$

onde o equilíbrio de expectativas racionais é resolvido pelo método desenvolvido por Sims (2002)¹. A partir da aproximação entre as funções impulso-resposta teóricas e empíricas, minimizando uma medida de distância entre elas, estimam-se alguns parâmetros do modelo. O conjunto de parâmetros estimados (ρ) é:

$$\rho = (h, \theta_p, \omega_p, \theta_w, \omega_w, \mu_1, \mu_{\hat{Y}}, \mu_\pi, \tau, \bar{S}'', \mu_2, \mu_{\Delta \hat{Y}}, v)$$

O estimador de mínima distância minimiza a seguinte função:

$$J = (\hat{\Gamma} - \Gamma(\rho))' \mathbf{V}^{-1} (\hat{\Gamma} - \Gamma(\rho)), \quad (5.6)$$

¹Para tanto, foram utilizados os arquivos para MATLAB gensys.m, gensysct.m, qzdiv.m, qzdivct.m, e qzswitch.m.

onde Γ é a função impulso-resposta empírica, $\Gamma(\rho)$ é a função teórica e V é a matriz de pesos, com a variância de Γ na diagonal. A matriz de pesos assegura que as estimativas com menor erro padrão possuem maior prioridade².

Os demais parâmetros são calibrados com base em evidências empíricas, obtidas a partir de dados da economia real e, em alguns casos, observadas em estudos anteriores. A necessidade de calibrar um subconjunto de parâmetros é uma prática comum na estimação de modelos DSGE, pois alguns parâmetros não podem ser identificados em uma estratégia de estimação irrestrita. A decisão sobre os parâmetros que serão estimados, por outro lado, é raramente discutida e varia entre os estudos. A escolha dos parâmetros calibrados segue Hülsewig et al. (2009).

De acordo com Smets e Wouters (2003), a estimação de modelos DSGE a partir de métodos que procuram aproximar o máximo possível os momentos teóricos daqueles apresentados pelos dados, tal como o método da distância mínima, possui pelo menos duas vantagens. Em primeiro lugar, esses métodos permitem que os pesquisadores foquem nas características dos dados para as quais o modelo é mais relevante. Além disso, os autores afirmam que os estimadores de momentos são frequentemente mais robustos do que os estimadores obtidos por métodos de máxima verossimilhança.

É importante destacar, ainda, que os métodos de estimação por máxima verossimilhança podem incorrer no problema de singularidade estocástica. Mais especificamente, as soluções de modelos DSGE determinam identidades que envolvem as variáveis, e, se essas identidades não forem satisfeitas pelos dados, qualquer tentativa de ajustar o modelo por métodos de máxima verossimilhança não será bem sucedida (TOVAR, 2009). A singularidade estocástica tende a ocorrer quando o número de choques teóricos é menor que o número de variáveis endógenas observáveis (BOIVIN; GIANNONI, 2006a). O modelo apresentado neste estudo considera

²Para resolver esse problema de minimização foi utilizada a função *fmincon* do MATLAB. Essa função permite encontrar o valor mínimo de uma função de várias variáveis com restrições, a partir de um valor inicial. O vetor de valores iniciais é $\rho_0 = (0,5 \ 0,5 \ 0,5 \ 0,5 \ 0,5 \ 1,5 \ 1,5 \ 1,1 \ 0,5 \ 2,5 \ 0,5 \ 1,5 \ 0,5)$, que é a média dos limites inferiores $\rho_- = (0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 1,0 \ 0,0 \ 1,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0 \ 0,0)$ e superiores $\rho_+ = (1,0 \ 1,0 \ 1,0 \ 1,0 \ 1,0 \ 2,0 \ 3,0 \ 2,0 \ 1,0 \ 5,0 \ 1,0 \ 3,0 \ 1,0)$ da otimização com restrições.

apenas um choque econômico e treze variáveis endógenas, portanto o método da distância mínima é mais apropriado para sua estimação.

5.3 Dados

No presente estudo , foram utilizadas informações trimestrais (2000:3 - 2013:4)³ do logaritmo do índice encadeado dessazonalizado do PIB (SCN/IBGE), inflação medida pela variação do deflator implícito do PIB (IBGE)⁴, inflação dos salários nominais medida pela variação do índice de rendimento médio nominal habitual do trabalho principal (PME/IBGE), variação do índice de preço de commodities (FMI), taxa de juros Over-Selic (Banco Central do Brasil) e taxa de juros das operações de crédito com recursos livres do Sistema Financeiro Nacional (Banco Central do Brasil).

³A escolha do período da amostra segue o estudo de Vasconcelos e Divino (2012). Os autores argumentam que, iniciando após a adoção do regime de metas de inflação, evita-se o período de instabilidade inflacionária.

⁴A série de dados da inflação foi dessazonalizada pelo método *XII*.

Resultados

6.1 Estimação do Modelo Teórico

A figura 6.1 mostra a resposta de cada variável do modelo VAR¹ a um choque de política monetária contracionista, dado por um aumento da taxa Selic em aproximadamente 1,00 ponto percentual, observado, para cada variável, durante 20 períodos. O produto real, expresso em termos percentuais, se reduz gradativamente após o choque até o segundo período, quando atinge uma variação negativa de 0,4%. Após isso o choque tende lentamente a se dissipar. A taxa de inflação inicialmente cresce, e depois se reduz significativamente até o sétimo trimestre quando tende a voltar para a linha base. A primeira mudança da inflação reflete o *price puzzle*, apesar da incorporação explícita da inflação do preço de commodities. A inflação dos salários também apresenta variação positiva no primeiro trimestres após o choque, ainda que o intervalo de confiança compreenda valores negativos. Por fim, o comportamento da taxa de juros de mercado é bastante similar ao apresentado pela taxa Selic².

Interessante notar que a dinâmica das variáveis é similar àquela encontrada por Hülsewig et al. (2009) para a União Europeia com relação ao comportamento do produto, da inflação e das taxas de juros. Há diferença no caso da inflação dos salários que, no referido estudo, não aumenta no primeiro período e apresenta variação negativa até o terceiro trimestre.

Alguns parâmetros do modelo foram calibrados com base em evidências empíricas, obtidas a partir de dados da economia real. Os valores calibrados estão também de acordo com valores utilizados por outros estudos, tais como Christiano et al. (2005), Smets e Wouters (2003),

¹O modelo VAR foi estimado com duas defasagens. O modelo considera três variáveis dummy. A primeira dummy marca os dois primeiros trimestres de 2003, como forma de lidar com o período de transição entre os governos dos presidentes Fernando Henrique Cardoso e Luís Inácio Lula da Silva. A segunda dummy marca o segundo trimestre de 2002, porque há um *outlier* na série da inflação dos salários devido à mudança de metodologia da PME. Por fim, há uma dummy que marca o último trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2009 devido à crise internacional. Os testes de especificação encontram-se no Apêndice.

²A resposta do preço de commodities não foi reportada na figura 6.1 pois é considerada variável de controle. Como análise de robustez, o modelo VAR foi estimado novamente considerando o preço de commodities como variável exógena, e os resultados não mudaram de modo significativo.

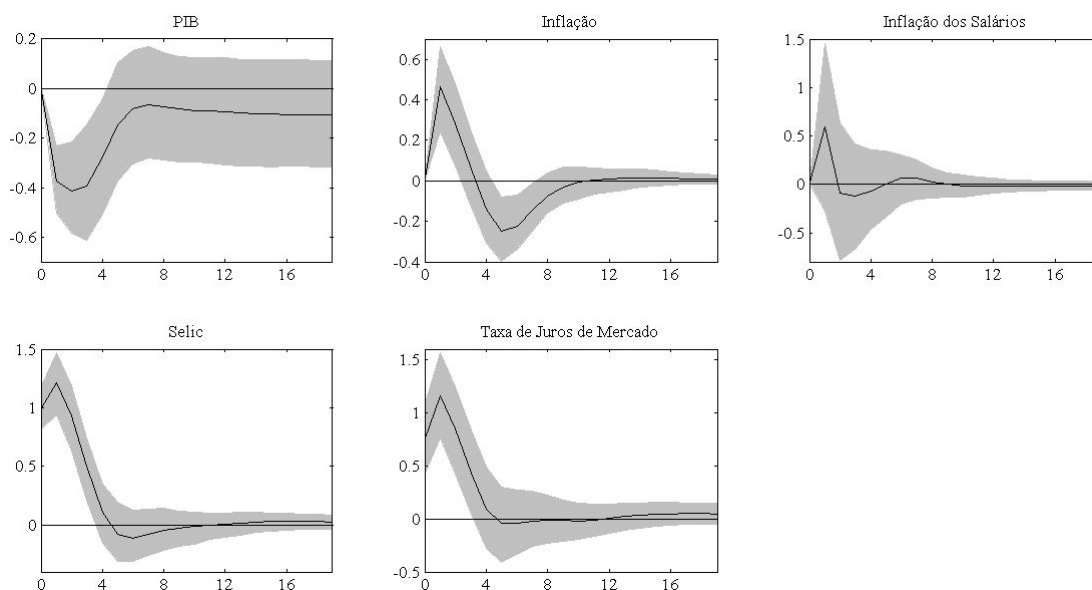


Figura 6.1 Choque de Política Monetária Contracionista

Fonte: elaboração própria. O eixo horizontal representa os períodos após o choque. As regiões sombreadas indicam o intervalo de confiança de 95% e as linhas sólidas indicam as médias das funções impulso resposta do procedimento Bootstrap com 2000 replicações.

Smets e Wouters (2007), Rabanal e Rubio-Ramírez (2007), Hülsewig et al. (2009), Vereda e Cavalcanti (2010), Cavalcanti e Vereda (2011), Carvalho e Valli (2011) e Vasconcelos e Divino (2012), sendo os quatro últimos estudos específicos para a economia brasileira. A tabela 6.1 apresenta os valores utilizados. O fator de desconto β foi fixado em 0,99, implicando em taxa de juros real de 4% ao ano no estado estacionário em um modelo trimestral. As elasticidades σ e η da função utilidade foram consideradas iguais a 2. A participação no capital (α) na função de produção foi igualada a 0,3. A taxa de depreciação (δ) foi considerada igual a 0,025, implicando em taxa de depreciação do capital iguala 10% ao ano. Os parâmetros ϕ e ε foram considerado iguais a 11, o que implica em *mark-up* de preço e salário iguais a 10% no estado estacionário. O parâmetro ψ , elasticidade da utilização do capital, foi considerado igual a 100. Por fim, o parâmetro τ_2 foi considerado igual a 0,4, indicando que a proporção de bancos que operam linhas de crédito direcionado é igual a 40%, que é aproximadamente o valor médio da proporção do volume de crédito direcionado no Brasil entre os meses de 2013.

Tabela 6.1 Parâmetros Calibrados

Parâmetro	Descrição	Valor	Fonte Principal
β	Fator de desconto	0,99	Hülsewig et al. (2009)
σ	Grau de aversão ao risco	2,00	Vereda e Cavalcanti (2010)
η	Elasticidade da oferta de trabalho	2,00	Carvalho e Valli (2011)
ϕ	Poder de monopólio das famílias	11,00	Cavalcanti e Vereda (2011)
δ	Taxa de depreciação	0,025	Carvalho e Valli (2011)
α	Participação do capital na produção	0,30	Carvalho e Valli (2011)
ε	Poder de monopólio das firmas	11,00	Cavalcanti e Vereda (2011)
ψ	Variabilidade da utilização do capital	100,00	Christiano et al. (2005)
τ_2	Proporção de bancos que operam crédito direcionado	0,40	Calibração própria

Fonte: elaboração própria.

Nota: o parâmetro ϕ foi calibrado para que o *mark-up* dos salários seja igual a 10% no estado estacionário, Cavalcanti e Vereda (2011) admitem que esse *mark-up* está contido no intervalo [5% – 30%]. O parâmetro ε foi calibrado para que o *mark-up* dos preços seja igual a 10% no estado estacionário, nesse caso, Cavalcanti e Vereda (2011) admitem o intervalo [10% – 25%]. O parâmetro τ_2 foi calibrado para atingir o valor médio da proporção do volume de crédito direcionado nos meses de 2013.

Os demais parâmetros do modelo foram estimados por meio da minimização da distância entre as funções impulso-resposta empíricas e teóricas. A figura 6.2 mostra o resultado desse procedimento de aproximação. O modelo é capaz de replicar os dados uma vez que as funções impulso-resposta teóricas permanecem dentro do intervalo de confiança empírico.

A tabela 6.2 apresenta as estimativas obtidas para os parâmetros no vetor ρ e os respectivos valores de erro-padrão. O grau da formação de hábito de consumo (h) é igual a 0,98, indicando que a resposta do consumo ao choque na taxa de juros é dirigida fortemente pelos hábitos, a política monetária tem pequeno efeito direto sobre o consumo. Esse valor é mais elevado do que o encontrado por outros estudos, como, por exemplo, Carvalho e Valli (2011) e Vasconcelos e Divino (2012) que encontraram que estimaram algo em torno de 0,58, mas está mais próximo do valor 0,825 utilizado por Vereda e Cavalcanti (2010).

A estimativa para o custo de ajustamento do investimento ($\bar{S}''$) é igual a 2,72, sendo inferior ao valor encontrado por Hülsewig et al. (2009) e próximo do valor estimado por Carvalho e Valli (2011) para a economia brasileira, sendo os valores iguais a 3,18 e 2,35 respectivamente.

No lado da oferta, os resultados indicam baixo nível de rigidez de preços ao consumidor,

sendo a estimativa do parâmetro θ_p igual a 0,16. No entanto, a parcela de firmas que adotam regra de indexação, ω_p , é significativa sendo igual a 0,38.

Os salários apresentam uma elevada rigidez. A estimativa de θ_w e ω_w foram iguais a 0,96 e 0,75. Esses resultados estão em linha com os estudos de Vereda e Cavalcanti (2010), Cavalcanti e Vereda (2011), Carvalho e Valli (2011) e Vasconcelos e Divino (2012) que concluem pelo elevado nível de rigidez de preços no Brasil.

Não há uma evidência forte de *pass-through* incompleto da taxa de juros, uma vez que o coeficiente relativo ao parâmetro τ foi igual a aproximadamente 0,24, de modo que somente 24% dos bancos no modelo teórico seriam capazes de reajustar os valores de suas taxas de juros. Desse modo, o mercado financeiro mostra um reduzido nível de rigidez.

Por outro lado, as estimativas apresentam uma evidência para a importância do canal de custo para o Brasil, uma vez que a estimativa para o parâmetro v foi igual a 0,95, ou seja, 95% das firmas dependeriam de empréstimos bancários para financiar a produção, e um movimento positivo da taxa de juros também resultaria em aumento de custos. Essa proporção é muito próxima da encontrada por Hülsewig et al. (2009), no entanto os autores reconhecem que o valor deles é muito maior do que outras evidências, tais como o estudo de Rabanal e Rubio-Ramírez (2007) que estima um valor igual a 15% para a economia americana.

Por fim, o resultado dos coeficientes da regra de Taylor mostram que o parâmetro referente a inflação, μ_π , é aproximadamente 1,05, o parâmetro do *gap* do produto, $\mu_{\hat{y}}$, foi 0,04 e o parâmetro relativo a taxa de crescimento do *gap* do produto, $\mu_{\Delta \hat{y}}$, foi 0,54. A suavização da taxa de juros, dada pela diferença entre os coeficientes μ_1 e μ_2 , é igual a 0,74, valor próximo das estimativas encontradas por Vereda e Cavalcanti (2010), Cavalcanti e Vereda (2011), Carvalho e Valli (2011) e Vasconcelos e Divino (2012).

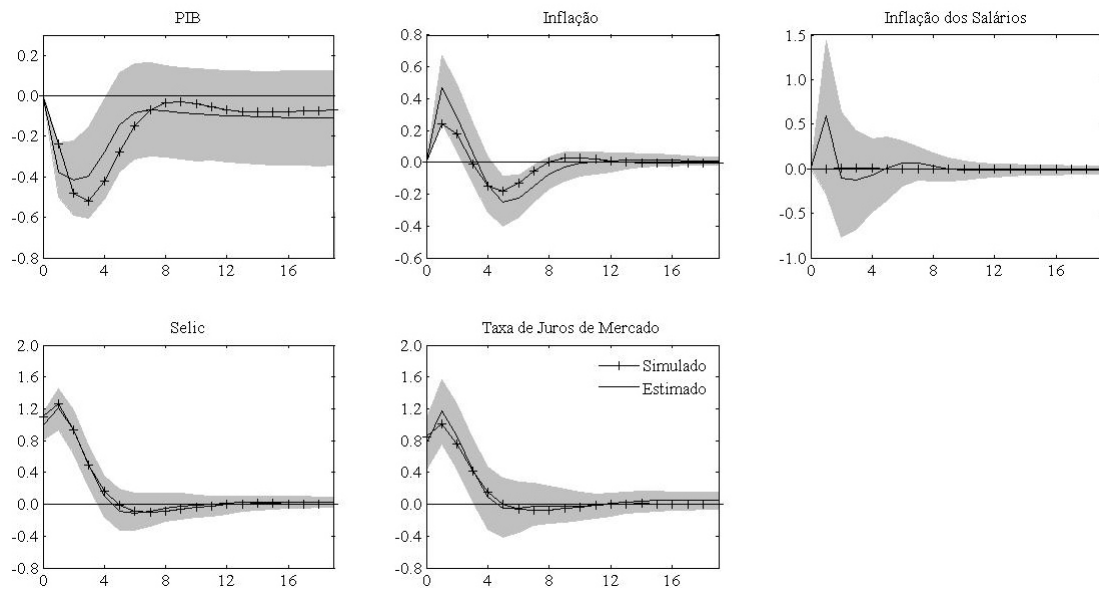


Figura 6.2 Matching das Funções Impulso-Resposta

Fonte: elaboração própria. O eixo horizontal representa os períodos após o choque. As regiões sombreadas indicam o intervalo de confiança de 68%, as linhas pretas sólidas indicam as medianas e as linhas pretas marcadas indicam as respostas do modelo teórico.

6.2 Análise de Cenários

Como forma de estudar os efeitos do canal de custo, a proporção das firmas que dependem do crédito foi igualada a zero ($v = 0$), enquanto os demais coeficientes permaneceram inalterados. Os efeitos dessa alteração são apresentados na figura 6.3. Os resultados mostram que há alteração no comportamento das variáveis inflação e custo marginal, que deixam de apresentar crescimento após o choque³. Essa é uma evidência de que o canal de custo desempenha um papel significativo na transmissão da política monetária no país, explicando o *price-puzzle* encontrado a partir da estimação do modelo VAR. Por outro lado, não há um efeito significativo sobre o produto, indicando que, nesse caso, a política monetária atua pelo lado da demanda.

Esse resultado corrobora o estudo de Martins (2011), para a economia brasileira, e a evi-

³Devido a uma questão de escala, não é possível notar pela figura 6.3 que a inflação se reduz levemente no primeiro período após o choque, conforme pode ser visto na figura A.2 que está no apêndice.

Tabela 6.2 Parâmetros Estimados

Parâmetro	Descrição	Coeficiente	Desvio-Padrão
h	Hábito de Consumo	0,98	0,07
θ_p	Rigidez de Preços	0,16	0,31
ω_p	Indexação de Preços	0,38	0,19
θ_w	Rigidez de Salários	0,96	0,10
ω_w	Indexação de Salários	0,75	0,36
$\bar{S}''$	Custo de Ajustamento do Investimento	2,72	0,39
μ_1	Regra de Taylor: Suavização	1,36	0,12
μ_2	Regra de Taylor: Suavização	0,62	0,09
$\mu_{\hat{Y}}$	Regra de Taylor: Produto	0,04	0,19
μ_{π}	Regra de Taylor: Inflação	1,05	0,25
$\mu_{\Delta\hat{Y}}$	Regra de Taylor: Crescimento	0,54	0,17
τ	Rigidez da Taxa de Juros	0,24	0,17
v	Proporção de Firms com Canal de Custo	0,95	0,20

Fonte: elaboração própria.

Nota: o valor da função distância foi igual a 50,18 com probabilidade de 0,99. A probabilidade foi calculada por meio de uma distribuição χ^2 com 84 graus de liberdade. O número de graus de liberdade foi calculado pela diferença entre o número de observações nas equações de funções resposta (97) e o número de parâmetros estimados (13). Como esse valor está abaixo do valor crítico a 1% da distribuição, as restrições sobre-identificadas que foram impostas não podem ser rejeitadas.

dência internacional encontrada por estudos como: Barth e Ramey (2002), Gaiotti e Secchi (2006), Christiano et al. (2005), Ravenna e Walsh (2006), Chowdhury et al. (2006), Tillmann (2008), Hülsewig et al. (2009).

A figura 6.4 apresenta os resultados do choque de política monetária em um ambiente de *pass-through* completo nas operações de crédito livre ($\tau_1 = 0$). Nesse caso, observa-se que essa mudança não alterou de modo significativo o comportamento de nenhuma das variáveis frente ao choque monetário, apenas a taxa de juros de mercado responde ao choque na mesma proporção que a taxa Selic. Dessa forma, não parece existir um ambiente de rigidez no mercado financeiro do país (pelo menos no caso das operações de crédito livre).

Esse resultado difere daquele encontrado por Hülsewig et al. (2009) para a zona do Euro. Os autores encontram uma diferença significativa no comportamento da inflação e do custo marginal entre os cenários de *pass-through* completo e incompleto. No cenário de *pass-through* completo, a inflação e o custo marginal apresentam variações positivas no primeiro período, e,

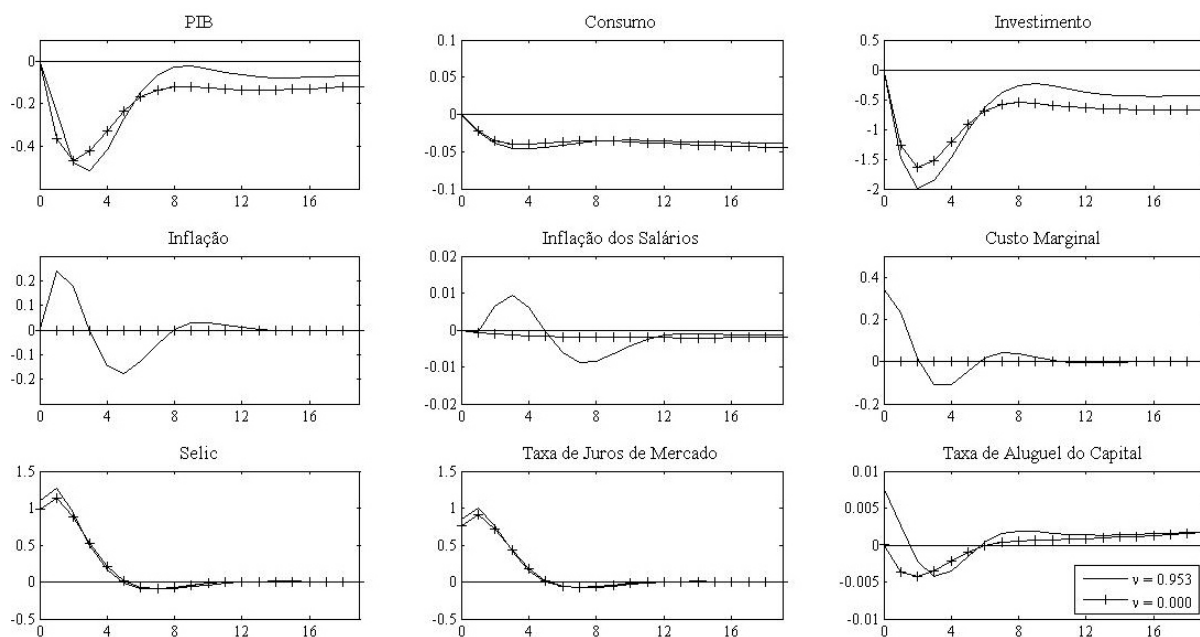


Figura 6.3 Simulação de Choques de Política Monetária Contracionista

Fonte: elaboração própria. O eixo horizontal representa os períodos após o choque. As linhas pretas sólidas indicam as respostas do modelo considerando $v = 0,95$ e as linhas marcadas indicam as respostas do modelo considerando $v = 0$.

no caso de *pass-through* incompleto, essas variáveis apresentam variação negativa. Assim, os autores concluíram que o ajuste desproporcional da taxa de juros de empréstimos reduz os efeitos do canal de custo.

No caso do Brasil, como o *pass-through* da taxa de juros está próximo de ser completo, não se pode afirmar que a dinâmica de ajuste da taxa de juros de empréstimos diminui significativamente os efeitos que decorrem do canal de custo. Assim, considerando apenas esse fator, o canal de custo desempenha um papel mais relevante no Brasil do que na zona do Euro.

A figura 6.5 apresenta os resultados do choque de política monetária em um cenário no qual não há crédito direcionado ($\tau_2 = 0$). Os efeitos sobre PIB, investimento, inflação, inflação dos salários, custo marginal e taxa de aluguel se intensificam. Desse modo, mostra-se que quanto maior a participação do crédito direcionado, menor a influência da política monetária. Novamente, o comportamento do consumo pouco se altera, mostrando que sua trajetória é

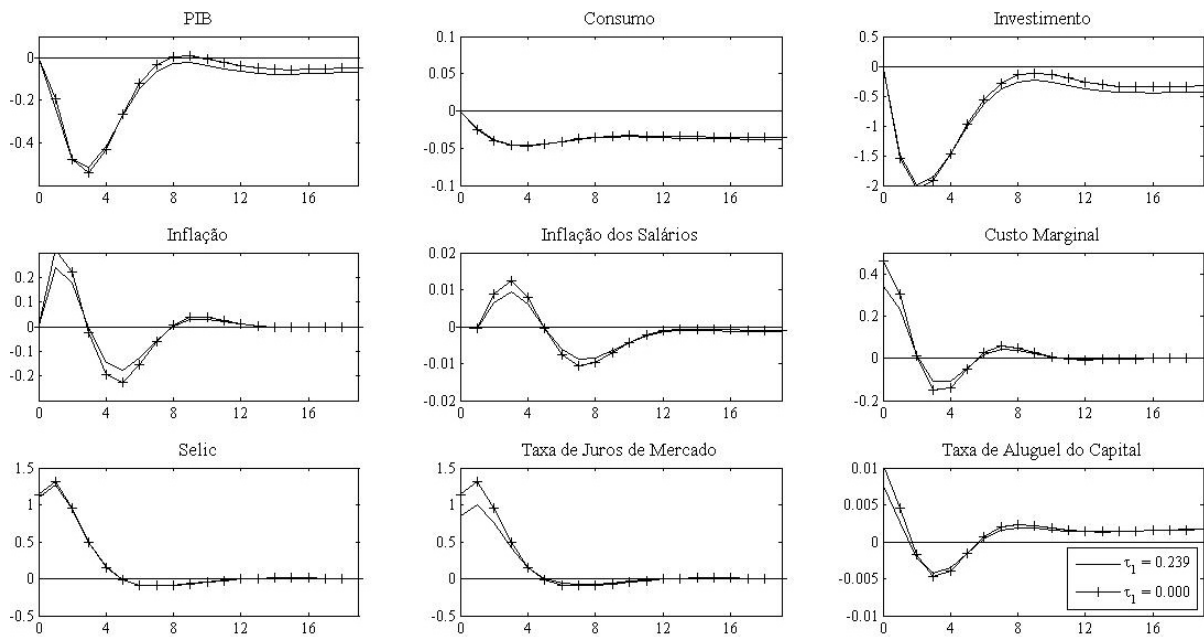


Figura 6.4 Simulação de Choques de Política Monetária Contracionista

Fonte: elaboração própria. O eixo horizontal representa os períodos após o choque. As linhas pretas sólidas indicam as respostas do modelo considerando $\tau_1 = 0,24$ e as linhas marcadas indicam as respostas do modelo considerando $\tau_1 = 0$.

determinada principalmente pela formação de hábitos.

Como não há evidência de *pass-through* limitado da taxa de juros, uma menor proporção de crédito direcionado significa que a política monetária potencializa seu efeito sobre as condições de crédito, pois a taxa de juros de mercado se torna mais representativa. Mais especificamente, a política monetária contracionista, que aumenta a taxa de juros, promove um aumento mais significativo da taxa de juros média que será cobrada pelos empréstimos. Sendo assim, o efeito da política sobre o custo financeiros das firmas também será maior, ampliando, consequentemente, o *price-puzzle*.

Esse resultado é compatível com aqueles encontrados por Sato (2013) e Santin (2013). De acordo com Sato (2013), a política monetária promove mudança significativa na oferta de crédito, mas o impacto de condições creditícias restritivas sobre a produção é pequeno. Santin (2013), por sua vez, conclui que a potência da política monetária se reduz com a inclusão

das políticas de crédito, em especial, a inflação é mais rígida frente a um choque de política monetária.

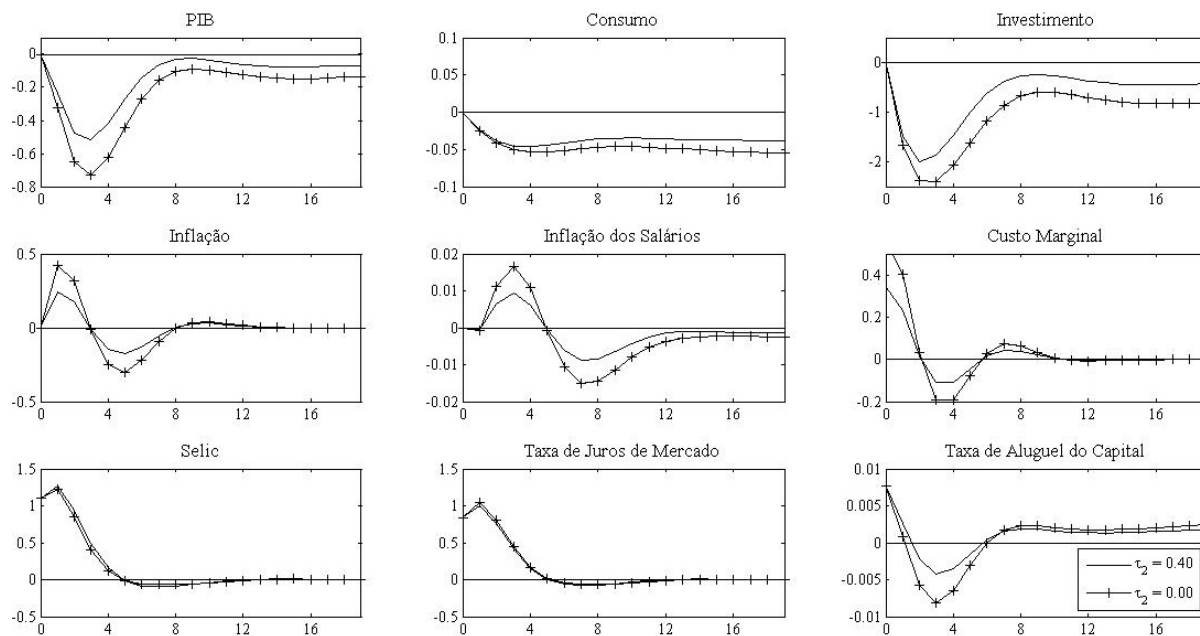


Figura 6.5 Simulação de Choques de Política Monetária Contracionista

Fonte: elaboração própria. O eixo horizontal representa os períodos após o choque. As linhas pretas sólidas indicam as respostas do modelo considerando $\tau_2 = 0,40$ e as linhas marcadas indicam as respostas do modelo considerando $\tau_2 = 0$.

6.3 Análise de Robustez: Identificação dos Parâmetros

A identificabilidade é uma condição necessária para qualquer abordagem empírica fornecer estimativas razoáveis e permitir uma inferência significativa (HÜLSEWIG et al., 2009). Os parâmetros são identificados se a função objetivo tem um único valor mínimo e exibe curvatura suficiente em todas as dimensões relevantes. Canova e Sala (2009) apresentam algumas ferramentas de análise que detectam problemas de identificação relacionados a estimadores de momentos quando a função objetivo mede a distância entre funções impulso resposta teóricas

e empíricas.

A figura 6.6 apresenta o formato da função objetivo para os valores dos parâmetros na redondeza do ponto ótimo. O eixo vertical de cada gráfico mostra a diferença entre o valor da função objetivo J como função do parâmetro que aparece no topo e o valor obtido na estimação pelo método da distância mínima ($J = 50,18$). Para construir cada gráfico, os demais parâmetros do modelo foram mantidos constantes e com os mesmos valores obtidos originalmente.

Para a maioria dos parâmetros, as curvaturas das funções objetivos são suficientes para a determinação de um ponto de mínimo. Portanto, pode-se concluir que as respostas aos choques de política monetária podem ser utilizadas para identificar a maioria dos parâmetros estruturais. As exceções seriam os parâmetros h – que atingiu o limite superior do intervalo – e μ_π – que atingiu o limite inferior do intervalo.

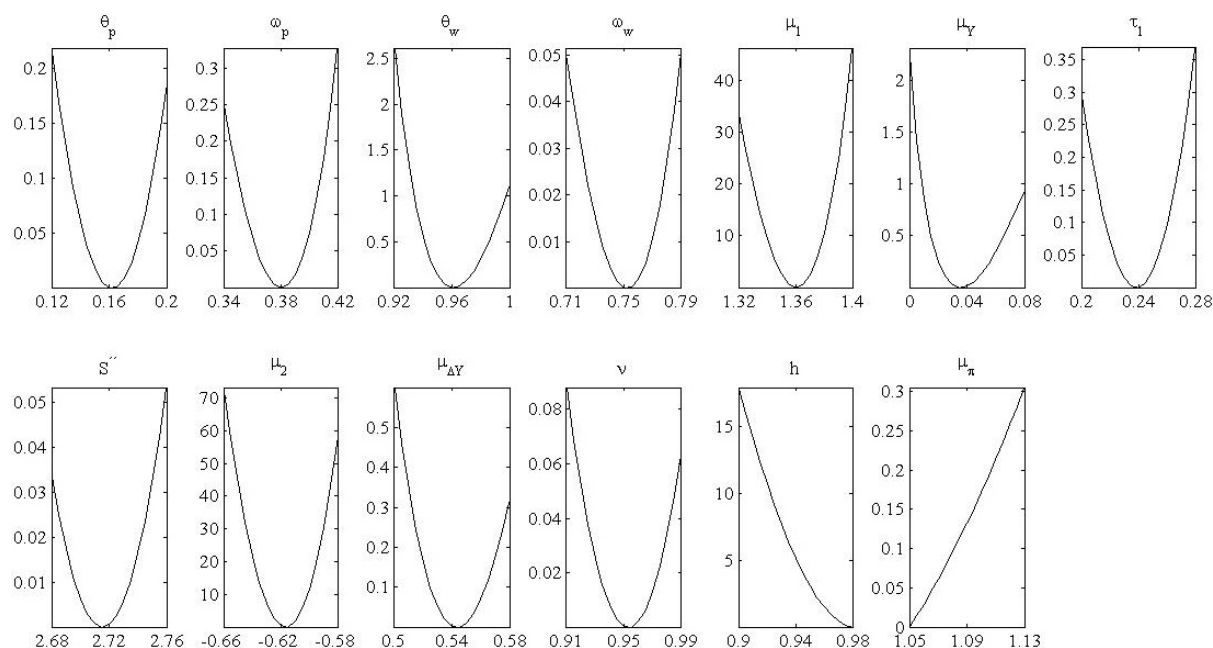


Figura 6.6 Forma da Função Objetivo

Fonte: elaboração própria. O eixo vertical mostra a diferença entre o valor da função objetivo J como uma função do parâmetro que aparece no topo de cada gráfico, considerando que os demais parâmetros são constantes e iguais aos valores obtidos na estimação pelo método da distância mínima, e o valor da função objetivo que foi obtido pelo método da distância mínima ($J = 50,18$). O eixo horizontal indica o valor do parâmetro no topo de cada gráfico. Esse exercício foi realizado variando cada parâmetro em 0,005.

Investigar a curvatura da função objetivo apenas em uma única dimensão é insuficiente para garantir que a rotina de otimização é capaz de encontrar o ponto de mínimo global no espaço de parâmetros restritos. Se a função objetivo apresentar picos, intervalos constantes ou mínimos locais, o vetor de parâmetros estimados ρ pode depender do vetor de valores iniciais ρ_0 (HÜLSEWIG et al., 2009). Para identificar propriamente os parâmetros, a rotina de otimização foi refeita 500 vezes considerando diferentes pontos iniciais, gerados uniformemente nos intervalos definidos nas restrições impostas.

A figura 6.7 apresenta as densidades das estimativas, e, no topo de cada gráfico, está a moda da distribuição de cada um dos parâmetros. Os resultados indicam que os valores obtidos na estimação são similares aos valores obtidos para a moda das distribuições, inclusive no caso dos parâmetros que atingiram um dos limites do intervalo. Desse modo, encontra-se mais uma evidência de que os parâmetros foram identificados apropriadamente. A única exceção seria o parâmetro θ_p que apresentou moda igual a 0,02 e estimativa inicial de 0,16, no entanto o desvio padrão desse valor já mostra um certo grau de incerteza com relação a essa estimativa. Refazendo os exercícios da seção anterior considerando θ_p igual a 0,02 não altera de modo significativo os resultados encontrados.

6.4 Análise de Robustez: Variações nos Parâmetros Calibrados

Se um subconjunto dos parâmetros é calibrado, é importante observar se as estimativas dos demais parâmetros do modelo são robustas a mudanças nos valores calibrados. As figuras 6.8 a 6.14 mostram os resultados das estimações quando apenas um dos parâmetros calibrados é alterado, deixando os demais fixos. O intervalo de variação foi escolhido de modo a representar a incerteza a respeito do valor desses parâmetros que é observada na literatura.

De um modo geral, os parâmetros estimados dependem monotonicamente dos parâmetros calibrados. O grau de aversão ao risco σ não parece afetar de modo significativo os resultados

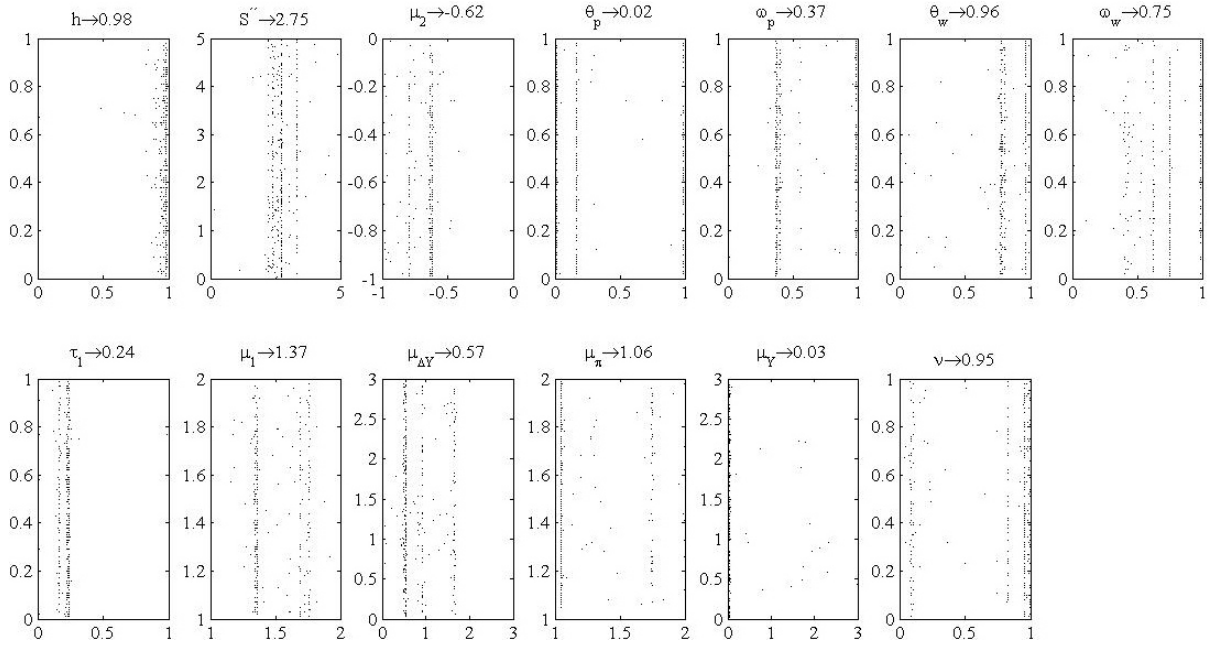
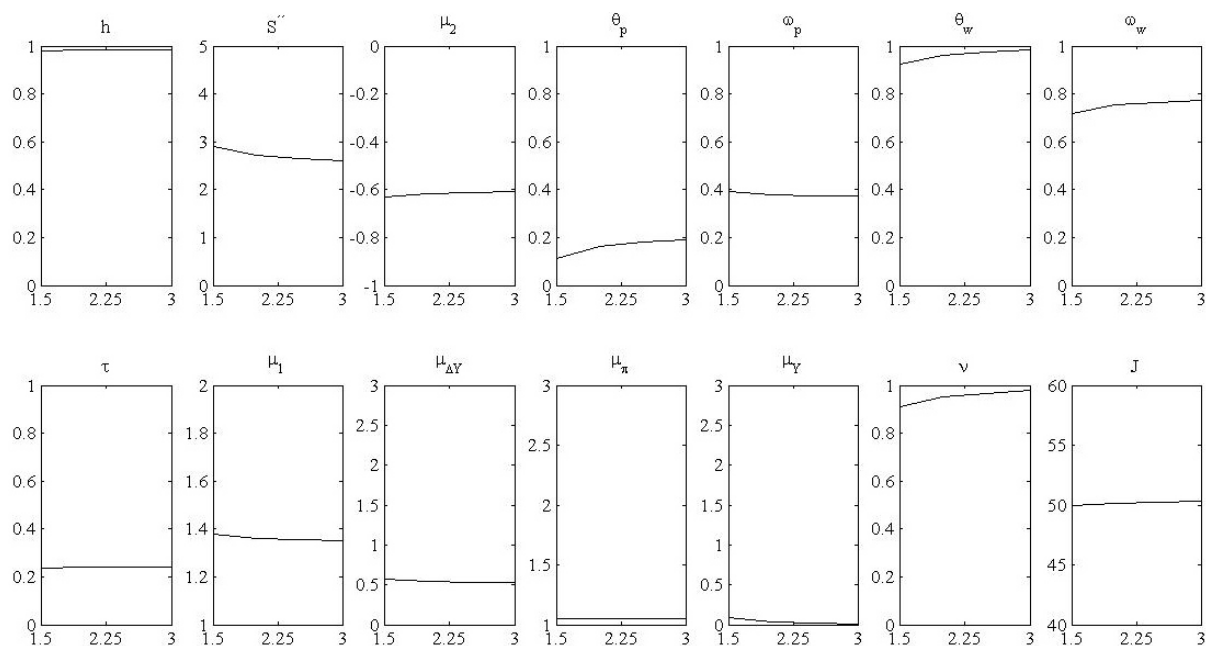


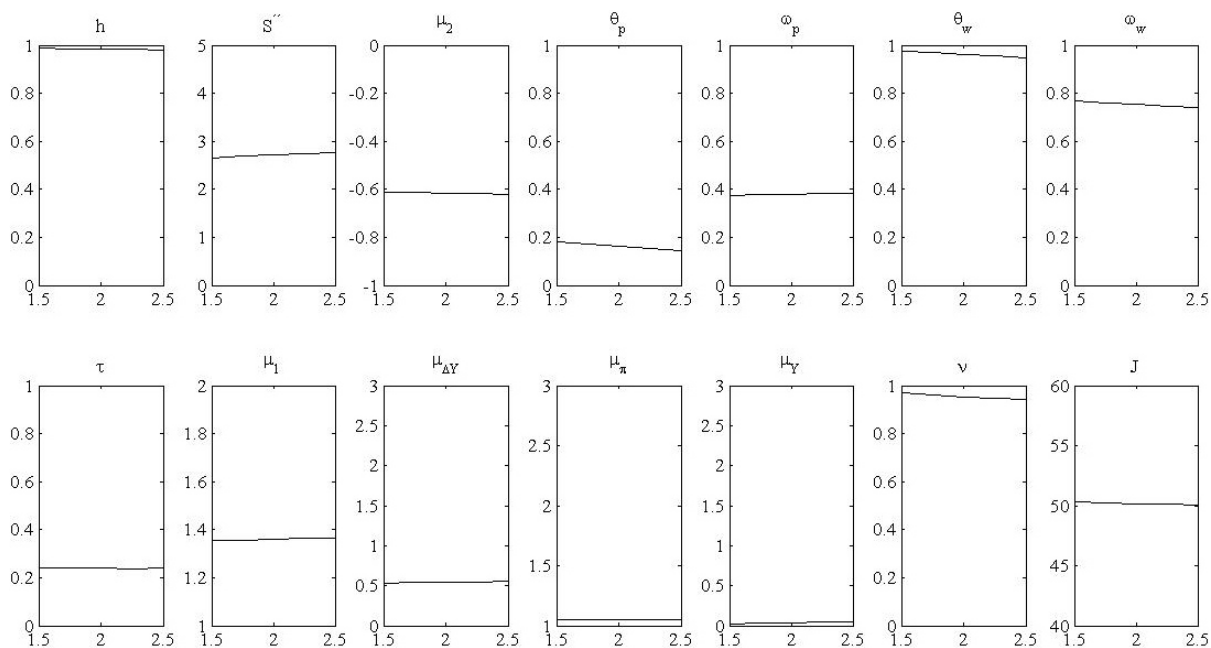
Figura 6.7 Densidade das Estimações

Fonte: elaboração própria. O eixo vertical mostra o valor inicial do parâmetro que aparece no topo de cada gráfico. O eixo horizontal indica o valor final do parâmetro no topo de cada gráfico que foi obtido após o procedimento de minimização da função objetivo. Esse exercício foi realizado variando cada parâmetro em 0,01.

das estimativas, sendo possível perceber, apenas uma leve redução dos custos de ajustamento do investimento $\bar{S}''$ à medida que σ aumenta, e um leve aumento da proporção de empresas que dependem de empréstimos v . Mudanças nos dois parâmetros da oferta de trabalho, η e ϕ , não afetam de modo significativo os parâmetros estimados, inclusive os valores dos termos que medem a rigidez salarial, θ_w e ω_w . A taxa de depreciação δ influencia apenas $\bar{S}''$, que aumenta quando δ aumenta. O parâmetro α da função de produção tem o mais amplo impacto sobre os parâmetros estimados. Quanto maior a participação do capital, menores são os parâmetros de rigidez de preços θ_p e ω_p e a resposta do banco central ao crescimento do *gap* do produto, $\mu_{\Delta Y}$, e maior é o valor de $\bar{S}''$. Variações no inverso do poder de monopólio das firmas ε afeta positivamente $\bar{S}''$ e v . Por fim, a proporção de bancos que operam crédito direcionado τ_2 apresenta relação negativa com $\bar{S}''$, θ_p e τ . O parâmetro τ_2 apresenta relação positiva com v .

**Figura 6.8** Robustez das estimativas com relação ao parâmetro σ

Fonte: elaboração própria.

**Figura 6.9** Robustez das estimativas com relação ao parâmetro η

Fonte: elaboração própria.

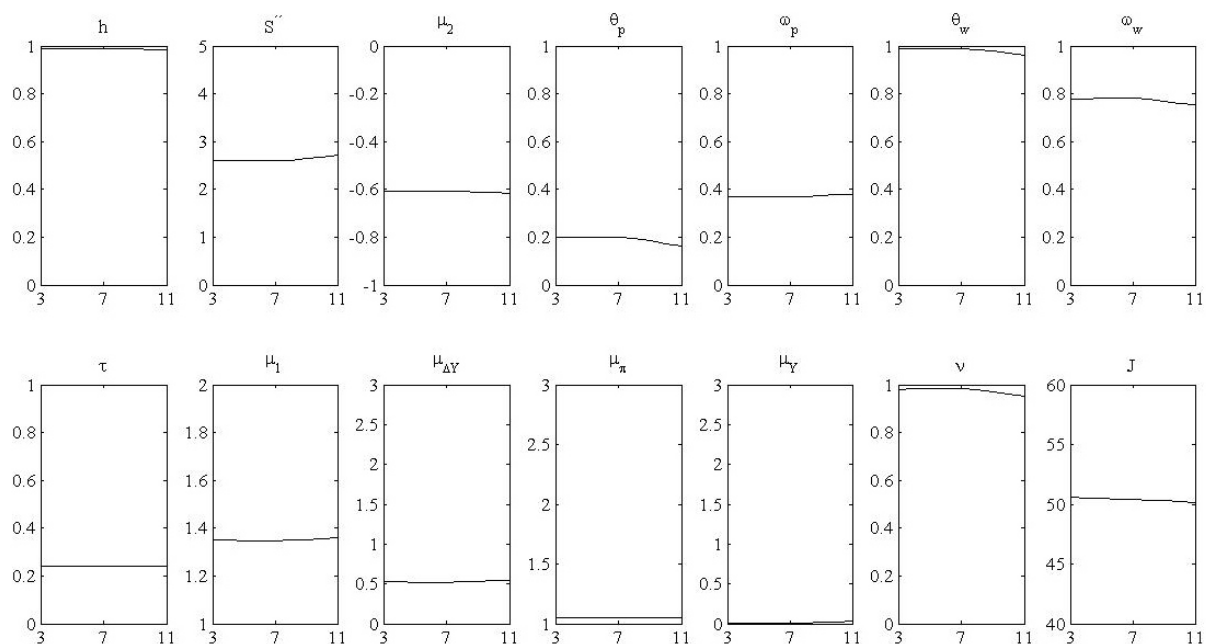


Figura 6.10 Robustez das estimativas com relação ao parâmetro ϕ

Fonte: elaboração própria.

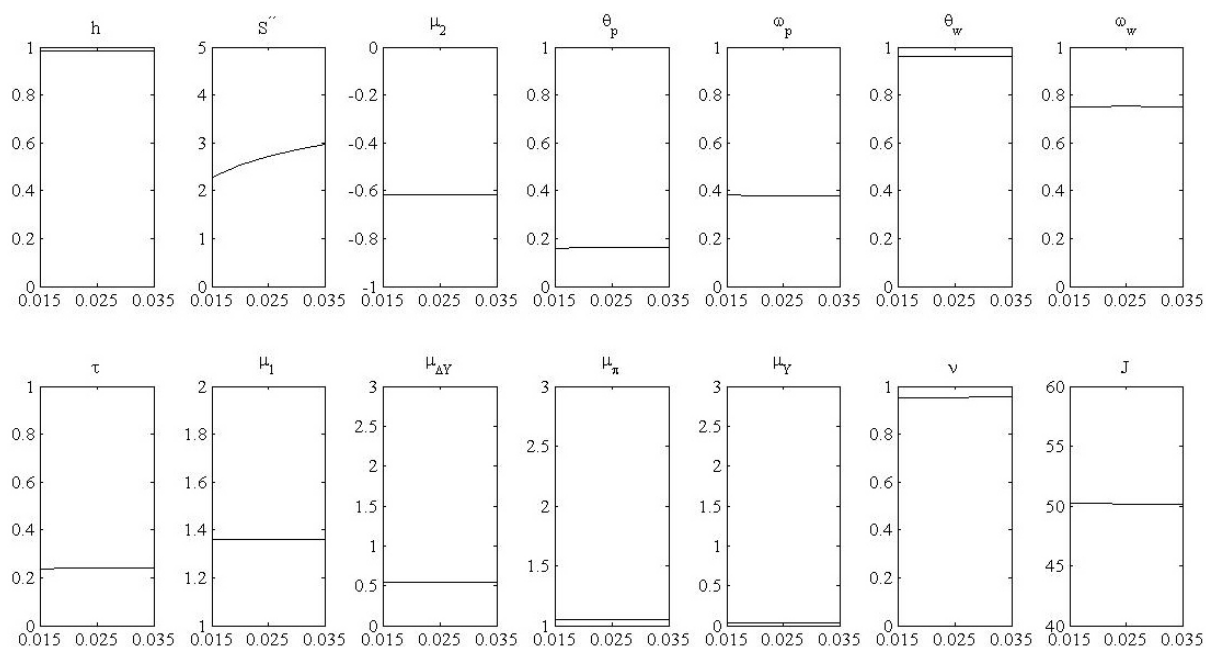


Figura 6.11 Robustez das estimativas com relação ao parâmetro δ

Fonte: elaboração própria.

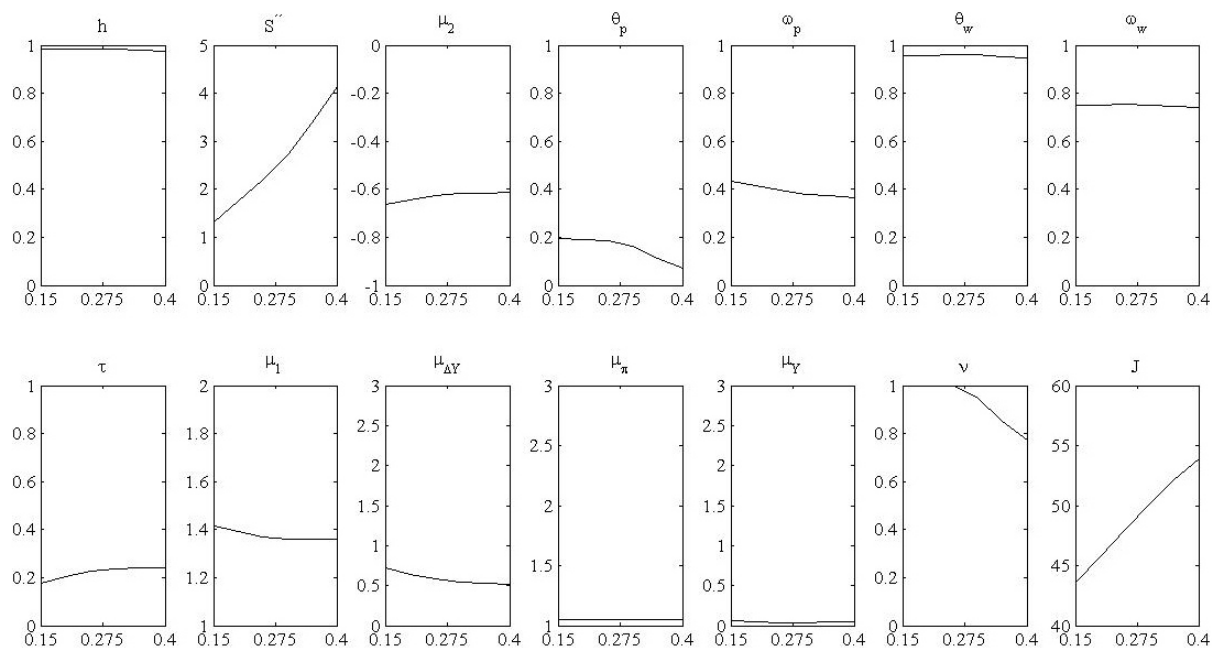


Figura 6.12 Robustez das estimativas com relação ao parâmetro α

Fonte: elaboração própria.

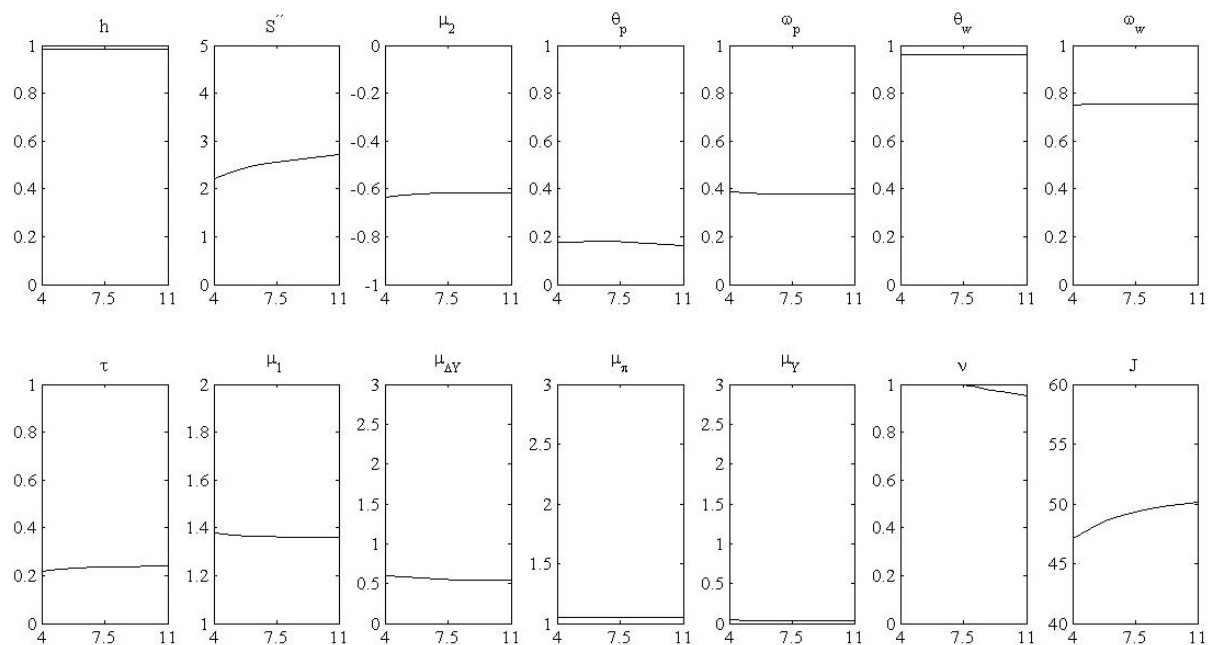


Figura 6.13 Robustez das estimativas com relação ao parâmetro ϵ

Fonte: elaboração própria.

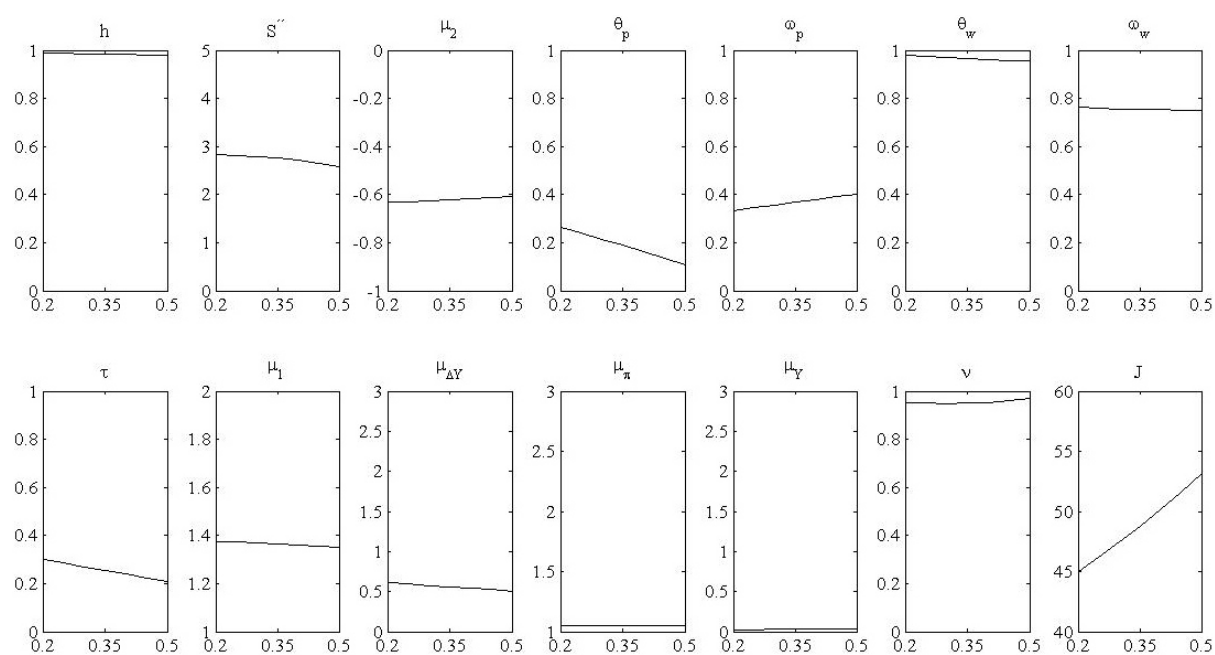


Figura 6.14 Robustez das estimativas com relação ao parâmetro τ_2

Fonte: elaboração própria.

Conclusões

Existe um consenso na literatura econômica de que o canal tradicional da taxa de juros não é suficiente para explicar os efeitos da política monetária, e, por isso, a formulação de políticas monetárias eficientes depende do entendimento dos seus diversos mecanismos de propagação. Além disso, no caso da economia brasileira, a importância relativa dos canais de transmissão da política monetária pode ter sido alterada recentemente devido a mudanças, tais como, a expansão do mercado de crédito e o desenvolvimento dos mercados financeiros.

Alguns estudos procuraram analisar a operacionalidade de outros canais de transmissão para a economia brasileira, como, por exemplo, o canal de crédito, canal de preço dos ativos e canal da taxa de câmbio, mas pouca atenção foi dada ao canal de custo. O canal de custo opera através da oferta agregada. Um aumento da taxa de juros promove crescimento nos custos das firmas, o que gera incentivo para o aumento dos preços. Dessa forma, uma política monetária contracionista poderia promover um aumento do nível de preços ao invés de uma redução, fato que tem sido documentado em estudos empíricos, sendo denominado como *price-puzzle*.

O objetivo deste estudo foi analisar a operacionalidade do canal de custo da política monetária no Brasil, destacando o papel desempenhado pelos bancos. Para tanto, um modelo DSGE Novo-Keynesiano foi desenvolvido e estimado. Nesse modelo, o nível da taxa de juros para empréstimos cobrada pelos bancos influencia diretamente o custo das empresas. Além disso, o modelo incorpora rigidez no mercado financeiro (somente uma fração dos bancos reajusta sua taxa de juros para empréstimo), existindo a possibilidade de *pass-through* limitado da taxa de juros. O modelo procurou incorporar também o crédito direcionado, modalidade com características específicas e que representa boa parte dos empréstimos no Brasil.

O modelo DSGE foi estimado pelo método da Distância Mínima (*Matching*). Primeiramente, um modelo VAR foi estimado de modo a obter as funções impulso-resposta das variáveis de interesse resultantes de um choque de política monetária. Em seguida, os parâmetros do modelo são ajustados de modo minimizar a distância entre as funções impulso-resposta

empíricas e teóricas.

As funções impulso-resposta empíricas indicaram a presença do *price-puzzle* do choque de política monetária. Após o aumento da taxa de juros, as inflações de preços e salários aumentam inicialmente, mas depois apresentam variação negativa. O produto real, por sua vez, se reduz nos dois primeiros trimestres, e o choque tende lentamente a se dissipar em seguida.

Os parâmetros estimados pelo método da distância mínima apresentam resultados interessantes em termos de rigidez de preço nos mercados de bens, de trabalho e bancário. Os salários apresentam elevada rigidez. Os preços de bens e serviços apresentam baixo nível de rigidez, mas um nível significativo de indexação. O resultado com relação à taxa de juros dos bancos revela que 24% dos bancos que operam linhas de crédito livre no modelo teórico não seriam capazes de alterar a taxa de juros, indicando baixo nível de rigidez do mercado financeiro. Considerando essa proporção igual a zero, e mantendo os demais valores constantes, verificou-se que nenhuma das variáveis mostra mudança significativa no seu comportamento após o choque de política monetária. Assim, pode-se afirmar que não há forte evidência de *pass-through* incompleto da taxa de juros (desconsiderando, aqui, a influência do crédito direcionado).

Por outro lado, as estimativas apresentam uma evidência para a importância do canal de custo no Brasil. De acordo com os valores estimados, 95% das empresas dependeriam de empréstimos bancários para financiar a produção, e um movimento positivo da taxa de juros também resultaria em aumento de custos. Considerando essa proporção igual a zero, e mantendo os demais valores constantes, verificou-se que a inflação e o custo marginal deixariam de apresentar crescimento após o choque de política monetária. Assim, há uma evidência de que o canal de custo desempenha um papel significativo na transmissão da política monetária no país, explicando o *price-puzzle* encontrado a partir da estimação do modelo VAR. Por outro lado, não há um efeito significativo sobre o produto, indicando que, nesse caso, a política monetária atua pelo lado da demanda.

Em resumo, os resultados indicam que: há um elevado nível de rigidez de preços, não há

evidência de *pass-through* incompleto da taxa de juros, e o canal de custo é importante para explicar a dinâmica da inflação após um choque de política monetária no Brasil. Esses resultados são bastante significativos e relevantes para a formulação e implementação da política monetária no país. A operacionalidade do canal de custo implica em um agravamento do *trade-off* entre produto e inflação, além de ser compatível com estabilização gradual no caso de choques inflacionários.

O efeito da política monetária também foi simulado em um cenário no qual não há crédito direcionado. Nesse caso, os efeitos da política sobre o PIB, investimento, inflação de preços, inflação dos salários, custo marginal e taxa de aluguel se intensificam. Desse modo, conclui-se que, quanto maior a participação do crédito direcionado, menor é a influência da política monetária, pois menor é a capacidade dessa política de alterar as condições de crédito.

Obviamente, o presente estudo possui algumas limitações. A mais importante está relacionada ao processo de identificação do choque de política monetária no modelo VAR. Considerando que esse procedimento foi realizado com base em algumas hipóteses fortes, como a hipótese de recursividade, outras alternativas podem ser testadas.

Como sugestão para pesquisas futuras, o modelo teórico abre a possibilidade de estudar com mais profundidade outras questões da política monetária e do mercado financeiro no Brasil. Nesse sentido, uma importante agenda de pesquisa está relacionada aos efeitos de mudanças nas taxas de juros do crédito direcionado na economia do país. O exercício de simulação realizado nesse estudo, revelou que a elevada participação do crédito direcionado reduz a capacidade da política monetária alterar as condições de crédito enfrentadas pelas empresas no Brasil.

Referências

- AGÉNOR, P.-R.; MONTIEL, P. J. Monetary Policy Analysis in a Small Open Credit-Based Economy. *Open Economies Review*, v. 19, n. 4, p. 423–455, Setembro 2008.
- ARAUJO, V. L. Preferência pela liquidez dos bancos públicos no ciclo de expansão do crédito no Brasil: 2003-2010. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1717, 2012.
- ARAUJO, V. L.; CINTRA, M. A. M. O papel dos bancos públicos federais na economia brasileira. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1604, 2011.
- ARAUJO, V. L. et al. O sistema brasileiro de instituições financeiras subnacionais para o desenvolvimento: um panorama. *Nova Economia*, v. 23, n. 3, p. 579–618, 2013.
- ARQUETE, L. C. d. R.; JAYME-JR., F. G. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): Uma aplicação de vetores auto-regressivos. In: *Anais do XXXI Encontro da ANPEC*. [S.l.: s.n.], 2003.
- BARTH, M. J.; RAMEY, V. A. The Cost Channel of Monetary Transmission. In: BERNANKE, B. S.; ROGOFF, K. (Ed.). *NBER Macroeconomics Annual 2001*. [S.l.]: MIT Press, 2002. v. 16, p. 199–240.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901–921, 1992.
- BLINDER, A. S. Credit rationing and effective supply failures. *The Economic Journal*, v. 97, n. 386, p. 327–352, 1987.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, M. DSGE Models in a Data-Rich Environment. *NBER Working Paper Series*, National Bureau of Economic Research, n. 12772, 2006.
- BOIVIN, J.; GIANNONI, M. P. Has monetary policy become more effective. *The Review of Economics and Statistics*, v. 88, n. 3, p. 445–462, 2006.
- CALVO, G. A. Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, n. 3, p. 383–398, Setembro 1983.
- CANOVA, F.; SALA, L. Back to square one: Identification issues in DSGE models. *Journal of Monetary Economics*, v. 56, n. 4, p. 431–449, 2009.
- CARRILLO, J. A.; FÈVE, P.; MATHERON, J. Monetary Policy Inertia or Persistent Shocks: A DSGE Analysis. *International Journal of Central Banking*, v. 3, n. 2, p. 1–38, jun 2007.

- CARVALHO, F. A.; VALLI, M. Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE model. *Working Paper Series*, Banco Central do Brasil, n. 240, 2011.
- CAVALCANTI, M. A. F. H.; VEREDA, L. Propriedades Dinâmicas de um Modelo DSGE com Parametrizações Alternativas para o Brasil. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1588, 2011.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008.
- CHOWDHURY, I.; HOFFMANN, M.; SCHABERT, A. Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission. *European Economic Review*, v. 50, n. 4, p. 995–1016, Maio 2006.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M. Liquidity effects and the monetary transmission mechanism. *American Economic Review*, v. 82, n. 2, p. 346–353, 1992.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Sticky price and limited participation models of money: A comparison. *European Economic Review*, v. 41, n. 6, p. 1201–1249, 1997.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, v. 113, n. 1, p. 1–45, Fevereiro 2005.
- CURDIA, V.; WOODFORD, M. Conventional and unconventional monetary policy. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, v. 92, n. 4, p. 226–264, 2010.
- DAWID, P. E.; TAKEDA, T. Recolhimentos Compulsórios e o Crédito Bancário Brasileiro. *Trabalho para Discussão*, Banco Central do Brasil, n. 250, 2011.
- DEDOLA, L.; LIPPI, F. The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of five OECD countries. *European Economic Review*, v. 49, n. 6, p. 1543–1569, Agosto 2005.
- FABIANI, S. et al. What Firms' Surveys Tell Us about Price-Setting Behavior in the Euro Area. *International Journal of Central Banking*, v. 2, n. 3, p. 3–47, Setembro 2006.
- FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 5–32, 2005.
- FIORI, F. D.; TRISTANI, O. Optimal Monetary Policy in a Model of the Credit Channel. *Economic Journal*, v. 123, n. 571, p. 906–931, 2013.
- FRASCAROLI, B. F.; PAES, N. L.; RAMOS, F. de S. A Indústria Brasileira e o Racionamento de Crédito: Uma Análise do Comportamento dos Bancos sob Informações Assimétricas. *Revista Economia*, v. 11, n. 2, p. 403–433, 2010.

- FREITAS, A. P. G.; PAULA, L. F. R. de. Concentração Regional do Crédito e Consolidação Bancária no Brasil: Uma Análise Pós-Real. *Revista EconomiA*, v. 11, n. 1, p. 97–123, 2010.
- GAJOTTI, E.; SECCHI, A. Is there a cost channel of monetary policy transmission? An investigation into the pricing behavior of 2000 firms. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 38, n. 8, p. 2013 – 2037, 2006.
- GALÍ, J.; GERTLER, M.; LÓPEZ-SALIDO, J. D. European Inflation dynamics. *European Economic Review*, v. 45, p. 1237–1270, 2001.
- GERTLER, M.; KARADI, P. A model of unconventional monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 58, n. 1, p. 17–34, 2011.
- GERTLER, M.; KIYOTAKI, N. Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis. *Handbook of Monetary Economics*, v. 3, n. 11, p. 547–599, 2010.
- GLEN, J.; SINGH, A. Comparing capital structures and rates of return in developed and emerging markets. *Emerging Markets Review*, v. 5, n. 2, p. 161–192, 2004.
- GUIMARÃES, R. R. da S.; MONTEIRO, S. M. M. Monetary Policy and Regional Output in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 68, n. 1, p. 73–101, 2014.
- GURLEY, J. G.; SHAW, E. S. Financial aspects of economic development. *American Economic Review*, v. 55, n. 4, p. 515–538, 1955.
- HENZEL, S. et al. The price puzzle revisited: Can the cost channel explain a rise in inflation after a monetary policy shock? *Journal of Macroeconomics*, v. 31, p. 268–289, 2009.
- HERMANN, J. Bancos públicos em sistemas financeiros maduros: perspectivas teóricas e desafios para os países em desenvolvimento. *Revista de Economia Política*, v. 31, n. 3, p. 397–414, 2011.
- HÜLSEWIG, O.; MAYER, E.; WOLLMERSHÄUSER, T. Bank behavior, incomplete interest rate pass-through, and the cost channel of monetary policy transmission. *Economic Modelling*, v. 26, p. 1310–1327, 2009.
- KAUFMANN, S.; SCHARLER, J. Financial systems and the cost channel transmission of monetary policy shocks. *Economic Modelling*, v. 26, n. 1, p. 40–46, Janeiro 2009.
- KAWAMOTO, C. T.; OREIRO, J. L. Reavaliando a Existência de um Price Puzzle no Brasil: Implicações para o Regime de Metas de Inflação. In: *Anais do XXXIX Encontro Nacional de Economia*. [S.l.: s.n.], 2011.
- LAZZARINI, S. G. et al. What Do Development Banks Do? Evidence from Brazil, 2002-2009. *HBS Working Paper*, Harvard Business School, n. 12-047, 2011.
- LEEPER, E. M.; ZHA, T. Modest Policy Interventions. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n. 8, p. 1673–1700, Nov 2003.

- LIMA, E. T. Crédito Direcionado: Como Obter Eficácia na sua Aplicação? *Revista do BNDES*, v. 13, n. 25, p. 51–86, 2006.
- LUNDBERG, E. L. Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro? *Trabalhos para Discussão*, Banco Central do Brasil, n. 258, 2011.
- LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a VAR analysis. *Estudos Econômicos*, v. 38, n. 1, p. 7–30, 2008.
- MALIKANE, C. Inflation dynamics and the cost channel in emerging markets. *MPRA Paper*, MPRA, n. 42688, 2012.
- MARTINS, N. M. Sistemas Financeiros, Funcionalidade e Desenvolvimento Econômico: A Experiência do Governo Lula (2003-2010). *Texto para Discussão*, UFRJ, n. 009, 2012.
- MARTINS, R. *Cost-push channel of monetary policy: estimation and simulation*. Dissertação (Dissertação de Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade – USP, 2011.
- MCKINNON, R. I. *Money & capital in economic development*. Washington, DC.: The Brookings Institution, 1973.
- MENDONÇA, M. J. O Crédito Imobiliário no Brasil e sua Relação com a Política Monetária. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1909, 2013.
- MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. *Revista Brasileira de Economia*, v. 57, n. 3, p. 605–635, Julho 2003.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model. *Working Papers Series*, Banco Central do Brasil, n. 181, 2009.
- MISHKIN, F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *NBER Working Papers*, National Bureau of Economic Research, Inc, n. 5464, Maio 1996.
- MONTORO, C.; TOVAR, C. Macroprudential tools: assessing the implications of reserve requirements in a DSGE model. *BIS Working Papers*, BIS, 2010.
- PAIM, B. O comportamento dos créditos público e privado no Brasil, de 2004 a 2011. *Indic. Econ. FEE*, v. 40, n. 2, p. 33–44, 2013.
- PAULA, L. F.; OREIRO, J. L.; BASILIO, F. A. C. Estrutura do setor bancário e o ciclo recente de expansão do crédito: O papel dos bancos públicos federais. *Nova Economia*, v. 23, n. 3, p. 473–520, 2013.
- PRATES, D. M.; FREITAS, M. C. P. de. Crédito bancário corporativo no Brasil: evolução recente e perspectivas. *Revista de Economia Política*, v. 33, n. 2, p. 322–340, 2013.
- RABANAL, P. Does inflation increase after a monetary policy tightening? *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 31, p. 906–937, 2007.

- RABANAL, P.; RUBIO-RAMÍREZ, J. F. Comparing New Keynesian Models in the Euro Area: A Bayesian Approach. *Spanish Economic Review*, v. 10, n. 1, p. 23–40, 2007.
- RABANAL, P.; SCHWARTZ, G. Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. In: IMF (Ed.). *Brazil: Selected Issues and Statistical Appendix*. [S.l.: s.n.], 2001. (IMF Country Report, 01/10).
- RAVENNA, F.; WALSH, C. E. Optimal monetary policy with the cost channel. *Journal of Monetary Economics*, v. 53, n. 2, p. 199–216, 2006.
- ROMERO, J. P.; ÁVILA, J. L. T. Sistema Financeiro e Desenvolvimento Regional: Um Estudo sobre o Financiamento Bancário da Atividade Industrial no Brasil. *Revista EconomiA*, v. 11, n. 1, p. 217–263, 2010.
- SALES, A.; TANNURI-PIANTO, M. Mercado de reservas bancárias e identificação de choques de política monetária para o Brasil. In: *Anais do XXVII Encontro Brasileiro de Econometria*. [S.l.: s.n.], 2005.
- SALES, A. S.; TANNURI-PIANTO, M. Identification of Monetary Policy Shocks in the Brazilian Market for Bank Reserves. *Working Papers Series*, Banco Central do Brasil, Departamento de Pesquisa, n. 154, 2007.
- SANTIN, R. R. M. *Análise da Política de Crédito do BNDES em um Modelo DSGE*. Dissertação (Dissertação de Mestrado) — Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV), São Paulo, 2013.
- SANTOS, F. G. *Ensaio sobre macroeconometria bayesiana aplicada*. Tese (Dissertação de Mestrado) — Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade — Universidade de São Paulo, 2011.
- SANTOS, R. B. N.; BRAGA, M. J. Impactos do Crédito Rural na Produtividade da Terra e do Trabalho nas Regiões Brasileiras. *Economia Aplicada*, v. 17, n. 3, p. 299–324, 2013.
- SAPIENZA, P. The effects of government ownership on bank lending. *Journal of Financial Economics*, v. 72, p. 357–384, 2004.
- SATO, C. Y. *O canal de crédito na transmissão de política monetária: evidências para o Brasil*. Dissertação (Dissertação de Mestrado) — Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV), São Paulo, 2013.
- SHAW, E. S. *Financial deepening in economic development*. New York: Oxford University Press, 1973.
- SIMS, C. A. Solving Linear Rational Expectations Models. *Computational Economics*, v. 20, n. 1-2, p. 1–20, Outubro 2002.
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113–144, Jan 1990.

- SIN, H. L.; GAGLIANONE, W. P. Stochastic simulation of a DSGE model for Brazil. *MPRA Paper*, MPRA, n. 20853, 2006.
- SMETS, F.; WOUTERS, R. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, v. 97, n. 3, p. 586–606, 2007.
- SMETS, F. R.; WOUTERS, R. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, v. 1, n. 5, p. 1123–1175, Setembro 2003.
- STIGLITZ, J. The role of the State in financial markets. In: THE WORLD BANK. *ANNUAL BANK CONFERENCE ON DEVELOPMENT ECONOMICS*. Washington, DC., 1994.
- TILLMANN, P. Do interest rates drive inflation dynamics? An analysis of the cost channel of monetary transmission. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 32, p. 2723–2744, 2008.
- TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Revista de Economia Aplicada*, v. 13, n. 4, p. 371–398, 2009.
- TOVAR, C. DSGE Models and Central Banks. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, v. 3, n. 16, p. 1–31, 2009.
- VASCONCELOS, B. F. B.; DIVINO, J. A. O desempenho recente da política monetária brasileira sob a ótica da modelagem DSGE. *Working Paper Series*, Banco Central do Brasil, n. 291, 2012.
- VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. A. F. H. Modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) para a Economia Brasileira: Versão 1. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 1479, 2010.
- WALSH, C. E. *Monetary Theory and Policy*. 3. ed. [S.l.]: The MIT Press, 2010.
- WILLARDSON, N.; PEDERSON, L. Federal Reserve Liquidity Programs: An Update. *The Region*, Federal Reserve bank of Minneapolis, p. 14–25, 2010.

Apêndice

Tabela A.1 Testes de Identificação

Teste	Distribuição	Estatística de Teste	P-Valor
Autocorrelação	LM[1]	$\chi^2_{(36)}$	33,87481
	LM[4]	$\chi^2_{(144)}$	152,69269
Normalidade	Doornik-Hansen	$\chi^2_{(12)}$	8,48423
			0,7462378

Fonte: elaboração própria.

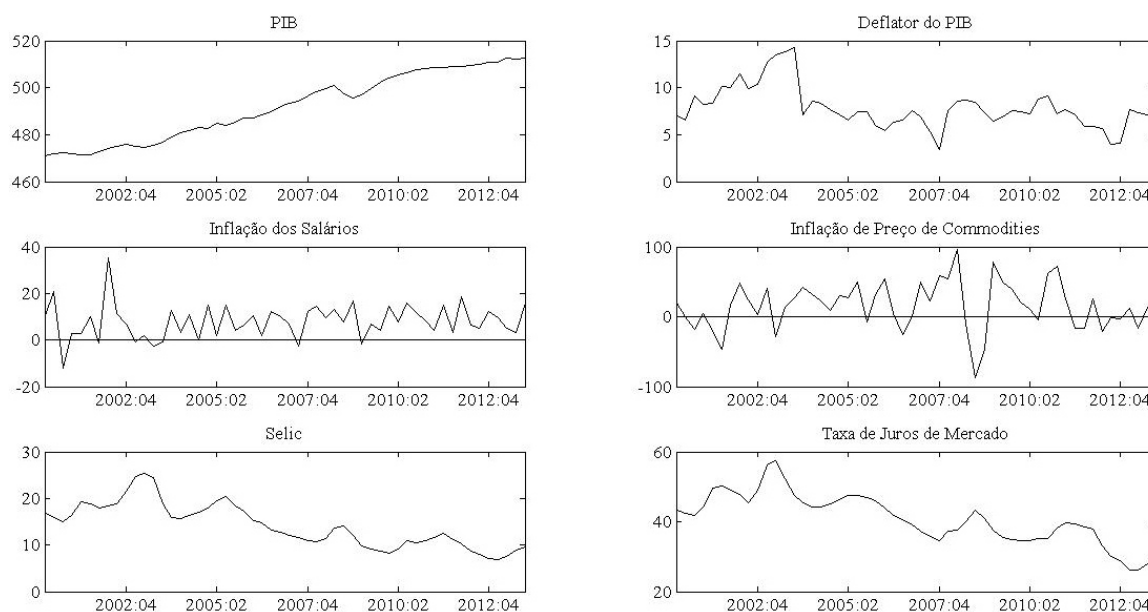


Figura A.1 Séries do Modelo VAR

Fonte: elaboração própria. A série do PIB está em logaritmo natural multiplicado por 100 e as demais séries estão em % a.a.

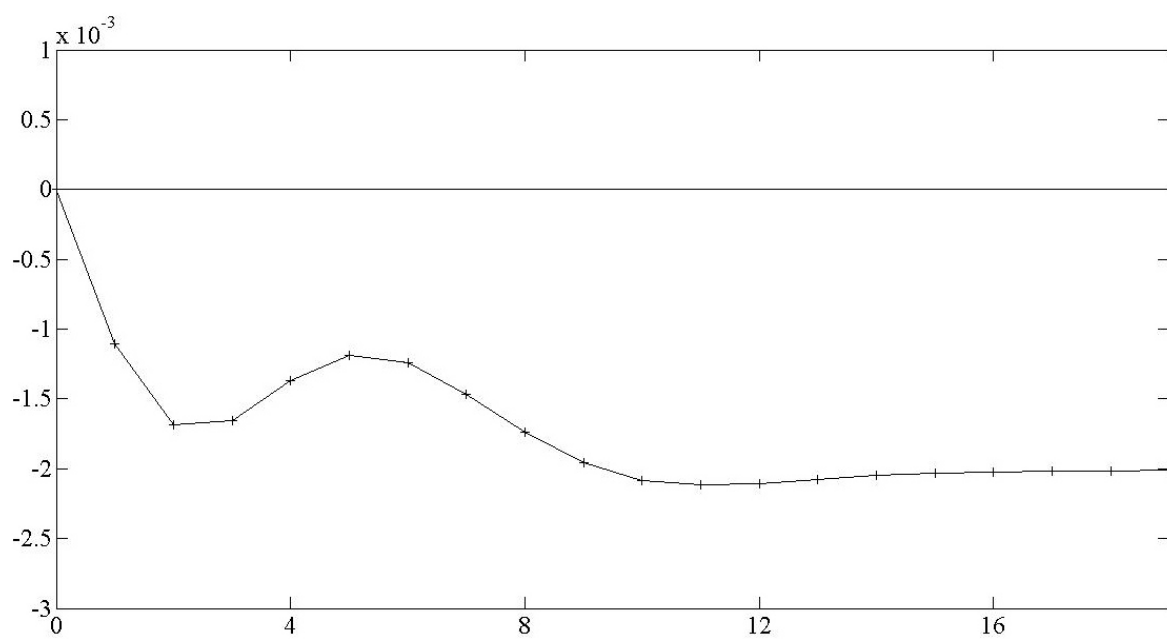


Figura A.2 Resposta da Inflação a um Choque de Política Monetária sem o Canal de Custo

Fonte: elaboração própria.

