

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O IMPACTO DO CRÉDITO DIRECIONADO NA
POTÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA**

RAFAELA BIANCA PINI RIZZO

Matrícula nº: 114087269

ORIENTADORA: Prof.^a Dr.^a Margarida Sarmiento Gutierrez

CO-ORIENTADOR: Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro

DEZEMBRO 2018

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O IMPACTO DO CRÉDITO DIRECIONADO NA
POTÊNCIA DA POLÍTICA MONETÁRIA
BRASILEIRA**

RAFAELA BIANCA PINI RIZZO

Matrícula nº: 114087269

ORIENTADORA: Prof.^a Dr.^a Margarida Sarmiento Gutierrez

CO-ORIENTADOR: Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro

DEZEMBRO 2018

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade da autora.

Dedico este trabalho à minha mãe e minha avó
in memoriam, Lenir, pelo apoio e amor incondicional.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em especial, à professora Margarida Gutierrez pela orientação excepcional, atenção e conselhos durante todos os anos de graduação e ao longo do processo de elaboração desta monografia.

Ao professor Eduardo Pontual, meu co-orientador, também agradeço pelos ensinamentos e dedicação. Agradeço ao professor Antonio Licha pelos conselhos, sugestões de leitura e enorme ajuda prestada ao longo desta monografia.

Minha eterna gratidão à minha família, em especial minha mãe, Jorgelene Rizzo, e minha avó *in memoriam*, Lenir Rizzo, pelo apoio, confiança e, acima de tudo, pelo aprendizado do verdadeiro significado de força e amor. A conclusão desta etapa de graduação somente foi possível graças ao amor incondicional de vocês.

RESUMO

O crédito direcionado se expandiu significativamente a partir de 2008, com o advento da crise financeira internacional, chegando a representar cerca de metade do crédito total em meados de 2016 e 2017. A segmentação do mercado de crédito reduz a atuação da política monetária via canal do crédito, dado que os empréstimos direcionados possuem regras próprias e rígidas acerca das taxas de juros concedidas a seus devedores e diferentes direcionamentos setoriais delimitados pela política econômica do governo ao longo dos anos. Estudos mostram que as taxas de juros praticadas nesses empréstimos tendem a não acompanhar as variações da taxa Selic, instrumento de política monetária do Banco Central do Brasil, o que constitui uma obstrução à eficiência da política monetária. O objetivo deste presente trabalho é investigar o impacto da alta segmentação do mercado de crédito na potência da política monetária brasileira por meio de uma estimação econométrica da função de reação do Banco Central, baseada na Regra de Taylor, porém devidamente modificada a fim de introduzir o crédito direcionado como uma variável decisiva na determinação da taxa Selic. A hipótese de que o crédito direcionado torna necessária uma resposta mais intensa da política monetária para conseguir atingir seu objetivo final – controle da inflação – é comprovada ao final dos resultados econométricos.

ÍNDICE

I.	INTRODUÇÃO	10
II.	REVISÃO DA LITERATURA	13
III.	O CASO BRASILEIRO	24
	III. I. O CRÉDITO DIRECIONADO	32
IV.	METODOLOGIA	46
V.	RESULTADOS ENCONTRADOS	53
VI.	CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
VII.	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	61
VIII.	ANEXOS	65
	VIII. I. ANEXO I	65
	VIII. II. ANEXO II – TESTES DE ESTACIONARIEDADE	67
	VIII. III. ANEXO III – TABELAS DE RESULTADOS	70
	VIII. IV. ANEXO IV – TESTES DE ESTACIONARIEDADE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS	72

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico I – Segmentação do Mercado de Crédito	11
Gráfico II – Taxas de Inflação Efetivas e Metas	25
Gráfico III – Razão Crédito/PIB no Brasil (%).....	29
Gráfico IV – Comparação da Razão Crédito/PIB no Mundo (%).....	29
Gráfico V – Crédito Imobiliário (Pessoas Física e Jurídica)	33
Gráfico VI – Taxa Média de Juros do Crédito Direcionado Imobiliário Pessoa Física (% a.a.).....	34
Gráficos VII e VIII – Taxa Média de Juros do Crédito Direcionado Rural Pessoas Física e Jurídica, respectivamente (% a.a.)	36
Gráfico IX – Crédito Rural (Pessoas Física e Jurídica)	37
Gráfico X – Crédito concedido pelo BNDES (Pessoas Física e Jurídica).....	39
Gráfico XI – TJLP, Taxa Selic e Taxa Média de Juros do Crédito Livre para Pessoa Jurídica (% a.a.)	41
Gráfico XII – Decomposição do Crédito Direcionado (%)	42
Gráfico XIII – Resíduos dos Modelos I, II e III	57

LISTA DE FIGURAS E TABELAS

Figura I – Adequação da Regra de Taylor à Economia Americana	14
Figura II – Síntese do Mecanismo de Transmissão da Política Monetária	22
Tabela I – Resultados	53

SÍMBOLOS, ABREVIATURAS, SIGLAS E CONVENÇÕES

BCB	Banco Central do Brasil
BNDES	Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
CEF	Caixa Econômica Federal
CMN	Conselho Monetário Nacional
Copom	Comitê de Política Monetária
FAT	Fundo de Amparo ao Trabalhador
Fed	Federal Reserve
FGTS	Fundo de Garantia do Tempo de Serviço
IBC-Br	Índice Banco Central de Atividade Econômica
MQO	Método dos Quadrados Ordinários
PDJ	Paridade Descoberta dos Juros
RMI	Regime de Metas de Inflação
SBPE	Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos
SFI	Sistema Financeiro Imobiliário
SFH	Sistema Financeiro Habitacional
SNCR	Sistema Nacional de Crédito Rural
TJLP	Taxa de Juros de Longo Prazo
TLP	Taxa de Longo Prazo
TN	Tesouro Nacional
TR	Taxa Referencial

I. INTRODUÇÃO

O Brasil adotou, em 1999, o Regime de Metas de Inflação, no qual o Banco Central do Brasil (BCB) persegue uma meta pré-estabelecida de inflação, anunciada publicamente. A meta central está incluída em um intervalo, denominado de banda, que deve ser utilizado somente em caso de choques na economia. A taxa básica de juros (Selic), definida pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), é o principal instrumento de política monetária utilizado pelo Banco Central a fim de controlar a inflação.

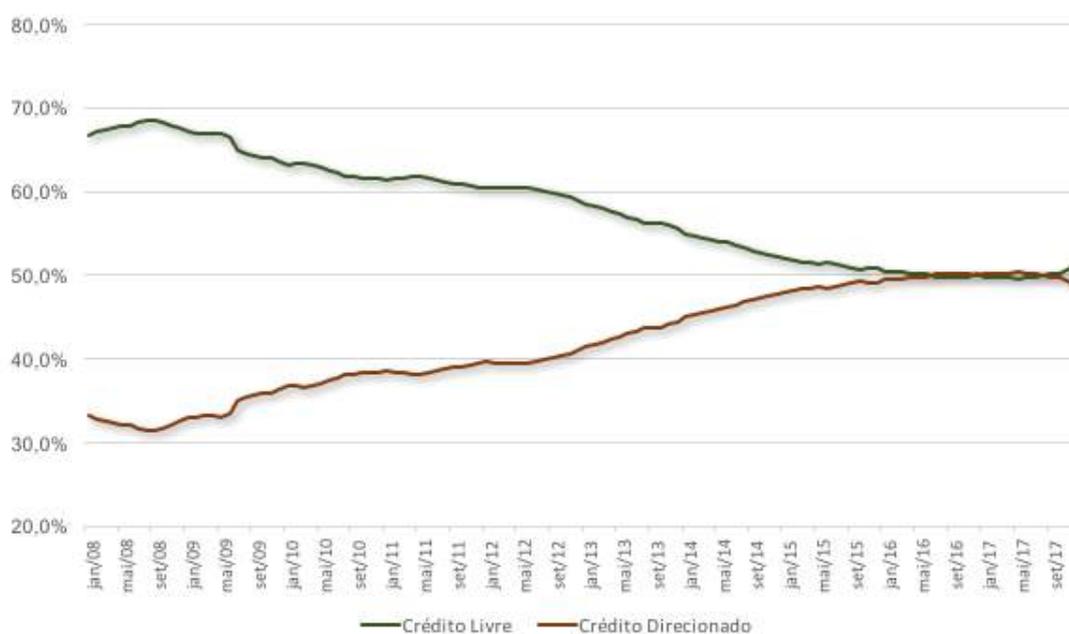
A taxa básica de juros brasileira está entre as maiores do mundo, inclusive entre seus pares, isto é, os países emergentes. De acordo com o estudo publicado pelo Fundo Monetário Internacional, *The Puzzle of Brazil's High Interest Rates*, de Segura-Ubiergo (2012), os argumentos para explicar uma elevada taxa de juros no Brasil poderiam ser agrupados em cinco categorias, sendo elas: (i) fiscal; (ii) baixa poupança doméstica; (iii) fracas instituições; (iv) histórico de alta inflação e volatilidade; e (v) obstrução do mecanismo de transmissão da política monetária por determinados fatores. Nessa última categoria encontram-se aspectos como a segmentação do mercado de crédito, em referência à divergência entre as taxas de juros cobradas nos mercados de crédito livre e direcionado; cadernetas de poupança; inércia inflacionária; entre outros.

A obstrução do mecanismo de transmissão da política monetária significa uma redução em sua capacidade para atingir seus objetivos finais. A segmentação do mercado de crédito atua como um obstáculo à política monetária devido às regras próprias determinadas pelo governo para as taxas de juros dos empréstimos públicos oferecidos aos setores imobiliário e rural, além do crédito oferecido pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). Cada modalidade de crédito direcionado possui especificidades próprias em relação à taxa de juros que deve ser praticada e ao direcionamento dos financiamentos.

O obstáculo à política monetária propiciado pela segmentação do mercado de crédito ocorre porque os juros definidos para o crédito direcionado costumam não variar de acordo com a taxa básica de juros determinada pelo Banco Central, a taxa Selic, além de que as taxas de juros concedidas aos empréstimos direcionados são consideravelmente baixas em relação às elevadas taxas de juros praticadas no crédito livre. Isso significa que as decisões da autoridade monetária podem não influenciar grande parte do mercado de crédito ou até mesmo gerar um efeito oposto à ação implementada, ao tornar o crédito direcionado relativamente mais barato do que o crédito livre, o que se caracteriza como uma obstrução a esse canal de transmissão.

O crédito direcionado sofreu uma alta expansão no período da crise financeira internacional, entre 2007 e 2008, a fim de controlar os efeitos negativos da crise sobre a economia brasileira. No entanto, esse volume de crédito não decaiu após a crise, mas continuou a se elevar, passando de 33,2%, em janeiro de 2008, para 48,7%, em dezembro de 2017, representando aproximadamente metade do crédito total, segundo dados do Banco Central do Brasil (BCB). O gráfico I abaixo mostra a elevada segmentação do mercado de crédito na economia brasileira ao longo dos anos de 2008 a 2017, evidenciando os desafios da autoridade monetária em combater a inflação via o canal de transmissão do crédito.

Gráfico I – Segmentação do Mercado de Crédito



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

O tema abordado nesta monografia também é foco dos formuladores de política econômica. O atual presidente do Banco Central, Ilan Goldfajn, afirmou, em fevereiro de 2017, que “uma maior parcela de crédito livre permite maior potência da política monetária” (Valor Econômico, 08/02/2017), elucidando que os juros precisariam subir em menor grau para controlar a inflação caso a parcela de crédito direcionado fosse menor na economia.

De acordo com Segura-Ubierno (2012), a taxa de juros do crédito direcionado, em suas vertentes habitacional e rural, além do proporcionado pelo BNDES, provavelmente puxa para cima o equilíbrio da taxa de juros real no mercado de crédito livre. A intuição por trás desse argumento é que se o governo fornece crédito à economia por meio de taxas de juros

subsidiadas, o Banco Central terá que aumentar ainda mais a taxa básica de juros para manter a demanda por crédito em um patamar consistente com a meta de inflação.

A alta da taxa Selic a fim de impactar o mercado de crédito direcionado foi denominado, por Lisboa e Latif (2013), de problema da “meia entrada”, em referência aos descontos oferecidos a estudantes e idosos em eventos culturais. Tais descontos precisariam ser compensados pelo aumento no valor da entrada inteira, sugerindo que as taxas de juros e spreads no mercado de crédito livre devem ser maiores a fim de compensar os baixos juros praticados no mercado de crédito direcionado.

O presente trabalho contribui à literatura com um estudo detalhado acerca do impacto do crédito direcionado no nível da taxa básica de juros brasileira, que se reflete na potência da política monetária. O objetivo é medir esse impacto via a estimação de uma possível função de reação do Banco Central do Brasil, baseada na Regra de Taylor, originalmente proposta por John Taylor (TAYLOR, 1993). A função de reação proposta por Taylor foi modificada econometricamente a fim de incluir a variável de saldo de crédito com recursos direcionados para uma avaliação da sua influência sobre o instrumento de política monetária, a taxa Selic. Conforme elucidado mais adiante, baseado em estudos precedentes, o canal de crédito é pressuposto eficaz no Brasil, em especial o canal de crédito livre.

Esta monografia está dividida em mais cinco capítulos. No capítulo II será abordada uma breve revisão da literatura acerca da Regra de Taylor, do Regime de Metas de Inflação e dos canais de transmissão da política monetária. O capítulo III conduz essa literatura à luz do caso brasileiro. Os modelos econométricos e suas variáveis são apresentados no capítulo IV e os resultados encontrados no capítulo V. O capítulo VI expõe as principais conclusões do trabalho.

I. REVISÃO DA LITERATURA

A literatura acerca da eficácia do Regime de Metas de Inflação se divide em duas vertentes: (i) a discussão sobre regra versus discricção na política monetária, em que as metas para a inflação podem superar o problema da inconsistência temporal; e (ii) a implementação e o monitoramento da inflação por meio de modelos estruturais (DA SILVA; PORTUGAL, 2002).

As vantagens da política econômica com regras sobre a discricionária parece ser um consenso na macroeconomia (TAYLOR, 1993). Para Taylor (1993), as regras na política monetária não devem ser seguidas mecanicamente, mas isso não significa adotar a discricção. Sobre pura discricção, os ajustes para os instrumentos de política são determinados a cada período, sem nenhum compromisso com algum plano de contingência bem definido para o futuro em relação ao controle da inflação. A inconsistência da política discricionária está relacionada à falta de compromisso crível da autoridade monetária em seguir seus planos previamente anunciados, devido à incorporação da nova política nas expectativas dos agentes privados. Essa inconsistência não provoca alteração no produto e apenas gera um viés inflacionário (MANKIW, 2011).

Logo, a macroeconomia recomenda a adoção de uma política econômica com regras. Porém, de acordo com Taylor (1993), a regra não precisa ser seguida por uma fórmula mecânica. Os formuladores de política econômica devem reconhecer as respostas do instrumento à regra, mas também devem admitir que operar a regra requer julgamento, o que não pode ser feito por um computador.

A credibilidade da autoridade monetária, no caso da política monetária, é fundamental para o sucesso da política de regras. Esse sucesso depende, em parte, da incorporação das políticas delimitadas pela autoridade monetária às expectativas dos agentes, o que ocorre apenas se forem críveis e racionais. Para ressaltar sua credibilidade, a regra de política deve estar prevista para atuar sobre um prazo razoavelmente longo e os formuladores de política devem atestar o compromisso com a regra (TAYLOR, 1993).

Taylor (1993) apresentou sua regra para a política monetária, conhecida como Regra de Taylor. A regra tem como base as expectativas racionais dos agentes e supõe que a taxa de juros de curto prazo definida pela autoridade monetária responde à diferença entre a inflação e sua meta e ao hiato do produto, definido como a discrepância entre o Produto Interno Bruto (PIB)

real e o PIB potencial correspondente ao pleno emprego. A Regra de Taylor para o caso dos Estados Unidos da América (EUA) foi definida como se segue:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (1)$$

Fonte: Taylor (1993).

Onde:

r = taxa de juros nominal dos Fundos do *Federal Reserve* (Banco Central dos EUA);

p = taxa de inflação dos quatro trimestres anteriores; e

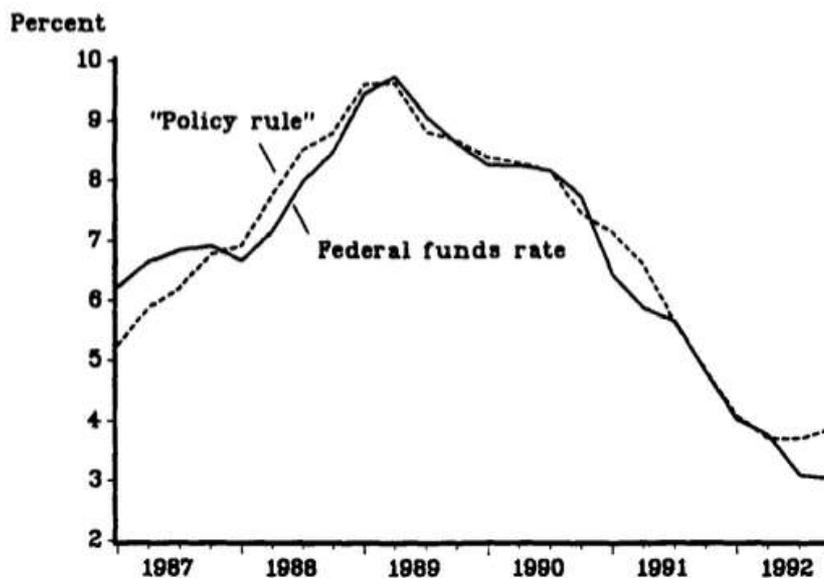
y = desvio percentual do PIB real em relação ao PIB potencial.

Na fórmula, a taxa de juros real de equilíbrio (ou natural) da economia americana é igual a 2% ao ano (a.a.). A regra de política definida na equação (1) sugere que a taxa de juros nominal determinada pelo Banco Central dos EUA (Fed) deve aumentar se a taxa de inflação estiver acima de sua meta (no caso, igual a 2% a.a.) ou se o PIB real estiver acima do PIB potencial da economia. Se ambas as variáveis estiverem sob seu nível de pleno emprego, a taxa de juros nominal iguala-se a 4% a.a., ou 2% a.a. em termos reais (TAYLOR, 1993).

Taylor (1993) mostrou que a regra apresentada por ele proporcionava uma boa aproximação para a taxa de juros praticada pelo Fed entre 1987 e 1992, como pode-se observar na figura I abaixo, retirada de Taylor (1993)¹.

Figura I – Adequação da Regra de Taylor à Economia Americana

¹ Na figura I, *policy rule* refere-se à taxa de juros nominal (r) prevista pela Regra de Taylor e *Federal funds rate* refere-se à verdadeira taxa de juros nominal praticada pelo Fed no período analisado.



Fonte: Taylor (1993).

Taylor (1993) sugere que a regra fornecida pela equação (1) seja uma das bases para a tomada de decisão da autoridade monetária, mas que não deve ser seguida mecanicamente, assim como qualquer outra regra de política.

A Regra de Taylor foi estimada para outros países em estudos posteriores. Clarida, Galí e Gertler (1997) a estimaram para dois grupos de países, sendo eles denominados por G3 e E3. O grupo G3 inclui Alemanha, Japão e EUA; e o E3 inclui Reino Unido, França e Itália. O objetivo dos autores era estimar uma função de reação para a política monetária, baseada na Regra de Taylor, a fim de analisar o sistema de metas de inflação. O método dos momentos generalizados foi utilizado para estimar o modelo, obtendo resultados significativos. Outros trabalhos com o objetivo de estudar o Regime de Metas de Inflação também se basearam em Taylor (1993), como Svensson (1998); Da Silva e Portugal (2002); Fraga, Goldfajn e Minella (2003); entre outros.

O Regime de Metas de Inflação (RMI) está inserido no contexto da política monetária com regras, de acordo com Svensson (1998). O RMI é caracterizado, ainda segundo o mesmo autor, por apresentar (i) uma meta de inflação explícita; (ii) um conhecido procedimento de operação, baseado em metas para a expectativa de inflação (meta intermediária); e (iii) um alto grau de transparência e responsabilidade. A transparência da política monetária possibilita ao setor privado inferir suas expectativas acerca do produto e da inflação com maior precisão, além de elevar a credibilidade da autoridade monetária, reduzindo a probabilidade de desvio da meta pelos formuladores de política (SVENSSON, 1998).

No entanto, Svensson (1998) ressalta o controle imperfeito da taxa de inflação pelo Banco Central, devido à defasagem do mecanismo de transmissão da política monetária, incertezas e futuros choques sobre a economia. Svensson (1998) argumenta que a função de reação do Banco Central, em geral, não segue exatamente a Regra de Taylor, pois depende de todos os fatores que afetam a inflação e o produto, além de suas respectivas expectativas.

Da Silva e Portugal (2002) ressalta a importância da independência operacional do Banco Central para a escolha do instrumento que melhor se encaixa nos objetivos da política monetária. Os autores também elencaram as principais características de um Regime de Metas de Inflação:

- i. Anúncio público da meta numérica para a taxa de inflação futura;
- ii. Claro comprometimento com a estabilidade de preços como o principal objetivo da política monetária;
- iii. Utilização da expectativa de inflação como meta intermediária;
- iv. Alto grau de transparência da política monetária; e
- v. Significativo comprometimento do Banco Central às metas estabelecidas.

O foco na estabilidade de preços pode ser justificado devido à (i) neutralidade da moeda no longo prazo, visto que qualquer expansão monetária não provocará alteração no produto e apenas elevará os preços no longo prazo; e (ii) apesar da moeda ser neutra no longo prazo, ela exerce significativas influências no curto prazo, possibilitando o Banco Central a explorar o *trade-off* entre inflação e desemprego (DA SILVA; PORTUGAL, 2002).

Da Silva e Portugal (2002), no entanto, corrobora a hipótese de que a estabilização do produto também é uma preocupação das autoridades monetárias, assim como sugere a Regra de Taylor apresentada em Taylor (1993). Quando o produto está acima de seu nível potencial, o Banco Central restringe as condições monetárias a fim de estabilizar o produto e eliminar as pressões inflacionárias. Caso o produto esteja abaixo do seu nível potencial, o Banco Central expande as condições monetárias.

Logo, as ações do Banco Central em um Regime de Metas de Inflação aparentam ser prospectivas, como sugere Da Silva e Portugal (2002)². A política monetária estaria

² Os autores, em Da Silva e Portugal (2002), utilizam o termo *forward-looking* para descrever as ações do Banco Central em um Regime de Metas de Inflação.

preocupada, portanto, com as expectativas de inflação e não com a inflação corrente (MASSON et al., 1997; SVENSSON, 1998; HALDANE, 1997 apud DA SILVA; PORTUGAL, 2002).

Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) também corrobora a necessidade de atitudes prospectivas e ações preventivas das autoridades monetárias em Regimes de Metas de Inflação, devido à defasagem entre a decisão de política e seu efeito sobre o produto e os preços. Os autores alegam que os formuladores de política monetária tomam suas decisões baseadas em previsões condicionais da inflação futura, calculadas de acordo com os possíveis comportamentos futuros da taxa de juros, do estado da economia e de variáveis exógenas.

Os resultados da implementação do Regime de Metas de Inflação têm sido positivos em diferentes países (FRAGA; GOLDFAJN; MINELLA, 2003). De acordo com Clarida, Galí e Gertler (1997), a partir de 1979, Bancos Centrais de vários países desenvolvidos começaram um esforço conjunto para controlar a inflação alta que havia percorrendo suas economias. Nova Zelândia foi o primeiro país a adotar o Regime de Metas de Inflação oficialmente, em março de 1990, seguido por Canadá, em fevereiro de 1991, e Reino Unido, em outubro de 1992 (DA SILVA; PORTUGAL, 2002). O objetivo principal no combate à inflação permitiu a transição de um ambiente global com alta inflação para um ambiente econômico onde as principais economias do mundo apresentam relativa estabilidade de preços (CLARIDA; GALÍ; GERTLER, 1997).

No entanto, como mostra Fraga, Goldfajn e Minella (2003), apesar do Regime de Metas de Inflação ter reduzido substancialmente a inflação média em economias desenvolvidas e emergentes, a performance dos países emergentes é relativamente pior, de acordo com seus dados para os anos de 1993 a 2002. De acordo com os autores, os países emergentes possuem o desafio de quebrar o círculo vicioso entre, de um lado, sua baixa credibilidade e frágeis instituições, e de outro lado, sua instabilidade macroeconômica e maior vulnerabilidade a choques. Fraga, Goldfajn e Minella (2003) alegam que o *trade-off* entre inflação e produto é mais acentuado em economias emergentes, visto que tais países apresentam taxas de produto e inflação mais voláteis, além de que o nível de inflação costuma ser mais alto do que em economias desenvolvidas. A explicação para essa diferença de performance encontrada pelos autores recai sobre as fragilidades das instituições e a imperfeita credibilidade das autoridades de política econômica nos países emergentes. A natureza e a magnitude dos choques que afetam essas economias também são fatores importantes para explicar essa discrepância.

Da Silva e Portugal (2002) alegam que o Banco Central deve ter habilidades técnica e institucional para modelar, prever e analisar o comportamento da inflação e seus determinantes. A autoridade monetária deve entender e conhecer precisamente o funcionamento do mecanismo de transmissão da política monetária, suas defasagens de tempo, os tipos de choques aos quais a economia está sujeita, e como esses choques afetam os preços e o produto (DA SILVA; PORTUGAL, 2002).

O mecanismo de transmissão da política monetária é o processo pelo qual as decisões de política monetária são transmitidas à sociedade para que possam afetar o PIB real e a inflação (TAYLOR, 1995). Os cinco principais canais de transmissão são: (i) taxa de juros; (ii) valor de ativos; (iii) taxa de câmbio; (iv) crédito; e (v) expectativas. Os canais diferenciam-se entre si não somente por sua definição, mas também por possuírem tempos de efetivação e defasagem diferentes, que dependem das especificidades macroeconômicas de cada país (MARCATTI, 2011).

A seguir, esses canais serão apresentados brevemente e, ao final do capítulo, encontra-se uma figura esquemática com uma síntese do mecanismo de transmissão da política monetária.

i. Canal da Taxa de Juros

O canal da taxa de juros é o principal canal para a visão keynesiana ISLM, operando via decisões de investimento e de consumo (MISHKIN, 1996). Mishkin (1996) enfatiza a importância da taxa de juros real de longo prazo nas decisões de gastos dos agentes. Alterações na taxa de juros nominal de curto prazo (instrumento de política monetária do Banco Central) resultam em modificações nas taxas de juros reais de curto e longo prazos devido à existência de preços rígidos. Mishkin (1996) ainda ressalta que tal afirmação continua válida sob a hipótese de expectativas racionais dos agentes.

O canal de transmissão da taxa de juros possui uma maior defasagem temporal em relação aos demais, afetando produto e preços via, principalmente, demanda agregada (MARCATTI, 2011). Pelo lado do investimento, Barboza (2015) considera as taxas de juros de longo prazo como alternativas à eficiência marginal do capital, podendo alterar, portanto, as decisões de investimento dos empresários. Considerando o lado do consumo, Barboza (2015)

mostra que alterações nas taxas de juros de diferentes maturidades afetam as decisões de consumo e poupança dos agentes, dada a relação positiva entre taxas de juros e custo de oportunidade do consumo presente.

ii. Canal do Valor de Ativos

O canal do valor de ativos se subdivide em dois mecanismos, em que um deles envolve a Teoria q de Tobin e o outro o efeito riqueza sobre o consumo (MISHKIN, 1996).

A teoria q de Tobin fornece um mecanismo pelo qual a política monetária afeta o valor de mercado das firmas, alterando as decisões de investimento dos agentes. Tobin definiu q como a razão entre o valor de mercado e o custo de reposição do capital instalado, sendo uma base para a tomada de decisão dos empresários em relação a investir (MISHKIN, 1996). De acordo com Mankiw (2011), se a razão q for maior que 1 (um), há um incentivo a investir, pois o valor de mercado do capital é maior do que seu custo de reposição; mas se q for menor que 1 (um), há um desestímulo a investir, pois o valor de mercado é menor do que seu custo de reposição. Nesse último caso, a empresa provavelmente não irá repor o capital à medida que este for se depreciando.

O q de Tobin reflete a lucratividade corrente e futura do capital (MANKIW, 2011). A relação da teoria de Tobin com o canal de transmissão da política monetária ocorre via o mercado de ações. Mishkin (1996) exemplifica essa relação por meio de uma expansão monetária. A redução das taxas de juros pelo Banco Central torna o mercado acionário mais atrativo em relação ao mercado de títulos do governo federal, causando um aumento no preço das ações. Como o valor de mercado das firmas é determinado pelo mercado acionário, um aquecimento deste eleva o valor de mercado do capital instalado e, conseqüentemente, a razão q de Tobin, estimulando o investimento e a economia (MISHKIN, 1996).

O canal de transmissão do valor de ativos também ocorre via efeito riqueza sobre o consumo. A riqueza financeira dos agentes é composta por ativos que refletem o valor presente esperado do fluxo de caixa que esses ativos devem proporcionar aos seus detentores (BARBOZA, 2015). Uma política monetária contracionista, como exemplificado em Barboza (2015), eleva as taxas de desconto que trazem o fluxo a valor presente, desvalorizando o preço

do ativo e reduzindo, conseqüentemente, a riqueza financeira do agente e sua demanda por bens e serviços.

iii. Canal da Taxa de Câmbio

O advento de taxas de câmbio flexíveis em economias abertas com livre mobilidade de capitais chamou a atenção para o canal do câmbio como um importante mecanismo de transmissão da política monetária (MISHKIN, 1996). Nesse canal, os impulsos monetários provocados pelo Banco Central são transmitidos via alterações nas exportações líquidas e nos preços dos bens comercializados internacionalmente, chamados de *tradeables* (BARBOZA, 2015).

Os movimentos nas taxas de juros de curto prazo alteram o diferencial internacional dos juros, afetando o custo de oportunidade de ativos domésticos em relação a estrangeiros (BARBOZA, 2015). Assim como exemplifica Barboza (2015), um aperto monetário, ao elevar as taxas de juros domésticas de curto prazo, atrai capital estrangeiro para o país, reduzindo as taxas de câmbio nominal e real pelo menos no curto prazo. Um câmbio valorizado reduz as exportações líquidas e, conseqüentemente, o produto dessa economia.

A redução da taxa de câmbio ainda afeta diretamente a taxa de inflação por meio dos bens *tradeables*, visto que estes se tornam mais baratos em moeda doméstica, reduzindo o índice de preços ao consumidor (BARBOZA, 2015). Marcatti (2011) ressalta que a defasagem temporal de movimentos na taxa de câmbio depende da percepção dos agentes sobre a persistência das variações cambiais.

iv. Canal do Crédito

O canal do crédito pode ser dividido em dois caminhos de transmissão, segundo Mishkin (1996). Alterações na taxa de juros afetam (i) o custo de crédito, que seria o canal de empréstimos bancários, ou *bank lending*; e (ii) a situação patrimonial e posição líquida dos agentes na economia, que seria o canal do balanço patrimonial, ou *balance sheet*.

De acordo com Mishkin (1996), o canal de crédito via empréstimos bancários é baseado no importante papel que os bancos exercem ao resolver problemas de informação assimétrica em mercados de crédito. Uma política monetária expansionista com uma redução das taxas de juros de curto prazo provoca uma elevação nas reservas e depósitos bancários, alterando positivamente a disponibilidade de empréstimos pelos bancos ao público. Um aumento das concessões de crédito pelo setor bancário permite um aquecimento da economia via consumo e investimento.

Mishkin (1996) ressalta que a política monetária tende a afetar mais significativamente as pequenas empresas por meio do canal de *bank lending*, pois são mais dependentes de empréstimos bancários do que grandes empresas. As empresas de grande porte normalmente possuem maior acesso a outros tipos de financiamento, como o mercado de ações e de títulos.

Barboza (2015) explica o canal de crédito via *bank lending* pelo mecanismo de transmissão da taxa de juros controlada pela autoridade monetária sobre as taxas de juros praticadas nos empréstimos bancários. Um aumento da taxa de juros pelo Banco Central eleva o custo do crédito, aumentando as taxas de juros oferecidas nos empréstimos pelo setor bancário. Logo, a conseqüente redução no montante de crédito concedido desaquece a economia e reduz a taxa de inflação.

O canal de crédito via balanço patrimonial também surge da presença de informação assimétrica nos mercados de crédito (MISHKIN, 1996). Quanto pior for a situação financeira da firma, maiores serão os custos associados aos problemas de seleção adversa e risco (ou perigo) moral. A seleção adversa refere-se a situações em que um lado do mercado não consegue observar o tipo ou as características do outro mercado; e o risco moral ocorre quando um lado do mercado é impossibilitado de observar as ações da contraparte (VARIAN, 2012)³.

As empresas que apresentam balanços desfavoráveis possuem maior propensão a tomar empréstimos bancários e menores colaterais a oferecer como garantias, o que constitui o problema da seleção adversa para os bancos (MISHKIN, 1996). O risco moral também se intensifica em firmas com menor patrimônio líquido pois estas possuem maior incentivo a adotar investimentos mais arriscados com o crédito obtido, aumentando a variabilidade de seu fluxo de caixa futuro e, conseqüentemente, seu risco de inadimplência (MISHKIN, 1996).

³ A seleção adversa e o risco moral são comumente chamados de problema da informação oculta e problema da ação oculta, respectivamente (VARIAN, 2012).

Mishkin (1996) demonstra que a política monetária pode afetar o balanço patrimonial das firmas por meio de alterações nas taxas de juros, que influenciam nos preços de ativos alocados em seus patrimônios. Uma expansão monetária provocaria uma valorização desses ativos, melhorando o balanço das firmas e seu fluxo de caixa, o que permitiria um aumento do investimento e redução dos problemas de informação assimétrica vivenciados pelos bancos, possibilitando uma ampliação do crédito.

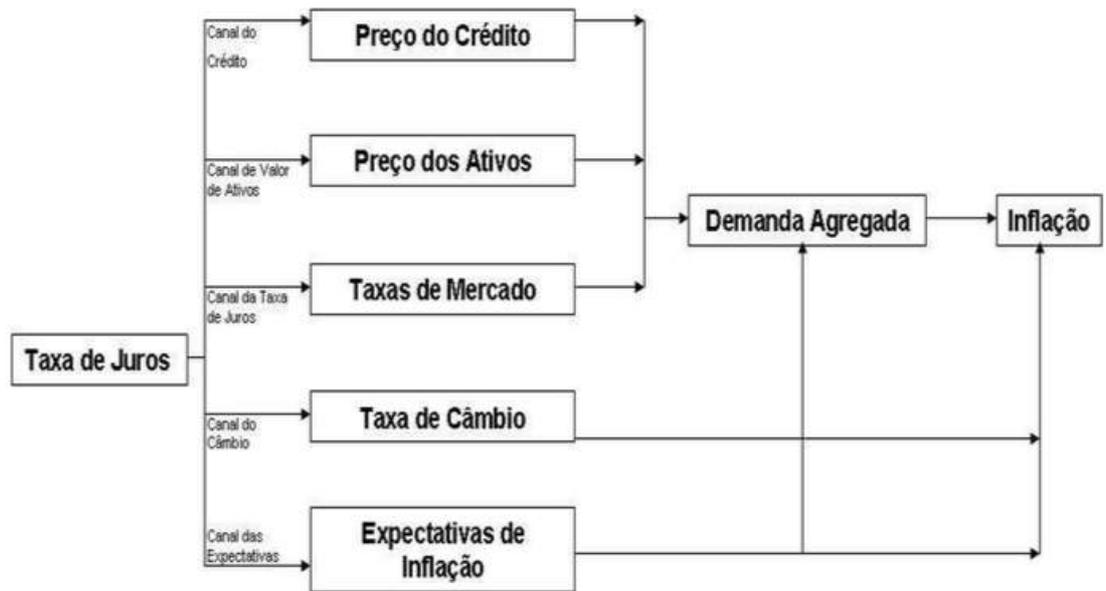
Um fator diferencial do canal de crédito, apontado por Mishkin (1996), é a importância da taxa de juros nominal de curto prazo no mecanismo de transmissão da política monetária. Isso ocorre porque os pagamentos de juros de curto prazo possuem maior impacto sobre o caixa da firma do que os pagamentos de juros de longo prazo.

Mishkin (1996) também evidencia que o canal de crédito afeta os gastos de consumo dos agentes. Alterações na política monetária afetam a concessão de empréstimos a consumidores e seus respectivos fluxos de caixa.

v. Canal das Expectativas

As expectativas de inflação costumam responder a variações na taxa de juros de curto prazo. Barboza (2015) descreve três meios pelos quais as expectativas podem atuar sobre a formação de preços: (i) diretamente, via incorporação das expectativas inflacionárias aos preços de bens e serviços; (ii) via salários nominais em negociação; e (iii) indiretamente, via alteração da taxa de juros real *ex-ante*. Esse canal depende da relevância do cenário prospectivo para os agentes e do grau de indexação de contratos na economia (MARCATTI, 2011).

Figura II – Síntese do Mecanismo de Transmissão da Política Monetária



Fonte: Barboza (2015).

II. O CASO BRASILEIRO

O processo de estabilização no Brasil se iniciou em meados de 1994 com o Plano Real, que reduziu a inflação anual a um dígito em menos de três anos (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). Diversas reformas econômicas foram necessárias, como (i) a redução do tamanho do setor público via privatizações de empresas estatais nos setores bancários, ferroviário e de telecomunicações; (ii) a redução de tarifas de importação e eliminação de barreiras não tarifárias, contribuindo para uma maior liberalização comercial; e (iii) a diminuição de indexações automáticas de preços, salários e outros contratos.

No entanto, segundo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), o processo de estabilização foi abordado de forma gradual, deixando alguns problemas econômicos ainda sem solução. Devido à postergação de um ajuste fiscal mais severo, o Brasil continuou vulnerável a uma crise de confiança, a qual emergiu após a moratória russa, em agosto de 1998. As pressões sobre as Reservas Internacionais forçaram o Banco Central a abandonar o regime de câmbio fixo. Em janeiro de 1999, o Brasil adotou taxas de câmbio flutuantes (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

O Regime de Metas de Inflação, adotado em julho de 1999, foi visto como o melhor modelo de estabilização econômica sob regime de câmbio flutuante, dado que a meta de inflação seria a própria âncora nominal (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). As metas de inflação são estabelecidas em junho do ano t para a inflação do ano $t+2$, e a taxa de inflação é medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), apurado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (MINELLA et al., 2002). A meta central de inflação é definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN)⁴ e está incluída em um intervalo, denominado de banda, que deve ser utilizado somente em caso de choques na economia.

As decisões de política monetária são tomadas pelo Comitê de Política Monetária (COPOM) por meio de reuniões mensais com o objetivo de analisar a conjuntura econômica e checar se há possíveis riscos que possam desvirtuar a taxa de inflação de sua meta. Com base nos resultados apurados, o COPOM define a taxa básica de juros da economia (taxa Selic), que se constitui no principal instrumento de política monetária no Brasil (DA SILVA; PORTUGAL, 2002). As minutas dessas reuniões são publicadas pelo Banco Central, o que aumenta a credibilidade e a transparência da autoridade monetária. O Banco Central também

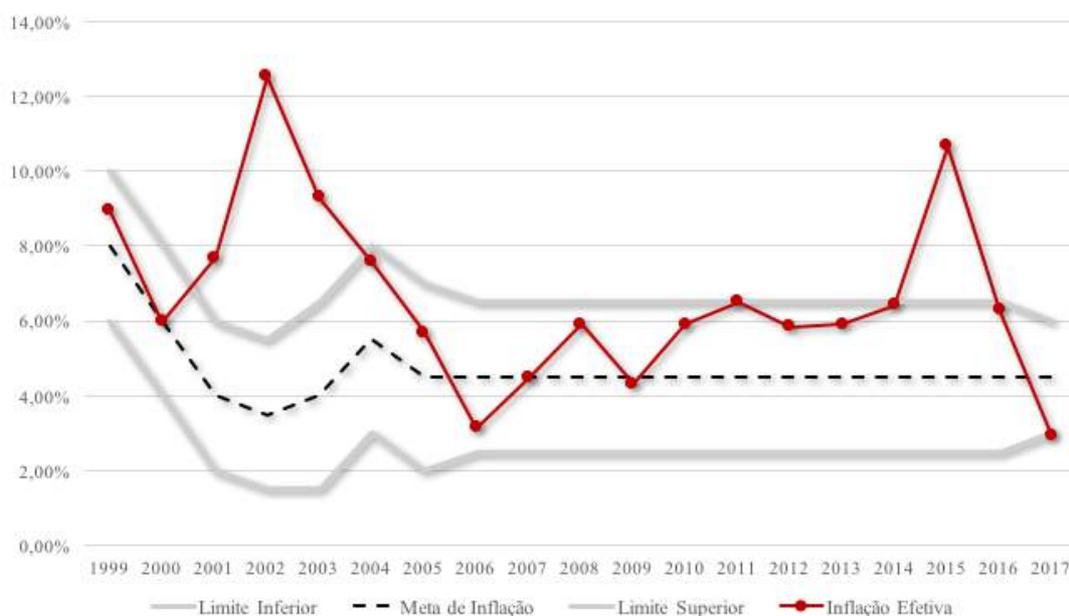
⁴ A meta de inflação para 2018 foi definida em 4,5% a.a., com intervalos de 1,5% para cima e para baixo da meta central (Resolução N° 4.499, 30/06/2016).

publica relatórios de inflação trimestrais acerca da performance econômica do país durante o Regime de Metas de Inflação, das perspectivas para as metas de inflação dos próximos anos e das expectativas de inflação apuradas pelo BCB (DA SILVA; PORTUGAL, 2002).

No caso da taxa de inflação se situar fora do intervalo de tolerância em torno da meta, o Banco Central é requisitado a escrever uma carta aberta ao Ministro da Fazenda explicando as causas para o descumprimento, as medidas a serem adotadas para a convergência dos preços e o tempo requerido para a eficácia dessas medidas (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). Desde a adoção do Regime de Metas de Inflação, em 1999, o Banco Central precisou redigir a carta aberta para os anos de 2001 a 2003, 2015 e 2017.

A inflação efetiva, medida pelo IPCA, ficou acima da meta, porém dentro do intervalo de tolerância em 1999, 2004, 2005, 2008, 2010 a 2014, e 2016. Em 2011, a taxa de inflação se situou no limite superior da banda, cujo valor era de 6,5%. Nos anos 2000, 2006, 2007 e 2009, a inflação se situou abaixo da meta, mas acima do limite inferior do intervalo de tolerância. O Gráfico II abaixo mostra a trajetória do regime de metas no Brasil entre 1999 e 2017.

Gráfico II – Taxas de Inflação Efetivas e Metas



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

Entre 2001 e 2003, diversos choques internos e externos atingiram a economia brasileira, causando impacto sobre a inflação no período. Em 2001, fatores como a crise energética interna, a desaceleração da economia mundial, o ataque terrorista de 11 de setembro

nos EUA e a crise argentina depreciaram brutalmente o real, pressionando os preços internos. A carta enviada pelo Banco Central ao Ministro da Fazenda devido ao descumprimento da meta em 2001 também ressalta o impacto do crescimento acentuado dos preços administrados sobre a inflação. A taxa de inflação em 2001 chegou a 7,67% ao ano.

Em 2002, a inflação se situou fora de seu intervalo definido, chegando a 12,53% a.a., devido à crise de confiança na evolução da economia brasileira e ao aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais. A eleição presidencial de 2002 foi um dos principais motivos da grave crise de confiança sentida pelo país, visto que era alto o nível de incerteza em relação ao futuro presidente e suas atitudes frente à economia brasileira.

Assim como em 2002, a taxa de câmbio continuou a se depreciar em 2003, pressionando os preços internos. De acordo com a carta aberta enviada pelo Banco Central ao Ministro da Fazenda referente a 2003, as causas do descumprimento da meta foram elencadas como inércia inflacionária, deterioração das expectativas e acentuada depreciação cambial. A incerteza em relação ao resultado das eleições de 2002 ainda era significativa, o que se traduziu em uma inflação de 9,30% ao ano.

Após onze anos de estabilidade, em 2015 a inflação efetiva alcançou 10,67% a.a., se situando acima do intervalo de confiança. Dentre as causas para o descumprimento da meta nesse ano estão o alto crescimento e variação dos preços administrados e o realinhamento dos preços domésticos em relação aos preços internacionais, devido à depreciação da moeda nacional.

Em 2017, o Banco Central enviou novamente uma carta aberta ao Ministro da Fazenda. Porém, desta vez, a inflação se situou ligeiramente abaixo do intervalo de tolerância, alcançando o patamar de 2,95% ao ano. Os limites inferior e superior da banda de inflação haviam sido modificados, em 2017, para 1,5% abaixo e acima, respectivamente, da meta de inflação, ainda definida em 4,5% ao ano. As causas que levaram ao descumprimento da meta foram (i) a recuperação da atividade econômica brasileira acima do esperado, após um ano de recessão em 2016; e (ii) a deflação dos preços de alimentação no domicílio, subgrupo o qual encerrou 2017 com deflação de -4,85%, segundo a carta aberta publicada pelo Banco Central. O comportamento dos preços de alimentos refletiu, em especial, a abundante condição de oferta agrícola devido a choques fora do alcance da política monetária.

A eficácia da política monetária em combater a inflação no Brasil vem sendo discutida e analisada por diversos autores. Minella et al. (2002) estuda a eficiência do Banco Central em controlar as expectativas de inflação por meio da estimação de uma função de reação para a política monetária, baseada na Regra de Taylor. Os resultados da estimação revelaram que o Banco Central vem reagindo fortemente às expectativas de inflação, o que caracterizaria a política monetária como prospectiva.

Minella et al. (2002) ressalta a importância da trajetória das expectativas inflacionárias e não somente da taxa de inflação ao analisar o regime de metas. A evolução das expectativas, em consonância com a meta, demonstra um ganho de credibilidade da autoridade monetária. O controle das expectativas é garantido pela clara comunicação do BCB com o mercado, via as minutas mensais do COPOM, relatórios de inflação trimestrais e declarações informais; além da consistência da condução da política monetária, comprovada pelo modelo estimado por Minella et al. (2002).

Da Silva e Portugal (2002) analisaram a eficácia do Regime de Metas de Inflação no Brasil por meio de duas abordagens diferentes: (i) estimação de uma Regra de Taylor com expectativas racionais para o caso brasileiro; e (ii) exercício de previsão via dois modelos sob vetores auto regressivos (VAR). Os resultados do estudo permitiram comprovar que o impacto do regime foi positivo, isto é, a adoção do regime de metas foi eficaz para a estabilidade de preços no país.

A experiência brasileira com metas para a inflação parece ser definida em torno da construção de credibilidade da autoridade monetária, e não em torno de um aumento do conservadorismo do Banco Central (DA SILVA; PORTUGAL, 2002). Isso significa que a adoção do novo regime não retirou a preocupação do BCB sobre o lado real da economia ao implementar o regime de metas.

O Banco Central estima um grupo de modelos macroeconômicos estruturais a fim de identificar e simular os mecanismos de transmissão da política monetária para atingir eficientemente a meta de inflação. Os principais modelos estimados pelo BCB no início do Regime de Metas de Inflação foram sumarizados por Bogdanski, Tombini e Werlang (2000): (i) equação IS (*Investment-Saving*); (ii) Curva de Phillips; (iii) condição de paridade dos juros; e (iv) regras prospectivas para a taxa de juros, baseadas na Regra de Taylor.

Os principais mecanismos de transmissão da política monetária considerados pelo BCB ao formular seus modelos macroeconômicos são os mesmos explicitados no capítulo anterior: (i) taxa de juros; (ii) valor de ativos; (iii) taxa de câmbio; (iv) crédito; e (v) expectativas. De acordo com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), a transmissão da política monetária via demanda agregada leva de seis a nove meses para operar completamente, visto que a taxa de juros afeta o investimento e o consumo de bens duráveis em um período de três a seis meses e o hiato do produto leva três meses adicionais para gerar efeito sobre a inflação.

O canal da taxa de câmbio passou a ter maior importância no caso brasileiro no período após a adoção do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999 (DE MENDONÇA, 2001). Marcatti (2011) ressalta que, segundo BCB (2007), esse canal tende a operar com menos defasagens em relação ao canal da taxa de juros no Brasil. De Mendonça (2001) também chama a atenção para a importância do canal das expectativas no caso brasileiro.

O canal de crédito no Brasil possui uma trajetória de ascensão. Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) afirmaram que esse canal era inoperante e negligenciável para o caso brasileiro até os anos 2000, devido à baixa participação do crédito na economia. No entanto, estudos posteriores comprovam a importância do canal de crédito no Brasil, em especial o mecanismo via *bank lending*.

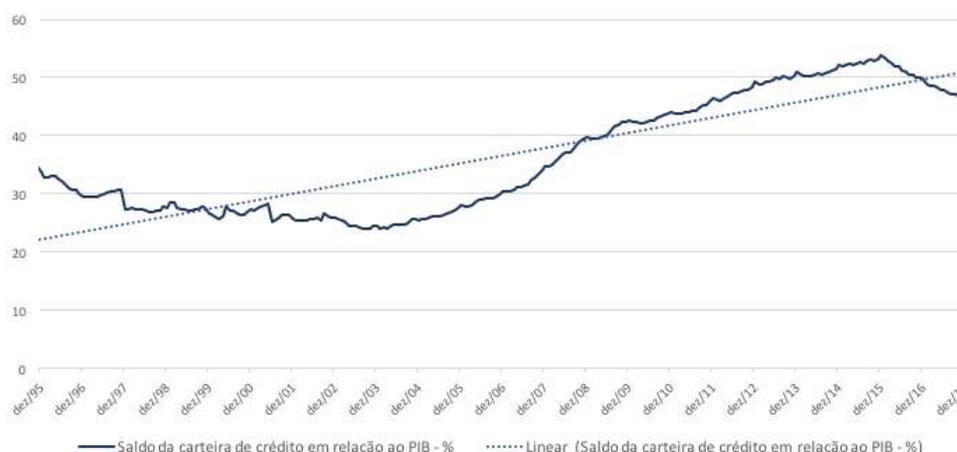
Sobrinho (2003) se propôs a testar a hipótese de que a política monetária também afeta a economia brasileira via mercado de crédito, além do canal da taxa de juros. Apesar da baixa proporção crédito/PIB e do alto custo do crédito no país, as relações entre os indicadores de crédito, a política monetária e a economia real estão de acordo com o previsto pela teoria do canal do crédito. A análise descritiva e os testes econométricos mostraram que o canal de *bank lending* é atuante no Brasil e que os empréstimos bancários determinados pelas condições de mercado são, em sua maioria, de curto prazo, proporcionando uma rápida reação da economia aos choques provocados pela política monetária (SOBRINHO, 2003).

Coelho, de Mello e Garcia (2010) mostraram que o canal de crédito via *bank lending* existe no Brasil, apesar da performance do mercado de crédito brasileiro ainda ser pequena para os padrões internacionais, visto que os spreads são altos e o volume de crédito é baixo mesmo quando comparados a outros países emergentes. A demanda por crédito depende das decisões de investimento e de consumo dos agentes, que não reagem imediatamente a choques de política monetária. O custo de financiamento dos bancos, por sua vez, aumenta imediatamente quando o Banco Central eleva a taxa Selic, levando a uma redução da oferta de crédito pelos bancos e

a um aumento das taxas de juros oferecidas nos seus empréstimos, o que comprova a atuação efetiva do canal de crédito no Brasil (COELHO; DE MELLO; GARCIA, 2010).

Marcatti (2011) observou quatro fatos estilizados que comprovam a existência do canal de crédito na economia brasileira: (i) crescimento da participação do crédito sobre o PIB e aumento da alavancagem das empresas, o que permite ao mercado de crédito uma atuação mais rápida, devido à maior disposição das firmas a tomar crédito; (ii) tendência declinante do *spread* bancário no Brasil; (iii) predominância de empréstimos de curto prazo na economia, porém neste ponto Marcatti (2011) chama a atenção para a progressiva extensão da maturidade das operações de crédito a partir de 2000, o que pode reduzir a eficiência do canal de crédito; e (iv) análise gráfica da relação entre política monetária, mercado de crédito e produto real, que sugere um comportamento em acordo com a teoria, assim como demonstrou Sobrinho (2003). No gráfico abaixo, pode-se ver a evolução da participação do saldo total de crédito em relação ao PIB no Brasil.

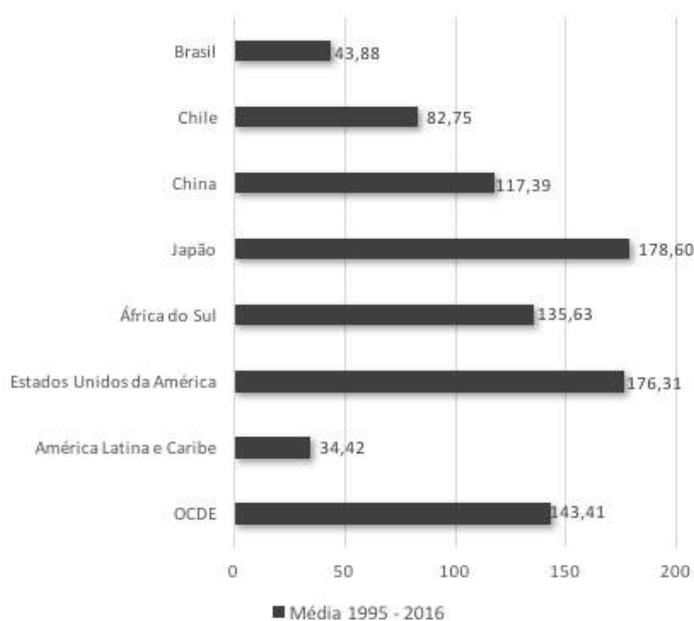
Gráfico III – Razão Crédito/PIB no Brasil (%)



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

O gráfico III mostra uma tendência de crescimento da participação do crédito na economia, mas a razão crédito/PIB ainda é pequena (47,13%, em dezembro de 2017), em comparação a outros países. O gráfico IV abaixo mostra a discrepância do mercado de crédito brasileiro em relação a alguns países selecionados. Observa-se que o Brasil possui uma relação crédito/PIB acima da média da América Latina e Caribe, porém consideravelmente abaixo de países como Chile, China, África do Sul, Japão e EUA.

Gráfico IV – Comparação da Razão Crédito/PIB no Mundo (%)



Fonte: Elaboração própria, dados do Banco Mundial⁵.

Além da baixa participação do mercado de crédito na economia brasileira, o canal de crédito para transmissão da política monetária se torna ainda menor devido a outros obstáculos, como a segmentação de seu mercado. Barboza (2015) elenca uma série de peculiaridades que reduzem a potência da política monetária: (i) elevada participação de Letras Financeiras do Tesouro (LFT's) na composição da dívida pública; (ii) truncada estrutura a termo da taxa de juros; (iii) baixa penetração do crédito livre na determinação da renda; (iv) significativa participação dos preços administrados no índice oficial de inflação (IPCA); e (v) alta segmentação do mercado de crédito.

A expressiva participação das LFT's na composição da dívida pública caracteriza uma obstrução ao mecanismo de transmissão da política monetária via canal do valor de ativos. As LFT's são títulos pós-fixados, que não possuem risco de taxa de juros e apresentam “duração zero, isto é, elasticidade nula de seu preço em relação à taxa de juros” (BARBOZA, 2015). A obstrução ao canal do valor de ativos ocorre porque, no caso das LFT's, o efeito riqueza é inoperante. Uma elevação na taxa Selic aumenta os fatores de desconto aplicados aos rendimentos da LFT, mas também aumenta seus rendimentos na mesma proporção, eliminando o efeito sobre o preço do título e sobre a riqueza do agente detentor (LOYO, 2006 apud BARBOZA, 2015).

⁵ Dados disponibilizados pelo Banco Mundial, em *World Development Indicators*, como crédito doméstico ao setor privado (% do PIB).

A truncada estrutura a termo das taxas de juros brasileiras se constitui em um entrave ao canal das taxas de juros na política monetária. A curva de rendimentos no Brasil é analisada predominantemente em curto prazo, visto que o mercado financeiro brasileiro é dominado por papéis públicos de curta maturidade efetiva, remunerados por taxas de juros elevadas (CARDIM DE CARVALHO, 2005 apud BARBOZA, 2015). Logo, os choques estimulados pela política monetária não se transmitiriam para prazos mais longos, não influenciando as decisões de investimento real e reduzindo o efeito riqueza dos agentes (BARBOZA, 2015).

Outra obstrução ao mecanismo de transmissão da política monetária, elencada por Barboza (2015), é a baixa participação do crédito livre na determinação da renda, isto é, baixa razão crédito/PIB, o que tornaria o canal de crédito pouco expressivo no Brasil. No entanto, conforme mostrado anteriormente, a participação do crédito vem se elevando ao longo dos anos.

Os preços administrados são aqueles que são autorizados pelo governo ou reajustados de acordo com regras contratuais próprias e fixas de indexação, sendo o Índice Geral de Preços (IGP) o indexador base mais comum. Logo, esses preços são insensíveis às condições de oferta e demanda do mercado e, conseqüentemente, às mudanças na política monetária, representando uma obstrução à eficiência da autoridade monetária em atingir seu objetivo – o controle da inflação – (BARBOZA, 2015).

A última obstrução elencada aqui é referente à alta segmentação do mercado de crédito brasileiro, que afeta o canal do crédito. O segmento do crédito direcionado se constitui em um entrave porque grande parte de seus empréstimos concedidos não é afetada pelo instrumento de política monetária, a taxa Selic, visto que o preço que baliza suas operações possui regras próprias definidas pelo governo e não necessariamente varia conforme a taxa básica de juros da economia. Assim, o nível da taxa Selic possui menor impacto sobre a demanda privada doméstica (SCHWARTSMAN, 2011 apud BARBOZA, 2015).

III. I. O CRÉDITO DIRECIONADO

Como o foco desta monografia é analisar o impacto do crédito direcionado na eficácia da política monetária brasileira, será dada maior atenção à possível obstrução no canal de transmissão da política monetária ocasionada pela segmentação do mercado de crédito no país – item (v) descrito anteriormente. A oferta de crédito de longo prazo no Brasil é feita majoritariamente pelo crédito direcionado, que pode ser decomposto em três grandes grupos: (i) habitacional; (ii) rural; e (iii) operações de crédito concedidas pelo BNDES. A seguir será feita uma breve descrição dessas três modalidades.

i. Crédito Habitacional:

O crédito habitacional é concedido, em sua maioria, no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação (SFH), sendo a Caixa Econômica Federal (CEF) a principal instituição financiadora. O SFH foi instituído em 1964, pela Lei nº 4.380, e continua sendo a principal fonte de financiamento para casa própria no Brasil. De acordo com Lundberg (2011), os recursos para suas operações são captados em cadernetas de poupança, que constituem o Sistema Brasileiro de Poupança e Empréstimos (SBPE), e no Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), fundo obrigatório de poupança para proteger o trabalhador em caso de desemprego, que se constitui como um imposto sobre a folha de pagamentos.

As operações de crédito concedidas com recursos do FGTS são direcionadas, principalmente, para financiamento de programas de habitação popular de responsabilidade do governo, mas também abrangem financiamentos para saneamento e infraestrutura. O FGTS também permite o saque de recursos por seus mutuários para compra de casa própria no âmbito do SFH, com poupança prévia e abatimento das prestações.

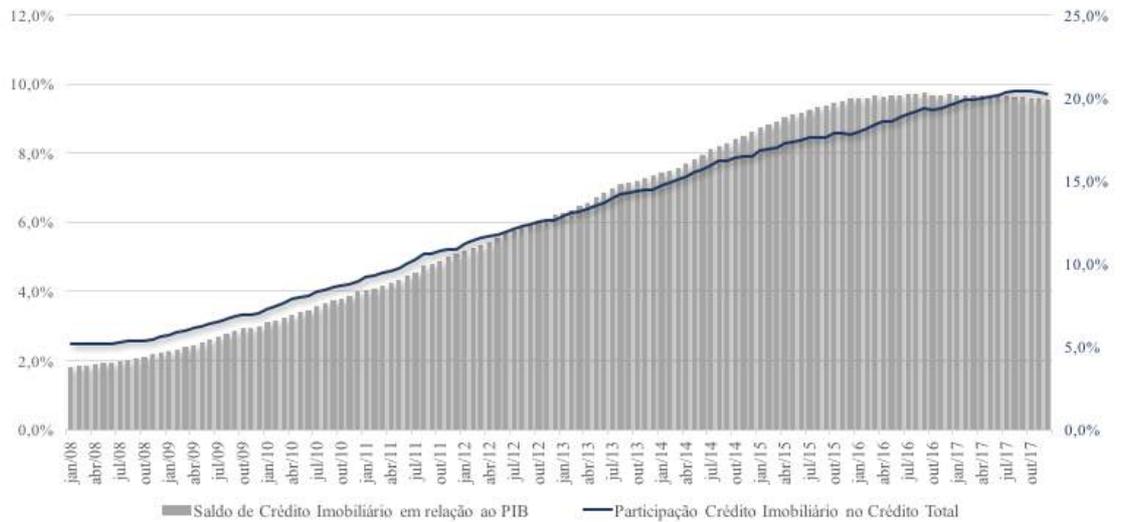
As taxas de juros concedidas na modalidade de crédito habitacional são reajustadas pela Taxa Referencial (TR), a qual é calculada e divulgada pelo BCB com base nas taxas de juros praticadas no mercado. A TR é calculada de acordo com a média da remuneração de certificados e recibos de depósitos bancários (CDB e RDB, respectivamente) das trinta maiores instituições financeiras do país, a qual se extrai apenas a parcela referente aos juros reais e à tributação incidente sobre os CDB e RDB (Resolução nº 3.354, de 31 de março de 2006, apud LUNDBERG, 2011).

Os depósitos do FGTS rendem TR mais 3% a.a. e a remuneração das cadernetas de poupança estava fixada em TR mais 0,5% ao mês (a.m.) até meados de 2012. A Lei nº 12.703, de 7 de agosto de 2012, instituiu que a remuneração dos depósitos de poupança é composta pela TR mais uma remuneração adicional, correspondente a 0,5% a.m. se a meta da taxa Selic ao ano for superior a 8,5% a.a. ou a 70% da meta da taxa Selic ao ano, mensalizada, caso contrário. O custo dos financiamentos habitacionais é limitado, pelo SFH, em TR mais 12% a.a. (Lei nº 8.692, de 28 de julho de 1993).

Outra parte dos financiamentos habitacionais se encontra sob o âmbito do Sistema Financeiro Imobiliário (SFI), instituído pela Lei nº 9.514, de 1997. A criação do SFI possibilitou ao governo estabelecer bases mais flexíveis aos empréstimos imobiliários e normatizar o funcionamento do mercado secundário, de forma a expandir as opções de captação de recursos para esse tipo de crédito.

Conforme mencionado anteriormente, o volume de crédito direcionado total concedido à economia se expandiu no período da crise financeira internacional, em meados de 2008. Essa expansão atingiu todos os segmentos do crédito direcionado, inclusive os financiamentos imobiliários. Considerando para fins de cálculo o crédito concedido a pessoas física e jurídica, observa-se que enquanto, em janeiro de 2008, o crédito direcionado na forma imobiliária constituía cerca de 5,2% do mercado de crédito total; em dezembro de 2017, essa parcela passou para 20,2%. Assim como o crédito imobiliário apresentou significativa expansão no mercado de crédito, a modalidade também se expandiu como percentual do PIB ao longo do período analisado, conforme mostra o gráfico V abaixo, atingindo seu valor máximo em setembro de 2016 ao registrar 9,72% do PIB.

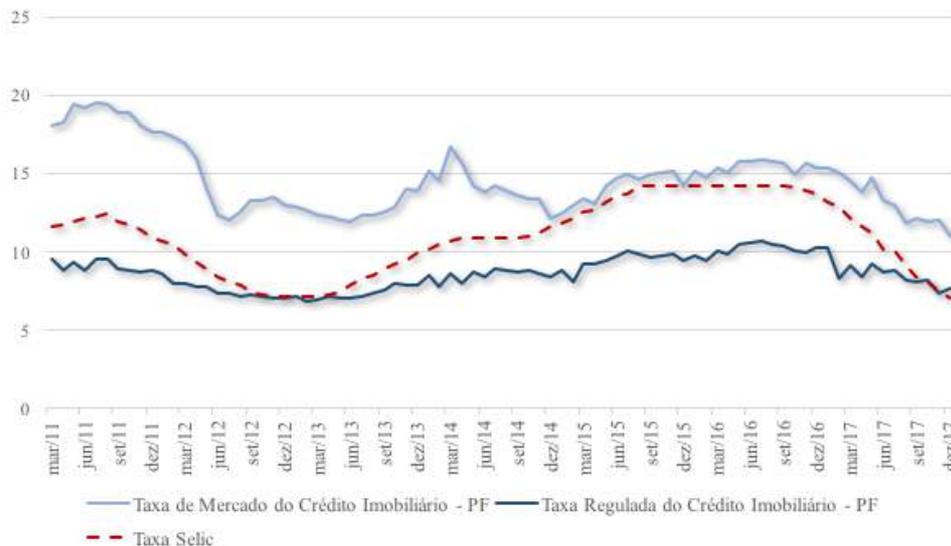
Gráfico V – Crédito Imobiliário (Pessoas Física e Jurídica) (%)



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

As taxas de juros praticadas nas operações com crédito direcionado na modalidade imobiliária destoam das taxas praticadas no mercado de crédito livre, especialmente para o tipo de pessoa física (PF). As taxas reguladas pelo governo, que não podem ultrapassar 12% a.a., exceto em casos específicos, se situam significativamente abaixo das taxas de mercado e até mesmo da taxa Selic, conforme pode ser observado no gráfico VI a seguir.

Gráfico VI – Taxa Média de Juros do Crédito Direcionado Imobiliário Pessoa Física (% a.a.)



Fonte: Elaboração Própria, dados do BCB.

ii. Crédito Rural:

O crédito rural é especialidade do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), instituído com base nas disposições transitórias da Lei Bancária, que constituiu o Banco Central do Brasil em 1964 (LUNDBERG, 2011). O crédito rural se tornou um importante instrumento de incentivo à produção, investimento e comercialização agropecuária, tendo o Banco do Brasil como principal agente financiador e o BCB como órgão de regulação e controle.

Com a criação do SNCR, além do Banco do Brasil, os bancos públicos e privados passaram a ser obrigados a destinar créditos ao setor agropecuário. As principais fontes de financiamento do SNCR são os recursos obrigatórios dos bancos comerciais, calculados com base em um percentual dos depósitos à vista, e as cadernetas de poupança rural (LUNDBERG, 2011).

As cadernetas de poupança rural foram instituídas para que as instituições financeiras federais, exceto a CEF, pudessem operar com financiamentos ao setor agropecuário (Resolução nº 1.188, de 5 de novembro de 1986). A Resolução nº 3.188 permitiu aos bancos comerciais captarem poupança rural, porém um mínimo de 65% desses recursos deve ser direcionado ao crédito rural. Vale ressaltar a existência de outros provedores de recursos ao crédito rural, como o BNDES, via Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) e Finame, e o Tesouro Nacional (TN), via fundos constitucionais e públicos (LUNDBERG, 2011).

Dentre os programas de crédito rural fomentados pelo governo, destacam-se o Programa de Geração de Emprego e Renda Rural (Proger Rural) e o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), ambos destinados ao apoio aos micro e pequenos produtores rurais. O Proger Rural financia o custeio e o investimento de pequenos produtores (renda anual de até R\$ 500.000) ao custo de 6,5% ao ano. O Pronaf, por outro lado, é destinado a fomentar o desenvolvimento das atividades agropecuárias que empregam diretamente a mão de obra do pequeno produtor rural e de sua família (LUNDBERG, 2011).

Após a sua implementação, o SNCR supriu crédito rural por meio de taxas de juros fixas, mas, com a aceleração do processo inflacionário nos anos de 1980, os financiamentos de fomento ao setor rural passaram a ser corrigidos por diversos indicadores de preço (LUNDBERG, 2011). Finalmente, após a estabilização econômica advinda com o Plano Real, em junho de 1994, as taxas de juros no SNCR voltaram a ser, majoritariamente, fixas, com

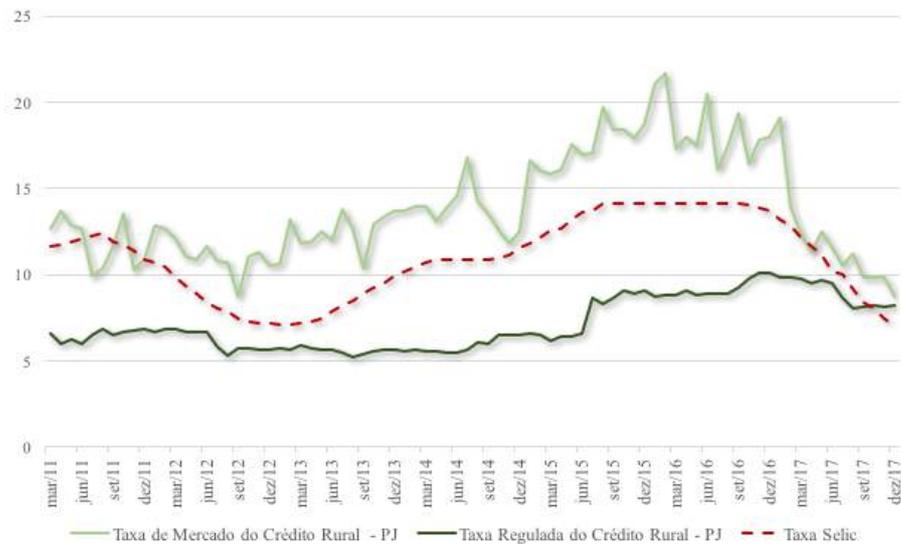
exceção das operações financiadas via cadernetas de poupança rural, que são realizadas com taxas livres corrigidas com base na TR.

Os créditos obrigatórios com base nos depósitos à vista destinados ao crédito rural estão fixados em 6,75% a.a. (Resolução nº 3.475, de 4 de julho de 2007); e as operações do Pronaf também possuem juros fixados, porém entre 1,5% e 5,5% a.a. no caso de financiamentos de custeio e entre 1% e 5% a.a. no caso de investimentos (LUNDBERG, 2011). O custo das operações financiadas pelas cadernetas de poupança rural, indexado à TR, pode se tornar ainda menor caso tais operações sejam de interesse da União, dado que pode haver subvenção do Tesouro para equalização dos encargos financeiros ou a utilização de subsídios implícitos (LUNDBERG, 2011).

Lundberg (2011) demonstra que “os encargos financeiros do crédito rural têm apresentado valores bastante próximos da remuneração das cadernetas de poupança rural e sistematicamente menores do que a taxa Selic”, embora essa diferença tenha diminuído nos últimos anos. Nos gráficos VII e VIII abaixo pode-se observar a discrepância entre a taxa média de juros praticada no mercado e a regulada pelo governo, que se mantém majoritariamente abaixo da taxa Selic no período de 2011 a 2017, considerando os juros para pessoa física (PF) e pessoa jurídica (PJ).

Gráficos VII e VIII – Taxa Média de Juros do Crédito Direcionado Rural Pessoas Física e Jurídica, respectivamente (% a.a.)

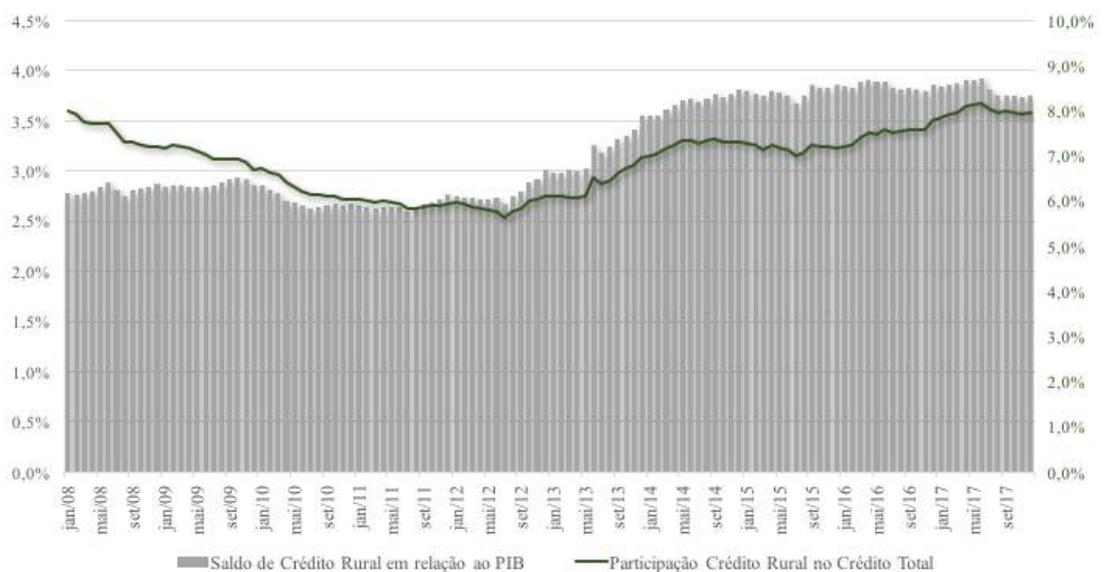




Fontes: Elaboração própria, dados do BCB.

O total de saldos de crédito direcionado ao setor rural apresentou trajetória continuamente ascendente durante o período da crise financeira internacional, em 2008. No entanto, o saldo de crédito rural perdeu participação do mercado de crédito total até meados de 2012, devido à expansão mais significativa de outras modalidades de crédito direcionado e do crédito livre, conforme visto anteriormente. Após ficar relativamente estável, a participação do crédito rural no PIB começou a apresentar uma trajetória de ascensão a partir de 2013, em conjunto a expansão deste segmento no mercado de crédito.

Gráfico IX – Crédito Rural (Pessoas Física e Jurídica) (%)



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

iii. Operações do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES):

O BNDES é uma instituição federal destinada ao apoio e fomento de investimentos realizados por empresas brasileiras. Em 1952, foi instituído o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE), com o objetivo de ser o principal formulador e executor da política de desenvolvimento econômico nacional (LUNDBERG, 2011). Em 1971, pela Lei nº 5.662, se tornou uma empresa pública federal, dotada de personalidade jurídica de direito privado e patrimônio próprio, o que aumentou a autonomia e a flexibilidade administrativa do banco. O banco passou a se chamar Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) em 1982, quando foi instituído o Fundo de Investimento Social (Finsocial) no âmbito do BNDE a fim de investir recursos públicos em projetos de interesse governamental.

A partir de 1988, o BNDES passou a ser gestor de 40% do Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT), onde as contribuições para o Programa de Integração Social (PIS) e para o Programa de Formação do Patrimônio dos Servidores Públicos (Pasep) passaram a ser alocadas. O FAT é destinado a custear o seguro desemprego e o abono salarial, que constituem 60% dos recursos do fundo; e o financiamento de programas de desenvolvimento econômico do BNDES, representando 40% dos recursos do FAT.

Além do FAT e do PIS/Pasep, o BNDES possui outras fontes de financiamento, como os depósitos do Tesouro Nacional e empréstimos externos. De acordo com Lundberg (2011), os recursos do FAT constituíam a principal fonte de financiamento do BNDES até 2008. Porém, em 2009, os depósitos do Tesouro Nacional passaram a ser a principal fonte de recursos da instituição, devido ao aumento significativo das aplicações do Tesouro para o banco a fim de fomentar as operações de crédito para a economia e evitar um maior contágio da crise financeira internacional que vinha ocorrendo na época, uma forma de política anticíclica.

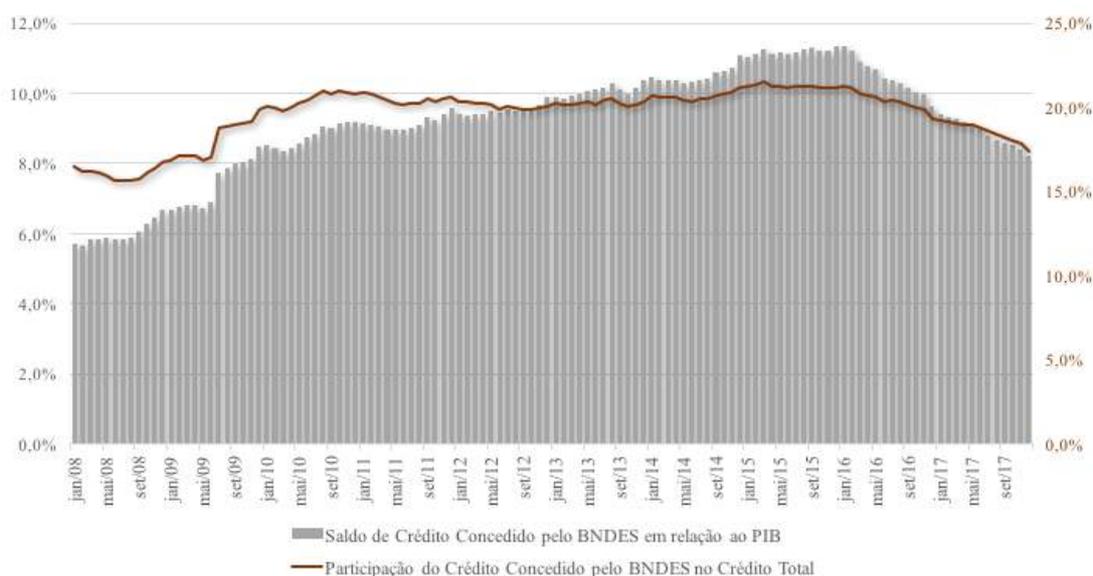
O BNDES se tornou, portanto, o principal provedor de financiamento de longo prazo à indústria e à infraestrutura no Brasil e um importante ator anticíclico no mercado de crédito (SANT'ANNA; BORÇA JUNIOR; DE ARAUJO, 2009). Em 2010, os desembolsos do BNDES atingiram R\$ 168,4 bilhões, representando um crescimento de, aproximadamente, 160% em relação a 2007 (LUNDBERG, 2011). Segundo Lisboa e Latif (2013), o BNDES é o terceiro maior banco de desenvolvimento no mundo, atrás apenas dos bancos de

desenvolvimento da China (1º) e da Alemanha (2º). Os autores ainda chamam a atenção para as distorções geradas na economia pelo alto volume de operações do BNDES, devido ao impacto inflacionário dos depósitos do Tesouro Nacional e ao estímulo pela busca de renda, chamada de *rent seeking*, sem o aumento de produtividade.

O saldo total de crédito concedido pelo BNDES atingiu sua participação máxima no mercado de crédito total em março de 2015, ao representar 21,5% do crédito total concedido pela economia, incluindo ambos créditos direcionado e livre. A partir desta data, o BNDES vem perdendo espaço no mercado, porém ainda constitui uma parte significativa do mesmo, registrando 17,4% do crédito total em dezembro de 2017.

O crédito concedido pelo BNDES se expandiu fortemente como política anticíclica a partir de meados de 2008, atingindo 8,51% do PIB em janeiro de 2010, 9,56% em dezembro de 2011, 10,43% em janeiro de 2014, e 11,33% em dezembro de 2015, sua máxima histórica no período analisado. A partir de 2016, essa modalidade perdeu participação também em relação ao PIB.

Gráfico X – Crédito concedido pelo BNDES (Pessoas Física e Jurídica) (%)



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

O crédito concedido pelo BNDES pode ser realizado diretamente ou via repasses, nos quais instituições financeiras credenciadas atuam como intermediárias para o financiamento do crédito direcionado. Dentre os produtos e projetos administrados pelo BNDES, estão (i)

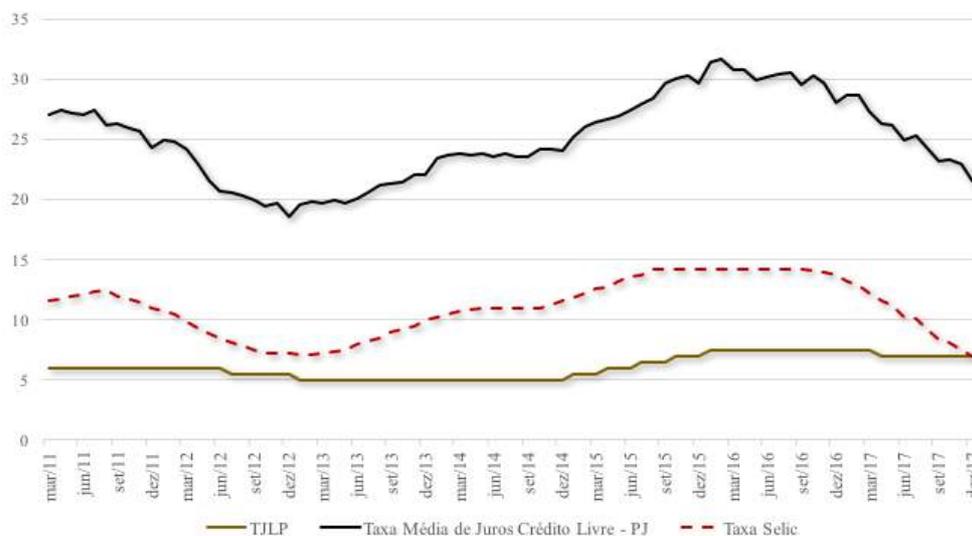
BNDES Finem, que envolve o financiamento a empreendimentos de valor igual ou superior a R\$ 10 milhões, na forma de operações diretas ou repasses; (ii) BNDES Automático, que opera via repasses para projetos com valor de até R\$ 10 milhões; (iii) Finame, que envolve o repasse de crédito à produção e à aquisição de máquinas e novos equipamentos de fabricação nacional; (iv) BNDES Exim, que tem como objetivo fornecer crédito para empreendimentos que visem a produção e a exportação de bens e serviços, assim como sua comercialização no exterior via operações diretas e repasses; e (v) cartão BNDES, que se constitui em um crédito rotativo pré-aprovado, destinado a micro, pequenas e médias empresas (MPME) para aquisição de bens de consumo (LUNDBERG, 2011).

As taxas de juros e as condições de crédito dos financiamentos fornecidos pelo BNDES variam conforme a linha de financiamento e o risco de crédito do devedor e da operação (LUNDBERG, 2011). O custo de crédito nessa modalidade considera (i) o custo financeiro dos recursos do BNDES, sendo a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) o custo mais típico do banco até o ano de 2017, taxa a qual remunera os recursos do FAT e do PIS/Pasep; (ii) a remuneração básica, de até 2,5% a.a., destinada a cobrir as despesas administrativas e operacionais da instituição; (iii) a taxa de risco de crédito, podendo ser estipulada em até 3,57% a.a. caso as operações de financiamento sejam na forma direta, e no caso das operações indiretas o risco é coberto pela remuneração da instituição financeira credenciada; (iv) a remuneração da instituição financeira credenciada no caso das operações de repasse, taxa a qual não é cobrada se o financiamento for realizado na forma direta com o BNDES (LUNDBERG, 2011). Adicionalmente, o BNDES cobra comissões de estudos ou de estruturação dos projetos, no caso das operações diretas.

A TJLP, instituída pela Medida Provisória nº 684, de 31 de outubro de 1994, mais tarde convertida na Lei nº 9.365 em 1996, constituía o custo básico do crédito concedido pelo BNDES. A TJLP tem vigência de um trimestre, sendo calculada de acordo com a meta de inflação para os doze meses seguintes ao primeiro mês de vigência da taxa e o prêmio de risco.

A TJLP vem apresentando uma trajetória sistematicamente inferior à taxa Selic. Lundberg (2011) demonstra que, mesmo considerando spreads entre 1,5% a.a. e 6,0% a.a. acima da TJLP, os financiamentos do BNDES apresentam custo financeiro abaixo das taxas de juros médias do crédito livre. No gráfico XI abaixo, observa-se a discrepância e a estabilidade entre a TJLP vigente em cada período frente à média das taxas de mercado do crédito livre para pessoa jurídica (PJ) e à própria taxa Selic.

Gráfico XI – TJLP, Taxa Selic e Taxa Média de Juros do Crédito Livre para Pessoa Jurídica (% a.a.)



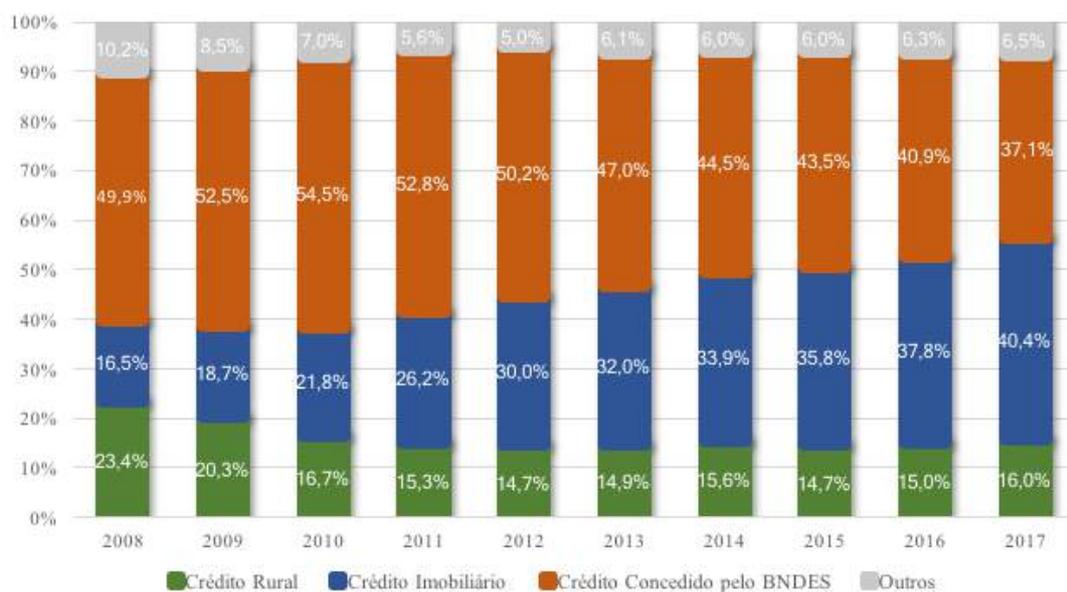
Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

No entanto, o Congresso aprovou, em setembro de 2017, a Medida Provisória nº 777, que institui a Taxa de Longo Prazo (TLP) em substituição à TJLP na remuneração dos contratos de financiamentos do BNDES a partir de 1º de janeiro de 2018. A TLP partiu, em janeiro de 2018, do mesmo patamar da TJLP vigente nesta data, mas convergirá para a variação do IPCA mais uma taxa de juros real prefixada calculada a partir da média móvel dos últimos três meses dos juros da Nota do Tesouro Nacional – Série B (NTN-B) para o prazo de cinco anos e sua estrutura a termo (GONÇALVES; MATCIN, 2017). A TLP será aplicada apenas aos novos contratos, o que significa que a TJLP ainda estará presente no mercado de crédito enquanto houver estoque de crédito concedido a essa taxa e seu valor continuará sendo definido trimestralmente pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Vale ressaltar que a instituição da TLP possibilita que o custo financeiro básico das operações do BNDES se aproximem tanto da taxa Selic quanto das taxas de juros do mercado de crédito livre.

Apresentadas as três principais modalidades do crédito direcionado, observa-se que o crédito direcionado, no geral, ganhou espaço no mercado de crédito total via suas três principais modalidades. O crédito habitacional apresentou trajetória significativamente ascendente; o crédito rural passou a crescer de forma mais robusta a partir de 2013; e as concessões do BNDES, após atingir máximas históricas, começou a decair em participação tanto em relação ao PIB quanto ao mercado de crédito total a partir de 2016, aproximadamente.

Em relação ao mercado de crédito direcionado total, observa-se que os empréstimos concedidos pelo BNDES representavam majoritariamente este segmento, dada sua participação de 49,9% no crédito direcionado em 2008, chegando a registrar uma participação de 54,5% em 2010, seu valor máximo para o período analisado. No entanto, conforme foi visto que o BNDES perdeu importância relativa no PIB e no mercado de crédito total, o mesmo ocorreu em relação à composição do crédito direcionado ao longo do tempo.

Gráfico XII – Decomposição do Crédito Direcionado (%)



Fonte: Elaboração própria, dados do BCB.

A partir de 2011, o crédito concedido pelo BNDES vem perdendo espaço no mercado de crédito direcionado, reduzindo sua participação para, aproximadamente, 37,1% em 2017, apesar de ainda constituir uma parte significativa do mesmo. O crédito imobiliário, por outro lado, apresentou uma forte expansão ao longo dos anos, passando de 16,5% do crédito direcionado total, em 2008, para 40,4%, em 2017, representando cerca da metade deste segmento.

O crédito rural, apesar de ter decaído em participação no total de saldos de crédito direcionado, voltou a constituir maior parcela do mesmo a partir de 2013, assim como ocorreu com sua participação no PIB e no mercado de crédito total. Em 2017, o crédito rural constituiu cerca de 16,0% do crédito direcionado total concedido pelas instituições credenciadas. As outras modalidades de crédito direcionado apresentaram uma trajetória relativamente estável e pequena ao longo dos anos analisados.

O crédito direcionado teve um importante papel na superação da crise financeira internacional de 2008, porém o volume de concessões não retrocedeu após a retomada da economia (BONOMO; MARTINS, 2016). Pelo contrário, as novas concessões estimuladas pelo governo se expandiram ainda mais, chegando ao seu volume máximo em meados de 2017, quando a parcela de crédito direcionado representou 50,3% dos saldos de crédito total⁶ (ver gráfico I).

Além do mercado de crédito apresentar uma divisão praticamente igualitária entre crédito livre e direcionado, o que reduz a capacidade de atuação do Banco Central, outro ponto crucial é a sistemática discrepância e relativa invariância dos juros praticados nas modalidades de crédito direcionado em relação aos juros do mercado de crédito livre, e até mesmo em relação à taxa Selic. No caso da TJLP, percebe-se que essa taxa é praticamente invariante a mudanças na taxa Selic, o que evidencia a perda de eficiência da política monetária no mercado de crédito brasileiro.

Barboza (2015) observou a forte segmentação do mercado de crédito brasileiro entre crédito livre e direcionado como uma das causas da obstrução parcial do canal de transmissão do crédito na política monetária, visto que grande parte dos empréstimos direcionados pelo governo não é afetada pela taxa Selic definida pelo Banco Central. Barboza (2015) ainda confirma que as taxas de juros que balizam as operações de crédito direcionado são normalmente inferiores à taxa de juros controlada pela autoridade monetária.

As obstruções no mecanismo de transmissão da política monetária provocam um aumento do nível e da volatilidade da taxa de juros (BARBOZA, 2015). Essas falhas demandam do Banco Central uma definição mais intensa do nível dos juros para o controle do nível de demanda, de forma que a autoridade monetária tenha uma resposta mais severa frente a choques exógenos na economia (BARBOZA, 2015).

Bacha (2010) aponta a superação de mecanismos que reduzem a potência da política monetária como uma das medidas que possibilitaria a queda dos juros no Brasil. No período inflacionário pelo qual passou a economia brasileira, pré-Plano Real, diversas atitudes foram tomadas para garantir o valor real de remunerações e preservar o crédito bancário, como o aumento das concessões de crédito direcionado.

⁶ Dados do BCB de saldos da carteira de crédito total e direcionado (pessoas física e jurídica).

Bacha (2010) chama a atenção para o fato de que o custo do crédito direcionado geralmente não está vinculado à taxa Selic, independentemente das decisões do Banco Central. “Isso requer uma taxa Selic mais alta para conter a inflação do que seria o caso se os créditos direcionados também se contraíssem quando o Banco Central apertasse a política monetária” (BACHA, 2010, p. 18).

Lopes (2011) também argumenta que o custo do crédito direcionado não é afetado pela taxa Selic, trazendo como exemplo a trajetória da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), a qual baliza os empréstimos concedidos pelo BNDES. Desde 2007, a TJLP praticamente não foi afetada por mudanças na taxa Selic e, antes de 2007, o coeficiente de repasse da Selic para a TJLP era cerca de 40% (LOPES, 2011). Além dessa peculiaridade, a TJLP se manteve consideravelmente abaixo da taxa básica de juros, sugerindo a existência de uma “situação duradoura de desequilíbrio macroeconômico”, segundo Lopes (2011).

Bacha (2010) sugeriu a ampliação do alcance da política monetária a fim de atingir não somente o crédito livre, mas também a parcela do crédito direcionado. Uma das maneiras de alcançar esse objetivo seria via determinação periódica do volume e do custo dos créditos direcionados pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), em acordo com a postura da política monetária.

Bonomo e Martins (2016) analisam o impacto das concessões de crédito direcionado no mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil por meio de dados no nível da firma. Após um estudo econométrico de regressões em painel de quase 300 mil firmas entre 2006 e 2012, foi comprovado que empréstimos direcionados parecem obstruir a transmissão monetária por meio de seu efeito sobre as taxas de juros praticadas no crédito livre. Enquanto uma elevação de 1% na taxa Selic provoca um aumento de 1,15% nos juros de empréstimos privados para firmas sem acesso ao mercado de crédito direcionado, esse efeito se reduz para 0,89% para firmas que possuem 50% de sua dívida alocada em empréstimos direcionados.

Os resultados também foram eficazes para a comprovação do canal de crédito via *bank lending* no Brasil, mas ressaltaram que a política monetária é menos eficaz sobre as firmas que possuem maior parcela de seu passivo na forma de financiamentos direcionados pelo governo (BONOMO; MARTINS, 2016). Os autores alegam que uma das consequências da alta segmentação do mercado de crédito é a má alocação de recursos na economia e a transmissão assimétrica da política monetária via canal do crédito.

As potenciais distorções no mercado causadas pelo alto volume de crédito direcionado também são abordadas por Barbosa e de Lima (2017). A seleção adversa pode surgir devido à escolha dos melhores projetos e pagadores pelas instituições atuantes com o segmento de crédito direcionado, por atrair maior demanda dos devedores devido aos juros mais baixos. Logo, os pagadores com maior risco de inadimplência recorreriam ao mercado de crédito livre, elevando o preço do crédito para todos os tomadores.

Outras distorções são o efeito substituição e o custo fiscal. O efeito substituição refere-se à atrofia de outros mercados de crédito, como o de capitais, e o custo fiscal dos subsídios propicia um aumento da dívida pública, visto que os recursos direcionados pelo governo tendem a ser emprestados a uma taxa menor do que seu custo de captação (BARBOSA; DE LIMA, 2017).

A má alocação de recursos citada pelos autores ocorre devido à ineficácia da política monetária sobre as concessões de crédito direcionado. Barbosa e de Lima (2017) mostraram, por meio de estudos econométricos, que o crédito livre possui uma resposta quase três vezes maior do que o crédito direcionado a choques de um desvio padrão na taxa Selic. Os autores justificaram essa discrepância de efeito tendo em vista que o crédito com recursos livres sofre impacto direto da taxa Selic via custo de captação; enquanto que o crédito direcionado sofre impacto indireto via desaceleração da atividade econômica e menor demanda por investimentos no caso de uma alta da taxa básica de juros, tendendo a responder em menor grau a choques provocados pela política monetária.

III. METODOLOGIA

O alto volume de crédito direcionado no mercado, em relação ao crédito total, obstrui o canal de transmissão da política monetária, conforme mostrado no capítulo anterior. O objetivo deste presente trabalho é contribuir para a evidência empírica de que a elevada segmentação do mercado de crédito reduz a potência da política monetária, o que se traduziria no aumento da taxa básica de juros controlada pelo Banco Central (taxa Selic) acima de seu nível necessário caso houvesse apenas crédito livre na economia ou até mesmo um nível significativamente inferior de crédito direcionado em relação ao vivenciado ao longo desses anos.

O método encontrado para comprovar empiricamente essa teoria tem como base a Regra de Taylor, apresentada em Taylor (1993). Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), conforme mencionado anteriormente, identificaram a Regra de Taylor e suas vertentes como um dos principais modelos estimados pelo Banco Central para ajudar na tomada de decisões da autoridade monetária, o que fundamenta a utilização deste método como medida da potência da política monetária.

A base dos modelos é fundamentada na estimação da Regra de Taylor realizada por Barbosa, Camêlo e João (2016). Os autores especificaram a Regra de Taylor de forma prospectiva para uma economia aberta, no caso do Brasil, entre os anos de 2003 a 2015, a qual inclui a taxa de câmbio como uma das variáveis explicativas e a diferença da inflação corrente e sua meta é representada pela discrepância entre a expectativa de inflação e a meta vigente. A variável dependente da regra modificada continua sendo a taxa básica de juros controlada pelo Banco Central, a qual, no caso brasileiro, é a taxa Selic, porém a mesma se encontra em sua primeira diferença a fim de medir o fluxo e a variação da taxa ao longo do tempo.

O modelo, portanto, capta o crescimento da taxa Selic em determinação de variáveis propostas por Taylor (1993) – taxa de juros natural nominal, hiato da inflação e hiato do produto – e de novas variáveis introduzidas pelos autores. A taxa de juros natural foi estimada pelos autores de acordo com a lógica da Paridade Descoberta dos Juros (PDJ), a qual incorpora (i) a taxa de juros internacional, representada pela taxa de juros efetiva praticada pelo Fed (*Fed Funds Effective Rate*) descontada a inflação americana; (ii) o risco soberano, retratado pelo EMBI+ *Brazil*, índice de risco construído e divulgado pelo banco JP Morgan; e (iii) o risco cambial, medido pelo cupom cambial, que extrai a variação cambial do DDI Futuro (BARBOSA; CAMÊLO; JOÃO, 2016).

As novas variáveis nos modelos de Barbosa, Camêlo e João (2016) incluem o hiato do produto defasado em um período, a primeira e a segunda diferenças da taxa de câmbio real, a primeira diferença da taxa Selic defasada em um período e a primeira defasagem da taxa Selic vigente no período anterior. A especificação da equação do modelo de Barbosa, Camêlo e João (2016) pode ser observada no Anexo I ao final desta monografia.

Diante do problema de simultaneidade apresentado pelo modelo, Barbosa, Camêlo e João (2016) utilizaram o método dos momentos generalizados (GMM, na sigla em inglês) a fim de controlar a endogeneidade via variáveis instrumentais. A regra de política monetária estimada pelos autores indica que a taxa Selic aumenta se (i) a diferença entre a taxa de juros natural nominal e a taxa Selic vigente no período anterior se eleva; (ii) as expectativas inflacionárias se encontrarem acima da meta de inflação; (iii) o produto estiver acima do potencial; e (iv) houver uma depreciação cambial entre o período atual e o anterior.

Alguns outros trabalhos também sugerem a incorporação de novas variáveis à Regra de Taylor, como de Mendonça (2001) ao introduzir a taxa básica de juros americana definida pelo Fed e da Silva e Portugal (2002) ao substituir a inflação corrente pela expectativa de inflação dos agentes. Os modelos estimados nesta presente monografia também incorporaram uma nova variável à Regra de Taylor: o crédito direcionado.

O objetivo é testar a significância da variável representativa do crédito direcionado na função de reação do Banco Central, que seria uma Regra de Taylor modificada. Dentre os modelos testados, foram selecionados dois que melhor se adequaram aos dados, visto que geraram resultados significativos e coerentes com a literatura apresentada neste presente trabalho. Ambos estimaram a Regra de Taylor modificada pela introdução de uma variável de crédito direcionado para o período de 2008 a 2017 e possuem como base a especificação proposta por Barbosa, Camêlo e João (2016).

Os modelos possuem especificações diferentes em relação à variável de crédito direcionado, porém se assemelham no restante das variáveis. Ambos possuem como variável dependente a primeira diferença da taxa Selic, a fim de explicar a função de reação do Banco Central para o crescimento da taxa básica de juros, e a defasagem em um período da primeira diferença da Selic como uma das variáveis explicativas, conforme proposto por Barbosa, Camêlo e João (2016). A taxa Selic, apesar de, teoricamente, estacionária, obteve um valor

crítico no teste Dickey-Fuller⁷ (DF) aceitável para a utilização da série como não estacionária nos modelos. Os testes de estacionariedade da taxa Selic e das outras variáveis de ambos os modelos se encontram no Anexo II.

O hiato da inflação, série também estacionária, foi especificado pela diferença entre a taxa de inflação corrente, medida pelo IPCA mensal acumulado em 12 meses, e a meta de inflação anual vigente em cada mês. O Índice Banco Central de Atividade Econômica (IBC-Br) foi utilizado como proxy para o PIB, assim como em Barbosa, Camêlo e João (2016). O IBC-Br é um indicador mensal da atividade econômica nacional, calculado pelo Banco Central, o qual exerce grande influência sobre as estimativas do mercado financeiro para o PIB.

O hiato do logaritmo natural do IBC-Br, utilizado como proxy para o hiato do produto, foi devidamente estimado pelo filtro Hodrick/Prescott, conhecido por filtro HP. O filtro HP foi apresentado por Hodrick e Prescott (1997) com o objetivo de documentar as características das flutuações econômicas, chamadas de ciclos de negócios. Uma série de tempo é composta por um componente cíclico e por um componente de crescimento potencial (HODRICK; PRESCOTT, 1997). O hiato do produto é justamente o componente cíclico do PIB corrente, ou no caso dos modelos I e II, o hiato do IBC-Br é dado pelo componente cíclico da série. Vale ressaltar que o hiato do IBC-Br também apresentou estacionariedade em seus dados, pelo teste DF.

Apesar da especificação de ambos os modelos estar baseada em Barbosa, Camêlo e João (2016), os dois modelos aqui selecionados não incluem a variável de câmbio nem a taxa de juros natural nominal em sua especificação. A diferença entre a taxa de juros natural e a taxa Selic vigente no período anterior foi substituída por uma constante em cada modelo.

Optou-se por não incluir a taxa de juros natural conforme especificada por Barbosa, Camêlo e João (2016) porque esta remonta à Paridade Descoberta dos Juros (PDJ), que não é a definição literal para a taxa de juros natural. A taxa natural de juros é aquela que reflete os fundamentos reais da economia (WICKSELL, 1962 apud GARRISON, 2010), podendo ser definida como a taxa de retorno de equilíbrio a qual prevaleceria sob preços flexíveis, dada em termos reais e sujeita a flutuações de curto e longo prazos (RIBEIRO; TELES, 2011). Segundo Garrison (2010), a taxa natural de juros está relacionada a fatores como pleno emprego, tecnologia, produtividade da economia e preferência temporal dos agentes, o que a permite

⁷ Para maiores informações acerca do Teste Dickey-Fuller, consultar Wooldridge (2010).

manter o investimento e a poupança em equilíbrio. Logo, por esses motivos, a taxa de juros internacional e a PDJ não entraram na especificação dos modelos neste presente trabalho.

A taxa de câmbio também não foi inserida à função de reação do Banco Central, porque a Regra de Taylor foi designada para um sistema no qual prevalecesse a tripé câmbio flexível, meta de inflação e regra de política monetária (TAYLOR, 2000). No regime de câmbio flutuante, a política monetária pode se concentrar nas condições da economia doméstica e, conseqüentemente, em manter a inflação estável e baixa. Isto é, com o câmbio flexível, controlar a inflação é a maior prioridade para a autoridade monetária (TAYLOR, 2000).

No entanto, isso não significa que a taxa de câmbio não é importante para as decisões de política monetária ou de taxa de juros. Taylor (2000) afirma que o câmbio contribui para a determinação das exportações líquidas, influencia diretamente o nível de preços da economia via bens *tradeables* ou repasses de preços e está relacionado à taxa de juros por meio do mercado de capitais, além de que a taxa de câmbio constitui um dos canais de transmissão da política monetária.

As simulações realizadas por Taylor (2000) mostraram que a performance da taxa de inflação e do produto se deteriorariam caso o Banco Central reagisse fortemente a mudanças na taxa de câmbio. Taylor (2000) ainda alegou que simples funções de reação que levem em consideração uma medida de inflação e o produto, sem se preocupar com a taxa de câmbio, como ocorre com a Regra de Taylor proposta em Taylor (1993), podem funcionar adequadamente em economias com mercados emergentes.

Logo, optou-se por não introduzir uma variável de câmbio nas funções de reação estimadas nesta presente monografia, porque o Brasil se encontra no tripé explicitado por Taylor (2000), dado que o país adotou o regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999 e o Regime de Metas de Inflação, que constitui uma regra de política monetária com uma meta de inflação para a economia, em junho do mesmo ano.

Para fins de comparação, foi estimado um modelo da Regra de Taylor em sua especificação convencional, de acordo com Taylor (1993). No entanto, seguindo a linha proposta por Barbosa, Camêlo e João (2016), neste terceiro modelo foi incluída a primeira diferença da taxa básica de juros defasada em um período. A variável dependente também passou a ser o crescimento da taxa Selic, via primeira diferença desta variável.

$$(I) \quad \Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_3 (y_t^*) + \varepsilon_{I_t}$$

Onde:

Δi_t = primeira diferença da taxa básica de juros, taxa Selic, acumulada e anualizada no mês t ;

Δi_{t-1} = primeira diferença da taxa Selic vigente no mês anterior;

π_t = taxa de inflação, medida pelo IPCA acumulado em 12 meses, no mês t ;

π_t^* = meta da taxa de inflação anual vigente no mês t ; e

y_t^* = hiato do logaritmo natural do IBC-Br (proxy para o hiato do produto), estimado via filtro HP.

Os dois modelos seguintes estimados a fim de analisar o impacto do crédito direcionado na função de reação do Banco Central também se baseiam na Regra de Taylor, mas introduzem a nova variável. A principal diferença entre esses dois modelos especificados está na variável representativa do crédito direcionado na economia brasileira. O Modelo II insere a modificação na Regra de Taylor via a variável em logaritmo (*log*) e em primeira diferença de saldo de crédito direcionado, a fim de captar o fluxo de novos empréstimos direcionados pelo governo. A série de crédito direcionado, em *log*, é estacionária, porém seu valor crítico se encontra próximo à não rejeição da hipótese nula do teste DF, isto é, esta variável pode ser considerada não estacionária de modo a justificar a utilização da mesma em sua primeira diferença no modelo II e, assim, possibilitar a extração do fluxo de novos créditos direcionados.

$$(II) \quad \Delta i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_3 (y_t^*) + \alpha_4 [\Delta \ln(c_{direct_t})] + \varepsilon_{II_t}$$

Onde:

$\Delta \ln(c_{direct_t})$ = logaritmo neperiano do saldo de crédito direcionado, em primeira diferença⁸.

O último modelo estimado (Modelo III), no entanto, insere a participação do saldo de crédito direcionado no mercado de crédito em sua primeira diferença na Regra de Taylor para captar o crescimento dessa parcela ao longo do período analisado. Pelo teste DF concluiu-se

⁸ $\Delta \ln(c_{direct_t}) = \ln(c_{direct_t}) - \ln(c_{direct_{t-1}})$.

que esta série é não estacionária, sendo mais um motivo para a utilização da mesma em sua primeira diferença.

$$(III) \quad \Delta i_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta i_{t-1} + \beta_2 (\pi_t - \pi_t^*) + \beta_3 (y_t^*) + \beta_4 (\Delta part_{direct_t}) + \varepsilon_{III_t}$$

Onde:

$\Delta part_{direct_t}$ = primeira diferença da participação do saldo de crédito direcionado em relação ao saldo de crédito total⁹.

Ambos os modelos II e III possuem o objetivo de comprovar o impacto negativo do crédito direcionado na potência da política monetária, que seria representado por um coeficiente maior que zero desta variável em cada modelo, assim como ocorre em relação ao coeficiente do hiato do produto, que deve ser positivo, conforme argumentado por Taylor (1993).

O método empregado para estimar os modelos foi o Método dos Quadrados Ordinários (MQO), porém com correção dos erros-padrão de suas estimativas pelo método de Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010). Todos os três modelos apresentaram heteroscedasticidade, isto é, a variância do termo de erro não foi constante; e correlação serial, que ocorre quando os erros são correlacionados entre si ao longo do tempo.

A abordagem do MQO juntamente com a correção dos erros padrão em relação a formas de correlação serial e heteroscedasticidade é preferível a outros métodos, como o Método dos Quadrados Generalizados Factível (MQGF) com utilização de variável instrumental, dado que as variáveis explicativas podem não ser estritamente exógenas, o que tornaria as estimativas do MQGF inconsistentes e ineficientes (WOOLDRIDGE, 2010). Assim, a proposta é calcular os erros-padrão das estimativas de MQO que sejam robustos às várias formas de correlação serial.

O erro padrão estimado pelo método de Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010) é robusto tanto em relação à auto correlação como à heteroscedasticidade. Os erros padrão estimados desta forma são chamados, na literatura, de heteroscedasticidade e auto correlação consistentes, ou HAC.

⁹ $\Delta part_{direct_t} = part_{direct_t} - part_{direct_{t-1}}$; onde:
 $part_{direct_t} = \frac{crédito\ direcionado_t}{crédito\ total_t}$.

A fórmula de correção do erro padrão proposta pelos autores controla o número de termos com correlação serial incluídos no cálculo do erro padrão. Wooldridge (2010) afirma que esse método de correção dos erros padrão é eficaz para diferentes formas de correlação serial, desde que o número de defasagens dos erros auto correlacionados cresça com o tamanho da amostra. Wooldridge (2010) sugere que o número de defasagens permitidas no cálculo do erro padrão seja 12 ou 24 para dados mensais. Porém, Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010) recomendam utilizar a parte inteira de $4\left(\frac{n}{100}\right)^{\frac{2}{9}}$, onde n corresponde ao número total de observações da amostra.

Nos modelos estimados nesta presente monografia foram utilizados o método de Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010) para a correção dos erros padrão das respectivas estimativas de MQO, considerando, inclusive, a recomendação dos autores originais em relação à defasagem ótima para o cálculo dos erros padrão. Como ambos os modelos possuem 118 observações, o *lag* ótimo para a estimação via método de Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010) é equivalente a 4. Portanto, os modelos estimaram consistentemente os coeficientes para as variáveis e apresentaram erros padrão robustos em relação à heteroscedasticidade e à correlação serial.

IV. RESULTADOS ENCONTRADOS

A fim de explorar o comportamento do modelo em uma análise convencional, temos no Modelo I a estimação da Regra de Taylor tradicional conforme elaboração de Taylor (1993), apesar de levemente modificada conforme explicitado no capítulo anterior. Ela apresentou resultados compatíveis com Taylor (1993) e a literatura seguinte. O hiato da inflação, o hiato do produto, representado pelo hiato do IBC-Br, e a taxa Selic defasada e diferenciada em um período obtiveram coeficientes estatisticamente maiores que zero e significativos ao nível de 5%.

Conforme demonstrado por Taylor (1993), caso a economia esteja aquecida, isto é, se o produto corrente se encontrar acima de seu nível potencial ou natural, a autoridade monetária deve elevar a taxa básica de juros a fim de provocar um aperto monetário e desaquecer a economia. Caso a taxa de inflação corrente esteja acima de sua meta, o Banco Central também deve reagir aumentando os juros para causar um arrefecimento da demanda e estabilizar o nível de preços novamente.

O Modelo I permite a identificação deste padrão na função de reação do Banco Central, demonstrado por Taylor (1993). Uma variação de 1 p.p. no hiato da inflação provoca uma variação de mesmo sentido em 0,036 p.p. na diferença da taxa Selic, como resposta do Banco Central à inflação fora da meta, no curto prazo. Em relação ao produto, tomando como base o IBC-Br como proxy da atividade econômica, um aquecimento de 1 p.p. da economia acima do produto potencial leva ao aumento na taxa Selic em 0,041 p.p., no curto prazo. No longo prazo, esses impactos passam a ser de, aproximadamente, 0,09 p.p. e 0,10 p.p. sobre a taxa Selic¹⁰. Portanto, a Regra de Taylor tende a ser aplicada, em certo sentido, no Brasil.

Tabela I – Resultados¹¹

¹⁰ O efeito de longo prazo é calculado por meio da divisão entre o coeficiente da variável analisada e o coeficiente da variável dependente defasada, reduzida em uma unidade. No caso do hiato inflacionário no Modelo I, por exemplo, o efeito de longo prazo é: $\frac{0,0368}{1-0,606} = 0,093$.

¹¹ As tabelas com os resultados completos da regressão de cada modelo podem ser encontradas no Anexo III.

VARIÁVEIS	(I) D.selic	(II) D.selic	(III) D.selic
hiato_ipca	0.0368** (0.0182)	0.0444** (0.0178)	0.0375** (0.0173)
hiato_ibcbr	0.0413*** (0.0108)	0.0422*** (0.0107)	0.0436*** (0.0108)
D.ln_direc		0.0339** (0.0168)	
D.part_direc			0.115* (0.0582)
LD.selic	0.606*** (0.0838)	0.564*** (0.0940)	0.591*** (0.0871)
Constante	-0.000766* (0.000455)	-0.00135*** (0.000480)	-0.000937** (0.000466)
Observações	118	118	118

Erros padrão em parênteses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fonte: Elaboração própria.

Os Modelos II e III apresentaram resultados semelhantes e coerentes com a literatura. As variáveis do hiato da inflação, representado pela diferença entre a inflação corrente e sua meta definida pelo CMN, do hiato do IBC-Br e do crédito direcionado foram ambas significativas ao nível de 5% de significância e positivas.

Todas as variáveis explicativas do Modelo II foram significativas, pelo menos ao nível de 5%, como pode-se observar na Tabela I. Uma variação de 1 p.p. no hiato da inflação, *ceteris paribus*, provoca uma respectiva variação de 0,04 p.p. na taxa Selic, definida pela autoridade monetária, no curto prazo. Isto é, caso a inflação corrente, medida pelo IPCA, se encontre acima de sua meta, o efeito sobre a taxa Selic será de 0,04 p.p. multiplicado pelo hiato inflacionário. No longo prazo, o efeito desta variável é de, aproximadamente, 0,10 p.p. sobre a taxa Selic.

A variação de 1 p.p. no hiato do produto, medido pelo IBC-Br, provoca uma mudança de 0,04 p.p. na taxa Selic, tudo o mais constante no curto prazo. O sinal desta variável se encontra em consonância com a literatura, dado que um aquecimento da economia leva a um aperto monetário por parte do Banco Central, o qual eleva a taxa básica de juros a fim de desaquecer a economia via seus diferentes mecanismos de transmissão. No longo prazo, este efeito se torna cerca de 0,097 p.p.

A variável da taxa Selic em primeira diferença e primeira defasagem também é estatisticamente maior que zero e significativa a 5%. A variável de crédito direcionado empregada no Modelo II é o logaritmo neperiano do saldo de crédito direcionado em primeira diferença, a qual também apresentou coeficiente positivo e significativo a 5%. O efeito de longo prazo gerado por uma variação de 1 p.p. desta variável é uma variação de 0,08 p.p. na taxa Selic, aproximadamente.

O fato do coeficiente da variável de crédito direcionado ser maior que zero comprova estatisticamente que um maior fluxo dessa modalidade de crédito influencia positivamente a tomada de decisão do Banco Central ao determinar a taxa Selic. O Modelo II mostra que uma variação de 1 p.p. no fluxo de crédito direcionado, *ceteris paribus*, gera um efeito de 0,03 p.p. na taxa Selic de um período para outro. Assim como o aquecimento da economia, medido pelo hiato do IBC-Br, provoca uma alta da taxa Selic por parte da autoridade monetária, o aumento do fluxo de crédito direcionado provoca reação similar por parte do Banco Central, visto que a resposta ocorre em sentidos iguais e em magnitudes diferentes.

O Modelo III apresentou resultados significativos pelo menos a 10%, em geral. O hiato da inflação e do produto, este último representado pelo hiato do IBC-Br, foram significativos a 5% e seus coeficientes foram ambos positivos, condizentes com a literatura. Um choque de 1 p.p. na diferença da inflação corrente e sua meta ou no hiato do produto provoca, respectivamente, uma variação de 3,75% e 4,36% na taxa Selic, levando em consideração cada choque separadamente no curto prazo. No longo prazo, tais efeitos passam a ser de, aproximadamente, 0,09 p.p. e 0,11 p.p., respectivamente.

A taxa Selic defasada e diferenciada em um período como variável explicativa também foi significativa ao nível de 5% e obteve coeficiente estatisticamente acima de zero. A variável representativa do crédito direcionado no Modelo III, dada pela primeira diferença da participação do saldo de crédito direcionado no mercado de crédito total, apresentou coeficiente de 0,115, significativa a 10% no curto prazo. A variável passa a exercer influência de 0,281 p.p. sobre a taxa Selic, quando aumentada em 1 p.p., no longo prazo.

A participação do crédito direcionado no mercado aparenta exercer influência positiva sobre a decisão do Banco Central em relação ao nível da taxa Selic. O Modelo III informa que uma variação de 1 p.p. na participação do crédito direcionado provoca uma variação de 0,11 p.p. na taxa Selic em relação ao período anterior. Isto é, assim como no Modelo II, o crédito direcionado parece atuar na economia na mesma direção do hiato do produto, em que ambos

aquecem a economia, levando a pressões inflacionárias. Nesse sentido, a função de reação da autoridade monetária se comporta da mesma maneira – a taxa Selic, definida pelo COPOM, aumenta quando há pressões inflacionárias, seja pela própria inflação fora da meta, pelo produto acima de seu nível potencial, ou pelo aumento da participação do crédito direcionado no mercado de crédito.

A influência da participação do crédito direcionado na taxa Selic, instrumento de política monetária do Banco Central, parece comprovar a obstrução do canal de crédito via *bank lending* no Brasil, visto que a importância do crédito livre se reduziu ao longo do período analisado devido ao aumento dos empréstimos direcionados no mercado de crédito total. Conforme visto anteriormente, o saldo de crédito direcionado representa, aproximadamente, 50% do mercado de crédito total na economia brasileira, o que reduz o poder de atuação do Banco Central via canal de transmissão de crédito. A explicação para essa consequente redução da potência da política monetária está nas regras próprias de cada modalidade de crédito direcionado pelo governo, conforme explicitadas no capítulo III. As baixas e rígidas taxas de juros controladas pelo governo na maioria das concessões de empréstimos direcionados, em conjunto com o alto volume de crédito direcionado na economia, intensifica a obstrução do mecanismo de transmissão da política monetária via canal de *bank lending*.

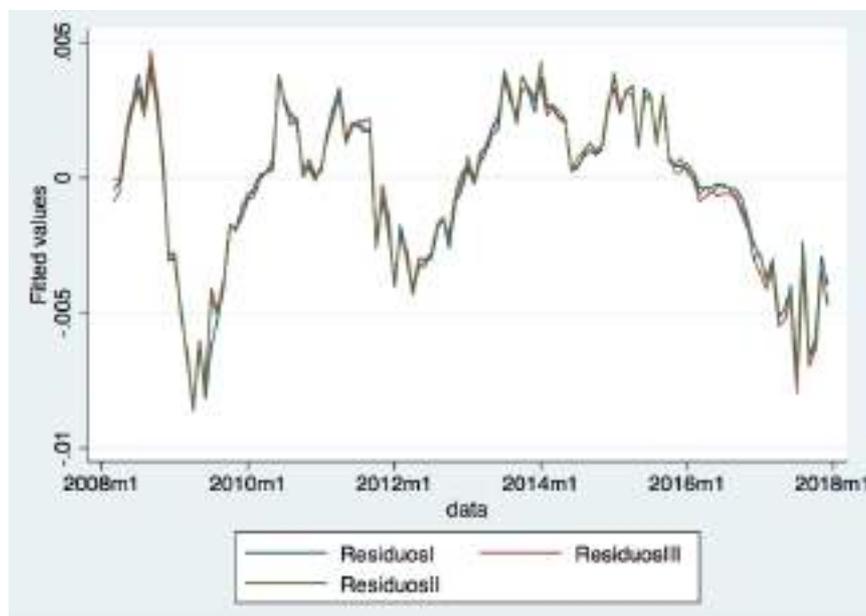
Ao introduzir a variável de crédito direcionado na Regra de Taylor formulada no Modelo I, seja via logaritmo ou participação do crédito direcionado, ambas em primeira diferença, observa-se que os coeficientes das variáveis explicativas em comum aos três modelos estimados se mantêm relativamente estáveis. A taxa Selic dos períodos anteriores parece exercer alto impacto sobre a variação corrente da mesma em todos os modelos estimados, sugerindo uma certa inércia dos juros ou a presença de outros fatores, como custos de ajustamento da taxa Selic. Isto é, um choque inflacionário pode não levar somente ao aumento da taxa Selic, mas tende a iniciar uma trajetória de aumentos ao longo do tempo.

Em relação às variáveis de crédito direcionado nos Modelos II e III, observa-se que o fluxo da participação do crédito direcionado em relação ao mercado de crédito total, presente no Modelo III, exerce maior influência sobre a meta da taxa Selic do que o fluxo do saldo de crédito direcionado em logaritmo, especificada no Modelo II. Isso porque uma variação de 1 p.p. da variável idiossincrática do Modelo III, *ceteris paribus*, impacta em 0,115 p.p. a taxa Selic, contra 0,033 p.p. provocada pela variável de crédito direcionado presente no Modelo II.

Os resultados dos Modelos II e III permitiram demonstrar o impacto do crédito direcionado na potência da política monetária, visto que ambos registraram impacto positivo desta variável sobre o crescimento da taxa Selic, em conformidade com o que é abordado em Bacha (2010) e Barboza (2015). Bacha (2010) evidenciou a necessidade, por parte da autoridade monetária, em aumentar a taxa Selic de forma mais intensa devido ao crédito direcionado, dado que este segmento de crédito é constituído, em sua maioria, por regras próprias de taxas de juros, as quais não são afetadas por variações na taxa Selic. Além disso, Barboza (2015) ressaltou a obstrução no mecanismo de transmissão da política monetária, via canal de crédito, causada pelo alto volume de empréstimos concedidos na forma direcionada e suas regras próprias.

A estimação dos modelos proporcionou um conjunto de resultados robustos e condizentes com a literatura empregada nesta presente monografia. Os termos de erros de ambos os Modelos I, II e III, após estimação via método de Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010) para corrigir a heterocedasticidade e a autocorrelação entre os erros, apresentaram estacionariedade em suas séries¹².

Gráfico XIII – Resíduos dos Modelos I, II e III



Fonte: Elaboração própria.

¹² Os testes de estacionariedade dos termos de erro previstos pelos modelos podem ser encontrados no Anexo IV.

V. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Após a estabilização econômica advinda com o Plano Real, em meados de 1994, e a implementação do Regime de Metas de Inflação, em junho de 1999, o Brasil conseguiu manter relativamente a estabilidade de preços e a autoridade monetária cumpriu a meta de inflação durante 14 anos, considerando o período desde sua implementação até o ano de 2017. No entanto, o país é conhecido pelas elevadas taxas de juros necessárias para conseguir controlar a inflação.

Uma das explicações para essa idiosincrasia é a presença do crédito direcionado, conforme argumentam Segura-Ubiergo (2012) e Barboza (2015). Barboza (2015) ressalta a obstrução no mecanismo de transmissão da política monetária via canal de *bank lending* causada pelo alto volume de crédito direcionado na economia e suas regras próprias em relação às taxas de juros concedidas em empréstimos nessas modalidades. Outros autores, como Bonomo e Martins (2016) e Barbosa e de Lima (2017) apontam para as possíveis distorções e assimetrias derivadas da significativa segmentação do mercado de crédito, além de seu impacto sobre a eficácia da política monetária.

O crédito direcionado se constitui em três principais modalidades, sendo elas: (i) habitacional; (ii) rural; e (iii) BNDES. Cada modalidade possui suas regras próprias em relação a prazos, limite mínimo de concessões de empréstimos, risco, direcionamentos a setores da economia, instituições credenciadas e taxas de juros. As taxas de juros, conforme evidenciado anteriormente, são, em geral, determinadas de acordo com regras definidas pelo governo e não seguem necessariamente a taxa básica de juros definida pela autoridade monetária, que no caso é a taxa Selic. Um dos casos que mais chamam a atenção acerca da rigidez dos juros dos empréstimos direcionados é a TJLP, custo base dos financiamentos concedidos pelo BNDES.

A participação do crédito direcionado no mercado de crédito brasileiro se intensificou a partir da crise financeira internacional, em 2008. A partir desse ano, o crédito direcionado ganhou espaço no mercado como forma de política anticíclica promovida pelo governo, mas continuou a crescer mesmo após a retomada da economia. Após crescer em níveis históricos, esse segmento de crédito passou a constituir cerca de metade do mercado de crédito total, reduzindo o canal de crédito para transmissão da política monetária.

O objetivo da presente monografia foi contribuir para a literatura que estuda os efeitos do crédito direcionado na eficiência da política monetária em atingir seu objetivo final – o

controle da inflação. A redução do canal de crédito e as rígidas taxas de juros concedidas em empréstimos desse segmento dificultam a ação da autoridade monetária, o que a leva a praticar uma política mais intensa, se refletindo na taxa Selic, determinada pelo Copom.

A fim de atingir tal objetivo, foram estimados dois modelos que introduziam o crédito direcionado como variável explicativa da meta da taxa Selic, representando a função de reação do Banco Central. Os modelos foram baseados em Taylor (1993) e em Barbosa, Camêlo e João (2016). A Regra de Taylor tradicional, elaborada por Taylor (1993), também foi estimada a fim de comparar seus resultados com as regras de Taylor modificadas nos dois modelos anteriores mencionados.

A estimação foi realizada via MQO e correção de heterocedasticidade e correlação serial dos erros padrão via método de Newey e West (1987 apud WOOLDRIDGE, 2010). Os três modelos especificados apresentaram resultados significativos e condizentes com a literatura. A hipótese de que o crédito direcionado reduz a potência da política monetária parece ter sido confirmada com as estimativas. A estimação apontou que o Banco Central tende a aumentar mais os juros com um aumento do crédito direcionado, ou da importância deste no crédito total.

O Modelo I, ao estimar a Regra de Taylor em sua forma convencional, mostrou que a lógica da função de reação proposta por Taylor (1993) parece ser aplicada no Brasil, visto que seus resultados foram significativos e condizentes com a literatura. Assim, o primeiro modelo estimado serviu como base teórica e empírica aos modelos subsequentes estimados nesta presente monografia.

Os Modelos II e III introduziram a nova variável na função de reação da autoridade monetária via *log* do saldo de crédito direcionado e participação do saldo de crédito direcionado no mercado de crédito total, ambos em primeira diferença, respectivamente. Ambos os modelos foram capazes de confirmar a hipótese de que o crédito direcionado impacta negativamente a eficácia da política monetária, visto que os coeficientes das novas variáveis em seus respectivos modelos foram estatisticamente maiores que zero, o que significa que a modalidade direcionada intensifica, em mesmo sentido, a variação da taxa Selic de um período para outro.

Os principais resultados encontrados foram, portanto, que o fluxo do saldo de crédito direcionado impacta em 3,39% a taxa Selic, conclusão atingida pelo Modelo II. Avaliando a participação desse segmento de crédito, o Modelo III encontrou que a crescente participação dos empréstimos direcionado impacta positivamente a taxa Selic em 11,50%. Diante desses

resultados, pode-se afirmar que o crédito direcionado é um importante fator para explicar os altos juros no Brasil e a potência da política monetária, visto que parece estar presente na função de reação do Banco Central do Brasil.

VI. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACHA, Edmar L. Além da tríade: há como reduzir os juros?. **Texto para Discussão, Instituto de Estudos de Política Econômica, Casa das Garças**, [S.l.], n. 17, p. 1-22, set. 2010.

BARBOSA, Fernando de H.; CAMÊLO, Felipe D.; JOÃO, Igor C. A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 4, p. 399-417, dez. 2016.

BARBOZA, Ricardo. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, [S.l.], v. 35, n. 1 (138), p. 133-155, jan. 2015.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre; WERLANG, Sérgio. Implementing inflation targeting in Brazil. **Working Paper Series, Banco Central do Brasil**, Brasília, n. 1, p. 1-29, jul. 2000.

BONOMO, Marco; MARTINS, Bruno. The impact of government-driven loans in the monetary transmission mechanism: what can we learn from firm-level data?. **Working Paper Series, Banco Central do Brasil**, Brasília, n. 419, p. 1-29, mar. 2016.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. Monetary policy rules in practice: some international evidence. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, n. 6254, p. 1-30, nov. 1997.

COELHO, Christiano A.; DE MELLO, João M. P.; GARCIA, Márcio G. P. Identifying the bank lending channel in Brazil through data frequency. **Texto para Discussão, Departamento de Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro**, Rio de Janeiro, n. 574, p. 1-38, mar. 2010.

DA SILVA, Marcelo E. A.; PORTUGAL, Marcelo S. Inflation targeting in Brazil: an empirical evaluation. **Revista de Economía**, Banco Central Del Uruguay, v. IX, n. 2, p. 86-122, nov. 2002.

DE LIMA, Daniela C.; BARBOSA, Fernando H. Direcionamento de crédito e eficiência da política monetária no Brasil. **Destaque Depec - Bradesco**, [S.l.], v. Ano XIV, n. 170, p. 1-4, fev. 2017.

DE MENDONÇA, Helder F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, n. 16, p. 65-81, jun. 2001.

FRAGA, Armínio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, André. Inflation targeting in emerging market economies. **NBER Macroeconomics Annual**, [S.l.], v. 18, p. 365-400, jan. 2003.

FRAGA NETO, Armínio. **Carta Aberta 2002, Banco Central do Brasil**. 2002/159. ed. Brasília: [s.n.], 2002. 11 p.

GARRISON, Roger W. **A taxa de juros natural e a taxa de juros neutra**. 2010. Disponível em: <<https://www.mises.org.br/Article.aspx?id=606>>. Acesso em: 24 nov. 2018.

GOLDFAJN, Ilan. **Carta Aberta 2018, Banco Central do Brasil**. Aviso 02/2018-BCB. ed. Brasília: [s.n.], 2018. 12 p.

GONÇALVES, Fernando M.; MATCIN, André. Como a criação da TLP impacta a condução da política monetária. **Macro Visão - Itaú Unibanco**, [S.l.], p. 1-6, out. 2017.

GRANER, Fabio; CAMPOS, Eduardo; BONFANTI, Cristiane. BC defende reavaliação do crédito direcionado. **Valor Econômico**, [S.l.], 08 fev. 2017. Disponível em: <<https://www.valor.com.br/financas/4862020/bc-defende-reavaliacao-do-credito-direcionado#>>. Acesso em: 17 out. 2018.

HODRICK, Robert J.; PRESCOTT, Edward C. Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, [S.l.], v. 29, n. 1, p. 1-16, fev. 1997.

LISBOA, Marcos; LATIF, Zeina. Democracy and growth in Brazil. **Working Papers - Insper**, [S.l.], n. 311, p. 1-58, jan. 2013.

SEGURA-UBIERGO, Alex. The puzzle of Brazil's high interest rates. **IMF Working Paper**, [S.l.], v. 12, n. 62, p. 1-19, fev. 2012.

LOPES, Francisco L. A estabilização incompleta. **In: Novos dilemas de política econômica: Ensaio em homenagem a Dionísio Dias Carneiro**. Orgs: Bacha e de Bolle, Rio de Janeiro, p. 1-24, set. 2010.

LUNDBERG, Eduardo Luis. Bancos oficiais e crédito direcionado - o que diferencia o mercado de crédito brasileiro?. **Trabalhos para Discussão, Banco Central do Brasil**, Brasília, n. 258, p. 1-39, nov. 2011.

MARCATTI, Fernanda. **Evolução da eficiência do canal de crédito na política monetária brasileira**. 2011. 49 p. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2011.

MANKIW, N. Gregory. **Macroeconomia**. 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2011.

MEIRELLES, Henrique. **Carta Aberta 2003, Banco Central do Brasil**. 2003/0177. ed. Brasília: [s.n.], 2003. 14 p.

MEIRELLES, Henrique. **Carta Aberta 2004, Banco Central do Brasil**. 2004/264. ed. Brasília: [s.n.], 2004. 12 p.

MINELLA, André et al. Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. **Working Paper Series, Banco Central do Brasil**, Brasília, n. 53, p. 1-47, nov. 2002.

MISHKIN, Frederic S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary police. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, n. 5464, fev. 1996.

RIBEIRO, Alessandra; TELES, Vladimir K. A taxa natural de juros no Brasil. **Texto para Discussão, Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas**, [S.l.], n. 276, 2011.

SANT'ANNA, André A.; BORÇA JUNIOR, Gilberto R.; DE ARAUJO, Pedro Q. Mercado de crédito no Brasil: Evolução recente e o papel do BNDES (2004-2008). **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 31, p. 41-60, jun. 2009.

SOBRINHO, Nelson F. S. **Uma avaliação do canal de crédito no Brasil**. 2002. 68 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, 25º Prêmio BNDES de Economia, Rio de Janeiro, 2003.

SVENSSON, Lars E. O. Inflation targeting as a monetary policy rule. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, MA, n. 6790, p. 1-50, nov. 1998.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, California, n. 39, p. 195-214, jan. 1993.

TAYLOR, John B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, [S.l.], v. 9, n. 4, p. 11-26, out. 1995.

TAYLOR, John B. Using monetary policy rules in emerging market economies. **Stanford University**, [S.l.], p. 1-19, dez. 2000.

TOMBINI, Alexandre. **Carta Aberta 2016, Banco Central do Brasil**. Aviso 1/2016-BCB. ed. Brasília: [s.n.], 2016. 13 p.

VARIAN, Hal R. **Microeconomia: Uma abordagem moderna**. 8. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012. 821 p.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Econométrica**. 4. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010. 701 p.

VII. ANEXOS

VIII. I. ANEXO I

Equação de regressão do modelo estimado por Barbosa, Camêlo e João (2016):

$$\Delta i_t = \alpha_1(\bar{r}_t + \pi_t - i_{t-1}) + \alpha_2(\pi_t^e - \bar{\pi}) + \alpha_3 y_t + \alpha_4 y_{t-1} + \alpha_5 \Delta q_t + \alpha_6 \Delta \Delta q_t + \alpha_7 \Delta i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde:

i_t = taxa Selic;

i_{t-1} = taxa Selic defasada em um período;

\bar{r}_t = taxa de juros natural real da economia brasileira;

π_t = taxa de inflação mensal, medida pelo IPCA;

π_t^e = taxa de inflação esperada, dada pela mediana suavizada das expectativas para a inflação acumulada nos próximos 12 meses, divulgadas pelo Boletim Focus do Banco Central;

$\bar{\pi}$ = meta da taxa de inflação;

y_t = hiato do produto, medido pela diferença entre o logaritmo natural do IBC-Br e sua tendência de longo prazo, extraída via a utilização do Filtro HP;

y_{t-1} = hiato do produto defasado em um período;

q_t = taxa de câmbio real;

ε_t = termo de erro da regressão; e

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5, \alpha_6, \alpha_7$ = parâmetros da regressão.

A taxa de juros natural real da economia brasileira, \bar{r}_t , foi estimada por Barbosa, Camêlo e João (2016) por meio da seguinte equação:

$$\bar{r}_t = r_t^* + \gamma_t + \tau_t$$

Onde:

r_t^* = taxa de juros internacional real, medida pela taxa de juros efetiva praticada pelo *Fed – Fed Funds Effective Rate* – descontada a inflação americana, divulgada pelo *Bureau of Labor Statistics*;

γ_t = termo de risco soberano, medido pelo EMBI+ *Brazil*; e

τ_t = termo de risco cambial, medido pelo cupom cambial.

VIII. II. ANEXO II – TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Os testes de estacionariedade das variáveis dos Modelos I, II e III foram realizados via o Teste de Dickey-Fuller.

i. Taxa Selic:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **117**

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.288	-2.360	-1.658	-1.289

p-value for Z(t) = **0.0007**

D.selic	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
selic						
L1.	-.0295192	.0089776	-3.29	0.001	-.0473055	-.0117329
LD.	.5126688	.0854359	6.00	0.000	.3434048	.6819328
L2D.	.3958798	.0884827	4.47	0.000	.2205796	.5711801
_cons	.0031409	.0010015	3.14	0.002	.0011567	.0051251

ii. Hiato da Inflação:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **118**

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.904	-2.359	-1.658	-1.289

p-value for Z(t) = **0.0297**

D.hiato_ipca	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
hiato_ipca						
L1.	-.0260728	.0136941	-1.90	0.059	-.0531982	.0010526
LD.	.6460332	.072775	8.88	0.000	.50188	.7901864
_cons	.0003944	.0003318	1.19	0.237	-.0002629	.0010516

iii. IBC-Br:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 118

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-1.805	-2.359	-1.658	-1.289

p-value for Z(t) = 0.0369

D. ibc_br	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ibc_br						
L1.	-.0248625	.0137766	-1.80	0.074	-.0521512	.0024263
LD.	.327764	.0875735	3.74	0.000	.1542977	.5012303
_cons	3.507209	1.904634	1.84	0.068	-.2655057	7.279923

iv. Logaritmo do Saldo de Crédito Direcionado:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 118

Test Statistic	Z(t) has t-distribution			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.528	-2.359	-1.658	-1.289

p-value for Z(t) = 0.0000

D. ln_direc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_direc						
L1.	-.0088099	.0019457	-4.53	0.000	-.0126639	-.0049559
LD.	.3743278	.0834131	4.49	0.000	.2091026	.5395531
_cons	.1289221	.027259	4.73	0.000	.0749271	.182917

v. Participação do Crédito Direcionado (Razão entre Saldo de Crédito Direcionado e Saldo de Crédito Total):

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 118

	Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.473	-2.359	-1.658	-1.289

p-value for Z(t) = **0.0718**

D.part_direc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
part_direc						
L1.	-.004905	.0033306	-1.47	0.144	-.0115024	.0016924
LD.	.4604312	.0839288	5.49	0.000	.2941843	.626678
_cons	.0027857	.0014275	1.95	0.053	-.0000419	.0056132

Como a série da participação de crédito direcionado no mercado de crédito total apresentou não estacionariedade, foi realizado um Teste DF para a primeira diferença da série. Constatou-se, portanto, que a série é estacionária em primeira diferença, o que a torna Integrada de grau 1, ou I(1).

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 117

	Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.984	-2.360	-1.658	-1.289

p-value for Z(t) = **0.0000**

D2. part_direc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
part_direc						
LD.	-.5081438	.1019503	-4.98	0.000	-.7101067	-.306181
LD2.	-.0648711	.0953652	-0.68	0.498	-.2537889	.1240467
_cons	.0006891	.0002532	2.72	0.008	.0001876	.0011906

Regression with Newey-West standard errors
 maximum lag: 4

Number of obs = 118
 F(4, 113) = 91.45
 Prob > F = 0.0000

D.selic	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
hiato_ipca	.037455	.0172528	2.17	0.032	.0032741	.0716358
hiato_ibcbr	.0435794	.0108277	4.02	0.000	.0221278	.0650309
part_direct						
D1.	.1149711	.0582321	1.97	0.051	-.0003973	.2303394
selic						
LD.	.5908316	.0871121	6.78	0.000	.4182469	.7634163
_cons	-.000937	.0004656	-2.01	0.047	-.0018594	-.0000146

VIII. IV. ANEXO IV – TESTES DE ESTACIONARIEDADE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS

i. Resíduos do Modelo I:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **114**

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.456	-2.361	-1.659	-1.289

p-value for Z(t) = **0.0004**

D.residuosI	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
residuosI					
L1.	-.1482177	.0428831	-3.46	0.001	[-.2332105 -.0632248]
LD.	-.2226687	.087924	-2.53	0.013	[-.3969311 -.0484062]
L2D.	.2256643	.0922329	2.45	0.016	[.0428618 .4084669]
L3D.	.4569582	.087911	5.20	0.000	[.2827214 .6311949]
_cons	-.0000818	.0001169	-0.70	0.485	[-.0003135 .0001498]

ii. Resíduos do Modelo II:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = **114**

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.352	-2.361	-1.659	-1.289

p-value for Z(t) = **0.0006**

D.residuosII	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
residuosII					
L1.	-.1427811	.0425947	-3.35	0.001	[-.2272024 -.0583599]
LD.	-.2235253	.0888287	-2.52	0.013	[-.3995808 -.0474697]
L2D.	.2377	.0930086	2.56	0.012	[.05336 .4220399]
L3D.	.4366882	.0889885	4.91	0.000	[.260316 .6130604]
_cons	-.0000841	.0001164	-0.72	0.472	[-.0003148 .0001466]

iii. Resíduos do Modelo III:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 114

	Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.238	-2.361	-1.659	-1.289

p-value for Z(t) = 0.0008

D. residuosIII	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
residuosIII						
L1.	-.1395619	.043095	-3.24	0.002	-.2249748	-.0541491
LD.	-.2333584	.0893857	-2.61	0.010	-.4105179	-.0561989
L2D.	.2292706	.0933133	2.46	0.016	.0443266	.4142145
L3D.	.4238379	.0892162	4.75	0.000	.2470144	.6006615
_cons	-.000085	.0001173	-0.72	0.470	-.0003175	.0001475