

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
NÍKOLAS PASSOS PEÇANHA VIEIRA

Bancos Públicos e Política monetária:

um estudo utilizando projeções locais dependentes de estado

Rio de Janeiro
2019

NÍKOLAS PASSOS PEÇANHA VIEIRA

Bancos Públicos e Política monetária

um estudo utilizando projeções locais dependentes de estado

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia da Indústria e da Tecnologia

Orientador: Professor Dr. André de Melo Modenesi

Rio de Janeiro

2019

FICHA CATALOGRÁFICA

V657 Vieira, Nícolas Passos Peçanha

Bancos Públicos e Política monetária: um estudo utilizando projeções locais dependentes de estado / Nícolas Passos Peçanha Vieira. – 2019.

94 p.; 31 cm.

Orientador: André de Melo Modenesi

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, 2019.

Bibliografia: f. 79 – 88.

1. Política monetária. 2. Bancos públicos. 3. Crédito. I. Modenesi, André de Melo, orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. IV. Título.

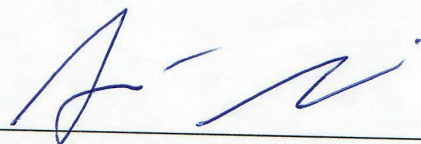
CDD 343.03

Folha de Aprovação
NÍKOLAS PASSOS PEÇANHA VIEIRA

**Bancos Públicos e Política monetária: um estudo utilizando projeções
locais dependentes de estado**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia da Indústria e da Tecnologia

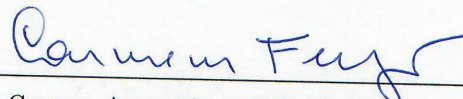
Aprovada em 21 de maio de 2019.



Prof. Dr. André Modenesi (Orientador)
Instituto de Economia/UFRJ



Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro
Instituto de Economia/UFRJ



Prof. Dr. Carmem Aparecida do Valle Costa Feijó
Faculdade de Economia/UFF

Agradecimentos

Esta dissertação não teria sido possível sem que meu pai, minha mãe e meu irmão tivessem me apoiado desde o momento em que decidi entrar no mestrado na UFRJ. Assim, agradeço à minha família pelo suporte constante e pela vibração a cada conquista. Agradeço também às minhas tias Maria do Carmo e Lucina, por terem tornado o Rio de Janeiro ainda mais acolhedor.

Agradeço a meu orientador André Modenesi pelos dois anos de colaboração e de muito aprendizado. Agradeço ao Grupo Moeda e Sistema Financeiro, que acompanhou criticamente todas as etapas da elaboração desta dissertação. Em especial, agradeço aos professores Ernani Torres e João Sicsú pelos inúmeros comentários. Agradeço também a Arthur Kobnitz e Thiago Mitidieri por contribuírem com esclarecimentos sobre o BNDES.

Agradeço aos professores do PPGE/UFRJ pelos anos de aprendizado. Agradeço em particular aos professores Fábio Freitas, Eduardo Pontual e Ricardo Summa, cujas aulas me habilitaram a escrever este trabalho. Agradeço também ao Prof. Eduardo Pontal e à Prof. Carmem Feijó pelos comentários realizados durante a defesa da dissertação.

Agradeço aos amigos do Rio, em especial a Matheus, Edson, Camila e Maria pelos diálogos e pelos momentos de descontração. Agradeço também à Vitória Daier pelo auxílio durante o mestrado e pelos dados fornecidos pelo IBRE/FGV.

Ao Guilherme agradeço pela companhia durante os melhores momentos dos últimos dois anos.

Por fim, pelo financiamento, agradeço ao CNPq e à FAPERJ.

“ No todo es presión inflacionaria de origen crediticio.
Hay que atacar también la inflación de costos.”

Prebisch (1961)

“ O papel metodológico de econometria é um fantástico faz-de-conta. Todo mundo sabe que seu poder de decisão é ultimamente irrelevante, mas faz-de-conta que não sabe. A econometria faz sentido quando entendida como desdobramento de investigação efetuada dentro de uma dada matriz conceitual; torna-se desprovida de significado quando entendida como critério de aferição da verdade de matrizes conceituais diversas. ”

Arida (1983)

Resumo

Testamos a hipótese de que os bancos públicos reduzem a potência da política monetária no Brasil. Estudos anteriores evidenciaram que empresas com acesso a crédito de bancos públicos ou a crédito direcionado apresentam menores quedas no investimento e produção após um choque de política monetária (Bonomo et al., 2016; Perdigão, 2018). Contudo, tais estudos utilizam dados microeconômicos e ignoram possíveis efeitos de custo decorrentes de variações na taxa básica de juros. Utilizamos projeções locais dependentes de estado (Jordà, 2005) para comparar a potência da política monetária - definida como a sensibilidade da inflação à taxa de juros - entre períodos de alto crédito dos bancos públicos e períodos de alto crédito dos bancos privados. Não são encontradas evidências de que a política monetária é menos potente nos períodos de alto crédito dos bancos públicos. Mesmo que em períodos de alto crédito dos bancos públicos a política monetária apresente menor efeito sobre a produção, nestes períodos os *price puzzles* se mostram menos persistentes que os períodos de alto crédito privado. Conduzimos diversos testes de robustez que corroboram nossos resultados principais. Atribuímos estes resultados a menor flexibilidade dos juros dos bancos públicos, o que acarreta menor transmissão de custos financeiros, menor redução no estoque de capital e menor *puzzle* no câmbio. Por fim, argumentamos que as diferentes respostas da economia em função do estado de crédito devem ser levadas em conta para a condução da política monetária.

Palavras Chave: Bancos Públicos, Política monetária, Canal do Crédito no Brasil, Projeções Locais.

Abstract

We test the hypothesis that public banks reduce monetary policy power in Brazil. Previous studies have shown that companies with access to government driven credit present smaller fall in investment and production after a contractionary monetary policy shock. Nevertheless, these studies are based on microeconomic data and ignore cost-push effects of monetary policy. We employ state dependent local projections (Jordà, 2005) to compare monetary policy power - defined as the sensibility of inflation to changes in basic interest rate - between periods of high credit of public banks and periods of high credit of private banks. We do not find evidence that monetary policy is less powerful in periods of high credit of public banks. Even though periods of high credit of public banks present a lower effect over output, those periods present less persistent price puzzles than periods of high private credit. We conduct several robustness checks to confirm our results. We attribute those results to lower flexibility in interest rates of credit from public banks, what leads to lower transmission in financial costs, lower reduction in capital stock and lower puzzle in exchange rate. Finally, we argue that different economic responses depending on credit state must be taken into account for conducting monetary policy.

Key words: Public Banks, Monetary Policy, Local Projections, Credit-Chanel in Brazil

Lista de Figuras

0.1	Saldos de crédito livre e direcionado por tipo de banco prestador . . .	11
0.2	Taxas de juros do crédito livre e direcionado	12
0.3	Saldos de crédito dos bancos públicos e privados (%PIB)	12
2.1	Comparação entre estimações VAR e Projeções Locais	40
3.1	Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Públicos	50
3.2	Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Privados	51
3.3	Estimação Básica com o Filtro de Bancos Públicos	54
3.4	Estimação Básica com o Filtro de Bancos Privados	57
3.5	IRF - Critério BIC - Crédito dos Bancos Públicos	62
3.6	IRF - Critério BIC - Crédito dos Bancos Privados	62
3.7	Variável de Estado - Gamma = 6	63
3.8	IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Públicos - GAMMA = 6	64
3.9	IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Privados - GAMMA = 6	64
3.10	Variável de Estado de Crédito e Recessões	65
3.11	IRF - Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Públicos sem Recessões	66
3.12	IRF - Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Privados sem Recessões	67
3.13	IRF - Preços de Commodities e Câmbio - Variável de Estado Crédito dos Bancos Públicos	69
3.14	IRF - Preços de Commodities e Câmbio - Variável de Estado Crédito dos Bancos Privados	70
3.15	Variável de Estado: Saldo de Crédito Direcionado e Livre 2007-2018 . . .	72
3.16	Funções impulso-respostas - Variável de Estado - Crédito Direcionado 2007-2018	73
3.17	Funções de Impulso a Resposta - Variável de Estado - Crédito Livre 2007-2018	73
5.1	Prazos médios das carteiras de crédito livre e direcionado	89
5.2	Saldos de crédito livre e direcionado, para pessoas físicas e jurídicas . .	90
5.3	Concessões de crédito livre e direcionado, para pessoas físicas e jurídicas	90
5.4	Variável de Estado - <i>Dummy</i> de Recessões	92
5.5	IRF - Recessões e Expansões	92

5.6	Variável de Saldo de Crédito dos Bancos Públicos e Privados Jul/2001-Jul/2018	93
5.7	IRF - Saldo de Crédito dos Bancos públicos Jul/2001-Jul/2018	93
5.8	IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Privados Jul/2001-Jul/2018	93
5.9	Variável de Saldo de Crédito dos Bancos Públicos e Privados Jul/2001-Jan/2017	94
5.10	IRF - Saldo de Crédito dos Bancos públicos Jul/2001-Jan/2017	94
5.11	IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Privados Jul/2001-Jan/2017	94

Lista de Tabelas

1.1	Correlações entre as taxas de juros do crédito livre e direcionado e a taxa SELIC	29
1.2	Resumo da Literatura sobre Crédito Direcionado e Potência da Política monetária	34
3.1	Multiplicadores: razão das respostas do PIB e do IPCA pela resposta da Selic	58
3.2	Multiplicadores para os regimes de Crédito Livre ou Direcionado	74
3.3	Multiplicadores para períodos de Alto Crédito	75
3.4	Multiplicadores para períodos de Baixo Crédito	76
3.5	Síntese das respostas da inflação e do produto ao choque de juros . . .	76
5.1	Descrição dos Dados	91
5.2	Cronologia das Recessões no Brasil entre 2000 e 2018	92

Sumário

Introdução	10
1 Política monetária e Crédito no Brasil	15
1.1 Regime de Metas de Inflação	15
1.2 Mecanismos de transmissão da política monetária	17
1.2.1 Canal do Crédito	19
1.2.2 Minsky e o Canal do Crédito	21
1.3 Crédito e política monetária no Brasil	25
1.3.1 Bancos públicos, Crédito direcionado e Política monetária	28
2 Metodologia empírica	35
2.1 Projeções Locais	35
2.1.1 Projeções Locais e VAR	35
2.1.2 Projeções locais dependentes de estado	40
2.2 Especificações Básicas	45
2.2.1 Dados	45
2.2.2 Identificação dos Choques	45
2.2.3 Variável de Estado: Regimes de Crédito	47
3 Resultados	49
3.1 Variável de Estado	49
3.2 Resultados Básicos	53
3.2.1 Estimacões - Regime de crédito dos Bancos Públicos	53
3.2.2 Estimacões - Regimes de Crédito dos Bancos Privados	55
3.2.3 Multiplicadores de política monetária	58
3.3 Testes de Robustez	61
3.3.1 Critério BIC	61
3.3.2 Suavização dos Regimes	62
3.3.3 Recessões	64
3.3.4 Economia aberta: Preço de Commodities e Câmbio	67
3.3.5 Saldo de crédito livre e direcionado	71
3.3.6 Multiplicadores de Política Monetária	74
4 Conclusão	77

5	Anexos	89
5.1	Gráficos crédito livre e direcionado	89
5.2	Descrição dos Dados	91
5.3	Potência da Política monetária em Recessões	92
5.4	Restrição Inicial da Amostra (07/2001-07/2018)	93
5.5	Restrição Inicial e Final da Amostra (07/2001-01/2017)	94

Introdução

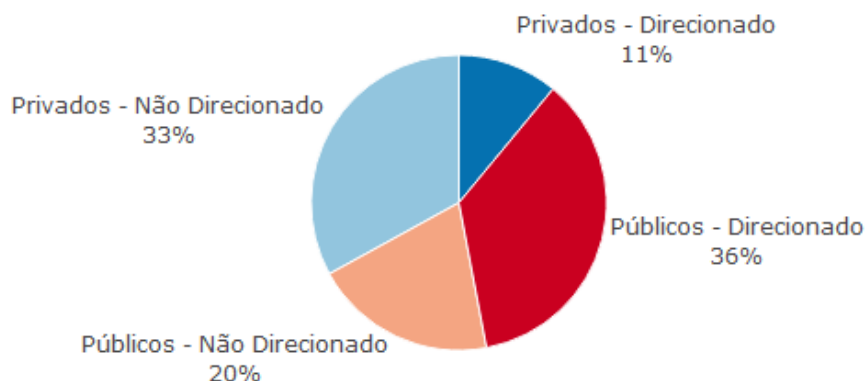
Por mais que se tente restringir a política monetária a um único objetivo - o controle da inflação - são inegáveis seus múltiplos efeitos sobre a economia. A simples alteração da taxa básica de juros afeta outras taxas de curto e longo prazo, afeta componentes da demanda agregada, a distribuição de renda, os fluxos de comércio exterior, as taxas de câmbio e, por fim, pode afetar a inflação. Ao tomar decisões políticas, o Banco Central, além de considerar a interação desses efeitos, deve levar em conta a interação com outras políticas econômicas. Notavelmente, a coordenação com os demais bancos públicos é um fator relevante para o sucesso das medidas adotadas pelo Banco Central. Neste trabalho, avaliamos em que medida a atuação dos bancos públicos no mercado de crédito afeta o objetivo principal do Banco central: o controle da inflação.

A intervenção governamental no mercado de crédito ocorre por meio de mecanismos diretos, operados por bancos públicos, e mecanismos indiretos, em que bancos privados são incentivados a conceder crédito a setores prioritários (Torres Filho, 2009). A atuação em segmentos prioritários (sejam eles setoriais ou regionais) caracteriza o direcionamento de crédito, cujo objetivo é afetar taxas de juros, prazos e demais condições em segmentos entendidos como promotores do desenvolvimento.

Os bancos públicos participam com cerca três quartos do total do crédito direcionado, o qual, por sua vez, representa quase dois terços do crédito dos bancos públicos (ver Figura 0.1). Os três maiores bancos públicos são responsáveis pela maior parcela do crédito direcionado em seus respectivos setores prioritários: o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) é responsável (via empréstimos diretos e indiretos) por 72% do crédito direcionado concedido às firmas; o Banco do Brasil por 61% do crédito rural e a Caixa Econômica Federal (CEF) por 74% do crédito imobiliário¹.

¹Descrições detalhadas da atuação dos bancos públicos e do mercado de crédito direcionado podem ser encontradas em Lundberg (2011); Feil et al. (2017); Pazarbasioglu et al. (2017); Bonomo et al. (2018)

Figura 0.1: Saldos de crédito livre e direcionado por tipo de banco empréstador

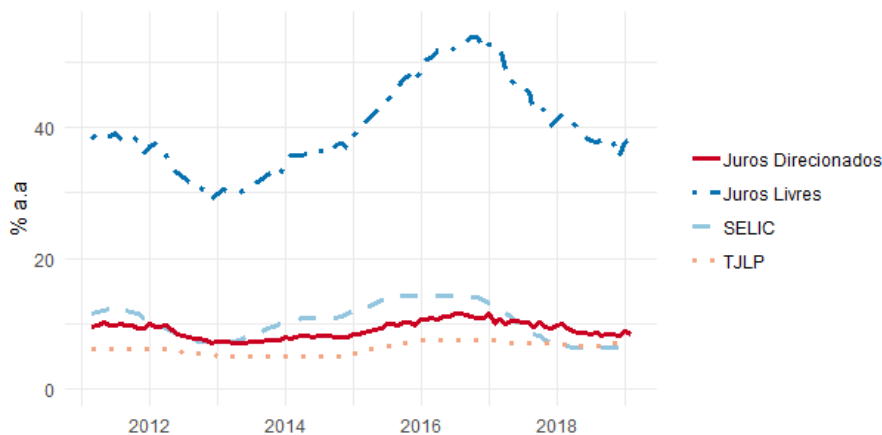


Fonte: Pazarbasioglu et al. (2017, p.7) - dados extraídos do SCR-BCB em mar/2016.

Com a manutenção de elevadas taxas de juros do crédito livre, a oferta de crédito de longo prazo se concentra no crédito direcionado, concedido sob a liderança destes três bancos públicos federais (Lundberg, 2011; Araujo e Cintra, 2011; Torres Filho, 2017). O prazo médio do crédito direcionado é mais de quatro vezes maior que o do crédito livre (Figura 5.1 do Anexo). Desde 2011, tanto o crédito direcionado quanto o crédito livre apresentaram alongamento nos prazos médios. Neste período, o prazo médio do crédito livre passou de 15,6 meses para 20,2 meses, enquanto o do crédito direcionado aumentou de 55,1 meses para 85,2 meses. A diferença nos prazos médios explica o fato do crédito direcionado ter alcançado a metade do saldo de crédito total em 2016, mas representar menos de um quinto das novas concessões (Figuras 5.2 e 5.3 do Anexo).

Além da notável diferença nos prazos, o crédito direcionado apresenta taxas de juros e *spreads* consideravelmente inferiores aos do crédito livre. Durante última década, os juros médios do crédito direcionado se situaram em torno de um quarto dos juros médios do crédito livre. Ademais, durante grande parte do período, os juros do crédito direcionado foram menores que a taxa básica de juros (SELIC) (Figura 0.2). A partir de meados de 2017, a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), que remunera parte dos empréstimos do BNDES, convergiu para a SELIC e o juro médio do crédito direcionado se tornou maior que a SELIC. Estas mudanças fizeram parte de um conjunto de reformas introduzidas pelo governo do Presidente Michel Temer, que aprovou o fim da TJLP, o adiantamento de pagamentos do BNDES ao Tesouro Nacional e a desaceleração na concessão de crédito pelos bancos públicos.

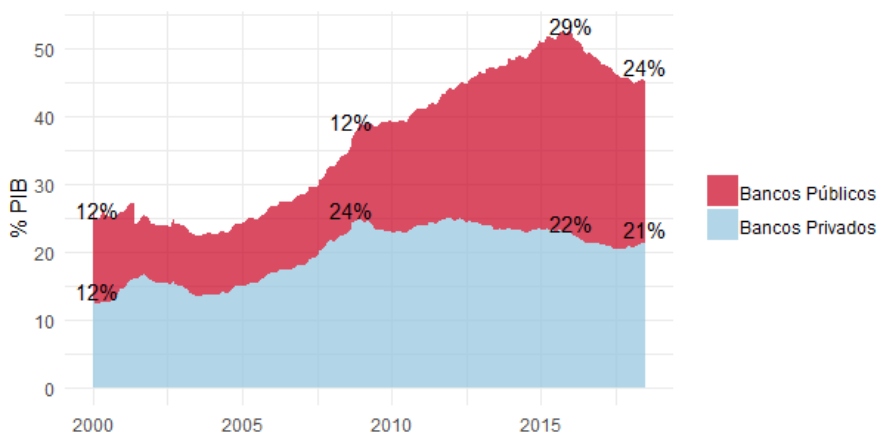
Figura 0.2: Taxas de juros do crédito livre e direcionado



Fonte: Elaboração própria - dados do SGS-BCB em abr/2019.

As medidas do governo Temer ocorrem em resposta a críticas à atuação fortalecida dos Bancos Públicos após a crise de 2008. Antes da crise norte-americana, o crédito dos bancos privados crescia a uma velocidade superior à do crédito dos bancos públicos, e alcançava a marca de dois terços do estoque de crédito (Figura 0.3). Desde a crise, as concessões dos bancos privados não retomaram seu ritmo de crescimento. Até 2016, os bancos públicos lideraram o crescimento do crédito no país, chegando a constituir 57% do saldo de crédito nacional. Desde então, o crescimento do estoque de crédito estagnou no país, interrompendo a trajetória de crescimento iniciada em 2004.

Figura 0.3: Saldos de crédito dos bancos públicos e privados (%PIB)



Fonte: Elaboração Própria - Dados do SGS-BCB.

A resposta dos bancos públicos à crise de 2008 foi um importante fator para a recuperação econômica (Paula et al., 2013; Bonomo et al., 2015). Barros et al. (2018) demonstram que os bancos públicos garantiram a suavização do choque externo expandindo tanto as concessões de crédito livre quanto as de crédito direcionado. A propriedade estatal dos bancos foi o que amenizou de forma significativa o impacto da crise, tendo os mecanismos indiretos de direcionamento de crédito uma importância secundária (Barros et al., 2018).

O contínuo fortalecimento dos bancos públicos foi criticado logo após cessarem os efeitos iniciais da crise (Bonomo et al., 2015; Segura-Ubiergo, 2012). Uma das críticas recorrentes aponta efeitos negativos da atuação dos bancos públicos para o cumprimento das metas de inflação do Banco Central. Desde Arida (2005), argumenta-se que a menor resposta dos juros cobrados pelos bancos públicos a alterações na SELIC, causa uma redução na potência da política monetária. Por este motivo seria necessária a manutenção de uma taxa de juros básica mais elevada do que no caso de não existirem intervenções governamentais no mercado de crédito. Tal hipótese foi importante para justificar o fim da TJLP e para a redução da atuação dos Bancos Públicos. Apesar disso, foram apresentadas poucas evidências empíricas da relevância macroeconômica de tal hipótese.

Neste trabalho, testamos a hipótese de que a existência dos bancos públicos reduz a potência da política monetária. Para isso, utilizamos projeções locais dependentes de estado, introduzidas por Jordà (2005). Em complemento à literatura empírica existente, utilizamos dados macroeconômicos e focamos em períodos em períodos de *hiato de crédito* positivo. Tais períodos são marcados por alto saldo de crédito em relação à produção e, por isso, apresentam maior estresse financeiro. Trata-se de importante inovação, pois os estudos anteriores sobre o tema utilizam apenas dados microeconômicos, insuficientes para testar a potência da política monetária (ver Seção 1.3).

Além desta introdução o trabalho é dividido em três capítulos e uma conclusão. No primeiro capítulo, apresentamos o regime de metas de inflação (RMI), e seus fundamentos teóricos, comparando contribuições Novo-Keynesianas e Pós-Keynesianas. Apresentamos também a literatura acerca das especificidades do funcionamento do RMI no Brasil, que ressalta os efeitos da existência de bancos públicos e do crédito direcionado. No segundo capítulo, apresentamos a metodologia utilizada, baseada nas projeções locais dependentes de estado, introduzidas por (Jordà, 2005). No terceiro capítulo, apresentamos as estimações realizadas para o caso brasileiro. Para testarmos nossa hipótese, comparamos as estimações entre estados de alto crédito dos bancos públicos

com estados de alto crédito dos bancos privados. Para corroborar nossos resultados, realizamos testes de robustez que consideram: (i) critérios alternativos de seleção de defasagens, (ii) maior suavização nos regimes, (iii) exclusão de períodos recessivos, (iv) inclusão de variáveis de economia aberta e (v) variáveis de estado alternativas (considerando os estoques de crédito livre e direcionado). Em conclusão, não há evidência de que a atuação dos bancos públicos comprometa a potência da política monetária. De fato, os bancos públicos tornam a *produção* mais resiliente a choques de política monetária. Apesar disso, a potência da política monetária - medida em termos da inflação - não é menor em períodos de alto crédito público, quando os comparamos com períodos de alto crédito privado.

1 Política monetária e Crédito no Brasil

1.1 Regime de Metas de Inflação

O Regime de Metas de Inflação (RMI) foi introduzido no Brasil em junho de 1999, com o propósito de manter a estabilidade da inflação obtida pelo Plano Real. A adoção das metas inflacionárias coloca a inflação baixa e estável como o objetivo primário da política monetária do Banco Central do Brasil.

Do ponto de vista operacional, o RMI pode ser caracterizado por uma meta numérica anunciada para a inflação, pela implementação baseada em previsões da inflação e por um alto grau de transparência e *accountability* (Bernanke et al., 1999; Svensson, 2010). Os países adotantes do RMI levam em conta de forma explícita ou implícita a estabilização da economia real, não apenas a inflação (Svensson, 2010, p. 127). Argumenta-se que durante a consolidação do regime, o estabelecimento da credibilidade do Banco Central deve ser tomado como objetivo principal, de modo que o controle inflacionário seja priorizado em detrimento da estabilização da economia real. A tomada de decisão da autoridade monetária se baseia em modelos de previsão, visando dirimir efeitos das defasagens entre suas ações e o impacto sobre a inflação. A garantia da credibilidade exige que tais ações sejam tomadas de forma transparente. Assim, o Banco Central divulga suas ações por relatórios periódicos, que incluem previsões, análises de conjuntura e as motivações para as decisões de política.

A implementação do RMI se fundamentou teoricamente no Novo Consenso Macroeconômico consolidado em meados da década de 1990 (Arestis e Sawyer, 2008). Os três componentes teóricos básicos do Novo Consenso são uma curva IS, uma curva de Phillips, e uma regra de política monetária. Adicionalmente, Bogdanski et al. (2000, p. 15) mencionam a incorporação da paridade descoberta da taxa de juros nos modelos do Banco Central do Brasil (BCB), de modo a considerar os efeitos da variação do câmbio sobre a inflação.

A curva IS representa a relação inversa entre a taxa de juros real *ex-ante* e o hiato do produto (y_t) (Equação 1). A taxa de juros real é definida pela diferença entre o juros nominal (i) e a expectativa de inflação ($E_t\pi_{t+1}$). Deste modo, no caso de haver rigidez nominal, alterações na taxa de juros nominal i afetam os juros reais. Assim, as variações na taxa de juros nominal têm efeito sobre a diferença entre o produto corrente e o produto potencial, mas não sobre o produto potencial. Tal fato garante a neutralidade da moeda no longo prazo, quando o produto potencial é dado por variáveis

reais, de oferta.

$$y_t = +\lambda y_{t-1} + \alpha(i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t \quad (1)$$

A curva de Phillips (Equação 2) apresenta os efeitos das mudanças na demanda agregada sobre a taxa de inflação (π). O componente da inflação defasada (π_{t-1}) pode ser compreendido como representante da inflação inercial, cuja intensidade é dada pelo parâmetro θ . O parâmetro γ representa a intensidade das respostas da inflação a variações na demanda (y_{t-1}). Tanto na curva de Phillips quanto na curva IS, os componentes de erro (u_t e v_t) têm média zero, de modo que no longo prazo o hiato do produto é igual a zero e a inflação é determinada pelo ajuste da taxa de juros.

$$\pi = \theta \pi_{t-1} + \gamma y_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Por fim, o banco central controla a taxa de juros por meio de uma regra de política monetária, também conhecida como regra de Taylor, em que os juros nominais são definidos de acordo com uma meta de inflação específica (Equação 3). Nesta versão da regra de Taylor, é incluído um componente de suavização das alterações da taxa de juros, cuja intensidade é dada pelo parâmetro η . Modenesi et al. (2013) apresentam evidências de que a política monetária do BCB segue uma regra de Taylor que reage proativamente à inflação e ao aumento das taxas de juros internacionais, além de apresentar um elevado componente inercial². Apesar disso, as evidências da resposta do Banco Central aos hiatos do produto não são significativas a 10% (Modenesi et al., 2013).

$$i = (1 - \eta)i_{t-1} + \eta(\beta(\pi_t - \pi_{meta}) + \delta y_t + \epsilon_t) \quad (3)$$

O cumprimento do mandato do Banco Central implica a manutenção da taxa de inflação em torno da meta. Valendo-se do arcabouço apresentado acima, a capacidade do Banco Central de cumprir seu mandato exige que as variações na taxa de juros impactem negativamente a demanda agregada e que as reduções na demanda agregada resultem em reduções na inflação. De modo sintético, o Banco Central define a potência da política monetária como a “*sensibilidade da taxa de inflação à taxa de juros básica da economia (taxa Selic)*” (BACEN, 2010, p. 102). Empiricamente, o Banco Central utiliza como medida da potência da política monetária o “produto da soma dos coeficientes da

²Os autores interpretam a elevada inércia nas política monetária como fruto de convenções compartilhadas pelos agentes econômicos (e pelo BCB) que justificam a manutenção da taxa de juros em níveis elevados, compatíveis com a valorização no real (Modenesi et al., 2013, p. 470)

taxa de juros real na Curva IS pela soma dos coeficientes do hiato do produto na Curva de Phillips” (BACEN, 2010, p. 102). No nosso modelo simplificado, com apenas uma defasagem, a potência da política monetária equivaleria ao produto de α e γ .

1.2 Mecanismos de transmissão da política monetária

A potência da política monetária é dependente de mecanismos que transmitem as alterações na taxa de juros para os preços. No modelo do Novo Consenso, a transmissão depende necessariamente de que as alterações nos juros resultem em respostas negativas da atividade econômica. Isto é, pressupõe-se um α negativo na curva IS, ou seja, uma relação inversa entre o hiato do produto e a taxa de juros real ex-ante. Apresentaremos a seguir os mecanismos de transmissão da política monetária, os quais justificam tal relação negativa entre os juros e a atividade. Para maior compreensão do canal do crédito, comparamos a versão proposta por Bernanke e Gertler (1995) com aquela presente nos trabalhos de Minsky (2008). A comparação permite esclarecer controvérsia recente acerca dos efeitos do crédito direcionado sobre a política monetária no Brasil.

No modelo apresentado na seção anterior, o mecanismo de transmissão da política monetária é tradicionalmente interpretado pelo canal neoclássico da taxa de juros. Por este canal, as alterações nos juros afetam diretamente o consumo e o investimento, por elevarem o custo de capital para famílias e empresas, tal como nos modelos propostos por Jorgenson (1963). Nestes modelos, considera-se que, dada a rigidez de preços, elevações da taxa de juros nominal de curto prazo resultam em um aumento das taxas de juros real de longo prazo, utilizadas no cálculo do custo do capital. A demanda por bens duráveis, como investimento fixo, imobiliário, estoques e bens de consumo duráveis é tomada como uma função decrescente do custo de capital (Taylor, 1995). Aumentos na taxa de juros induziriam, no curto prazo, substituição entre o capital e outros fatores de produção, deprimindo a formação bruta de capital fixo. De modo que, um aumento dos juros reduz diretamente o investimento e consumo de bens duráveis, fato captado pela curva IS. Finalmente, a redução na demanda reduz a inflação pela curva de Phillips.

Entretanto, resultados empíricos e teóricos contrapõem-se ao mecanismo tradicional que descreve a relação entre investimento agregado e taxa de juros. Chirinko (1993) apresenta evidências de que a formação bruta de capital fixo não responde significativamente a diversas medidas de custo do capital. Para o Brasil, Luporini e Alves (2010) não encontram relação significativa entre a taxa de juros e o investimento. Dos Santos

et al. (2016) apontam evidências "mais fracas" de cointegração entre os juros e a formação bruta de capital fixo. Petri (1993) resume os argumentos teóricos contrários a possibilidade de uma curva agregada de investimento negativamente inclinada em relação aos juros. Bernanke e Gertler (1995) partem da dificuldade em identificar efeitos quantitativamente importantes das taxas de juros sobre o investimento para apresentar o canal do crédito da política monetária, por meio do qual variações no custo do crédito propulsionariam os efeitos da taxa de juros para a economia real.

Além do canal tradicional da taxa de juros, outros mecanismos são apontados como transmissores dos choques de juros para a atividade real. Na economia do Novo Consenso, todos estes canais atuam primeiro por meio da variação da demanda agregada, que, por sua vez, afeta o nível de preços. Entre os principais mecanismos relatados da literatura do Novo Consenso, podemos listar (i) canal da riqueza; (ii) canal do câmbio e (iii) canais do crédito (Mishkin e Apostolos, 2011, p. 654). A estes canais de demanda, podemos acrescentar que variações nos juros podem atuar diretamente sobre os preços, por meio do canal de custos da política monetária (Barth III e Ramey, 2001; Lima e Setterfield, 2010; Martins et al., 2017).

Por meio do canal da riqueza, as variações de taxas de juros afetam o preço de ativos como imóveis e ações. Considerando que indivíduos adotam um consumo suavizado durante o ciclo de vida, variações na riqueza afetam o consumo presente. Além disso, uma vez que aumentos nas taxas de juros reduzam o valor descontado de ativos financeiros, os preços de tais ativos também se reduzem. Por este motivo com um aumento dos juros há menos recursos disponíveis para o consumo presente, o que reduz a demanda. Considera-se que no Brasil o efeito riqueza seja pouco efetivo, por dois motivos principais: as famílias têm pouco acesso ao mercado acionário; a existência das Letras Financeiras do Tesouro gera um efeito riqueza reverso (ver Pastore, 1996; Modenesi e Modenesi, 2012).

Pelo canal do câmbio, considera-se que as elevações na taxa de juros tornam depósitos em moedas domésticas mais atrativos que depósitos em moeda estrangeira. Assim, o valor dos ativos nacionais se eleva, levando à apreciação da moeda doméstica. Com a moeda apreciada, ocorre uma redução nas exportações líquidas, o que se traduz numa redução nos preços. Ressalta-se que no arcabouço teórico do Novo Consenso, a taxa de câmbio só afeta a inflação por meio da alteração na demanda agregada. Em contrapartida, autores argumentam que os efeitos do câmbio sobre a inflação atuam principalmente por meio dos custos de insumos, bens finais importados e bens comercializáveis que são produzidos nacionalmente mas têm preços determinados no mercado

internacional (Serrano, 2010; Bastian e Setterfield, 2017). No Brasil, o canal do câmbio tem sido apontado como o principal mecanismo de transmissão da política monetária (Arestis et al., 2009; Modenesi e Araújo, 2013; de Medeiros Braga e Summa, 2016).

Bernanke e Gertler (1995) criticam a abordagem tradicional das taxas de juros e recuperam o trabalho de Fisher (1933) para incorporar à teoria monetária os processos financeiros resultantes de choques de juros. Fisher argumentou que grande parte da severidade da grande depressão de 1929 esteve relacionada à dificuldade do pagamento de dívidas e do estresse financeiro causado pela deflação do começo dos anos 1930. De modo semelhante, Bernanke e Gertler (1995) associam o impacto das taxas de juros a efeitos sobre os balanços patrimoniais de empresas, o que afetaria a capacidade de pagamento de dívidas empresariais³. Nesta abordagem, a relevância dos mecanismos financeiros se deve a existência falhas de mercado, em especial, as assimetrias de informação no mercado de crédito. Neste contexto, não é válido o teorema de Modigliani-Miller que conclui pela irrelevância das estruturas financeiras na determinação de variáveis reais.

1.2.1 Canal do Crédito

O mecanismo chave que relaciona os choques da política monetária a reações no mercado de crédito ficou conhecido por “acelerador financeiro” (Bernanke et al., 1999). Devido às assimetrias de informação entre o emprestador e o tomador de empréstimos, o financiamento com recursos de terceiros envolve um prêmio de risco (*external finance premium*). Bernanke e Gertler (1995) consideram que a política monetária afeta o prêmio de risco tanto pela oferta quanto pela demanda por crédito, o que permite distinguir dois canais do crédito: o canal dos empréstimos bancários e o canal do balanço patrimonial.

Por meio do canal dos empréstimos bancários, a autoridade monetária seria capaz de afetar a oferta de crédito concedido por Bancos Comerciais. Bancos seriam os intermediários financeiros com maior capacidade para reduzir assimetrias de informação, portanto seriam fundamentais para financiar o investimento, especialmente em firmas menores. A oferta de crédito é considerada limitada pelos depósitos detidos pelos bancos, estes não teriam substitutos perfeitos, de modo que caso não detivessem depósitos em volume suficiente, os bancos deveriam racionar crédito. As operações de mercado

³Recentemente, na esteira dos trabalhos de Iacoviello (2005), crescente atenção foi dada às restrições financeiras das famílias. Especialmente após a crise norte-americana de 2008, argumentou-se que afrouxamentos monetários têm menor efeito sobre o produto em períodos de alto endividamento das famílias (Jordà et al., 2019; Alpanda e Zubairy, 2018).

aberto realizadas pelo Banco Central drenariam reservas - e depósitos - do sistema bancário, reduzindo o acesso dos bancos a fundos emprestáveis e limitando a oferta de empréstimos. Este canal pressupõe, portanto, da capacidade do Banco Central em afetar a liquidez do sistema bancário. Um corolário relevante desse canal seria que a política monetária tem maior efeito sobre firmas menores, as quais são menos capazes de captar recursos por meio de ações ou títulos de dívida.

Fiebinger et al. (2018) argumentam que o canal dos empréstimos bancários, por pressupor a Teoria dos Fundos Emprestáveis, seria pouco útil para compreensão das economias contemporâneas. Segundo esta teoria, bancos só podem realizar empréstimos por meio da aquisição de fundos, seja do Banco Central ou do público em geral. Com a estabilidade da fração de reservas compulsórias e sem reservas em excesso, um multiplicador bancário rígido determinaria a oferta total de depósitos da economia. A restrição para o crédito total surgiria da incapacidade dos bancos em elevar a concessão de crédito, dadas restrições impostas pela política monetária. No entanto, essa descrição não condiz com a atual relação entre a moeda e a política monetária, já que nos sistemas monetários modernos são os empréstimos bancários que criam os depósitos (McLeay et al., 2014). Não há necessidade de reservas, para que os bancos realizem empréstimos. Como vimos, o Banco Central não fixa a quantidade de moeda em circulação, apenas as taxas de juros. Dada a taxa de juros, agentes privados determinam sua demanda por empréstimos. Os bancos ajustam suas próprias taxas de juros e os empréstimos no mercado interbancário necessários para atender a esta demanda. Para uma dada taxa de reserva compulsória, os bancos avaliam a necessidade de recorrer ao Banco Central para atingir tal nível de compulsórios ⁴. O Banco Central apenas acomoda a demanda por moeda, garantindo a meta de taxa de juros. Assim, dada uma taxa de juros a oferta de moeda será aquela demandada pelos bancos, independente do volume de depósitos detidos. Neste sistema monetário, tomadores de empréstimos não têm sua demanda por crédito frustrada pela falta de depósitos ou reservas.

Por outro lado, a demanda por crédito pode não ser satisfeita caso os bancos não identifiquem a existência de oportunidades de empréstimos lucrativos (McLeay et al., 2014). Os limites para a concessão de crédito não são dados pela disponibilidade da oferta de moeda, mas pela capacidade dos bancos em identificarem tomadores de em-

⁴Minsky (2008) também ressalta a importância das inovações financeiras para que as concessões não sejam restritas pelas regulações e pela alavancagem excessiva do setor bancário. Por meio de inovações (p.e. depósitos remunerados), bancos são capazes de estender prazos e volumes de seus passivos para respeitar determinações regulatórias. Assim, Minsky se aproxima da teoria da moeda endógena, enunciada por Nicholas Kaldor e Basil Moore.

préstimos solventes. Bancos devem assegurar que o aumento dos empréstimos tem seus riscos compensados, por exemplo, pelo aumento do *spread* cobrado pelos empréstimos. Por isso, na determinação dos efeitos da política monetária pelo canal do crédito, é relevante avaliar efeitos da política monetária sobre a solvência, a capacidade de provisão de colaterais e a disposição de tomar empréstimos por parte das famílias e pelas empresas.

Neste sentido, o Canal do Balanço Patrimonial apontado por Bernanke e Gertler (1995) elucida os mecanismos que afetam a demanda por crédito, seja pelo comprometimento dos fluxos de caixa, pela provisão de colaterais, ou pelas expectativas de demanda agregada. No canal do balanço patrimonial, a existência de assimetrias de informações no mercado de crédito afeta a demanda por crédito. O prêmio de financiamento é negativamente relacionado com o patrimônio líquido do tomador potencial. Quanto menor o patrimônio líquido de uma firma, mais severo seriam os problemas de seleção adversa e risco moral envolvidos na concessão de crédito. Assim, o custo do financiamento de uma empresa se eleva quando seu balanço patrimonial se deteriora.

Uma vez que o patrimônio líquido das empresas é pró-cíclico, choques econômicos têm seus efeitos amplificados por alterações no prêmio de financiamento. Um aumento da taxa de juros básica eleva o valor dos pagamentos necessários para a cobertura da dívida e reduz valor capitalizado dos ativos de longo prazo da firma. Assim, em um choque contracionista os passivos se elevam e os ativos se reduzem. As empresas veem deteriorados simultaneamente seus fluxos de caixa e sua capacidade de prover colaterais, o que eleva a probabilidade de *default*. Consequentemente, bancos elevam o *external finance premium* (ou *spread*), reduzindo novos empréstimos. Tal redução dos empréstimos impediria firmas de investir.

1.2.2 Minsky e o Canal do Crédito

O princípio do risco crescente, originado nos trabalhos de Kalecki e presente na obra de Minsky (2008) se aproxima do canal do Balanço Patrimonial, exposto por Bernanke e Gertler (ver Hannsgen, 2006, p.213). De acordo com Fiebinger et al. (2018, p.6), o acelerador financeiro é uma versão da teoria da fragilidade financeira Minskyana acrescida da hipótese de expectativas racionais. Apesar dos mecanismos serem semelhantes, argumentaremos adiante que as duas teorias têm diferenças fundamentais, as quais levam a diferentes conclusões para a condução da política monetária.

Para Kalecki, o investimento, por seu caráter duradouro, dependeria apenas da

taxa de juros de longo prazo, a qual flutua mais lentamente que a de curto prazo. No entanto, uma vez que as taxas de longo prazo sofrem apenas pequenas variações, enquanto o investimento apresenta variações cíclicas em intervalos menores, seria pouco razoável que o principal determinante das flutuações do investimento fossem as taxas de juros (Sawyer, 2007).

Por outro lado, Kalecki entende que o investimento é condicionado pelo princípio do risco crescente. Segundo este princípio, quanto maior o endividamento de uma empresa (em relação a seus lucros e seu patrimônio), maior é o risco percebido por parte do prestador. Assim, ao financiar seu investimento, empresas mais alavancadas encaram um maior prêmio de risco. Com um aumento da razão entre os custos financeiros e a taxa de lucro da empresa, a empresa tem sua capacidade de pagamento de empréstimos reduzida, de modo que o investimento é deprimido. Assim, apesar de não ter efeitos diretos sobre o investimento, alterações nas taxas de juros de curto prazo podem afetar o fluxo de caixa das empresas, aumentando o risco do empreendimento e reduzindo o investimento.

Minsky (2008, p. 239) considera o princípio do risco crescente essencial para compreender os ciclos endógenos do investimento⁵. Segundo Minsky (2008, p. 207) a decisão de investir envolve uma função de oferta de bens de capital dependente do custo do trabalho e das taxas de juros de curto prazo, além de uma função de demanda pelo investimento dependente do preço dos ativos e das expectativas das condições futuras de financiamento. Assim, a decisão de investir depende das condições de financiamento, e nas margens de segurança garantidas pelos ativos e pelos fluxos de caixa da empresa. Uma estrutura de capital mais dependente de financiamento de terceiros reduz as margens de segurança necessárias para fazer frente à incerteza do investimento.

Para avaliar o crescimento do risco em função da alavancagem, Minsky elabora uma taxonomia dos fluxos de caixa em que as empresas são divididas em unidades *hedge*, especulativas e *Ponzi*. Unidades *hedge* têm fluxo de caixa suficiente para pagar tanto o principal quanto os juros de seus empréstimos. Unidades especulativas têm fluxo de caixa suficiente para pagar apenas os juros, de modo que é necessário realizar novos empréstimos para pagar o principal de dívidas remanescentes. Unidades *Ponzi* devem tomar empréstimos para pagar tanto o principal quanto os juros de seus empréstimos.

Minsky (2008) argumenta que a passagem de uma economia com empresas pre-

⁵Como esclarecem Wray e Papadimitriou (2008, p. xv) a Hipótese da Instabilidade Financeira de Hyman Minsky é inspirada tanto no princípio do risco crescente de Michael Kalecki quanto no “sistema de dois preços” e no “risco do prestador e do tomador” da teoria de Keynes.

dominantemente *hedge* para uma economia com firmas em situação *especulativa ou Ponzi*, ocorre endogenamente em momentos de otimismo econômico. Durante expansões econômicas, a alavancagem de firmas se eleva devido a práticas bancárias mais permissivas. O crescimento da alavancagem eleva a proporção de unidades especulativas e *Ponzi* levando a economia a um estado de “fragilidade financeira”. No contexto de fragilidade financeira, a economia seria especialmente vulnerável a aumentos das taxas de juros. De acordo com Minsky (2008, p. 239):

The instability of a financial regime heavily weighted by speculative and Ponzi finance is due to the impact of changing interest rates that develop as an investment boom matures. As financial and product markets react to profit opportunities in an investment boom, the demand for financing increases interest rates. As a result, the margin between the present value of assets and the price of investment output decreases. If carried far enough a present value reversal occurs: that is, the value of capital assets falls below the supply price of investment. Rising interest rates diminish or eliminate the margins of safety that make the financing of investment possible. This tends to force units to decrease investment or sell out positions.

Os aumentos nas taxas de juros e as restrições impostas sobre os empréstimos após uma reavaliação de riscos têm efeitos negativos sobre o investimento. Alterações nos juros resultam em crescimento cumulativo dos custos de financiamento, os quais não são compensados por receitas crescentes de mesma magnitude. Como explica Lavoie (2014) as mudanças endógenas nas taxas de juros ocorrem nas taxas de longo prazo, utilizadas no financiamento do investimento. Mesmo que as taxas de curto prazo sejam controladas exogenamente pelo Banco Central, o *spread* cobrado pelos bancos entre os juros de curto prazo e o de longo prazo se eleva com o crescimento do risco.

No contexto da política monetária, o aumento da taxa de juros nominal por parte do Banco Central afeta fluxos de caixa e colaterais das empresas. Em uma economia com estoques de dívidas cujos termos de empréstimo respondem às taxas de juros atuais, quanto maior a taxa básica, maior proporção dos lucros é utilizada para o pagamento de juros da dívida. Uma resposta dos termos de empréstimo às taxas de juros ocorre tanto via renegociação durante a rolagem da dívida, quanto por juros pós-fixados. Fazzari e Minsky (1984, p.112) explicitam o argumento sobre os efeitos da política monetária:

High interest rates imply that payment commitments increase dramatically on debts that are either rolled over or indexed. High interest rates cause

an increase in the external financing required for investment projects in process. With a given mass of profits, rising interest rates in an economy with large-scale debts lead to higher business demand for external financing that tends to increase interest rates. Further increases take place as net cash flows fall and "margins of safety" decrease. These financial market reactions make things worse with respect to interest rates and reduce the market value of capital assets as the discount rate applied to expected future cash flows rises. These reactions will continue until interest rate increases lead to asset values that "break" investment.

Portanto, efeitos da política monetária sobre o investimento são amplificados quando grande parte dos fluxos de caixa atuais já está comprometida por causa de dívidas contraídas no passado. Em uma economia com estoques de dívidas mais elevados, aumentos das taxas de juros pela autoridade monetária têm maior potencial de comprometer a estabilidade financeira das firmas, reduzindo o crédito concedido e a capacidade de investir. Tais efeitos são especialmente relevantes quando os empréstimos são de curto prazo (rolados com maior frequência) e com taxas pós-fixadas (Fazzari e Minsky, 1984).

Um ponto de distinção fundamental entre a análise Minskyana e abordagem da *Credit View* de Bernanke e Gertler (1995) é o fato de que Minsky (2008) não prevê mecanismo de mercado que retome a demanda agregada a uma taxa de crescimento potencial exógena, de modo que os choques monetários têm efeitos de longo prazo. Para Minsky (2008, p.280) são os próprios mecanismos de mercado que conduzem a economia a expansões inflacionárias ou a contrações com elevado desemprego. Por um lado, nos modelos Novo-Keynesianos, a estabilização da economia nos períodos recessivos se dá pelos ajustes automáticos nos salários e preços. Por outro lado, na abordagem minskyana, uma maior flexibilidade dos preços pode aumentar a volatilidade da atividade econômica ⁶. Minsky (2008, p. 239) considera que aumentos nas taxas de juros podem levar à venda de ativos para realizar pagamentos de dívidas, assim:

Whenever the need to try to make position by selling out positions becomes prevalent, the price level of capital assets and financial instruments break, so that the prices of capital assets fall relative to the production costs of investment. Such a sharp decline in asset prices is what occurs in stock market crashes. Downside instability of asset prices can lead to a spiral of declining investment, declining profits, and declining asset prices.

⁶Fazzari et al. (2008) provê uma formalização deste argumento

A manutenção do investimento exige que os fluxos de caixa correntes validem as estruturas financeiras criadas no passado, o que não é garantido quando há uma queda relevante da demanda agregada corrente. A queda no investimento presente reduz o fluxo de caixa futuro, de modo que as expectativas continuam a se deteriorar, elevando ainda mais os prêmios de financiamento. Firms podem optar por liquidar ativos, mas não há garantia de que o mercado estará disposto a adquirir tais ativos, o que leva à queda no preço dos ativos. Assim, as deflações de ativos têm efeitos que se reforçam com o passar do tempo. Não é possível concluir que após um choque haverá processos dinâmicos que levem a economia a um equilíbrio geral. A deflação eleva a incidência de falências, insolvências e reduz o nível de investimento, de modo que quaisquer estímulos advindos de *real balance effects* sejam insuficientes para retomar a demanda a seu nível potencial.

Uma vez que não há garantia que o mercado retorne a um ponto de equilíbrio de pleno emprego, políticas contra cíclicas devem ser adotadas. Políticas de estímulo a demanda agregada devem incluir tanto a manutenção da taxa de juros em níveis baixos e estáveis quanto a utilização de políticas fiscais expansionistas. A política fiscal tem o efeito de incrementar a posição de liquidez de empresas com endividamento insustentável, o que Cardim de Carvalho (2015, p. 122) chama de efeito Minsky da política fiscal. Nas palavras de Fazzari e Minsky (1984, p. 110) “a move towards [government] deficits in bad times sustain profits”.

1.3 Crédito e política monetária no Brasil

Durante a implantação do RMI no Brasil, o principal estudo divulgado pelo Banco Central sobre os mecanismos de transmissão da política monetária apontava que: (i) a taxa de juros afetava o consumo de duráveis e o investimento num período de três a seis meses, e o hiato do produto afetava a inflação em um período adicional de três meses; (ii) as taxas de juros afetavam contemporaneamente o câmbio, o qual afetava contemporaneamente a inflação; (iii) a baixa alavancagem do setor corporativo e o histórico de políticas creditícias e monetárias restritivas levavam a um baixo efeito da política monetária pelo canal do crédito (Bogdanski et al., 2000). Portanto, considerava-se que a taxa de juros era capaz de afetar a atividade econômica pela contração da demanda doméstica e de alterações na taxa de câmbio. Por outro lado, o canal do crédito não seria relevante para a transmissão da política monetária.

O primeiro fator apontado para a baixa relevância do canal do crédito é a baixa

proporção do saldo de crédito em razão do PIB. Como afirma o BACEN (2010), “uma maior quantidade de crédito em relação ao tamanho da economia revela que uma parte maior do consumo e do investimento depende do mercado de crédito. Nesse contexto, quanto maior a quantidade de crédito em relação ao tamanho da economia, maior deve ser o efeito esperado da política monetária sobre a inflação.”

Apesar do relevante crescimento do crédito como proporção no PIB nos últimos anos, os efeitos do canal do crédito sobre a atividade econômica ainda são controversos. Sato (2013) evidencia que choques de política monetária são capazes de afetar a oferta de crédito e os *spreads* cobrados. Apesar disso, Sato (2013) não encontra evidências de que a maior restrição no crédito afete a produção industrial. Evangelista e de Araújo (2018) também apresentam evidências de que alterações no saldo de crédito não afetam significativamente a produção industrial, por outro lado, alterações nas taxas de juros das operações de crédito afetam a produção. Bonomo et al. (2016) argumentam que estudos mais recentes tendem a corroborar mais fortemente a atuação do canal do crédito.

Cardim de Carvalho (2005, p.333) argumenta que peculiaridades do mercado de crédito no Brasil justificam a baixa resposta da concessão de crédito a variações nas taxas de juros. A alta rentabilidade dos títulos públicos, aliada a uma baixa competição bancária, sustentou um retorno elevado do setor bancário, independente de condições da atividade econômica. Com a sua rentabilidade garantida pela compra de títulos públicos, bancos teriam alto poder para definir os termos de empréstimos, criando um mercado de crédito em permanente racionamento. Por este motivo, existiria no país uma exacerbada “franja de tomadores insatisfeitos”, o que tornaria a demanda por crédito inelástica a alterações nas condições de financiamento. Aumentos da taxa de juros deveriam ser relativamente agudos para afetarem o investimento.

Entre países desenvolvidos, diferenças na potência da política monetária foram creditadas por Borio (1996) a diferenças entre as maturidades dos vencimentos das dívidas e à ajustabilidade das taxas de juros nos contratos de crédito. Países como Alemanha, Suíça e Holanda, (com grande tradição bancária e baixa inflação) têm uma alta proporção de créditos de mais alta maturação e taxas menos ajustáveis. Em oposição, Países anglo-saxões costumam ter maiores proporções de crédito de curto prazo e com taxas variáveis. Borio (1996) ressalta que quanto mais ajustável as taxas de juros dos empréstimos e menores seus prazos, maiores e mais rápidos os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica. Trabalhos mais recentes como Rubio (2011) e Garriga et al. (2017) confirmam que economias cujos empréstimos tenham taxas mais

ajustáveis são mais vulneráveis a choques de política monetária.

A incorporação destes resultados na discussão brasileira se fez mediada pela existência de relevante atuação governamental no mercado de crédito. No Brasil, a atuação governamental seria responsável por garantir taxas de juros menos ajustáveis, e, portanto menos vulnerável a choques de política monetária.

O argumento de que as imperfeições no mercado de crédito em países em desenvolvimento se devem a atuação governamental remontam aos estudos da década de 1970 conduzidos por Ronald McKinnon e Edward Shaw sobre a relação entre finanças e desenvolvimento. Segundo estes autores, países subdesenvolvidos sofriam com a falta de profundidade do sistema financeiro e com a repressão financeira, causada pela atuação governamental. Governos seriam responsáveis pela execução de políticas restritivas aos fundos emprestáveis, limitando o financiamento empresarial.

Políticas como o direcionamento de crédito, altas taxas de reservas compulsórias, taxas de juros reais reguladas, baixa competição bancária, barreiras à entrada a bancos internacionais e a existência de bancos públicos impediriam que as taxas de juros reais fossem determinadas pelo mercado e se situariam em um patamar inferior àquela de equilíbrio (McKinnon, 1993, p.12). As baixas taxas de juros, condicionadas pela atuação estatal, levariam a um baixo nível de poupança e à redução do investimento.

A liberalização dos mercados financeiros eliminaria tais fricções e permitiria que o mercado fosse conduzido ao equilíbrio desejável. Na medida em que as taxas de juros se elevassem na direção da taxa de equilíbrio, haveria um efeito positivo sobre o crescimento. Com a elevação das taxas de juros, aumentar-se-ia a poupança, a acumulação de capital e a eficiência na alocação dos recursos.

O modelo teórico proposto por McKinnon e Shaw foi amplamente utilizado pelo Banco Mundial e pelo FMI para justificar processos de liberalização financeira em países em desenvolvimento na década de 1970 e 1980 (Studart, 1995, p.21). Apesar de sua ampla utilização para prescrição de políticas, os pressupostos dos modelos de liberalização financeira foram criticados por sua escassa comprovação econométrica e pelas sucessivas crises bancárias e cambiais em países que adotaram as medidas de liberalização (Hermann, 2003).

Após as falhas serem admitidas pelos proponentes originais, propostas de liberalização financeira passaram a exigir um gradualismo na adoção das reformas e uma ampliação em seu escopo, de modo a incorporar medidas “macroprudenciais” (McKinnon, 1993). A liberalização deveria ser precedida pelo ajuste fiscal, pela estabilização monetária e pela reforma do modelo de política monetária, a qual deveria ter a estabilidade

de preços como único objetivo. Após a “estabilização macroeconômica”, a liberalização do mercado de capitais e cambial poderia ser adotada de forma segura. No médio prazo, deveriam ser adotadas políticas de liberalização bancária, as quais incluiriam o encerramento de linhas de crédito direcionado, privatização de bancos públicos e políticas de estímulo a concorrência bancária.

1.3.1 Bancos públicos, Crédito direcionado e Política monetária

A existência da segmentação do crédito entre crédito livre e direcionado no Brasil foi apontada como a causa da baixa potência da política monetária pelo canal do crédito. Segura-Ubiergo (2012), por exemplo, evidencia que o nível da taxa de juros no Brasil é elevado em relação a outros países de estrutura econômica semelhantes. O autor sugere que tal nível elevado poderia se explicar pela segmentação do mercado de crédito e pela inércia inflacionária.

As críticas aos Bancos Públicos nascem a partir de questionamentos sobre a incompletude da liberalização bancária realizada no país. Em artigo que inaugura este debate acadêmico, Arida (2005) argumenta que a falta de densidade do mercado de capitais brasileiros não é suavizada pela existência dos bancos públicos, mas acentuada pela mesma. Neste sentido, os bancos públicos seriam responsáveis pela redução a potência da política monetária, o que dificultaria a estabilização macroeconômica:

O custo dos empréstimos concedidos tanto pelo BNDES quanto pela CEF tem sido sistematicamente inferior à taxa Selic ou ao custo do dinheiro no curtíssimo prazo. Isso reduz a potência da política monetária em comparação com uma situação alternativa, em que a taxa Selic afetasse também os créditos oriundos da CEF e do BNDES. Como consequência, a taxa Selic necessária para viabilizar uma determinada meta inflacionária tem de ser maior do que seria se os créditos da CEF e do BNDES tivessem seu preço fixado de forma não subsidiada(Arida, 2005).

A crítica de Arida (2005) se aplicaria também aos demais bancos públicos e ao crédito direcionado, como o crédito habitacional e ao crédito rural, concedido majoritariamente pelo Banco do Brasil. Na medida em que o crédito direcionado seja concedido a uma taxa que não responde à taxa controlada pelo Banco Central, a Selic afetaria apenas parte do mercado de crédito. Assim, as elevações na taxa básica para conter uma elevação na inflação teriam de ser superiores àquelas caso não houvesse crédito

direcionado. Como esperado, a validade de tal lógica depende do fato da inflação ser originada de uma produção acima do potencial, criando um hiato do produto positivo. Uma vez que os tomadores de crédito direcionado não fossem atingidos pelo aumento das taxas de juros, para reduzir o hiato, seria necessário uma maior contração dos setores sem acesso ao crédito direcionado. Deste modo, a taxa de juros de equilíbrio compatível com a estabilidade de preços seria uma função da taxa do crédito direcionado e da taxa Selic, se situando acima da primeira e abaixo da última (Segura-Ubierno, 2012).

Além de serem mantidas em um nível inferior à taxa de juros básica, as taxas de juros do crédito direcionado apresentam menor resposta às alterações na taxa básica de juros (Bonomo et al., 2018). Esse fato é evidenciado na Tabela 1.1, em que são apresentadas as correlações entre a SELIC e outras taxas médias do crédito livre e direcionado. As taxas de juros médias dos créditos livre e direcionado têm alta correlação com a taxa selic (68% e 65% respectivamente). Apesar disso, é baixa a correlação da Selic com a TJLP, com os juros médios do BNDES e com o Spread do crédito direcionado (30%, 28% e 0,03% respectivamente). Esse resultado reflete a busca pela estabilidade das taxas de juros nas regiões e setores considerados prioritários (principalmente bens de capital, habitação e agricultura).

Tabela 1.1: Correlações entre as taxas de juros do crédito livre e direcionado e a taxa SELIC

	Selic	TJLP	Juros Livres	Juros Direcionados	Juros BNDES	Spread Livre	Spread Direcionado
Selic	1,00						
TJLP	0,30	1,00					
Juros Livres	0,68	0,85	1,00				
Juros Dir	0,65	0,84	0,91	1,00			
Juros BNDES	0,28	0,88	0,78	0,90	1,00		
Spread Livre	0,47	0,92	0,96	0,88	0,86	1,00	
Spread Dir	0,03	0,80	0,60	0,75	0,92	0,72	1,00

Fonte: Elaboração própria - dados do SGS-BCB em abr/2019.

Barboza (2015) formaliza o argumento de que a menor sensibilidade à política monetária dos juros direcionados implicam uma taxa de juros de equilíbrio mais elevada. Valendo-se de um modelo de curto prazo Novo-Keynesiano (semelhante ao apresentado na seção (1.1)), o autor demonstra que menores respostas do produto aos juros aumentam a taxa de juros de equilíbrio. Ou seja, um parâmetro α menos negativo na curva IS implica uma maior taxa de juros de equilíbrio (Equação 1), e vice versa.

O argumento de que o crédito direcionado reduz a potência da política monetária foi trazido à tona devido ao fortalecimento da atuação anticíclica dos Bancos Públicos. No período posterior à crise de 2008, o Governo Brasileiro intensificou a atuação dos Bancos Públicos visando evitar que a instabilidade financeira internacional afetasse a produção doméstica (Paula et al., 2013; Barros et al., 2018). Apesar da intervenção ter sido bem-sucedida, sua continuidade foi criticada logo após os efeitos iniciais da crise cessarem (Bonomo et al., 2015; Segura-Ubiergo, 2012).

Em setembro de 2017, tais críticas levaram a aprovação da Medida Provisória 777, que instituiu a Taxa de Longo Prazo (TLP), em substituição da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP). A TJLP foi criada em 1994, quando Pêrsio Arida presidia o BNDES, com o objetivo de vincular os empréstimos do BNDES ao custo de captação de longo prazo do Governo Federal. A inexistência de títulos de dívida de longo prazo exigiu que a taxa de juros longa fosse definida pelo Conselho Monetário Nacional, o qual utilizaria a meta de inflação mais um prêmio de risco para o estabelecimento da TJLP. Como não havia uma regra clara para a definição da taxa, a TJLP foi mantida permanentemente em um nível inferior à Selic, em razão do esforço governamental de que o custo do crédito ao investimento (de setores de interesse público) fosse inferior ao custo médio do crédito da economia. A introdução da TLP visou eliminar a discricionariedade na determinação da taxa de longo prazo, atrelando-a ao rendimento do título do Tesouro IPCA⁺ (NTN-B). A rentabilidade da TLP é, assim, composta pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), computado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), acrescida de uma taxa de juros real prefixada, de acordo com o rendimento das Notas do Tesouro Nacional – Série B (NTN-B) para o prazo de cinco anos. Durante os cinco anos posteriores a janeiro de 2018, o custo dos empréstimos do BNDES será calculado como uma média ponderada da TJLP e da TLP. A partir de 2023, a TLP se constituirá apenas do IPCA mais o juro real da NTN-B de cinco anos.

Por meio da redução dos juros para o investimento, a existência da TJLP visava o aumento da participação do investimento no produto e uma redução da participação do consumo. Por este motivo, argumentou-se que manutenção da TJLP em níveis baixos afetava positivamente o produto potencial no longo prazo, ao permitir maior crescimento do estoque de capital. Assim, os impactos de curto prazo do crédito direcionado sobre a potência da política monetária poderiam ser compensados ao se permitir que o produto potencial se amplie no longo prazo, reduzindo o impacto de pressões de demanda sobre a inflação. Neste sentido, Feijó e Sousa (2012) argumenta que ao atuar do lado da oferta, bancos públicos contribuem para uma política estruturante anti-inflacionária,

elevando não só a capacidade produtiva como a produtividade ⁷.

A literatura empírica acerca dos efeitos dos bancos públicos para a potência da política monetária não é extensa e considera apenas efeitos microeconômicos. No principal trabalho empírico utilizado para a fundamentação da TLP, Bonomo et al. (2016) argumentam que empresas com acesso ao crédito de bancos públicos são menos afetadas pela política monetária, tanto em relação ao volume de captação de novos empréstimos quanto em relação ao volume de emprego. Ademais, estas empresas têm menor sensibilidade a choques externos, como a elevação do risco internacional. Corroborando tais evidências, Perdigão (2018) evidencia que há menor resposta à política monetária em setores industriais com maior parcela de crédito direcionado no crédito total.

A base de dados utilizada por Bonomo et al. (2016) não permite avaliar características dos bancos emprestadores, como sua solvência, o que dificulta a identificação do canal analisado pelo trabalho. Para os autores, os efeitos identificados atuam pelo *bank lending channel*, ou seja, pelo modo como a oferta de crédito reage a política monetária. A oferta de crédito público⁸ seria mais estável (em termos de custos e prazos) que a oferta de crédito livre, justificando a menor resposta à política monetária de empresas com acesso. A identificação do canal de oferta é corroborada pela utilização de controles para características das firmas (idade, tamanho e risco) e efeitos fixos.

O principal motivo apontado por Bonomo et al. (2016) para estes resultados é a falta de sensibilidade do juro do crédito direcionado em relação a taxa básica. Os empréstimos direcionados não estariam inteiramente ligados aos custos de financiamento dos bancos, nem aos fundamentos financeiros dos tomadores, o que permitiria um descolamento entre a taxa cobrada e a taxa de captação. Argumenta-se que bancos públicos, por serem garantidos pelo Estado, não teriam a disciplina de mercado dos demais bancos, o que resultaria em uma má alocação de recursos (Bonomo et al., 2016)⁹

⁷Em geral, modelos do Novo Consenso desconsideram tal problemática, por entender que no longo prazo o produto potencial é exógeno, determinado pelo progresso tecnológico e crescimento populacional. Modelos de crescimento heterodoxo consideram que a taxa de crescimento do produto é endógena à demanda, assim, a demanda corrente é relevante para a determinação do nível de oferta no longo prazo.

⁸Bonomo et al. (2016) utiliza em seus principais resultados uma categoria de crédito “government driven”, a qual inclui todo o crédito concedido por bancos públicos mais o crédito direcionado concedido por bancos privados.

⁹Por outro lado, conforme ressalta Mettenhein (2010), o papel dos Bancos Públicos é dificilmente compreendido se os avaliarmos apenas como uma firma maximizadora de lucro. Bancos públicos têm sua atuação “embasada em retornos sustentáveis por horizontes de tempo mais longos, com missões corporativas que incluem políticas públicas, tradições alternativas de governança que privilegiam o controle de executivos pelo conselho do banco e a orientação aos grupos sociais interessados” (Mettenhein, 2015, p.8). Mesmo considerando estas especificidades institucionais, Mettenhein (2015) evidencia que

Ressaltamos que a definição de potência da política monetária é de natureza macroeconômica, e que bases de dados no nível das empresas dificilmente conseguirão captar os efeitos agregados da política monetária sobre o nível de atividade e inflação (Kashyap e Stein, 2000). Apesar de apresentarem evidências microeconômicas, Bonomo et al. (2016) e Perdigão (2018) não se propõe a mensurar o efeito agregado dos bancos públicos sobre o canal do crédito.

Castro (2018a) questiona a abrangência dos argumentos de Bonomo et al. (2016) devido a apresentação de apenas evidências microeconômicas. A resposta de uma firma à política monetária não depende apenas de seu próprio acesso ao crédito direcionado, mas também ao acesso de todas as demais firmas. O efeito agregado seria a soma dos efeitos microeconômicos de cada firma com os efeitos externos de todas as firmas agindo simultaneamente, o que altera *preços* de insumos e de bens finais. Estimativas *cross-section* omitem os efeitos externos e, portanto, não seriam necessariamente informativas sobre os efeitos macroeconômicos da política de crédito direcionado.

A desconsideração dos efeitos externos pode ocultar a intensificação dos *price puzzles* pelo crédito livre. As variações positivas nos preços após choques contracionistas - conhecidas como *price puzzles* - são fartamente documentadas na literatura econométrica, como atesta a extensa revisão de Ramey (2016, p.99)¹⁰. O *price puzzle* pode se originar de choques de oferta, devido ao aumento de custos operacionais causados pelos aumentos nas taxas de juros. Castro (2018a) argumenta que caso haja um intervalo de tempo entre o pagamento da produção e as receitas a partir de vendas, é possível que os choques dos juros atuem por este "canal de custos". Caso as reduções na demanda agregada não resultem em reduções de preços suficientes para compensar o aumento dos custos financeiros, os choques de juros podem causar um aumento dos preços finais.

Uma vez que os juros cobrados no crédito direcionado são menos responsivos a taxa básica de juros, o canal dos custos é menos atuante em firmas com maior acesso ao crédito direcionado. Assim, o crédito direcionado teria um efeito dúbio para a política

bancos públicos mantém vantagens competitivas sobre bancos privados, quando se avalia seus retornos, sua eficiência operacional e sua competitividade (ver também Jayme Jr e Crocco, 2010; Pereira e Silva, 2018)

¹⁰A identificação de correlações positivas entre as taxas de juros e os preços tem uma longa história que remete aos trabalhos de Thomas Tooke durante a controvérsia entre a Escola Bancária e a Escola Monetária, na Inglaterra do século XIX. Décadas depois, Keynes nomeou o fenômeno de "Paradoxo de Gibson", por acreditar que o economista britânico Alfred Gibson havia descoberto a regularidade em 1923 (Shiller e Siegel, 1977). O termo *price puzzle* surge a partir das estimações com vetores autoregressivos no início da década de 1990 (Ramey, 2016). Lima e Setterfield (2010) utilizam o termo canal de custos (*cost-push channel*) da política monetária para examinar o fenômeno.

monetária. Por um lado, em consonância com a proposição de Fazzari e Minsky (1984), a menor volatilidade dos juros garante que o acesso ao crédito direcionado resulte em uma menor redução da produção, após choques contracionistas. Por outro lado, o acesso ao crédito direcionado reduz a intensidade dos choques de custos. Assim, o crédito direcionado pode garantir uma maior resiliência da demanda agregada e uma redução do *price puzzle*. Na ausência do crédito direcionado, após choques de política monetária a produção pode responder mais e a inflação responder menos (Castro, 2018b).

Para avaliar o efeito deste canal de custos, Silva et al. (2018) constroem um modelo DSGE em que parte do crédito para financiar a produção é concedido por bancos públicos, cujas taxas de juros não respondem à política monetária. Neste modelo, a existência do crédito direcionado suaviza os efeitos das taxas de juros sobre a produção e sobre a inflação. Nos efeitos sobre a inflação, o crédito direcionado ameniza tanto o *price puzzle* presente nos primeiros meses após a contração monetária, quanto a redução da inflação notada a partir do terceiro mês.

Por fim, Castro (2018b) pondera que, do ponto de vista teórico, além da redução nos custos financeiros, a existência do crédito direcionado pode reduzir a queda no estoque de capital. Assim, devido a um menor deslocamento na oferta, o direcionamento de crédito não necessariamente reduz a potência da política monetária - em termos da inflação. Para testar esta hipótese, o autor calibra com dados da economia brasileira um modelo DSGE em que o crédito direcionado financia o investimento das firmas. Como resultado, o autor encontra que, com a existência do crédito direcionado, a redução dos efeitos da política monetária sobre o produto é maior que aquela sobre a inflação, implicando menor “taxa de sacrifício”. Segundo o autor, este é um resultado positivo para a condução da política monetária, uma vez que permite obter uma mesma queda na inflação, a partir de menor queda no produto (Castro, 2018b, p. 80).

A Tabela 1.2 apresenta os principais trabalhos sobre a relação entre crédito direcionado, bancos públicos e a potência da política monetária. Entre os trabalhos apresentados, há forte consenso acerca da redução dos efeitos da política monetária sobre o *investimento*, devido à menor resposta das taxas de juros do crédito direcionado. Por outro lado, Castro (2018a) levanta duas razões para acreditar que tais resultados não se reflitam sobre a inflação: (i) a redução do *price puzzle* e (ii) menor variação no estoque de capital. A primeira hipótese é corroborada por Silva et al. (2018)¹¹, enquanto

¹¹Destaca-se que o autor conclui que há redução da potência da política monetária, pois tanto o *price puzzle* dos meses iniciais, quanto a queda posterior na inflação são amenizados com a existência do crédito direcionado (Silva et al., 2018).

a segunda havia sido apresentada também por Modenesi e Modenesi (2012) e Feijó e Sousa (2012).

Tabela 1.2: Resumo da Literatura sobre Crédito Direcionado e Potência da Política monetária

Publicação	Método	Principal Conclusão
Bonomo e Martins(2016)	Panel Data	Empresas que captam recursos de bancos públicos ou de crédito direcionado têm menores quedas na produção e no emprego após choques de juros.
Silva et al.(2016)	DSGE	Crédito direcionado reduz efeitos dos choques das taxas de juros sobre a produção, mas ameniza o <i>price puzzle</i> .
Perdigão(2018)	FAVAR Bayesiano com restrição de sinal	<i>Setores industriais</i> com uma maior parcela de crédito direcionado em seu endividamento têm menores respostas dos preços e da produção após choques de juros.
Castro(2018 a)	DSGE	Existência do crédito direcionado reduz o impacto da política monetária sobre a produção, mas aumenta sobre a inflação, devido ao canal dos custos.
Castro(2018 b)	DSGE - VAR Bayesiano	Existência do crédito direcionado reduz mais o impacto da política monetária sobre a produção do que sobre a inflação, levando a uma menor taxa de sacrifício.

2 Metodologia empírica

2.1 Projeções Locais

2.1.1 Projeções Locais e VAR

A partir de artigo seminal de Sims (1980), a literatura econométrica de séries temporais se concentrou, principalmente, em aperfeiçoar especificações dos Vetores Autorregressivos (VAR). O sistema proposto por Sims (1980) identifica choques exógenos nas variáveis de interesse por meio de um sistema recursivo em que são impostas restrições em alguns dos coeficientes do sistema primitivo, de modo que este fique exatamente identificado (Enders, 2015, p. 293).

Uma das principais formas de interpretar os resultados de um VAR, é o cálculo das funções de impulso-resposta (IRF, na sigla em inglês), o qual se realiza por meio de iterações de um modelo previamente estimado. Em sua forma reduzida, um modelo VAR pode ser representado pela Equação 4, em que y_t é uma matriz contendo as variáveis de interesse, u_t representa o termo de erro e β é a matriz dos coeficientes estimados. Por conveniência, não apresentamos o termo de intercepto.

$$y_t = \beta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Podemos obter as funções impulso-resposta a partir do modelo acima utilizando sua representação de média móvel como descrito pela Equação 5, onde Φ representa os multiplicadores de impacto obtidos a partir dos coeficientes do VAR e ϵ representa os choques estruturais (Enders, 2015, p. 295).

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t-i} \quad (5)$$

Os multiplicadores de impacto em Φ são utilizados para calcular os efeitos dos choques sobre as variáveis y_t em todos os períodos de tempo. Para obter o impacto de um choque unitário em ϵ_{t-i} sobre y_{t+1} utiliza-se a matriz Φ_i calculada como uma potência de grau i dos coeficientes do VAR original. Deste modo, no caso de o modelo ser mal especificado, os vieses de estimação do modelo são acumulados de forma composta a cada novo horizonte de tempo.

O método VAR garante estimações ótimas no caso de o modelo estar bem especificado, com o número de defasagens igual ao do processo gerador de dados. Por outro

lado, caso o modelo não seja bem especificado, os erros das IRF estimadas são acumulados a cada horizonte de tempo (Ramey, 2016, p.83). Conforme argumenta Jordà (2005), tal má especificação pode surgir do fato de que grande parte das relações entre séries macroeconômicas seguem trajetórias melhor representadas por médias móveis (VARMA), o que as torna incompatíveis com a estimação na forma VAR. Tal incompatibilidade explicaria a necessidade da utilização de numerosas defasagens, de forma a emular o comportamento das médias móveis por meio da autorregressão. Assim, os VAR são, muitas vezes, uma representação má-especificada do processo gerador de dados real.

Visando evitar os vieses decorrentes de más especificações em modelos VAR, Jordà (2005) propôs a utilização de *projeções locais* para o cálculo das funções impulso-resposta. As estimações propostas realizam previsões diretas a partir de uma regressão específica para cada horizonte de tempo. Num contexto de modelos de previsão, a diferença entre as projeções locais e o VAR é análoga àquela entre modelos de previsão direta e modelos de previsão iterada. Pode-se prever valores de uma variável utilizando tanto uma regressão por horizonte específico (previsão direta) ou iterar um passo à frente em um modelo já estimado (previsão iterada) (Ramey, 2016, p.84). As projeções locais são equivalentes às previsões diretas, enquanto estimações VAR equivalem a estimações iteradas. Assim como na abordagem VAR, o método pressupõe que os *choques* foram corretamente identificados (Ramey, 2016, p. 84).

A projeção local pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme a equação abaixo:

$$y_{t+h} = \beta_h \text{choque}_t + \theta_h x_t + u_{t+h} \quad (6)$$

O coeficiente β estima o efeito médio de um *choque* exógeno sobre a variável y^i , no horizonte de tempo h . A matriz θ contém os coeficientes das variáveis de controle x_t . Gera-se, portanto, uma estimativa MQO para cada horizonte de tempo h após o choque, ou seja, para cada passo à frente desejado. Neste contexto, as variáveis de controle são utilizadas para garantir que os efeitos do choque sobre a variável de interesse não sejam advindos de outras causas, mas apenas deste tratamento. As variáveis de controle podem incluir tendências, variáveis correlacionadas ao choque, defasagens de y e dummies sazonais, por exemplo. O método é robusto a situações de não estacionariedade ou cointegração nos dados (Ahmed e Cassou, 2016), assim em nossa aplicação os dados em y e x_t estão em nível. Por fim, os termos de erro u_t são serialmente correlacionados, o

que leva à necessidade de utilizar correções de Newey-West nos erros padrões (Jordà, 2005).

A principal aplicação das projeções locais é a obtenção das IRF. Jordà (2005) define funções impulso-resposta como a diferença entre duas previsões:

$$IR(t, h, d_i) = E(y_{t+h}^i | v_t = d_i; x_t) - E(y_{t+h}^i | v_t = 0; x_t) \quad (7)$$

Em que o operador $E(\cdot|\cdot)$ denota o melhor previsor de mínimos quadrados, y_t contém o vetor de variáveis de interesse, x_t contém variáveis de controle, v_t é o vetor de choques na forma reduzida e D é uma matriz cujas colunas d_i contém os choques experimentais relevantes, para cada uma das i variáveis de interesse em y . Assim, a função de impulso a resposta prevê a posição da variável y_{t+h}^i dado um choque d_i , subtraído da previsão caso o choque não houvesse ocorrido ($v_t = 0$). O previsor ($E(\cdot|\cdot)$) de cada horizonte é obtido pelos coeficientes β , da Equação 6. Por fim, a função impulso-resposta pode ser obtida da multiplicação do coeficiente β pelos choques “experimentais” d_i .

$$IR(t, h, d_i) = \beta_h^a * d_i \quad (8)$$

Para a elaboração das IRF a partir das projeções locais, persiste o desafio de identificação de relações causais contemporâneas, também presente nas estimativas VAR. Isso se deve ao fato, de não ser possível controlar por efeitos contemporâneos da variável de interesse y_t^i sobre os choques. Portanto, a obtenção do vetor d_i está sujeita a mesmas opções de identificação encontradas pela literatura VAR, como decomposições de Cholesky, identificações estruturais, métodos narrativos, identificação de alta frequência, variáveis instrumentais, restrições de sinal, etc. (Ramey, 2016).

A identificação dos choques mais comumente utilizada baseia-se na imposição de restrições aos coeficientes contemporâneos, conhecido como decomposição de Cholesky (Ramey, 2016), a qual utilizaremos em nossas estimações. Em nossa especificação básica, isto significa dizer que utilizaremos a taxa de juros contemporânea como variável de *choque* na Equação 6, e adicionaremos os valores contemporâneos e defasados do Produto e da Inflação como variáveis de controle. Como detalharemos adiante, tal especificação é amplamente utilizada em estudos de política monetária (Christiano et al., 1999; Jordà, 2005; Ramey, 2016). Adicionalmente, para a construção do vetor d_i , primeiramente um VAR na forma reduzida é estimado e obtêm-se a matriz de variância e covariância dos resíduos (Adämmer, 2018). Aplica-se, então, a decomposição de Cholesky, baseada em ordenamento pré-definido, para obter as matrizes com os choques.

Por fim, para calcular a IRF, o β para cada horizonte, é multiplicado pela matriz de choques (d_i) obtida pela decomposição de Cholesky, como representado na equação (8).

Como apontam Brugnolini (2018) e Barnichon e Brownlees (2016), em estimações com pequenas amostras ou em que haja má especificação do número de *lags*, as projeções locais são uma alternativa viável às estimações de função impulso-resposta pelo método VAR. Apesar disso, as estimativas são comumente menos precisas e muitas vezes erráticas (Ramey, 2016). Kilian e Kim (2011) comparam as projeções locais com modelos VAR e argumentam que as primeiras são menos precisas em amostras pequenas.

Em contrapartida, as estimações com projeções locais apresentam algumas vantagens. Em primeiro lugar, as projeções locais podem ser estimadas por MQO, não requerendo métodos mais complexos, utilizados em VAR de ordens elevadas (Jordà, 2005). Em segundo lugar, as projeções locais são robustas à má especificação do processo gerador de dados real. Uma vez que não é necessário definir a priori qual a forma funcional do processo gerador dos dados, as estimações são confiáveis mesmo que não se conheça o sistema de equações que melhor descreve as interações das variáveis (Jordà, 2005).

Em terceiro lugar, estimações com projeções locais permitem a economia de parâmetros e elevar os graus de liberdade (Tenreyro e Thwaites, 2016, p. 47). A consistência das funções impulso-resposta no VAR dependem de o modelo estar corretamente especificado, o que pode elevar o número de defasagens exigidas ao custo de graus de liberdade. O uso das projeções locais permite economizar parâmetros, pois o número de variáveis de controle só deve ser suficiente para assegurar que os choques são exógenos, e não para descrever a dinâmica das variáveis endógenas (Tenreyro e Thwaites, 2016). Assim, mesmo considerando o fato de que são utilizadas defasagens da variável dependente (o que implica a perda de observações), a utilização das projeções locais é menos restritiva quanto aos graus de liberdade em estudos em que há um grande número de variáveis endógenas e defasagens (Tenreyro e Thwaites, 2016, p. 47).

Ilustração - Var e Projeções Locais Neste ponto, é útil a ilustração das diferenças entre as projeções locais e os VAR, conduzindo estimações das duas modelagens para as séries utilizadas neste trabalho. Como detalhamos acima, para ambos exercícios, identificamos o choque de taxa de juros pela ordenação tradicionalmente adotada para exercícios de política monetária (produto, inflação e juros), e nos valemos da decomposição de Cholesky. Utilizamos as séries em nível, com exceção do PIB, para o qual

foram calculados os logaritmos naturais¹². A utilização das variáveis em nível também é o procedimento seguido por Jordà (2005).

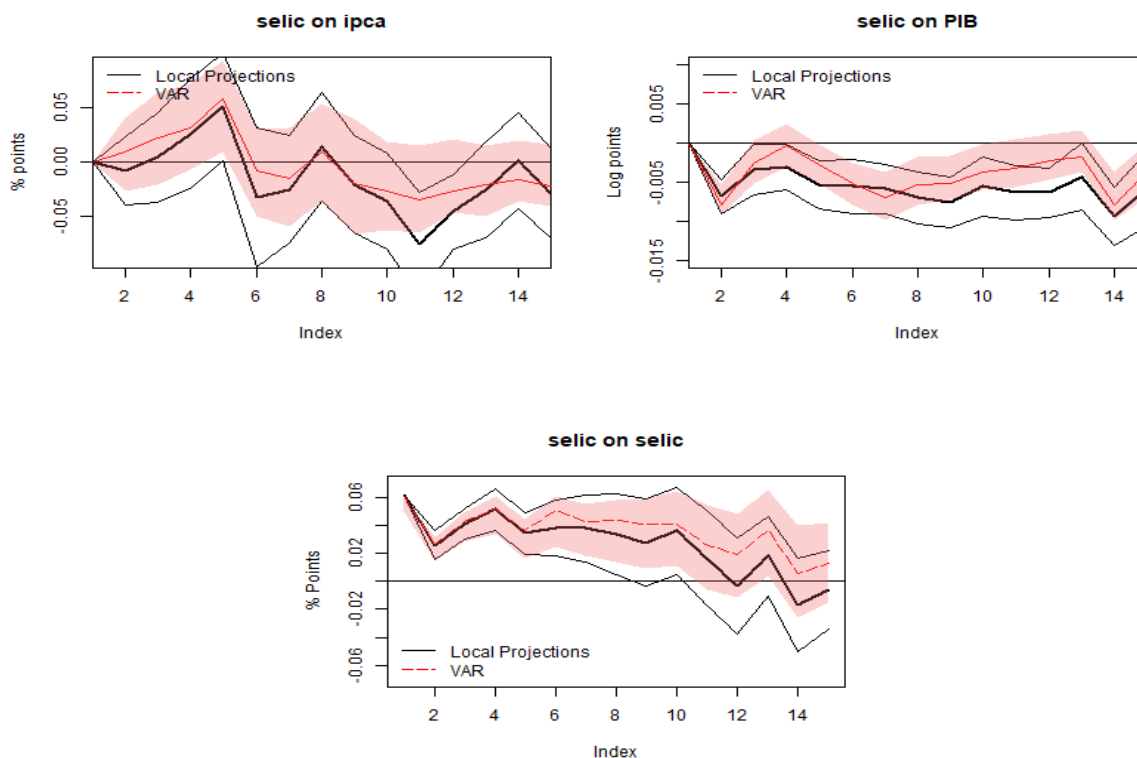
A seleção de defasagens adotou o critério de informação de Akaike (AIC), que selecionou 12 defasagens, quando utilizamos o valor máximo de 12 defasagens. Assim, incluímos a possibilidade de as variáveis serem afetadas diretamente pelo choque de juros num período de até um ano. A extensão escolhida também parece adequada se considerarmos que na literatura de projeções locais para política monetária, em bases de dados trimestrais, Jordà (2005) utiliza 4 defasagens, Tenreyro e Thwaites (2016) utilizam uma defasagem e Alpanda e Zubairy (2018) utilizam duas defasagens, todos seguindo o critério AIC. Com dados para o Brasil, Carcel et al. (2018) utilizam quatro defasagens para estimações mensais, tendo se baseado no critério AIC.

Na Figura 2.1, as funções impulso-resposta estimadas pela metodologia VAR e pela LP são apresentadas. A função impulso-resposta das projeções locais é apresentada pela linha sólida grossa e seus intervalos de confiança pela linha sólida mais fina. A função de impulso-resposta VAR é representada pela linha tracejada e pelo intervalo de confiança sombreado. Nota-se que não há diferença estatisticamente significativa entre as duas estimações. De fato, as representações VAR e por projeções locais, devem coincidir na população e assintoticamente, contudo, as projeções locais podem apresentar intervalos de confiança maiores (Kilian e Kim, 2011).

Em ambas as estimações, obtêm-se o comportamento esperado das três variáveis após um choque de um desvio padrão da Selic. Os resultados se aproximam, também, daqueles obtidos por Carcel et al. (2018) em uma comparação entre VAR e projeções locais para a política monetária no Brasil (utilizando dados de agregados monetários como instrumento). O IPCA tem inicialmente um *price puzzle* que dura até o quinto mês. A partir de então, mantém respostas predominantemente negativas, mas não estatisticamente significativas. Para o PIB, há uma queda estatisticamente significativa desde o primeiro período que se mantém até o 15º mês. Para a Selic, nota-se que a variação inicial positiva é seguida de sucessivos aumentos, que decrescem e retornam a zero após 12 meses.

¹²A descrição dos dados utilizados encontra-se na tabela (5.1) do Anexo.

Figura 2.1: Comparação entre estimações VAR e Projeções Locais



Notas: Respostas a um choque de 1 desvio padrão na variável de política monetária (Selic). A projeção local é representada pela linha preta sólida e pelos intervalos de confiança em linha sólida. A estimação VAR é representada pela linha tracejada (vermelha) e pelo intervalo de confiança sombreado.

2.1.2 Projeções locais dependentes de estado

Além das vantagens já apontadas, as projeções locais permitem de forma simples a incorporação de não linearidades. Assim, pode-se investigar os efeitos dos choques exógenos sob diferentes estados ou regimes econômicos, não sendo necessário determinar *a priori* como a economia transita de um regime a outro. No presente trabalho, utiliza-se tal propriedade para análise da política monetária sujeita a regimes definidos pelo saldo de crédito por Bancos Públicos e Privados. As estimações são realizadas com o pacote *lpirfs*, implementado em *R* por Adämmer (2018). Neste *software*, as projeções locais dependentes do estado são computadas seguindo Ahmed e Cassou (2016), com a

especificação:

$$y_{t+h}^i = F(z_{t-1})(\beta_h^a \text{choque}_t + \theta_h^a x_t) + (1 - F(z_{t-1}))(\beta_h^b \text{choque}_t + \theta_h^b x_t) + u_t \quad (9)$$

Tal qual no modelo linear, os coeficientes β_h estimam o efeito médio de um choque sobre a variável y^i no horizonte h . Porém, na Equação 9 o coeficiente β_h depende do regime da economia (*a* ou *b*), definido pela função $F(z_t)$. Portanto, ao estimar por MQO uma projeção local para cada horizonte h , obteremos um vetor β para cada um dos estados econômicos. No nosso caso, a variável de estado (z_t) é o saldo de crédito dos bancos públicos, ou privados, conforme detalharemos adiante. Seguindo Auerbach e Gorodnichenko (2012a) utiliza-se a variável de estado com uma defasagem, de modo que não haja *feedback* contemporâneo entre o estado e os choques.

A função $F(z_t)$ retorna uma definição de regimes próxima a uma *dummy* de estado, que representa a probabilidade da economia se encontrar em um estado de alto ou baixo crédito¹³. Para obter probabilidades não discretas como valores da função $F(z_t)$, a diferença entre a variável de estado (z_t) e sua tendência, é transformada conforme a seguinte função logística¹⁴:

$$F(z_t) = \frac{e^{-\gamma z_t}}{(1 + e^{-\gamma z_t})} \quad (10)$$

No nosso caso, a função (10) se aproxima de 1 quando há maior probabilidade da economia estar em um regime de alto crédito. Alternativamente, o valor da função se aproxima de 0 quando há maior probabilidade do regime ser de baixo crédito. A função logística suaviza as mudanças de estado de modo que pequenas variações na variável z_t não resultem em uma mudança brusca (e discreta) do regime. O parâmetro γ define a intensidade da suavização: valores mais altos de γ significam que $F(z_t)$ permanece mais tempo próximos aos limites $[0,1]$, aproximando o modelo de uma configuração discreta.

Após o cálculo dos β , podemos calcular as funções impulso-resposta, multiplicando-os pelos choques experimentais, tal qual na versão linear. Porém neste caso obteremos

¹³Jordà et al. (2019) utiliza os termos alto crédito e baixo crédito. Alpanda e Zubairy (2018) e Klein (2017) utilizam o termo alto endividamento (*high-debt*). As terminologias são equivalentes se considerarmos que os ativos de crédito dos Bancos corresponde ao nível de endividamento bancário privado.

¹⁴Função adotada em Adämmer (2018), e sugerida originalmente por Granger et al. (1993).

um valor de resposta para cada regime:

$$\begin{aligned} IR^a(t, h, d_i) &= \beta_h^a * d_i \\ IR^b(t, h, d_i) &= \beta_h^b * d_i \end{aligned} \tag{11}$$

Ramey e Zubairy (2018, p. 852) demonstram que a utilização das projeções locais em modelos dependentes de estado tem a grande vantagem de não necessitar a realização de restrições na mudança de regimes, como ocorre, por exemplo, em métodos como Threshold Vector Autoregression (T-VAR). Ramey e Zubairy (2018) comparam estimações utilizando Projeções Locais não lineares com estimações T-VAR realizadas por Auerbach e Gorodnichenko (2012a). A autora explicita que os resultados de Auerbach e Gorodnichenko (2012a) se apoiam em uma má especificação na duração dos regimes estudados. As estimações por projeções locais não requerem especificações sobre a duração e início de cada regime, o que permite estimações mais adequadas ao processo gerador de dados.

Projeções Locais Dependentes de Estado: Literatura Empírica — As estimações de projeções locais dependentes de estado têm sido crescentemente utilizadas na literatura de política fiscal e monetária, sendo frequente a adoção de medidas da atividade econômica como definidoras do regime. Para a política fiscal, diversos trabalhos avaliam que o multiplicador fiscal é maior em períodos de recessão e do que nos períodos de expansão econômica (Auerbach e Gorodnichenko, 2012b; Jordà e Taylor, 2016; Ramey e Zubairy, 2018). Já análises de política monetária, concluíram que choques durante períodos de crescimento são mais potentes do que aqueles em períodos de recessão (Tenreyro e Thwaites, 2016; Santoro et al., 2014; Jordà et al., 2019). Santoro et al. (2014, p.21) destacam que esta diferença entre estados é significativa apenas para o produto. A resposta da inflação aos choques de juros tem praticamente o mesmo comportamento nos períodos de expansão e recessão (Santoro et al., 2014).

Além das mudanças de regime em função da atividade econômica, as projeções locais têm sido utilizadas em uma gama de estudos que envolvem não linearidades. Por exemplo, Aastveit et al. (2017) evidenciam que a política monetária é menos potente em períodos de alta incerteza. Romer e Romer (2017) argumentam que parte da severidade e duração de crises pode ser explicada pelo nível de deterioração financeira (medida pelos custos de intermediação do crédito)¹⁵. Outra aplicação relevante é a assimetria na

¹⁵Os autores não encontram resultados significativamente distintos entre as especificações lineares e

transmissão de choques de juros positivos ou negativos. Tenreyro e Thwaites (2016, p.59) analisam esta assimetria e concluem que, na economia americana, choques contracionistas têm maiores efeitos sobre o produto que os afrouxamentos monetários¹⁶. Analisando dados da economia chinesa, Chen et al. (2018) concluem o inverso: na China há maiores respostas da produção e da inflação durante períodos de afrouxamento monetário. Os autores atribuem tal resultado à presença de empresas públicas, as quais sofreriam menos nas contrações monetárias e se beneficiariam mais em momentos de afrouxamento. Devido à existência das empresas públicas, o Banco Popular da China seria capaz de “empurrar a corda” e estimular a economia por meio da política monetária (Chen et al., 2018).

O presente trabalho se relaciona diretamente com a literatura que utiliza séries de estoque de crédito como definidoras do regime econômico. Nesta linha, considera-se que existem não linearidades nas respostas a políticas macroeconômicas dependentes da posição da economia em um ciclo de crédito. Klein (2017) e Bernardini e Peersman (2018) evidenciam que a austeridade fiscal tem maior efeito em momentos de alto endividamento privado. Klein e Winkler (2018) utilizam uma base de dados em painel de 17 países para explicitar que, além de mais contracionista, as consolidações fiscais aumentam mais a concentração de renda em períodos de alto endividamento privado. Jordà et al. (2016) investigam a interação entre regimes de endividamento público e privado na recuperação de recessões. Os autores concluem que instabilidades financeiras responsáveis por crises são originadas primariamente no setor privado, contudo o custo econômico da desalavancagem privada após uma recessão é ampliado quando há menor capacidade do setor público em promover estabilização macroeconômica.

Por fim, os trabalhos mais próximos da nossa investigação são Jordà et al. (2019) e Alpanda e Zubairy (2018), que analisam os efeitos dos ciclos de endividamento privado sobre a potência da política monetária. Jordà et al. (2019) avaliam efeitos de choques de política monetária sobre a produção e inflação em períodos de *boom* e de queda do nível de endividamento hipotecário (relacionado ao endividamento das famílias) e não hipotecário (relacionado ao endividamento de firmas). Comparando estas duas definições de regime, concluem que apenas os ciclos de endividamento das famílias alteram significativamente a potência da política monetária. Além disso, os autores

não lineares das projeções locais, indicando que a severidade da crise cresce linearmente com o aumento da deterioração financeira (Romer e Romer, 2017, p. 3113)

¹⁶Os resultados encontrados para a inflação são simétricos, ou seja, variações na inflação têm a mesma magnitude dados choques de juros positivos ou negativos (Tenreyro e Thwaites, 2016, p. 59).

destacam que a influência do ciclo de crédito tem direção diferente ao se considerar a produção ou a inflação: o produto responde mais à política monetária em períodos de alto crédito das famílias, enquanto a inflação responde mais em períodos de baixo crédito das famílias. No caso do crédito às firmas, a política monetária tem os mesmos efeitos ao longo do ciclo.

Alpanda e Zubairy (2018) também utilizam dados de crédito hipotecário como identificador de estado e encontram resultados divergentes para variáveis de atividade econômica e para a inflação. Os autores centram a investigação na possibilidade de estímulo à atividade econômica em momentos de alto endividamento das famílias. Conclui-se que um afrouxamento monetário é menos efetivo para a atividade econômica em períodos de alto endividamento. Por outro lado, no período de baixo endividamento há uma piora do *price puzzle* (Alpanda e Zubairy, 2018, p.12).

Em suma, as evidências da influência do ciclo de crédito na potência da política monetária são heterogêneas no que diz respeito a inflação e à atividade econômica. A literatura de projeções locais dependentes de estado suscita questionamentos sobre a relação imediata prevista pelo modelo básico do Novo Consenso em que os choques mais fortes na demanda agregada resultam necessariamente em quedas mais bruscas na inflação (Santoro et al., 2014). De todo modo, as condições do mercado de crédito afetam as respostas à política econômica em geral (Jordà et al., 2016; Romer e Romer, 2017; Klein, 2017; Bernardini e Peersman, 2018) e, em particular, à política monetária (Jordà et al., 2019; Alpanda e Zubairy, 2018). Ademais, as características do crédito gerador do ciclo são importantes para a determinação dos seus efeitos sobre a política monetária (Jordà et al., 2016, 2019). Na literatura norte-americana é relevante a distinção entre o crédito empresarial (Bernanke e Gertler, 1995) e o crédito hipotecário para famílias (Iacoviello, 2005).

Para o Brasil, a discussão em torno da potência da política monetária enfatizou a existência do crédito direcionado e da grande participação dos bancos públicos no estoque de crédito. A hipótese central é que o crédito direcionado e o crédito dos Bancos públicos (Government-driven loans) seriam menos responsivos à política monetária (Bonomo et al., 2016). Por este motivo, utilizaremos as projeções locais dependentes de estado para comparar os ciclos de crédito de bancos públicos com ciclos de créditos dos bancos privados. O espírito deste estudo se aproxima da análise realizada por Jordà et al. (2019), mas em vez de diferenciarmos ciclos com base nos demandantes de crédito (famílias e firmas), diferenciamos a natureza da oferta do crédito (bancos públicos e privados). Como já ressaltamos, é evidente que características da demanda

por crédito afetam nossas estimações, já que os tomadores de crédito dos bancos públicos são distintos dos tomadores dos bancos privados (Bonomo et al., 2015). De todo modo, argumentou-se que as características da oferta de crédito por Bancos Públicos condicionam a potência da política monetária (Bonomo et al., 2016; Silva et al., 2018). Portanto, consideramos razoável que as diferenças entre os efeitos estimados utilizando saldos de bancos público e privados se deve à natureza da oferta do crédito.

2.2 Especificações Básicas

2.2.1 Dados

As estimativas básicas deste trabalho incluem variáveis de produção, inflação e taxa de juros, além da variável de estado de saldo dos créditos públicos e privados. Para os dados de Inflação, utilizamos a série do Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplo (IPCA) calculadas pelo IBGE, o mesmo utilizado índice utilizado para o cômputo da meta de inflação. Para os dados do Produto Interno Bruto, utilizamos a série de valores encadeados a preços de 1995 do Monitor do PIB da FGV, série compatível com as estimativas de PIB trimestrais do IBGE.

Como variável de política monetária, utilizamos a Taxa de juros - Selic acumulada no mês, divulgada pelo Banco Central. Para as variáveis de estado, utilizamos os Saldos das Operações de Crédito das Instituições Financeiras sob Controle Público e sobre Controle Privado, ambas divulgadas pelo Banco Central. A tabela (5.1) do Anexo apresenta estas e demais variáveis de controle utilizadas neste trabalho.

As principais estimações realizadas, são feitas para o período entre janeiro de 2000 e julho de 2018, resultando em 223 observações mensais. O limite inferior de janeiro de 2000 é dado pela disponibilidade dos dados do Monitor do PIB da FGV. Como o Regime de metas de inflação fora adotado em junho de 1999, a amostra deste trabalho abarca todo o período do RMI, com exceção dos seis meses iniciais, devido à indisponibilidade de dados mensais do PIB para o período.

2.2.2 Identificação dos Choques

Os choques macroeconômicos podem ser definidos como forças exógenas primitivas não correlacionadas entre si, e economicamente significativas (Ramey, 2016, p.74). Para sua correta identificação empírica, é necessário que a série de choques não seja endógena em relação às demais variáveis do modelo. A forma mais comum de identificação de

choques macroeconômicos é a estimação de um VAR com a imposição de restrições sobre os coeficientes contemporâneos, procedimento conhecido como Decomposição de Cholesky (Ramey, 2016, p. 77). Para isso é necessário realizar o ordenamento prévio das variáveis desde a mais exógena para a mais endógena.

O pacote *lpirfs*, adotado neste trabalho para o cálculo das projeções locais, possibilita a identificação dos choques pela decomposição de Cholesky ou por meio de variáveis instrumentais (comumente utilizado em abordagens narrativas). Seguimos Jordà (2005), Alpanda e Zubairy (2018) e Ahmed e Cassou (2016) e utilizamos a decomposição de Cholesky para identificação dos choques. Para o ordenamento das variáveis adotamos o “pressuposto da recursividade”, incluindo (nesta ordem): produto, inflação e juros (Christiano et al., 1999). Como explicitado na Seção (2.1.1), em nosso caso isto equivale a: utilizar a taxa Selic como variável de choque (na equação 9) e garantir que os valores contemporâneos e defasados do PIB e da Inflação, assim como os valores defasados da Selic, estejam incluídos entre as variáveis de controle (Alpanda e Zubairy, 2018). Neste ordenamento, considera-se que a produção e os preços contemporâneos compõem o conjunto de informações do Banco Central na decisão do nível da taxa de juros. Por outro lado, a taxa básica de juros não afeta contemporaneamente os preços e a produção. Assim, os choques de política monetária não têm efeito sobre as demais variáveis econômicas dentro de um mesmo mês.

Como alerta Ramey (2016), este não é um pressuposto inócuo e pode ser invalidado, entre outros fatores, pelo comportamento “*forward looking*” da autoridade monetária. Ordenações alternativas são também justificadas teoricamente e utilizadas para o cálculo de IRFs. Por exemplo, em um modelo VAR, Modenesi e Araújo (2013, p.107) adotam o ordenamento inverso - Selic, Inflação e Produto - por entender que a taxa de juros é um instrumento de política monetária e, em regra, ajustada apenas oito vezes ao ano em reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM). Alguns trabalhos se valem apenas de testes de causalidade Granger para a ordenação das variáveis, um procedimento equivocado, pois “o conceito de causalidade Granger não guarda necessariamente nenhuma relação com a ocorrência (ou não) de efeitos contemporâneos de uma variável sobre outra”(Cavalcanti, 2010, p. 253).

Uma opção alternativa para a identificação dos choques, é a abordagem narrativa introduzida por Romer e Romer (2004) e aplicada às projeções locais, por Tenreyro e Thwaites (2016) e Santoro et al. (2014). Nesta identificação, são utilizadas séries de choques construídos a partir de atas do Conselho de Política Monetária. Como ressalta Ramey (2016, p.79), a utilização da narrativa não é suficiente para garantir a

exogeneidade dos choques. Ademais, para a economia norte-americana existem bancos de dados consolidados com séries de choques pela abordagem narrativa, o que não é verdade para o Brasil. Tenreiro e Thwaites (2016) e Alpanda e Zubairy (2018) realizam testes de robustez comparando as estimações utilizando os dois métodos de identificação e não encontram divergências nos resultados.

O pressuposto da recursividade tem sido usado recorrentemente na literatura econométrica (ver Christiano et al., 1999; Ramey, 2016), apesar de serem questionados e contrastados com abordagens narrativas, restrições de sinal e métodos de alta frequência. Nas estimações com projeções locais, Jordà (2005), Alpanda e Zubairy (2018) e Aastveit et al. (2017), por exemplo, utilizam o pressuposto da recursividade em suas estimações básicas. Assim, dada a consistência de resultados entre as abordagens, limitações nas bases de dados agregadas para o Brasil e a utilização na literatura econométrica, considera-se suficiente a identificação pelo pressuposto da recursividade. Ademais, a consistência com a literatura no ordenamento facilita a replicação e comparação dos resultados.

2.2.3 Variável de Estado: Regimes de Crédito

As estimações com projeções locais *lineares* (apresentadas na Figura 2.1) descrevem a resposta média das variáveis de interesse (produto e inflação) a um choque da Selic, independente das condições de crédito da economia. Seguindo as hipóteses apresentadas anteriormente, tais respostas podem ser afetadas pelo nível de endividamento das famílias e empresas. Em especial, como hipótese deste trabalho, o fato deste endividamento se originar de bancos públicos ou privados afeta de forma diversa a potência da política monetária. Assim, utilizaremos séries de saldo de crédito de bancos públicos e privados para identificar regimes econômicos de alto e baixo crédito, e estimar, utilizando as projeções locais, os efeitos da política monetária nestes diferentes regimes.

Os regimes de crédito são identificados seguindo a literatura financeira sobre o “hiato de crédito” (Drehmann e Tsatsaronis, 2014). Os regimes de alto crédito são definidos como aqueles em que o saldo de crédito em razão do PIB é maior que sua tendência de longo prazo¹⁷. Ao utilizar a série de crédito como razão do PIB¹⁸, pretendemos controlar para variações no nível de preços e para mudanças nas condições econômicas (Alpanda e Zubairy, 2018). Deste modo, a diferença entre o Crédito/PIB e sua tendência é utilizada

¹⁷A tendência da razão Crédito/PIB é calculada por meio do filtro Hodrick-Prescott. O parâmetro λ do filtro foi ajustado em 126900, seguindo Ravn e Uhlig (2002).

¹⁸Para este cálculo, utilizamos dados dessazonalizados do PIB mensal em Valores Correntes do Monitor da FGV.

para diferenciar os regimes nas projeções locais, constituindo a série z_t na Equação 9.

O indicador de hiato de crédito tem sido utilizado, por exemplo, para avaliação do aumento dos requerimentos de capital para a operação de bancos comerciais. Medida semelhante foi adotada no acordo de Basileia III e é utilizada pelo Bank for International Settlements (BIS) para mensurar vulnerabilidades sistêmicas causadas pelo nível elevado de endividamento. Drehmann e Tsatsaronis (2014) revisam criticamente a utilização do indicador de hiato do crédito e concluem que, apesar de simples, este é o melhor indicador individual para avaliar vulnerabilidades financeiras no nível nacional¹⁹. Períodos em que o hiato de crédito é positivo são caracterizados por estresse bancário e são bons previsores de crises financeiras (Jordà et al., 2016). Drehmann e Tsatsaronis (2014, p. 58) argumentam que, conceitualmente, o hiato de crédito sintetiza fragilidades em linha com o trabalho de Minsky (2008). Os períodos de alto crédito são, assim, episódios privilegiados para investigarmos os efeitos do canal de crédito da política monetária. Nestes períodos, é mais provável que os choques de juros afetem decisões de investir e consumir, dado o maior comprometimento da renda com o pagamento de empréstimos. Presume-se que os ciclos de crédito dos Bancos Públicos amenizem este efeito, uma vez que há menor resposta dos custos de empréstimos à taxa básica.

Para os nossos objetivos, o hiato do crédito é uma medida útil para avaliar as distinções entre os ciclos em que bancos públicos têm maior atuação e compará-los com ciclos liderados por bancos privados. Como mencionamos, a elevação do saldo de crédito dos bancos públicos em relação ao crédito total foi apontada como causa para a menor potência da política monetária. Assim, testamos a hipótese de que os cenários de alto crédito público têm consequência diversa para a política monetária do que os cenários de alto crédito privado. Mais especificamente, prevê-se que no contexto de alto crédito público, famílias e empresas teriam seus passivos atrelados a taxas de juros menos responsivas à política monetária. Assim, as respostas do produto à taxa de juros deveriam ser menos marcantes que no contexto de alto crédito privado. Em um modelo de política monetária do Novo Consenso, isto deveria significar também menor resposta da inflação, implicando a perda da potência da política monetária. Apesar disso, os resultados teóricos para a inflação são ambíguos, pois deve-se considerar o *price puzzle* mais marcante quando há maior variação da taxa que remunera o crédito.

¹⁹Drehmann e Tsatsaronis (2014, p. 68) recomendam, como regra de bolso, a utilização de séries com pelo menos 10 anos de dados disponíveis para a correta identificação das tendências de longo prazo dos ciclos de crédito.

3 Resultados

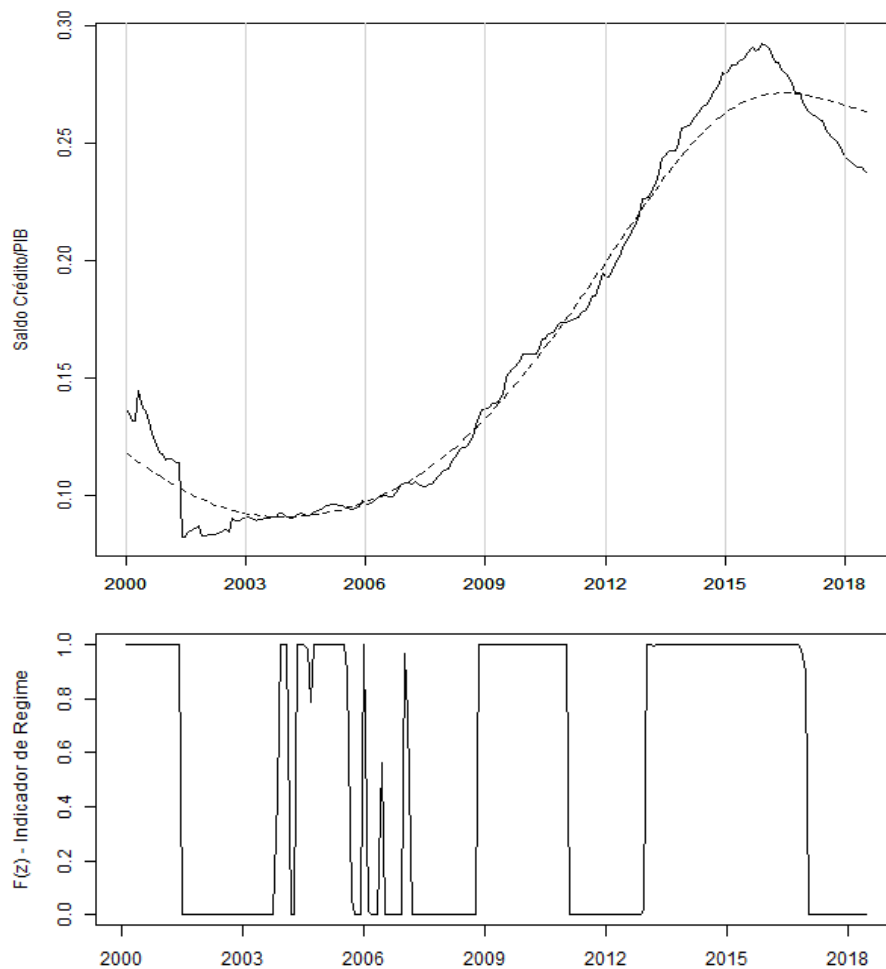
Os resultados básicos apresentados nesta seção comparam as funções impulso-resposta a um choque de 1 ponto percentual na Selic (mensalizada) nos estados de alto e baixo crédito, dos Saldos dos Bancos Públicos ou Bancos Privados. A especificação básica é ordenada segundo a hipótese da recursividade, incluindo produto, inflação e juros, nesta ordem. Adicionamos as 12 defasagens sugeridas pelo critério AIC. Para a função de indicação do regime, elegemos um γ elevado de 100, o que implica mudanças no regime praticamente discretas. Testes de Robustez são realizados para explicitar que os resultados se mantêm mediante: a alteração no critério de seleção de defasagens, na alteração do γ , na interação com períodos recessivos, na inclusão de controles (para câmbio e preços de commodities) e na utilização de variáveis de estado de crédito direcionado e livre.

3.1 Variável de Estado

Nesta seção, apresentamos as variáveis de estado computadas para os saldos de crédito dos bancos públicos e dos bancos privados. Para os bancos públicos, a série utilizada refere-se ao saldo das operações de empréstimo, financiamento e arrendamento mercantil concedidas pelas instituições integrantes do sistema financeiro público. A série inclui operações com recursos livres e direcionados concedidos por instituições financeiras cuja maioria do capital votante pertence direta ou indiretamente à União e aos Estados. A Figura 3.1 apresenta a variável de saldo de crédito dos bancos públicos (como razão do PIB) e o indicador de estado construído a partir desta variável. Ressalta-se que, uma vez que o regime é demarcado pela diferença entre a relação Crédito/PIB e sua tendência, mesmo em momentos de decrescimento do saldo, a variável de regime pode se manter no nível de alto crédito. A variável diz respeito ao nível do saldo de crédito e não à sua variação.

Para estimação básica utilizamos um elevado valor de γ ($=100$), de modo que a marcação dos regimes se aproxima de uma *dummy*. Com exceção do período entre 2003 e 2008, em que há maior variação na marcação do regime, os estados de alto e baixo crédito se apresentam bem definidos. A Figura 3.2 apresenta a variável de estado para os saldos dos Bancos Privados. Neste caso, também há clara definição dos regimes, com exceção de período entre 2013 e 2015. Nos testes de robustez, apresentamos estimações que flexibilizam a variável γ e suavizam a demarcação de regimes.

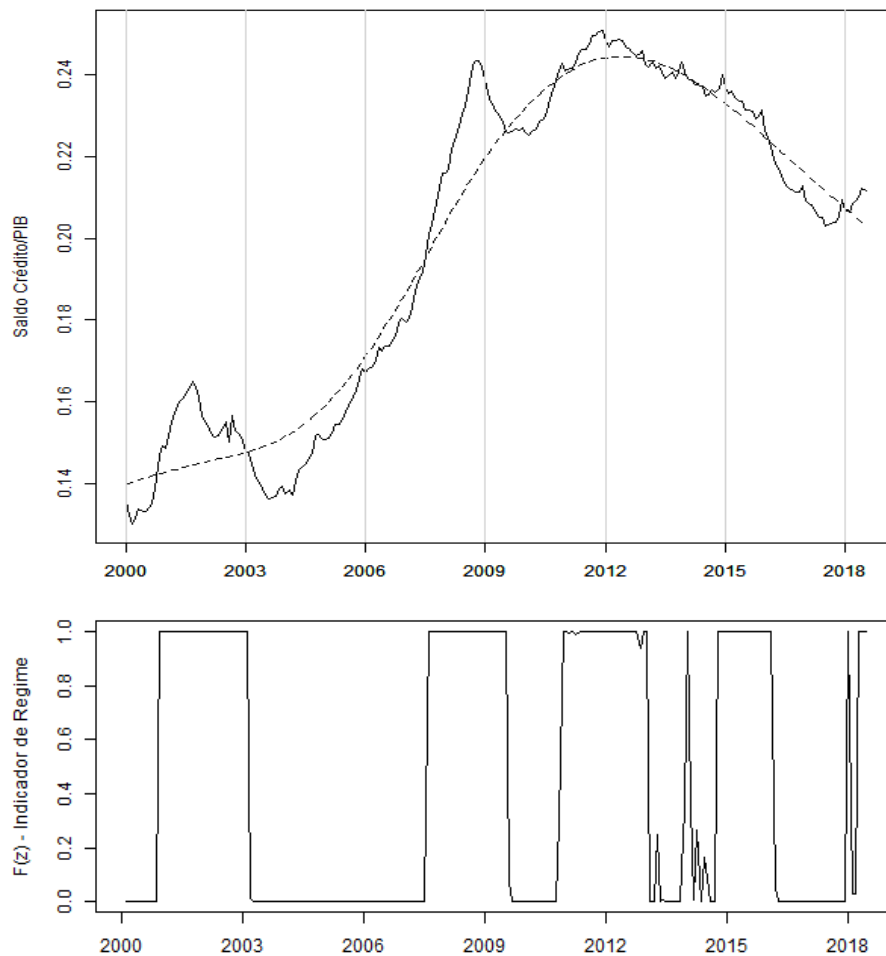
Figura 3.1: Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Públicos



Histórico do Crédito Para analisar as variáveis de Estado, pode ser útil uma reconstrução histórica do mercado de crédito no Brasil. Apresentamos nesta seção apontamentos que justificam a identificação histórica das variáveis de estado.

Os anos de 2000 e 2001 são marcados por queda marcante do crédito rural, habitacional e industrial detido pelos bancos públicos (Vidotto, 2005, p. 65). Entre novembro de 2000 e janeiro de 2002 foram privatizados os bancos estaduais de São Paulo (Banespa), Paraná (Banesatado), Goiás (BEG), Paraíba (Paraiban), Amazonas (BEA), na esteira do Programa de Incentivo à Redução do Setor Público Estadual na Atividade Bancária (Proes). Além das privatizações dos Bancos Estaduais, em junho de 2001, ativos do financiamento à habitação são securitizados e transferidos à gestão privada, como parte do Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais

Figura 3.2: Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Privados



(Proef) (Vidotto, 2005). Esta securitização explica a queda brusca nos saldos dos Bancos Públicos ocorrida entre 2000 e 2003. Como explica Lundberg (2011, p. 8), este foi um período de forte ajuste no Sistema Financeiro Nacional, em particular para as empresas financeiras públicas.

Passada a fase de reestruturação do sistema financeiro e a volatilidade do período eleitoral de 2002, o crédito volta a crescer a partir de 2003, liderado principalmente pelos bancos privados (Lundberg, 2011). No período entre 2003 e 2008, o saldo de crédito público oscila entre 8% e 11% do PIB.

A partir de 2006 e até o final de 2008, nota-se acelerado crescimento do crédito dos Bancos Privados, o qual não é acompanhado pelo Crédito dos Bancos Públicos. No período anterior à crise de 2008, os bancos privados foram os principais indutores do

ciclo de crédito a indústria (Araujo e Cintra, 2011). O BNDES, por exemplo, teve uma relevante queda nos pedidos de apoio financeiro entre 2005 e 2006 (Araujo e Cintra, 2011).

No final de 2008, a eclosão da crise financeira norte-americana interrompeu a trajetória de crescimento do crédito privado. A partir da desaceleração iniciada em outubro de 2008, o saldo de crédito privado em relação ao PIB só volta a crescer em meados de 2011. Em contraste, os saldos de crédito dos Bancos Públicos têm um forte crescimento já no final de 2008, em virtude do esforço contra cíclico. Araujo e Cintra (2011) explicitam que a atuação do BB e do BNDES foram especialmente relevantes para a manutenção do crédito industrial e rural no período pós-crise. A forte atuação dos Bancos Públicos se manteve até o início de 2011, quando se nota um retorno do crescimento do crédito dos bancos privados.

Os anos iniciais do governo Dilma são marcados pela inicial recuperação da atividade econômica e a subsequente reação à crise da zona do Euro. No primeiro ano do governo Dilma, nota-se uma restrição das políticas monetária e fiscal, a adoção de políticas “macroprudenciais” e o aumento da taxa básica de juros (Serrano e Summa, 2012), a qual é acompanhada por uma desaceleração no crescimento do saldo dos Bancos Públicos.

Em 2012, com a intensificação da crise da Zona do Euro e a desaceleração da atividade econômica, o governo Dilma recorre novamente aos Bancos Públicos para atenuar a queda da atividade econômica (Cagnin et al., 2013). O governo reduz as taxas de juros dos bancos públicos com carteira comercial, almejando que, via concorrência, a redução chegasse também aos juros dos bancos privados. Além disso, o governo prorroga o Programa de Sustentação do Investimento e promove reduções na TJLP que atinge 5,5% ao ano em janeiro de 2013.

A partir do final de 2015, nota-se a reversão no crescimento do saldo dos bancos públicos. A redução das concessões de crédito pelo BNDES esteve associada à elevação da TJLP de 5% até 7,5%, a redução do teto de operações do PSI e o início do repagamento da dívida com o Tesouro (Horta et al., 2018). Do lado dos bancos privados, a queda na participação do saldo de crédito no produto já podia ser notada em 2012. Ainda há um período de crescimento no final de 2014, mas uma nova aceleração da queda ocorre no final de 2015 e persiste até meados de 2017.

Enfim, as variáveis de estado apresentadas sintetizam a evolução histórica mercado de crédito. Sobretudo, argumentamos que os períodos de alto crédito podem se mostrar como laboratórios para a investigação acerca dos efeitos dos bancos públicos e privados

sobre a potência da política monetária.

3.2 Resultados Básicos

3.2.1 Estimações - Regime de crédito dos Bancos Públicos

Para as estimações dependentes de estado, seguimos os procedimentos adotados na Seção 2.1.1, para a projeção linear. Adotamos o pressuposto da recursividade para a identificação do choque, o que implica o ordenamento: produto, inflação e juros. Utilizamos 12 defasagens, tal qual recomendado pelo critério AIC. Adicionalmente, acrescentamos uma *dummy* mensal, para impedir que os efeitos capturados reflitam sazonalidades.

Figura 3.3 apresenta as estimações básicas utilizando a variável de estado de saldo dos bancos públicos. A primeira coluna apresenta as estimações das funções impulso-resposta a um choque de um desvio padrão da Selic, sobre o IPCA, o Produto e sobre a própria Selic. O estado de alto crédito é marcado pela linha preta sólida e o estado de baixo crédito pela linha vermelha pontilhada. Os intervalos de confiança (95%) para alto e baixo crédito estão respectivamente representados pelas linhas finas sólidas e pela área sombreada.

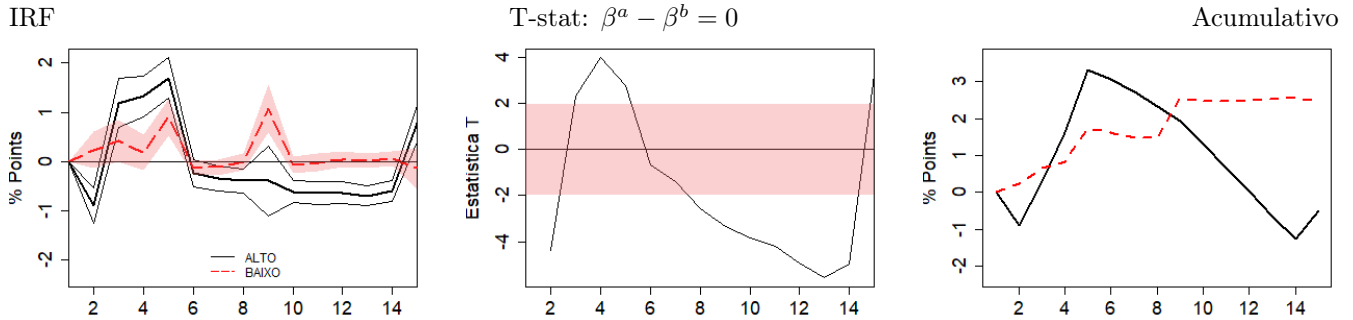
A resposta da Inflação apresenta um marcante *price puzzle* até o quinto mês. Este *price puzzle* é mais relevante no período de alto crédito de que baixo crédito. A partir do sexto mês a política monetária passa a ter efeito negativo significativo sobre a inflação no regime de alto crédito, que mantém até o 15º mês. Já no regime de baixo crédito a política monetária não tem efeito negativo significativo sobre os preços. Neste regime, após o 6º mês o choque permanece não significativo em praticamente todos os períodos. Nota-se que a política monetária só teve efeitos significativos sobre a inflação nos períodos em que havia alto saldo de crédito dos bancos públicos. Os resultados para a inflação se aproximam dos resultados encontrados por Alpanda e Zubairy (2018), para dados dos Estados Unidos, em que se evidencia um maior *price puzzle* no período de baixo crédito.

Os efeitos sobre o PIB são consonantes com a hipótese de que no período de maior endividamento os efeitos da política monetária são mais fortes. O efeito negativo sobre o produto ocorre desde o primeiro mês e se intensifica nos meses seguintes. Até o oitavo mês, as trajetórias do alto e baixo crédito se mantêm próximas. A partir do oitavo mês nota-se maior distanciamento entre as duas estimativas, com o produto tendo perdas maiores no estado de alto crédito. Nota-se que os efeitos sobre o produto não se dissipam

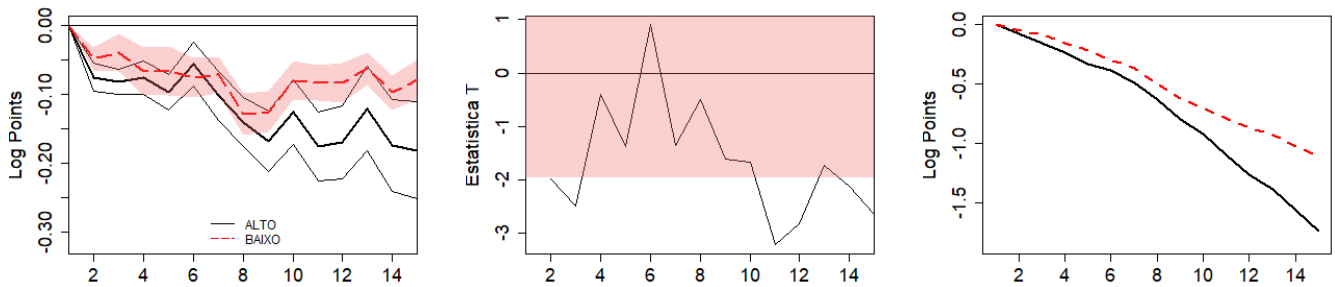
até o 15 mês. Efeitos da política monetária em períodos maiores que dois anos também são notados por Jordà et al. (2019); Tenreiro e Thwaites (2016).

Figura 3.3: Estimação Básica com o Filtro de Bancos Públicos

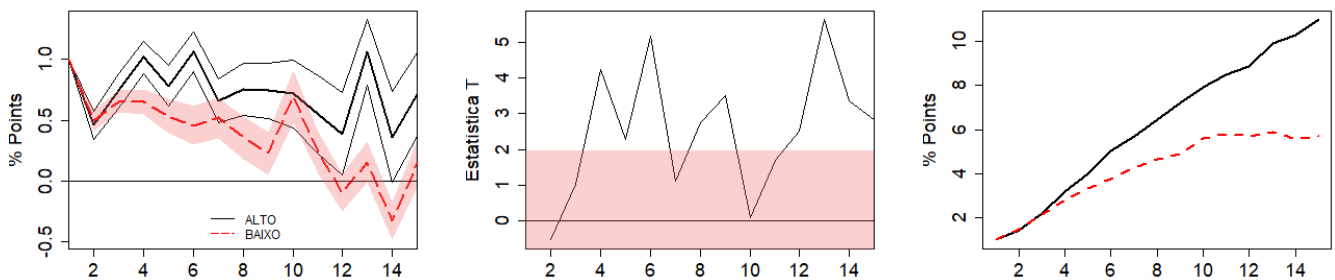
(a) Selic sobre IPCA



(b) Selic sobre PIB



(c) Selic sobre Selic



Nota: A primeira coluna mostra as funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada. A segunda coluna apresenta a as estatísticas T para a hipótese de que a diferença entre os coeficientes nos dois estados é igual a 0, a área sombreada marca o intervalo de $\pm 1,96$. A terceira coluna apresenta a função impulso-resposta acumulativa para o estado de alto crédito (sólido) e baixo crédito (pontilhado).

Nos dois regimes, os choques positivos sobre a Selic são seguidos por aumentos sucessivos da Selic. No regime de alto crédito, os aumentos sucessivos são maiores que aqueles do regime de baixo crédito. No regime de alto crédito, apesar dos choques serem

decadentes eles não convergem para o zero no horizonte apresentado de 15 meses. No regime de baixo crédito, a Selic deixa de aumentar após um ano.

É interessante ressaltar que para as três variáveis, o regime de alto crédito tem intervalos de confiança maiores que o de baixo crédito. Isso reflete o fato de que, além de efeitos mais intensos, no regime de alto crédito os efeitos são menos previsíveis.

A segunda coluna da Figura 3.3 apresenta a estatística T para a hipótese nula de que $(\beta_h^a - \beta_h^b) = 0$, com a áreas de $\pm 1,96$, sombreada²⁰. Ou seja, testa-se a hipótese de não há diferença entre as respostas no estado de alto e baixo crédito. Assim se, por exemplo, a linha na segunda coluna se situa abaixo da área sombreada em algum horizonte h , podemos rejeitar a nula de que a resposta naquele horizonte é igual, em favor da alternativa de que é mais negativa nos estados de alto crédito, sob o nível de significância de 5%. Os resultados indicam que a diferença entre os dois regimes é significativa para o *price puzzle* inicial e para a maior queda da inflação a partir do 7º mês. Para o produto, o período de alto crédito tem efeitos mais significativos nos primeiros meses após o choque e nos meses posteriores ao 11º. Para a Selic, após o 4º período, os aumentos sucessivos da taxa são, em geral, significativamente maiores no período de alto crédito.

A terceira coluna da Figura 3.3 apresenta o resultado acumulado das funções impulso-resposta, calculado pelo somatório de todos choques até certo horizonte h . Para a inflação, nota-se que o efeito líquido negativo só se torna relevante após o 12º mês do regime de alto crédito. Para o produto, destaca-se que a trajetória dos dois regimes é próxima, até o oitavo mês, quando a política monetária passa a ter efeitos crescentemente maiores no regime de alto crédito. Para a Selic, o regime de alto crédito não indica uma estabilização dos aumentos, enquanto no regime de baixo crédito tal estabilização já se nota a partir do 11º mês.

3.2.2 Estimções - Regimes de Crédito dos Bancos Privados

Repetimos as estimativas acima apresentadas, mas utilizando como variável de estado os regimes de crédito dos bancos privados. A Figura 3.4 apresenta os resultados básicos para um choque de um desvio-padrão na Selic sobre as três variáveis de interesse, condicionados aos ciclos de saldo de crédito dos Bancos Privados. A resposta da inflação

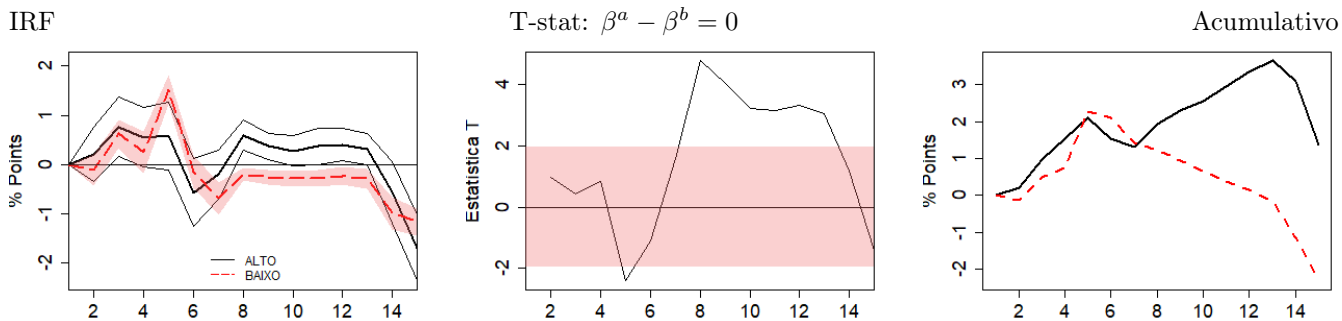
²⁰As estatísticas t são calculadas a partir dos desvios padrões extraídos da matriz de Newey-West, portanto, robustos à autocorrelação nos resíduos. Para o teste, utilizamos a fórmula $T = \frac{(\beta^a - \beta^b) - 0}{\sqrt{\text{var}(\beta^a) + \text{var}(\beta^b)}}$, valendo-nos da hipótese forte de que a covariância entre os dois estimadores é desprezível.

apresenta um resultado paradoxal, de um *price puzzle* duradouro nos períodos de alto crédito. Um *price puzzle* semelhante nos dois estados é notado até o 6º mês. A partir de então, nota-se um efeito contrário àquele percebido no ciclo de crédito dos bancos públicos: os períodos de baixo crédito privado apresentam uma resposta negativa da inflação e os períodos de alto crédito apresentam uma resposta positiva. O produto é significativamente mais responsivo no período de alto crédito. A Selic, por sua vez, apresenta a trajetória descendente esperada nos dois estados. No período de alto crédito, nota-se que há maior persistência de altas da Selic, que não se estabiliza até o 15º mês.

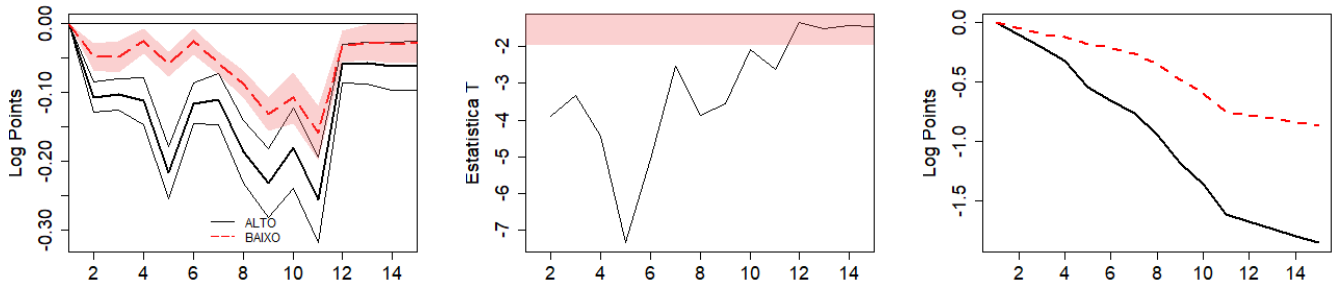
Na segunda coluna da Figura 3.4 notamos que as diferenças apontadas entre os estados são significativas. Em especial, é significativo o maior *price puzzle*, a maior queda do Produto e a maior persistência dos aumentos da Selic, nos períodos de alto crédito privado. Os efeitos se explicitam também nos gráficos acumulados da terceira coluna, onde se nota a reversão da inflação apenas após o 13º mês, a grande diferença acumulada na resposta do Produto, e o comportamento indistinto da Selic, com a diferença que no período de baixo crédito a estabilização já se nota no 12º mês.

Figura 3.4: Estimação Básica com o Filtro de Bancos Privados

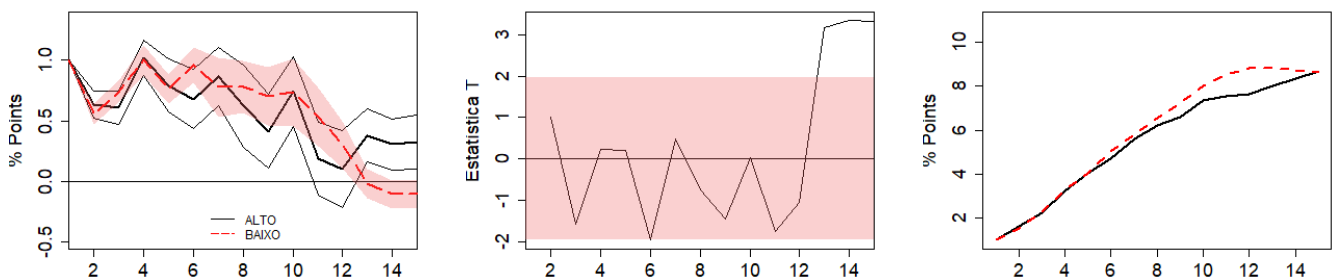
(a) Selic sobre IPCA



(b) Selic sobre PIB



(c) Selic sobre Selic



Nota: A primeira coluna mostra as funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada. A segunda coluna apresenta a as estatísticas T para a hipótese de que a diferença entre os coeficientes nos dois estados é igual a 0, a área sombreada marca o intervalo de $\pm 1,96$. A terceira coluna apresenta a função impulso-resposta acumulativa para o estado de alto crédito (sólido) e baixo crédito (pontilhado).

3.2.3 Multiplicadores de política monetária

Para comparar as estimativas entre as estimativas dos ciclos de crédito dos bancos públicos com as estimativas dos bancos privados, calculamos multiplicadores acumulados das funções impulso-resposta, baseando-nos em Jordà et al. (2019). Os multiplicadores são calculados como a razão da resposta média do PIB e da inflação pela resposta média das taxas de juros²¹. A normalização pela taxa de juros remove as diferenças entre estados que possam se originar de diferenças na trajetória das taxas de juros em cada estado.

Podemos entender os multiplicadores como a variação média necessária do produto (ou da inflação) para obter as funções impulso-resposta das Figuras (3.3) e (3.4). O multiplicador nos fornece, assim, a percentagem de variação acumulada do produto (ou os pontos percentuais, no caso da inflação), dado um choque de 1 ponto percentual na Selic, em valores mensalizados. A tabela (3.1) apresenta os resultados para as estimativas a partir das variáveis de estado de crédito dos Bancos Públicos e dos Bancos Privados.

Tabela 3.1: Multiplicadores: razão das respostas do PIB e do IPCA pela resposta da Selic

<i>Bancos Públicos</i>	Alto Crédito	Baixo Crédito	Diferença
Inflação	- 0,05	0,43	- 0,48
Produto	- 0,16	- 0,19	0,03
<i>Bancos Privados</i>	Alto Crédito	Baixo Crédito	Diferença
Inflação	0,16	- 0,27	0,43
Produto	- 0,21	- 0,10	- 0,11

Nota: Os valores reportados podem ser interpretados como o quanto o produto (ou a inflação) mudam em percentagem (pontos percentuais) em média ao longo dos 15 meses considerados para construir as funções impulso-resposta reportadas nas Figuras (3.3) e (3.4).

No caso da inflação, nota-se expressiva diferença das respostas nos ciclos de alto e baixo crédito, para ambas as variáveis de estado, mas as diferenças têm sentido contrário. No período de alto crédito público, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros (mensalizada) reduz em 0,05 pontos percentuais a taxa de inflação, no período de 15 meses. Os multiplicadores negativos só ocorrem nos períodos de alto

²¹Um tratamento detalhado do multiplicador de política monetária é feito em Jordà et al. (2017), ver também o ‘Apêndice D’ de Jordà et al. (2019). De forma equivalente, mas no contexto de multiplicadores fiscais, Ramey e Zubairy (2018, p.864) recomendam o cálculo do multiplicador fiscal como a integral da resposta do produto dividido pela integral da resposta dos gastos do governo.

crédito público e de baixo crédito privado, com o efeito mais relevante neste último. Por sua vez, nos regimes de alto crédito privado e baixo crédito público o *price puzzle* permanece durante todo o período.

Para o produto, os quatro cenários apresentam respostas negativas. No período de alto crédito público, um aumento de um ponto percentual na taxa de juros (mensalizada) reduz em 16% a taxa de crescimento do produto, no período de 15 meses. No ciclo de Bancos Públicos, a resposta média foi menor no período de alto crédito do que no período de baixo crédito. Este resultado, diferente daquele apresentado na Figura 3.3, se deve à diferença na trajetória das taxas de juros, a qual é utilizada para ponderação na Tabela (3.1). Assim, ponderando pelo maior aumento das taxas de juros no regime de alto crédito público, o produto é mais resiliente à política monetária neste regime que no de baixo crédito público. A maior resposta do produto se dá no período de alto crédito privado, a qual é aproximadamente o dobro do período de baixo crédito privado, e 30% maior que a do período de alto crédito público.

Discussão dos Resultados A tabela (3.1) revela uma dinâmica divergente entre inflação e produto nos períodos de alto e baixo crédito. A queda mais acentuada da produção não reflete necessariamente em uma queda mais acentuada da inflação, como se esperaria pela curva de Phillips Tradicional. O maior efeito negativo das taxas de juros sobre a inflação ocorreu nos períodos de baixo crédito privado, o mesmo período com a menor queda no produto. Por outro lado, no período de alto crédito privado, a maior resposta do produto, foi acompanhado por persistente *price puzzle*.

A resposta do produto, confirma a hipótese de que períodos de alto crédito dos bancos públicos apresentam maior resiliência à política monetária que os períodos de alto crédito dos bancos privados. Atribuímos tal resultado à maior resposta das taxas de juros dos bancos privados às taxas de juros básicas. Tais resultados corroboram, para a produção agregada, as hipóteses testadas em Bonomo et al. (2016) e Perdigão (2018).

A divergência entre os resultados para inflação e produto, também são também notadas pela literatura de projeções locais por Santoro et al. (2014), Alpanda e Zubairy (2018) e por Jordà et al. (2019). Alpanda e Zubairy (2018, p. 38), apesar de apresentarem resultados empíricos divergentes para inflação e produção em momentos de alto e baixo endividamento, na discussão de seus resultados, não se detêm sobre os efeitos do *price puzzle* mais marcante concomitante com períodos de maior contração do produto. Para interpretar seus resultados empíricos, Alpanda e Zubairy (2018) apre-

sentam um modelo de equilíbrio parcial em que a taxa de inflação se mantém constante, de modo que se investigue apenas os efeitos sobre o produto. Em geral, os efeitos sobre a inflação não recebem a mesma atenção que os efeitos sobre a produção.

Analisando assimetrias ao longo de ciclos econômicos em países desenvolvidos, Santoro et al. (2014) argumentam que apesar das assimetrias marcantes na resposta do produto em períodos de recessão, não há evidências de assimetrias na resposta da inflação. A vasta literatura sobre assimetrias na transmissão da política monetária em períodos de recessão e expansão é incapaz de lidar simultaneamente com resultados divergentes para o produto e inflação (Santoro et al., 2014, p. 20). Em geral, modelos que aplicam a teoria do acelerador financeiro, preveem assimetrias análogas do produto e da inflação, nos momentos de recessão e expansão da atividade econômica. Santoro et al. (2014) argumentam que o canal do balanço patrimonial deve ser complementado com mecanismos capazes de produzir efeitos contrários nos preços, de modo a obter a resposta não-linear encontrada na produção, mas com uma resposta simétrica nos preços. O autor sugere que não só a curva IS, mas também a curva de Phillips teria seus parâmetros alterados ao longo do ciclo econômico. Tais alterações adviriam de mudanças na aversão ao risco por parte das famílias, e atenuariam os impactos sobre a inflação em momentos de recessão. Em uma contração monetária, durante um período recessivo, haveria um movimento simultâneo da oferta e da demanda agregada que poderiam, inclusive, levar a um *price puzzle*, a depender da magnitude das alterações. Para a decisão de política monetária ótima, essa distorção implica um *trade-off* de política monetária que, também depende do estado da economia (Santoro et al., 2014, p. 34).

Alternativamente, no contexto da política monetária brasileira, Castro (2018a) fornece uma explicação baseada na elevação dos custos marginais, dada a elevação na taxa de juros. A maior flexibilidade dos termos do custo dos empréstimos, pode gerar simultaneamente uma maior contração do produto e a acentuação do *price puzzle*. A acentuação dos efeitos sobre o produto é notável nos períodos de alto crédito, principalmente no período de alto crédito privado. Para a inflação, os resultados são menos patentes. O regime de alto crédito público é marcado por forte *price puzzle* inicial, mas que se reverte após seis meses. Já no caso do regime de alto crédito privado, o *price puzzle* não se reverte antes do 13º mês.

3.3 Testes de Robustez

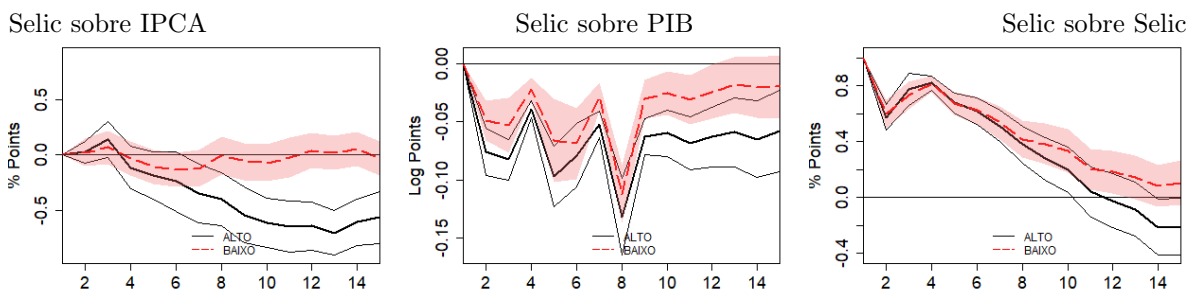
Testamos a robustez de nossos resultados básicos à: (i) alteração no critério de seleção de variáveis, (ii) suavização na definição dos regimes, (iii) exclusão dos períodos de recessão, (iv) inclusão de controles para o setor externo, (v) alteração na série definidora de regimes e (vi) alteração no período da amostra. Nas seções seguintes, apresentamos os resultados destes testes adicionais.

3.3.1 Critério BIC

Jordà (2005, p. 162) argumenta que, ao contrário das estimações VAR, as projeções locais são mais robustas à má especificação do número de defasagens. Apesar disso, com alterações no número de defasagens notam-se diferenças relevantes nas funções impulso-resposta. Para a seleção de defasagens nas estimações básicas, utilizamos o critério de Akaike com no máximo 12 defasagens, o que nos recomendou modelos com 12 defasagens. Como esperado (Enders, 2015, p. 70), o critério BIC foi mais parcimonioso e recomendou a adoção de 7 defasagens. As Figuras (3.5) e (3.6) apresentam as estimativas com as defasagens recomendadas pelo critério BIC, com as variáveis de estado de crédito dos bancos públicos e bancos privados.

Saldo de Crédito dos Bancos Públicos Na Figura 3.5, a resposta da inflação não apresenta *price puzzle* tão marcante quanto na estimativa com o critério AIC. A inflação já começa a se reduzir a partir do 4º mês, no regime de alto crédito público. As respostas do produto apresentam grande volatilidade, mas se mantêm negativas durante todos os períodos, com a resposta do alto crédito público maiores do que as do período de baixo crédito público. A trajetória das taxas de juros é semelhante nos dois estados, decaindo praticamente durante todo o período e convergindo para zero após 14 meses.

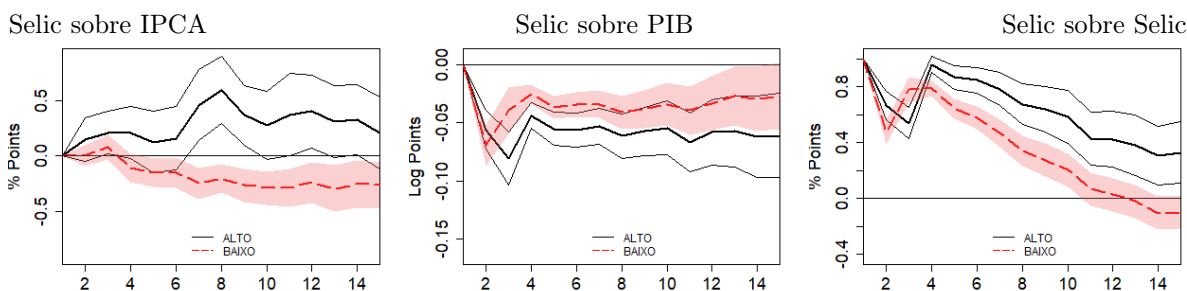
Figura 3.5: IRF - Critério BIC - Crédito dos Bancos Públicos



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

Saldo de Crédito dos Bancos Privados Na Figura 3.6, apresentamos os resultados para os saldos de crédito privados, com seleção de defasagens pelo critério BIC. Nesta estimativa também se nota relevante redução do *price puzzle* inicial. A inflação se reduz no regime de baixo crédito privado a partir do quarto mês. Já no alto crédito privado, nota-se que o *price puzzle* se mantém até o último horizonte. Como também se observa nas estimações básicas, o efeito sobre o PIB é mais forte no regime de alto crédito privado.

Figura 3.6: IRF - Critério BIC - Crédito dos Bancos Privados



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

3.3.2 Suavização dos Regimes

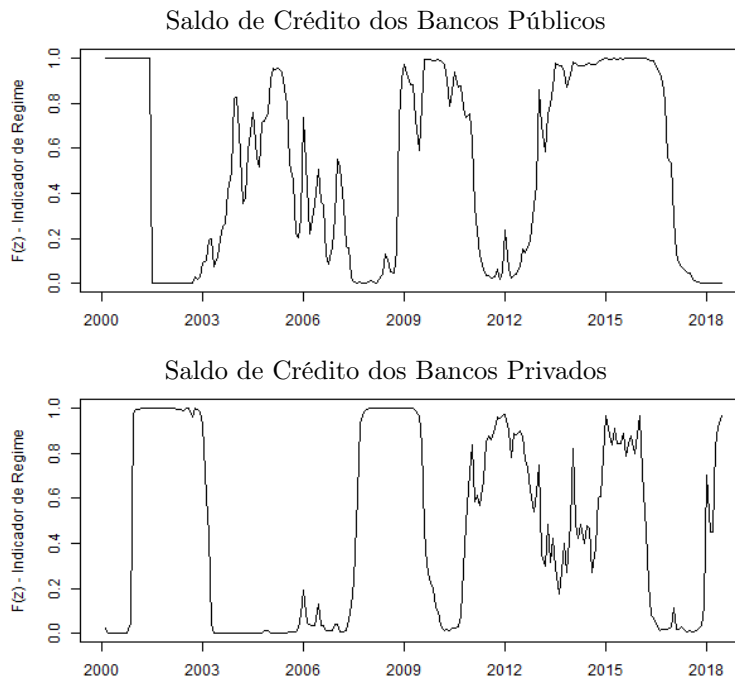
O parâmetro γ da função logística (Equação 10) reproduzida abaixo, suaviza as alterações na variável de estado. Na estimação básica apresentada, fixamos γ em 100, de modo que a variável de estado permanecesse praticamente todo o tempo próxima aos limites 0 e 1. Variar o parâmetro γ possibilita valores intermediários para a variável de

estado, evitando que mudanças pontuais sejam classificadas como alterações no regime. Ademais, adotando um γ menor, mais observações proveem informação sobre o comportamento em ambos os regimes (Tenreiro e Thwaites, 2016). Isto é, valores entre 0 e 1 permitem que a mesma observação seja utilizada em ambos regimes de acordo com a probabilidade de se situar em cada um deles.

$$F(z_t) = \frac{e^{-\gamma z_t}}{(1+e^{-\gamma z_t})}$$

Apresentamos na Figura 3.7 os valores assumidos pela função $F(z_t)$, quando fixamos em 6 o valor de γ ²². Grosso modo, as variáveis de estado com o γ menor acompanham os resultados apresentados nas Figuras 3.1 e 3.2, em que apresentamos as variáveis de Estado utilizando o parâmetro $\gamma = 100$.

Figura 3.7: Variável de Estado - Gamma = 6

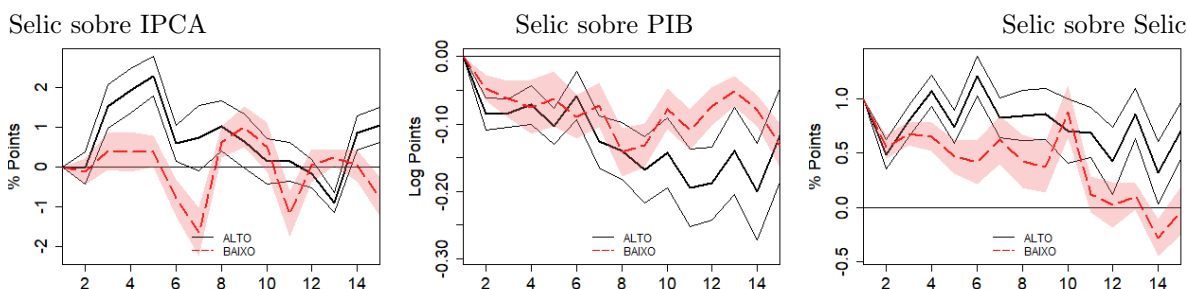


A partir das variáveis de estado suavizadas, construímos as funções impulso-resposta das Figuras (3.8) e (3.9). Nestas IRF, constata-se que o *price puzzle* é mais marcante em ambos períodos de alto crédito. Além disso, nos períodos de alto crédito ocorrem os impactos mais negativos sobre o produto. Por sua vez, as taxas de juros têm maiores

²²O parâmetro $\gamma = 6$ é utilizado por Adämmer (2018) na demonstração de utilização do pacote *lpirfs*. Tenreiro e Thwaites (2016) calibra o parâmetro γ a partir de seus dados e adota $\gamma = 3$.

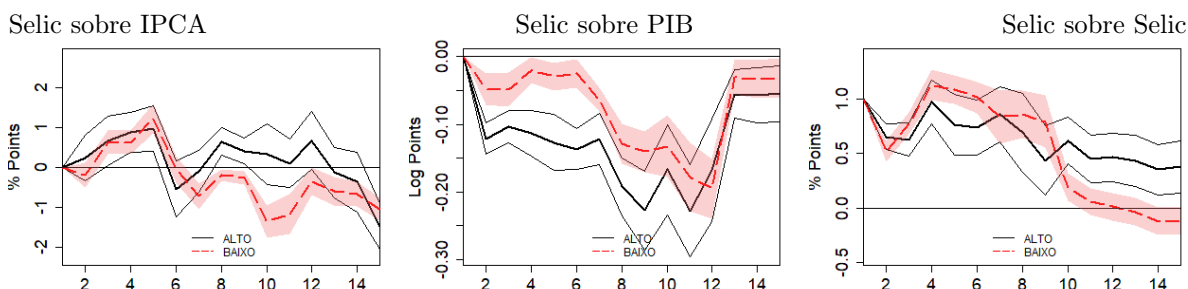
elevações no período de alto crédito dos bancos públicos e nos horizontes finais do saldo de crédito dos bancos privados.

Figura 3.8: IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Públicos - GAMMA = 6



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

Figura 3.9: IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Privados - GAMMA = 6



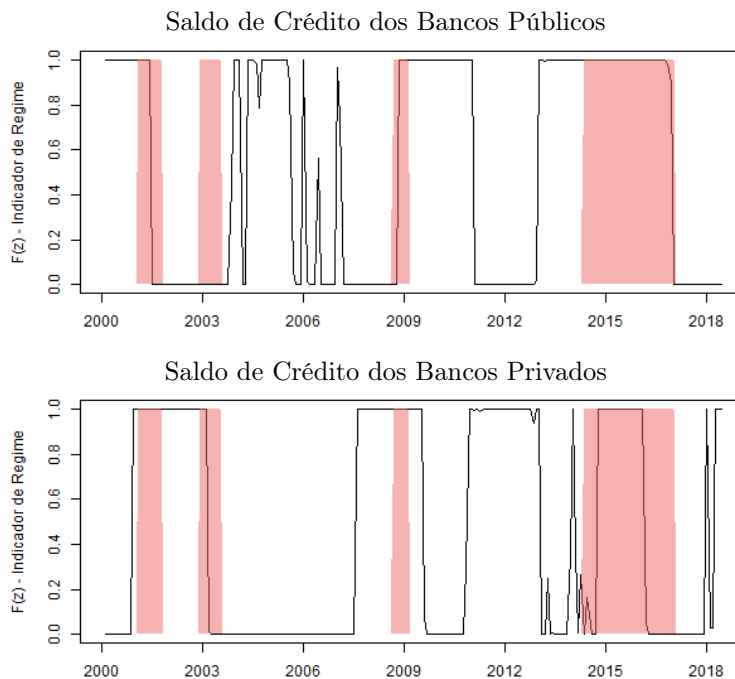
Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

3.3.3 Recessões

Argumenta-se que a política monetária é menos capaz de afetar o produto em períodos recessivos (Tenreyro e Thwaites, 2016; Jordà et al., 2019). Adicionalmente, o crescimento acelerado dos saldos de crédito é um bom predictor de recessões (Drehmann e Tsatsaronis, 2014; Jordà et al., 2016). Portanto, é possível que nossas estimativas estejam viesadas pela interação entre os ciclos de crédito e os ciclos de negócios. Para controlar os efeitos dos períodos recessão sobre nossas estimativas, criamos uma *dummy* de estado que interage os períodos de alto crédito com os períodos em que não havia recessão.

Os gráficos na Figura 3.10 permitem comparar os períodos recessivos com as variáveis de estado de crédito. As recessões são marcadas pelas áreas sombreadas e os estados de crédito pelas linhas. Para datar as recessões, utilizamos a Cronologia Mensal do Ciclo de Negócios Brasileiro, realizada pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) do IBRE-FGV. Pela figura, observa-se que a recessão de 2001 se inicia em um período de alto crédito dos bancos públicos e se encerra em um período de alto crédito dos bancos privados. As recessões de 2003 e 2009 são precedidas por ciclos de alto crédito Privado, e sucedidas por ciclos de alto crédito Público. Na crise iniciada em 2014, o saldo dos créditos dos Bancos privados se encontrava inicialmente baixo, se elevou durante a crise, e retornou para baixo durante a recessão. Por sua vez, o saldo de crédito dos Bancos Públicos se manteve elevado durante todo o período, até o final da recessão no último trimestre de 2016.

Figura 3.10: Variável de Estado de Crédito e Recessões



Nota: Linhas apresentam as definições de Estado para os Saldos dos Bancos Públicos e Privados (Gamma=100). A área sombreada (vermelha) apresenta as recessões datadas pelo CODACE-FGV.

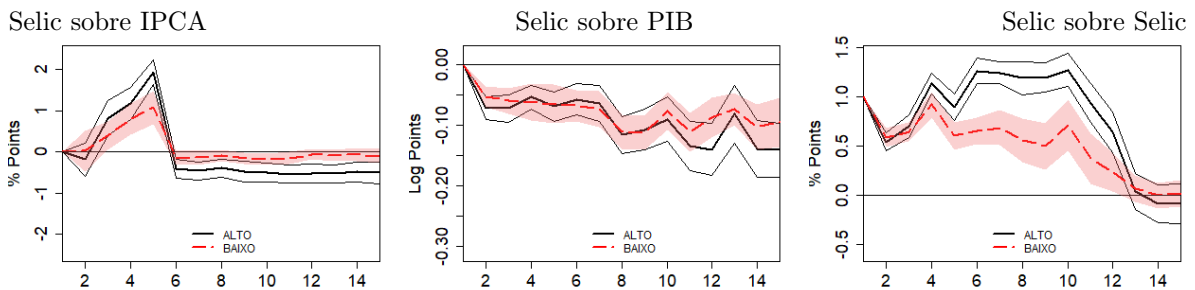
Para a avaliação dos efeitos dos períodos recessivos sobre nossas estimações básicas, criamos uma variável de estado que atribui 0 às recessões datadas. Assim, nas funções impulso-resposta das Figuras 3.11 e 3.12 os períodos de alto crédito refletem apenas os períodos de alto crédito (dos bancos públicos ou privados), que não ocorreram em

períodos recessivos. Devido à redução no número de observações do estado de alto crédito, utilizamos 6 defasagens máximas no critério AIC.

Evidencia-se que, como esperado, os períodos de recessão apresentaram menor resposta do produto às taxas de juros²³. Por este motivo, no caso dos bancos privados, ao retirar estes períodos da amostra de alto crédito, os efeitos dos juros sobre o produto foram acentuados. Por outro lado, nas estimativas dos bancos públicos, o efeito sobre o produto se tornou indistinguível do período de baixo crédito, sugerindo que desconsiderando os períodos recessivos a atividade dos bancos públicos torna o produto mais resiliente a choques de política monetária.

As estimativas de inflação se assemelham às estimações básicas, com marcante *price puzzle* inicial, porém com queda da inflação nos períodos subsequentes. Nos períodos de alto crédito privado, nota-se grande volatilidade na resposta da inflação e, queda na inflação a partir do 9º mês. Nas demais estimativas apresentadas, a reversão do *price puzzle*, no período de alto crédito dos bancos privados, não ocorria antes do 13º mês. Isto indica que a maior persistência do *price puzzle* em períodos de alto crédito está relacionada aos episódios recessivos. Em outras palavras, quando as elevações nas taxas de juros ocorrem em períodos recessivos e de alto crédito dos bancos privados há maior probabilidade de ocorrer *price puzzles* persistentes.

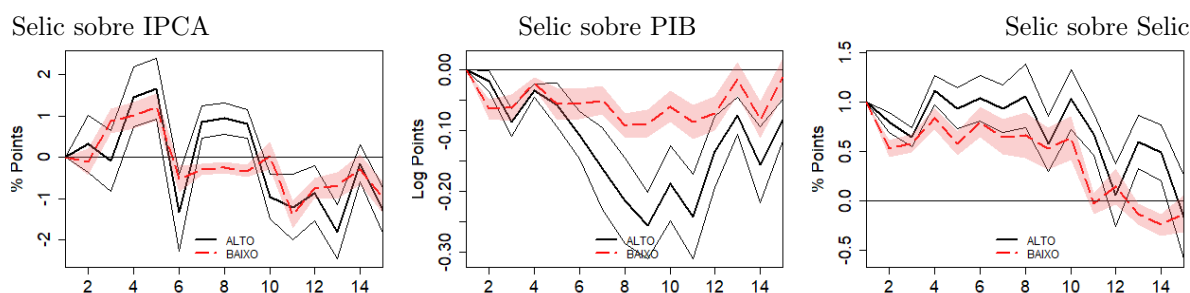
Figura 3.11: IRF - Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Públicos sem Recessões



Nota: IRF para os períodos em que há alto crédito dos Bancos Públicos e não há recessão (preto sólido) e demais períodos (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

²³Na Figura 5.5 do Anexo, apresentamos a função de impulso a resposta dos choques de juros durante recessões e períodos de crescimento no Brasil. O cálculo adotou a mesma metodologia de nossas estimações básicas, mas utilizou como variável de estado *dummies* para as recessões. Utilizamos o critério BIC para a definição de defasagens, devido ao menor número de observações de períodos recessivos. Preliminarmente, confirma-se que há menor efeito da política monetária sobre o produto durante períodos de recessão, mas nos períodos de crescimento há maior *price puzzle*. A Tabela 5.2 e a Figura 5.4 detalham os períodos indentificados pelo CODACE como recessivos.

Figura 3.12: IRF - Variável de Estado: Saldo de Crédito dos Bancos Privados sem Recessões



Nota: IRF para os períodos em que há alto crédito dos Bancos Privados e não há recessão (preto sólido) e demais períodos (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

3.3.4 Economia aberta: Preço de Commodities e Câmbio

As dinâmicas do setor externo são essenciais para a inflação no Brasil (Arestis et al., 2009; de Medeiros Braga e Summa, 2016). Apesar disso, os trabalhos que discutiram a relação entre a potência da política monetária e o crédito dos bancos públicos não consideraram possíveis influências da economia aberta. Para as estimações macroeconômicas, a inclusão de variáveis de controle do setor externo pode mitigar vieses de variável omitida.

Em especial, Sims (1992) sugeriu que os *price puzzles* poderiam ser mitigados (para a economia norte-americana) com a inclusão dos preços de commodities. A existência de *price puzzles* permanece como um paradoxo a abordagens tradicionais do Novo Consenso. Abordagens Pós-Keynesianas tratam os *price puzzles* como evidências do canal de custos da política monetária (Lima e Setterfield, 2010; Bastos et al., 2015; de Medeiros Braga e Summa, 2016). Algumas análises Novo Keynesianas também incorporaram canais de custos para elucidar a existência de aumentos na inflação após choques de juros (Barth III e Ramey, 2001; Castro, 2018a; Silva et al., 2018). Apesar da plausibilidade teórica da relação positiva entre variações nos juros e dos preços, a existência de *price puzzle* foi atribuída por Sims (1992) a má especificação decorrente da não inclusão nos modelos VAR de variáveis conhecidas pela autoridade monetária. Por isso, a incorporação dos preços das Commodities aliviaria os *price puzzles* (Sims, 1992).

Adicionalmente, dada a relevância de flutuações cambiais para a inflação no Brasil (Modenesi e Araújo, 2013; Serrano, 2010), o câmbio também faz parte do conjunto de informações do Banco Central, e poderia estar correlacionado com as taxas de juros.

Assim, a omissão do câmbio e do preço de *commodities* poderia ser fonte de viés para nossas estimativas.

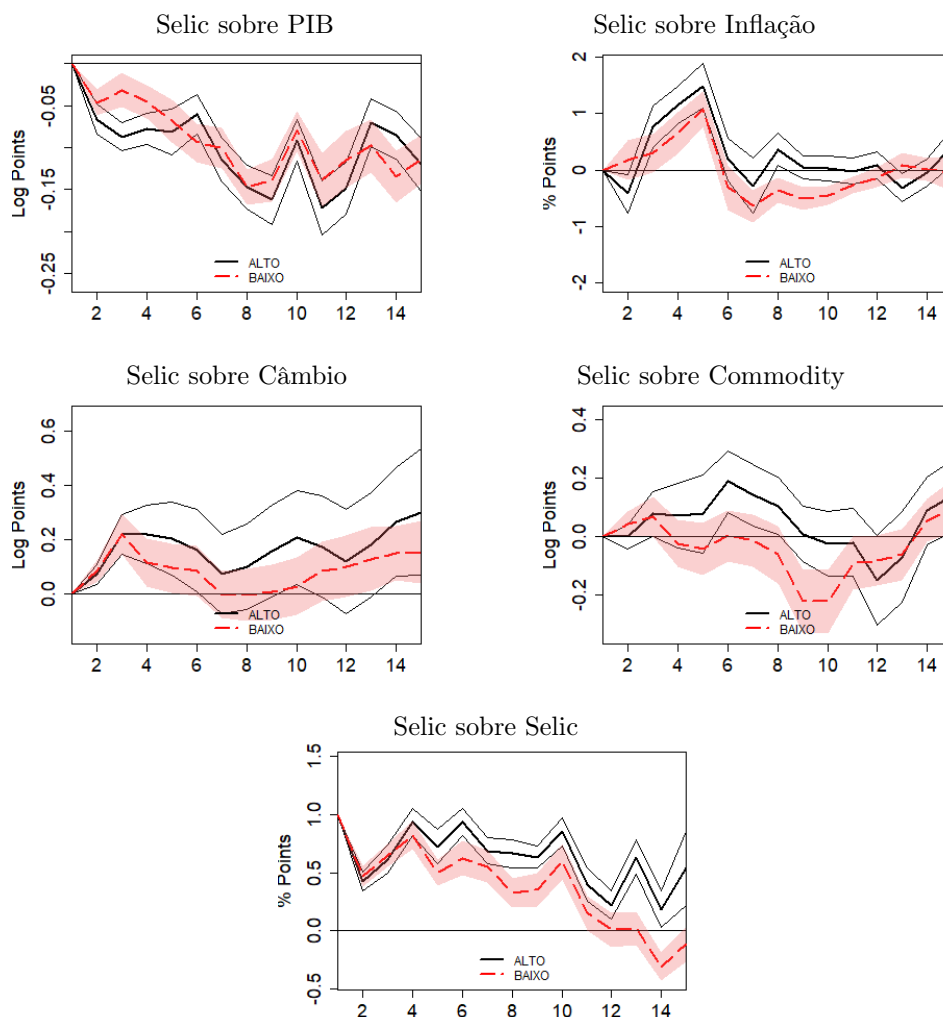
Portanto, adicionamos à estimativa básica dados de Câmbio e de Preços Internacionais de Commodities disponibilizados pelo Banco Central²⁴. Os resultados são apresentados nas Figuras (3.13) e (3.14). Devido à perda dos graus de liberdade com a inclusão de variáveis, fizemos este teste aplicando o critério AIC com o máximo de 6 defasagens. Utilizamos a mesma ordenação das variáveis utilizadas por Luporini (2008, p. 22): Produto, Inflação, Câmbio, Commodity, e Juros ²⁵.

Saldo de Crédito dos Bancos Públicos A inclusão das variáveis de câmbio e preço das commodities no modelo com crédito dos bancos públicos altera algumas características das IRF, mas preserva os resultados principais encontrados na estimação básica. Em primeiro lugar, nota-se na Figura 3.13 que as respostas do produto se encontram praticamente independentes do estado do saldo de crédito, sendo negativas e significativas em ambos os estados. Nos resultados para a inflação, o *price puzzle* é mais elevado para o estado de alto crédito. Apesar das estimações serem mais voláteis, percebe-se que o *price puzzle* persiste praticamente em todos os períodos no regime de alto crédito. O choque da Selic apresenta efeitos significativos sobre o preço das commodities, o que não nos parece razoável, uma vez que tais preços são formados no mercado internacional. Em ordenações alternativas das variáveis persistem efeitos significativos da Selic sobre o preço das Commodities. Os efeitos sobre o câmbio são maiores e mais estatisticamente significativos no regime de alto crédito. Os choques no câmbio se situam durante todos os períodos no quadrante positivo, o que indica também um *puzzle* no câmbio, tal qual obtido por Luporini (2008). As taxas de juros têm maiores aumentos no período de alto crédito, convergindo para o zero apenas no 15^o mês.

²⁴Aplicamos logaritmo em ambas as variáveis, em razão da maior facilidade da interpretação dos dados. A tabela (5.1) do Anexo contém a descrição detalhada dos dados utilizados.

²⁵Ordenações alternativas, com o preço das commodities ordenada como variável mais exógena, por exemplo, não alteraram significativamente as funções impulso-resposta. Optamos por apresentar ordenamento já adotado pela literatura (ver Luporini, 2008)

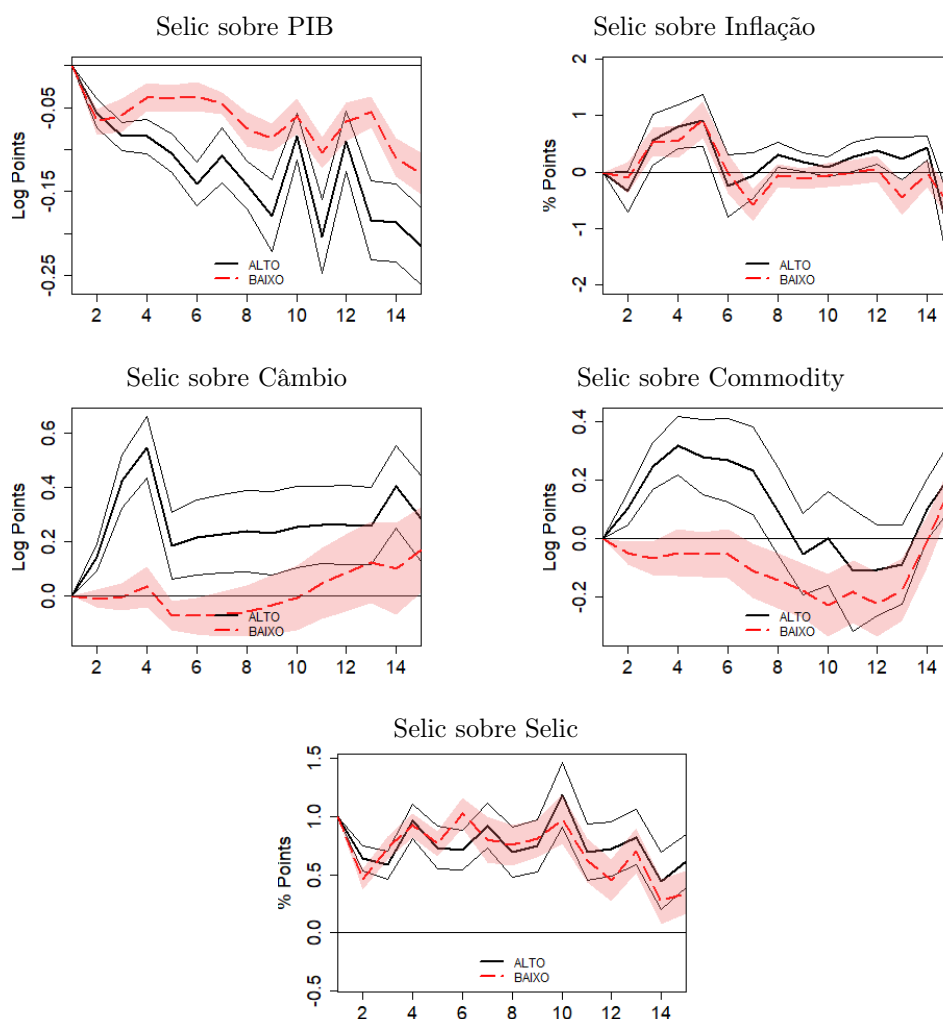
Figura 3.13: IRF - Preços de Commodities e Câmbio - Variável de Estado Crédito dos Bancos Públicos



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

Saldo de Crédito dos Bancos Privados Na Figura 3.14, apresentamos as estimativas para a variável de estado de crédito dos bancos privados com a inclusão dos preços das commodities e câmbio. Os resultados sobre o PIB são maiores no período de alto crédito, tal como na estimação básica. As respostas da inflação também se aproximam da estimação básica, com *price puzzle* duradouro no período de alto crédito.

Figura 3.14: IRF - Preços de Commodities e Câmbio - Variável de Estado Crédito dos Bancos Privados



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

O câmbio também apresenta um *puzzle* no período de alto crédito, ou seja, há uma desvalorização após o choque positivo de juros. Tal resultado já foi encontrado, também, em outros estudos que utilizam outras técnicas de identificação, como abordagens narrativas e identificação via heterocedasticidade (ver Kohlscheen, 2014; Couto e Meurer, 2017). Couto e Meurer (2017) argumenta que tal resultado advém de aumentos no risco devido ao aumento dos juros, o que drenaria capitais e desvalorizaria o câmbio. Os autores também sugerem que análises adicionais devem considerar a possibilidade de respostas do câmbio dependentes do regime econômico. Kohlscheen (2014) evidencia

que as desvalorizações após contrações monetárias não são devido à causalidade reversa ou à dominância fiscal, mas estão associadas às respostas do produto em momentos de maior restrição do crédito. Um mecanismo sugerido pelo autor implica que taxas de juros domésticas mais elevadas reduzem o investimento e a produção futura, reduzindo a demanda futura por moeda, o que resulta na desvalorização cambial (ver também Aghion et al., 2001). Tal efeito seria especialmente relevante para países emergentes (Kohlscheen, 2014).

De fato, notamos que a desvalorização cambial ocorreu de modo mais marcante após choques de juros nos períodos de alto crédito dos bancos privados. A diferença na resposta do câmbio entre os períodos de alto e baixo crédito privado corroboram a hipótese de Kohlscheen (2014) de que o *puzzle* no câmbio é mais relevante quando as restrições de crédito são maiores.

Em suma, a inclusão das variáveis internacionais confirma as conclusões apresentadas na estimação básica. Para o produto, os choques de juros são mais significativos nos períodos de alto crédito. Para a inflação, os resultados confirmam o maior *price puzzle* nos períodos de alto crédito tanto públicos quanto privados.

Quanto à trajetória do câmbio, destaca-se a marcante desvalorização ocorrida após aumentos de juros nos períodos de alto crédito, o que corrobora hipótese levantada por Kohlscheen (2014). Tal desvalorização poderia, inclusive, justificar a elevação dos *price puzzle* nestes períodos.

3.3.5 Saldos de crédito livre e direcionado

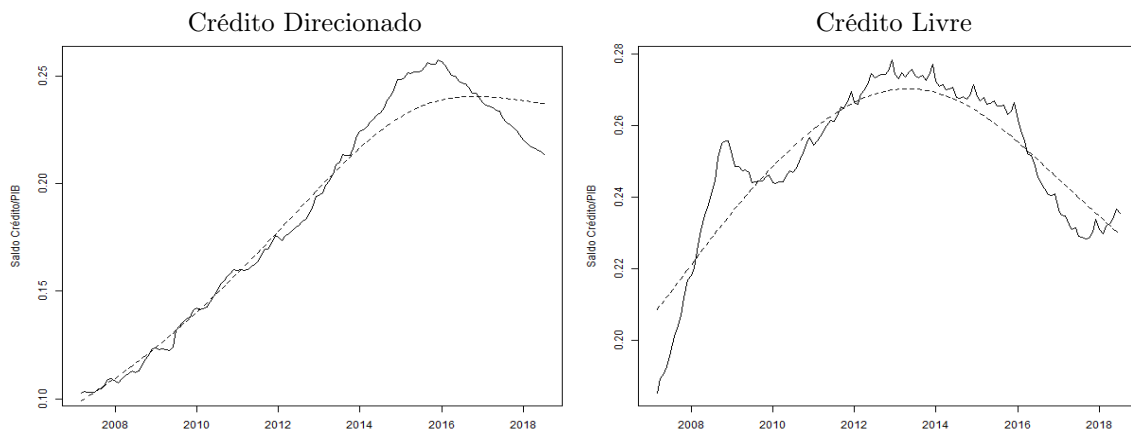
A possibilidade da política monetária ser afetada pela intervenção governamental no mercado de crédito foi muitas vezes associada ao crédito direcionado, e não à concessão de crédito pelos bancos públicos (ver p.e. Segura-Ubiergo, 2012). Para os nossos propósitos, a série de saldo de crédito dos bancos públicos se mostrou mais adequada para nossas estimações básicas, uma vez que cobria praticamente todo o período do RMI. Ademais, a tese original proposta por Arida (2005) se dirige aos bancos públicos e foi testada por Bonomo et al. (2016) utilizando dados de concessão dos bancos públicos.

As séries de crédito direcionado providas pelo Banco Central se restringem ao período posterior a março de 2007, o que reduz consideravelmente o número de observações e impossibilita a realização dos testes de robustez apresentados. Apesar disso, é possível utilizar as mesmas especificações do modelo básico apresentado acima para

estimar as funções impulso-resposta a partir dos dados de saldo de crédito direcionado e crédito livre. Devido à redução na amostra, para a seleção de defasagens adotamos o critério AIC com o máximo de 6 defasagens.

As séries de crédito direcionado e crédito livre têm tendências muito semelhantes às séries de crédito dos bancos públicos e bancos privados, respectivamente. Apesar disso, como há uma restrição na amostra, as estimativas acentuam dinâmicas que se mostraram presentes nos períodos mais recentes ²⁶. Devido à amostra reduzida, a série de crédito direcionado não permite a realização de diversos testes de robustez conduzidos com a série de crédito dos bancos públicos. De todo modo, os resultados com a série de crédito direcionado corroboram os resultados apresentados anteriormente, ilustrando o fato de que a dinâmica do crédito direcionado é guiada, principalmente, pela atuação dos bancos públicos. Apresentamos as variáveis de estado com crédito direcionado e livre na Figura 3.15.

Figura 3.15: Variável de Estado: Saldo de Crédito Direcionado e Livre 2007-2018



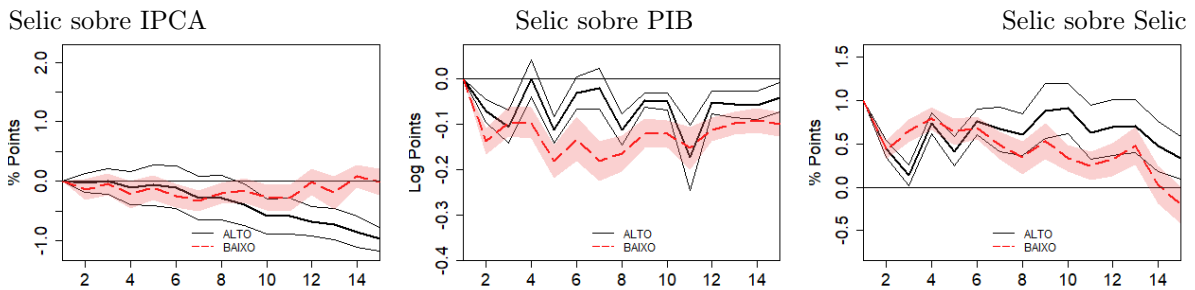
Nota: Variável de estado em linha sólida e tendência em linha pontilhada. Os estados de alto e baixo crédito são atribuídos aos períodos em que a Variável de estado se encontrava acima ou abaixo da tendência.

Na Figura 3.16 apresentamos as IRF formuladas a partir das variáveis de estado de crédito livre e direcionado. Nota-se que o marcante *price puzzle* apresentado nas estimações básicas não está presente no período de alto saldo de crédito direcionado. Apesar disso, o choque de juros continua a não ter efeitos negativos sobre a inflação em

²⁶Ademais, a amostra elimina o período inicial em que há uma quebra brusca no saldo dos bancos públicos, devido ao Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais. Na Figura 5.6 do Anexo, apresentamos testes com a série de crédito dos bancos públicos, removendo o período anterior a junho de 2001, quando acontece a quebra. Por simetria, testamos também a remoção dos 18 meses iniciais e finais (Figura 5.9). Tais mudanças na amostra não alteram os principais resultados da estimação.

nenhum dos dois estados até o 6º mês, quando passa a ter efeitos negativos no estado de alto crédito direcionado. Na estimação para o PIB, o período de alto crédito tem menor resposta que o período de baixo crédito, o que indica maior resiliência do produto neste estado. Por fim, nota-se que, assim como na versão básica, os aumentos sucessivos das taxas de juros são maiores no período de alto crédito direcionado.

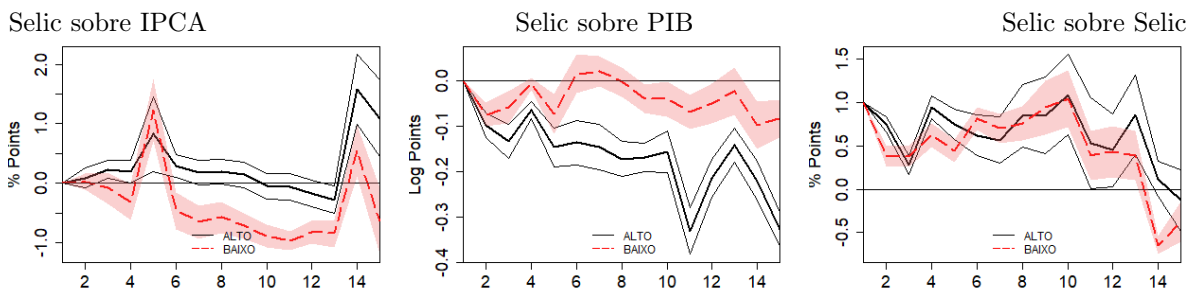
Figura 3.16: Funções impulso-respostas - Variável de Estado - Crédito Direcionado 2007-2018



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

Para as estimações utilizando a variável de estado de crédito livre (Figura 3.17), temos resultados semelhantes às estimações básicas. Apesar da maior resposta do produto, a inflação não é negativamente afetada no período de alto crédito. No estado de alto crédito livre, nota-se um marcante *price-puzzle* a partir do 14º mês, tal resultado inesperado pode ser atribuído à maior variância presente nesta amostra reduzida. As respostas da Selic apresentam-se semelhantes nos dois estados, com aumentos sucessivos até o 14º mês.

Figura 3.17: Funções de Impulso a Resposta - Variável de Estado - Crédito Livre 2007-2018



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

Apresentamos na Tabela 3.2 as estimativas do multiplicador para os regimes de Crédito Livre e Direcionado. Estes resultados reafirmam que as diferenças apresentadas entre os saldos dos Bancos Públicos e Privados se devem à natureza diversa do crédito concedido por estas instituições. Períodos de alto crédito direcionado têm menor resposta do produto que períodos de alto crédito livre. Por outro lado, períodos de alto crédito livre têm um marcante *price puzzle*, que não é apresentado nos outros períodos.

Tabela 3.2: Multiplicadores para os regimes de Crédito Livre ou Direcionado

Variável	Tipo de Crédito	Estado	
		Alto	Baixo
PIB	Direcionado	- 0,10	- 0,27
	Livre	- 0,26	- 0,08
IPCA	Direcionado	- 0,60	- 0,32
	Livre	0,45	- 0,71

Nota: Os valores reportados podem ser interpretados como o quanto o produto (ou a inflação) mudam em porcentagem (pontos percentuais) em média ao longo dos 15 meses considerados para construir as funções impulso-resposta das Figuras 3.16 e 3.17.

3.3.6 Multiplicadores de Política Monetária

A avaliação dos resultados pode ser facilitada pela análise dos multiplicadores de política monetária nos períodos de alto crédito para cada um dos testes de robustez, apresentados na Tabela 3.3. Como ressaltamos anteriormente, os multiplicadores nos permitem avaliar o resultado acumulado e ponderado pelas variações na taxa de juros. Os resultados complementam a análise das funções impulso resposta, as quais revelam as trajetórias após o choque de juros. Os resultados para o Produto são mais consistentes, com os estimadores variando entre -0,09 e -0,21. Para as estimações Básicas, suavizadas ($\gamma=6$) e para os períodos sem recessão, os choques de política monetária tiveram maiores efeitos para os regimes de alto crédito dos bancos privados. Com a inclusão das variáveis de economia aberta, não se nota diferença nos multiplicadores (apesar dela ser notada nas IRF). Para o critério BIC, há a inversão do resultado, com o produto tendo maior resposta no período de alto crédito Público.

Tabela 3.3: Multiplicadores para períodos de Alto Crédito

Variável	Tipo de Banco	Estimação				
		Básica	BIC	Suavização	Sem Recessões	Eco. Aberta
PIB	Públicos	- 0,16	- 0,19	- 0,16	- 0,11	- 0,16
	Privados	- 0,21	- 0,09	- 0,20	- 0,17	- 0,16
IPCA	Públicos	- 0,05	- 1,02	0,85	- 0,09	0,36
	Privados	0,16	0,44	0,24	- 0,15	0,19

Nota: Os valores reportados podem ser interpretados como o quanto o produto (ou a inflação) mudam em porcentagem (pontos percentuais) em média ao longo dos 15 meses considerados para construir as funções impulso-resposta para os estados de ALTO crédito dos Bancos Públicos ou Privados.

Como já notado pelas funções impulso-resposta, os resultados para a inflação, são consideravelmente menos robustos às diferentes especificações. A relação Selic-Ipca não apresenta resultados consistentemente negativos durante períodos de alto crédito. Em especial, para o período de alto crédito Público, o multiplicador varia entre -1,02, quando selecionamos as defasagens pelo critério BIC, e 0,85 quando adotamos regimes suavizados. De todo modo, para o regime de alto crédito privado, notamos que há *price puzzle* em todas as estimações, com exceção da amostra em que retiramos os períodos recessivos. O *price puzzle* também é marcante nos períodos de alto crédito dos bancos públicos, nas estimativas com suavização e dados de economia aberta. Podemos concluir que nos períodos de alto crédito, choques de política monetária têm grande probabilidade de gerar *price puzzles* duradouros, com efeitos que não se reverterem no período de 15 meses.

A Tabela 3.4 apresenta os multiplicadores para os períodos de baixo crédito, tanto para os regimes de bancos públicos quanto privados. Nestas estimativas, prevalecem os multiplicadores negativos para inflação e para o produto. Os períodos de baixo crédito privado são marcados pelas respostas mais suaves do produto, e por fortes contrações na inflação. O período de baixo crédito público apresenta respostas mais fortes no produto e resultados voláteis para a inflação, apresentado *price puzzle* na estimação básica e nos períodos com recessão²⁷.

²⁷Recordamos que ao retirar os períodos recessivos da amostra do estado de alto crédito, as recessões são incluídas no estado de baixo crédito.

Tabela 3.4: Multiplicadores para períodos de Baixo Crédito

Variável	Tipo de Banco	Estimação				
		Básica	BIC	Suavização	Com Recessões	Eco. Aberta
PIB	Públicos	- 0,19	- 0,08	- 0,20	- 0,15	- 0,24
	Privados	- 0,10	- 0,09	- 0,14	- 0,13	- 0,09
IPCA	Públicos	0,43	- 0,06	- 0,15	0,15	- 0,07
	Privados	- 0,27	- 0,49	- 0,52	- 0,38	- 0,00

Nota: Os valores reportados podem ser interpretados como o quanto o produto (ou a inflação) mudam em porcentagem (pontos percentuais) em média ao longo dos 15 meses considerados para construir as funções impulso-resposta para os estados de BAIXO crédito dos Bancos Públicos ou Privados.

A síntese dos resultados obtidos pelos multiplicadores e pelas IRF é dificultada pela grande variabilidade entre os diferentes testes. Buscamos sintetizar na tabela 3.5 os resultados mais consistentes. Nas colunas apresentamos os estados de alto e baixo crédito, para os bancos públicos ou privados. As linhas apresentam as respostas para a inflação e para o produto. Os resultados para a inflação são pouco robustos às diferentes especificações, mas concluímos que nos períodos de alto crédito há maior probabilidade de *price puzzles*. Como notamos nas funções impulso resposta, os *price puzzle* são consideravelmente persistentes nos períodos de alto crédito privado. Os períodos de alto crédito público apresentaram os maiores *price puzzle* iniciais, mas que reduziram mais rapidamente que aqueles em períodos de alto crédito privado. Os períodos de alto crédito privado apresentaram também as maiores reduções do produto, após aumentos dos juros. Por sua vez, os períodos de baixo crédito privado apresentam comportamento mais próximo daquele esperado por modelos do Novo Consenso, com respostas negativas do produto e inflação.

Tabela 3.5: Síntese das respostas da inflação e do produto ao choque de juros

Bancos	Alto Crédito		Baixo Crédito	
	Públicos	Privados	Públicos	Privados
Inflação	Price Puzzle Inicial	Price Puzzle Persistente	Baixa	Alta
Produto	Média	Alta	Média	Baixa

4 Conclusão

Os efeitos da política monetária sobre variáveis reais e sobre os preços são geralmente descritos de forma linear, por meio de uma sequência de mecanismos que levam desde um choque de juros até a redução da inflação, passando sempre pela demanda agregada. Teorias de determinação dos preços alternativas às do Novo Consenso defendem a possibilidade do efeito dos juros sobre a inflação não se dar somente mediado pela demanda, mas também por meio dos custos financeiros e cambiais. Caso haja crescimento nos custos, maiores reduções do produto não implicam, necessariamente, em maior queda nos preços. Estimativas com projeções locais dependentes de estado revelam empiricamente este paradoxo aparente da política monetária (Santoro et al., 2014; Alpanda e Zubairy, 2018; Jordà et al., 2019). Nossas estimações se apresentam em sintonia com esta literatura que evidencia a necessidade de incorporar não-linearidades nos mecanismos de transmissão da política monetária.

Além da inclusão da discussão sobre não linearidades, o trabalho contribui por prover o primeiro teste macroeconômico da hipótese em questão. Consideramos que a avaliação de aspectos microeconômicos é fundamental para a compreensão dos mecanismos de transmissão da política monetária (Martins et al., 2017). Apesar disso, as análises empíricas da potência da política monetária não podem se restringir às avaliações microeconômicas, uma vez que estas desconsideram efeitos externos causados pela interação entre as famílias, empresas, o governo e o setor externo.

Os resultados obtidos neste trabalho não evidenciam que a existência dos bancos públicos reduza a potência da política monetária. Não observamos que os períodos de alto crédito dos bancos públicos apresentam menor resposta da inflação à política monetária que os períodos de alto crédito dos bancos privados. Na verdade, os períodos de alto crédito apresentaram uma resposta volátil da inflação, sujeita a relevantes *price puzzles*. Evidenciou-se que nos períodos de alta no crédito dos bancos privados o *price puzzle* se mostrou mais persistente.

Pelo menos três fatores permitem diferenciar a dinâmica do *price puzzle* entre os regimes liderados por bancos públicos e privados. A concessão pelos bancos públicos de crédito com prazos mais longos e juros menos flexíveis implica menor custo financeiro, menor queda no estoque de capital e menor *puzzle* na taxa de câmbio, após um choque monetário contracionista. Conforme Kohlscheen (2014), é provável que durante períodos de restrição de crédito, aumentos das taxas de juros reflitam em desvalorizações cambiais. A corroboração empírica desta hipótese por nossas estimações sugere que o

maior *price puzzle* em períodos de alto crédito privado poderia advir da desvalorização mais marcante. Este fato se soma à redução dos custos financeiros e à menor queda no estoque de capital, já relatado pela literatura (Modenesi e Modenesi, 2012; Feijó e Sousa, 2012; Castro, 2018a). Considerando tais fatores, os bancos públicos poderiam, na verdade, contribuir para tornar mais potente a condução da política monetária. Estudos adicionais devem formalizar tais hipóteses, pormenorizando a interação entre os diversos mecanismos listados. Adicionalmente, é necessário aprofundar os testes empíricos, investigando efeitos sobre os diversos componentes da demanda e sobre a inflação desagregada.

Do ponto de vista dos efeitos dos choques de juros sobre a demanda, a literatura prévia é praticamente consensual ao argumentar que há maior resiliência do investimento aos choques de juros, devido à existência do crédito direcionado e dos bancos públicos. Em razão das taxas de juros menos responsivas às taxas básicas, empresas (e famílias) com acesso ao crédito direcionado têm sua renda menos comprometida com o pagamento de despesas financeiras após aumentos de juros, o que implica menor queda da demanda. Nossas estimativas corroboram tal fato, pois evidenciamos que durante os períodos de alto crédito dos bancos privados o produto se mostrou mais responsivo do que nos períodos de alto crédito dos bancos públicos. Esse resultado corrobora aqueles apresentados por Bonomo et al. (2016) e Perdigão (2018). Apesar disso, é relevante ressaltar que a potência da política monetária é definida em termos da inflação, cuja determinação não depende apenas das variações da demanda.

Além disso, ressalta-se os efeitos sobre o produto provavelmente também se aplicariam a choques internacionais, ou seja, a participação do governo no mercado de crédito também atenua os efeitos de choques externos (Bonomo et al., 2016). Considerando que os custos econômicos das crises financeiras se elevam quando o setor público não persegue a estabilização macroeconômica (Jordà et al., 2016), os bancos públicos oferecem uma importante alternativa de atuação contra cíclica.

Por fim, este trabalho apresenta fortes evidências de que a potência da política monetária depende do estado de crédito da economia. Períodos de alto crédito apresentaram maiores *price puzzle* e maiores respostas no produto. Por outro lado, períodos de baixo crédito apresentaram menor resposta do produto, mas quedas maiores da inflação. É fundamental que tais evidências, também corroboradas pela literatura internacional, sejam levadas em conta pelo o Banco Central para a definição da política monetária.

Referências Bibliográficas

- Aastveit, K. A., Natvik, G. J., e Sola, S. (2017). Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 76:50–67.
- Adämmer, P. (2018). *lpirfs: Local Projections Impulse Response Functions*. R package version: 0.1.3.
- Aghion, P., Bacchetta, P., e Banerjee, A. (2001). Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints. *European economic review*, 45(7):1121–1150.
- Ahmed, M. I. e Cassou, S. P. (2016). Does consumer confidence affect durable goods spending during bad and good economic times equally? *Journal of Macroeconomics*, 50:86–97.
- Alpanda, S. e Zubairy, S. (2018). Household debt overhang and transmission of monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 135(1-2):499–526.
- Araujo, V. L. d. e Cintra, M. A. M. (2011). O papel dos bancos públicos federais na economia brasileira. Technical Report 1604, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea).
- Arestis, P., Paula, L. F. d., e Ferrari Filho, F. (2009). A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no brasil. *Economia e sociedade. Campinas. Vol. 18, n. 1 (abr. 2009), p.[1]-30*.
- Arestis, P. e Sawyer, M. (2008). A critical reconsideration of the foundations of monetary policy in the new consensus macroeconomics framework. *Cambridge Journal of Economics*, 32(5):761–779.
- Arida, P. (1983). A história do pensamento econômico como teoria e retórica. Technical report, PUC-RIO: Texto para discussão no. 54.
- Arida, P. (2005). Mecanismos compulsórios e mercado de capitais: propostas de política econômica. *orgs. EL Bacha and LC de Oliveira Filho, Mercado de capitais e crescimento econômico: lições internacionais, desafios brasileiros. Rio de Janeiro: Contracapa*.
- Auerbach, A. J. e Gorodnichenko, Y. (2012a). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2):1–27.

- Auerbach, A. J. e Gorodnichenko, Y. (2012b). Fiscal multipliers in recession and expansion. In *Fiscal policy after the financial crisis*, pages 63–98. University of Chicago press.
- BACEN (2010). Poder da política monetária no brasil. In *Relatório de Inflação*, volume : junho de 2010, pages 102–111. Banco Central do Brasil.
- Barboza, R. d. M. (2015). Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, 35(1):133–155.
- Barnichon, R. e Brownlees, C. T. (2016). Impulse response estimation by smooth local projections. *CEPR Discussion Paper No. DP11726*.
- Barros, L., dos Santos Silva, C. K., de Freitas Oliveira, R., et al. (2018). Presença estatal no mercado de crédito: o papel dos bancos públicos e do crédito direcionado na crise de 2008. Technical report, Banco Central do Brasil: Trabalhos para Discussão no. 488.
- Barth III, M. J. e Ramey, V. A. (2001). The cost channel of monetary transmission. *NBER macroeconomics annual*, 16:199–240.
- Bastian, E. e Setterfield, M. (2017). Nominal exchange rate shocks and inflation in an open economy: towards a structuralist inflation targeting agenda. *Working Paper 20/2017 The New School for Social Research*.
- Bastos, C., Jorge, C., e Braga, J. (2015). Análise desagregada da inflação por setores industriais da economia brasileira entre 1996 e 2011. *Revista de Economia Contemporânea*, 19(2):261–279.
- Bernanke, B. S. e Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, 9(4):27–48.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., e Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, 1:1341–1393.
- Bernardini, M. e Peersman, G. (2018). Private debt overhang and the government spending multiplier: Evidence for the united states. *Journal of Applied Econometrics*, 33(4):485–508.

- Bogdanski, J., Tombini, A., e Werlang, S. (2000). Implementing inflation targeting in brazil. *Working Paper Series*, 1.
- Bonomo, M., Brito, R., e Lazzarini, S. (2018). Crédito Direcionado e Financiamento do Desenvolvimento. In *Desafios da Nação*, volume 1, chapter 14, pages 629–661. IPEA.
- Bonomo, M., Brito, R. D., e Martins, B. (2015). The after crisis government-driven credit expansion in brazil: A firm level analysis. *Journal of International Money and Finance*, 55:111–134.
- Bonomo, M., Martins, B., et al. (2016). The impact of government-driven loans in the monetary transmission mechanism: what can we learn from firm-level data? *Banco Central do Brasil, Texto para discussão n°*, 419.
- Borio, C. E. (1996). Credit characteristics and the monetary policy transmission mechanism in fourteen industrial countries: facts, conjectures and some econometric evidence. In *Monetary policy in a converging Europe*, pages 77–115. Springer.
- Brugnolini, L. (2018). About Local Projection Impulse Responde Function Reliability. Technical Report 6 - 440, Tor Vergata University, CEIS.
- Cagnin, R. F., Prates, D. M., Freitas, M. C. P. d., e Novais, L. F. (2013). A gestão macroeconômica do governo dilma (2011 e 2012). *Novos estudos CEBRAP*, 97:169–185.
- Carcel, H., Gil-Alana, L. A., e Wanke, P. (2018). Application of local projections in the monetary policy in brazil. *Applied Economics Letters*, 25(13):941–944.
- Cardim de Carvalho, F. J. (2005). Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do brasil. *Revista de Economia Política*, 25(4):323–336.
- Cardim de Carvalho, F. J. (2015). *Liquidity Preference and Monetary Economies*. Routledge.
- Castro, P. (2018a). *Chapter 1: Earmarked credit and monetary policy power: micro and macro considerations*. PhD thesis, PUCRio, Rio de Janeiro.

- Castro, P. (2018b). *Chapter 2: Earmarked credit, investment and monetary policy power*. PhD thesis, PUCRio, Rio de Janeiro.
- Cavalcanti, M. A. (2010). Identificação de modelos var e causalidade de granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, 14(2):251–260.
- Chen, H., Li, R., e Tillmann, P. (2018). Pushing on a string: State-owned enterprises and monetary policy transmission in china. Technical report, Working Paper: Hong Kong Institute for Monetary Research.
- Chirinko, R. S. (1993). Business fixed investment spending: Modeling strategies, empirical results, and policy implications. *Journal of Economic literature*, 31(4):1875–1911.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., e Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics*, 1:65–148.
- Couto, S. V. V. e Meurer, R. (2017). Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no brasil: Identificação via heterocedasticidade. *Revista de Economia Contemporânea*, 21.
- de Medeiros Braga, J. e Summa, R. (2016). Estimação de um modelo desagregado de inflação de custo para o brasil. *Ensaaios FEE*, 37(2):399–430.
- Dos Santos, C. H., MODENESI, A., Squeff, G., Vasconcelos, L., Mora, M., Fernandes, T., Moraes, T., Braga, J., e Summa, R. (2016). Revisitando a dinâmica trimestral do investimento no brasil: 1996-2012. *Revista de Economia Política*, 36(1):190–213.
- Drehmann, M. e Tsatsaronis, K. (2014). The credit-to-gdp gap and countercyclical capital buffers: questions and answers. *BIS Quarterly Review*.
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, 4^o edition.
- Evangelista, T. F. e de Araújo, E. C. (2018). A eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária no brasil: estratégia de identificação da oferta e demanda de crédito. *Revista de Economia Contemporânea*, 22(2).
- Fazzari, S., Ferri, P., e Greenberg, E. (2008). Cash flow, investment, and keynes–minsky cycles. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 65(3-4):555–572.
- Fazzari, S. e Minsky, H. (1984). Domestic monetary policy: if not monetarism, what? *Journal of Economic Issues*, 18(1):101–116.

- Feijó, C. e Sousa, A. (2012). A política monetária brasileira e suas recentes reespecificações: uma análise pela ótica da coordenação. In *Sistema Financeiro e Política econômica em uma era de Instabilidade*, volume 1, pages 132–143. Elsevier Editora.
- Feil, F., Slivnik, A., Marcoje, B., França, R., e Gazzetta, C. (2017). Caixa Econômica Federal, Banco do Brasil e BNDES - Notas sobre suas evoluções patrimoniais recentes. *Premio ABDE-BID - Coletânea de Trabalhos*.
- Fiebinger, B., Lavoie, M., et al. (2018). Helicopter ben, monetarism, the new keynesian credit view and loanable funds. Technical report, IMK at the Hans Boeckler Foundation, Macroeconomic Policy Institute.
- Garriga, C., Kydland, F. E., e Šustek, R. (2017). Mortgages and monetary policy. *The Review of Financial Studies*, 30(10):3337–3375.
- Granger, C. W., Terasvirta, T., et al. (1993). Modelling non-linear economic relationships. *OUP Catalogue*.
- Hannsgen, G. (2006). *13 The transmission mechanism of monetary policy: a critical review*, page 205. Edward Elgar.
- Hermann, J. (2003). O modelo de liberalização financeira dos anos 1990: “restatement” ou auto-crítica? *Nova Economia*, 13(2).
- Horta, G. T. d. L., Giambiagi, F., Leite, J. C., Nunes, A. B., e Provençano, F. (2018). A renegociação da dívida do bndes com o tesouro nacional: antecedentes, motivação e desdobramentos. *Working Paper 131*.
- Iacoviello, M. (2005). House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American economic review*, 95(3):739–764.
- Jayme Jr, F. G. e Crocco, M. (2010). *Bancos públicos e desenvolvimento*. Rio de Janeiro: IPEA, 1 edition.
- Jordà, Ò., Schularick, M., e Taylor, A. M. (2016). Sovereigns versus banks: credit, crises, and consequences. *Journal of the European Economic Association*, 14(1):45–79.
- Jordà, Ò., Schularick, M., e Taylor, A. M. (2017). The effects of quasi-random monetary experiments. Technical report, National Bureau of Economic Research.

- Jordà, Ò., Schularick, M., e Taylor, A. M. (2019). The effects of quasi-random monetary experiments. *Journal of Monetary Economics*.
- Jordà, Ò. e Taylor, A. M. (2016). The time for austerity: estimating the average treatment effect of fiscal policy. *The Economic Journal*, 126(590):219–255.
- Jordà, O. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1):161–182.
- Jorgenson, D. W. (1963). Capital theory and investment behavior. *The American Economic Review*, 53(2):247–259.
- Kashyap, A. K. e Stein, J. C. (2000). What do a million observations on banks say about the transmission of monetary policy? *American Economic Review*, 90(3):407–428.
- Kilian, L. e Kim, Y. J. (2011). How reliable are local projection estimators of impulse responses? *Review of Economics and Statistics*, 93(4):1460–1466.
- Klein, M. (2017). Austerity and private debt. *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(7):1555–1585.
- Klein, M. e Winkler, R. (2018). Austerity, inequality, and private debt overhang. *European Journal of Political Economy*.
- Kohlscheen, E. (2014). The impact of monetary policy on the exchange rate: A high frequency exchange rate puzzle in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, 44:69–96.
- Lavoie, M. (2014). *Post-Keynesian economics: new foundations*. Edward Elgar Publishing.
- Lima, G. T. e Setterfield, M. (2010). Pricing behaviour and the cost-push channel of monetary policy. *Review of Political Economy*, 22(1):19–40.
- Lundberg, E. (2011). Bancos oficiais e crédito direcionado—o que diferencia o mercado de crédito brasileiro? Technical Report Working Paper 258, Central Bank of Brazil, Research Department.
- Luporini, V. (2008). The monetary transmission mechanism in brazil: evidence from a var analysis. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 38(1):7–30.

- Luporini, V. e Alves, J. (2010). Investimento privado: uma análise empírica para o brasil. *Economia e Sociedade*, 19(3):449–475.
- Martins, N. M., Pires-Alves, C. C., Modenesi, A. d. M., e Leite, K. V. B. d. S. (2017). The transmission mechanism of monetary policy: Microeconomic aspects of macroeconomic issues. *Journal of Post Keynesian Economics*, 40(3):300–326.
- McKinnon, R. I. (1993). *The order of economic liberalization: Financial control in the transition to a market economy*. JHU Press.
- McLeay, M., Radia, A., e Thomas, R. (2014). Money creation in the modern economy. *Bank of England Quarterly Bulletin 2014 Q1*.
- Mettenhein, K. (2010). Para uma análise transdisciplinar dos Bancos Públicos Federais na Democracia Brasileira. In *Bancos públicos e desenvolvimento*, chapter 14, pages 105–149. Rio de Janeiro: IPEA.
- Mettenhein, K. (2015). Vantagens competitivas institucionais de bancos públicos. *Desenvolvimento em Debate*, 3:7–27.
- Minsky, H. (2008). *Stabilizing an unstable economy*. McGraw-Hill.
- Mishkin, F. S. e Apostolos, S. (2011). *The economics of money, banking and financial markets*. Pearson Addison Wesley, 4^o edition.
- Modenesi, A. e Araújo, E. C. d. (2013). Price stability under inflation targeting in brazil: Empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a var model, 2000-2008. *Investigación Económica*, 72(283).
- Modenesi, A., Martins, N. M., e Modenesi, R. L. (2013). A modified taylor rule for the brazilian economy: convention and conservatism in eleven years of inflation targeting (2000-2010). *Journal of Post Keynesian Economics*, 35(3):463–482.
- Modenesi, A. d. M. e Modenesi, R. L. (2012). Quinze anos de rigidez monetária no brasil pós-plano real: uma agenda de pesquisa. *Brazilian Journal of Political Economy*, 32(3):389–411.
- Pastore, A. C. (1996). Por que a política monetária perde eficácia? *Revista Brasileira de Economia*, 50(3):281–311.

- Paula, L. F. d., Oreiro, J. L., e Basilio, F. A. (2013). Estrutura do setor bancário e o ciclo recente de expansão do crédito: o papel dos bancos públicos federais. *Nova Economia*, 23(3):473–520.
- Pazarbasioglu, C., Byskov, S., Bonomo, M., Carneiro, I., Martins, B., e Perez, A. (2017). Brazil financial intermediation costs and credit allocation.
- Perdigão, B. (2018). *Essays on Monetary Economics and Banking*. PhD thesis, PUCRio, Rio de Janeiro.
- Pereira, G. A. e Silva, E. (2018). Retorno econômico dos bancos públicos e privados nos municípios baianos. *Revista Econômica do Nordeste*, 49(3):67–92.
- Petri, F. (1993). Critical notes on kalecki’s theory of investment. *Macroeconomic Theory: Diversity and Convergence*, Aldershot, Edward Elgar.
- Prebisch, R. (1961). El falso dilema entre desarrollo económico y estabilidad monetaria. *Boletín Económico de América Latina*.
- Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation. In *Handbook of Macroeconomics*, volume 2, pages 71–162. Elsevier.
- Ramey, V. A. e Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from us historical data. *Journal of Political Economy*, 126(2):850–901.
- Ravn, M. O. e Uhlig, H. (2002). On adjusting the hodrick-prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, 84(2):371–376.
- Romer, C. D. e Romer, D. H. (2004). A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, 94(4):1055–1084.
- Romer, C. D. e Romer, D. H. (2017). New evidence on the aftermath of financial crises in advanced countries. *American Economic Review*, 107(10):3072–3118.
- Rubio, M. (2011). Fixed-and variable-rate mortgages, business cycles, and monetary policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(4):657–688.
- Santoro, E., Petrella, I., Pfajfar, D., e Gaffeo, E. (2014). Loss aversion and the asymmetric transmission of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 68:19–36.

- Sato, C. Y. (2013). O canal de crédito na transmissão de política monetária: evidências para o brasil. Master's thesis, EESP - FGV.
- Sawyer, M. (2007). *Kalecki on money and finance*, pages 172–187. Edward Elgar.
- Segura-Ubiergo, M. A. (2012). The puzzle of brazil's high interest rates. Technical Report 12-62, International Monetary Fund.
- Serrano, F. (2010). Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, 30(1):63–72.
- Serrano, F. e Summa, R. (2012). A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011. *OIKOS (Rio de Janeiro)*, 11(2).
- Shiller, R. J. e Siegel, J. J. (1977). The gibson paradox and historical movements in real interest rates. *Journal of Political Economy*, 85(5):891–907.
- Silva, I. É. M., Paes, N. L., e Bezerra, J. F. (2018). Evidências de pass-through incompleto da taxa de juros, crédito direcionado e canal de custo da política monetária no brasil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 48(4):559–595.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pages 1–48.
- Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European economic review*, 36(5):975–1000.
- Studart, R. (1995). *Investment finance in economic development*. Routledge London.
- Svensson, L. E. (2010). Inflation targeting. In *Monetary Economics*, pages 127–132. Palgrave Macmillan.
- Taylor, J. B. (1995). The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):11–26.
- Tenreyro, S. e Thwaites, G. (2016). Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4):43–74.
- Torres Filho, E. T. (2009). Mecanismos de direcionamento do crédito, bancos de desenvolvimento e a experiência recente do bndes. *Ensaio Sobre Economia Financeira*, 11.

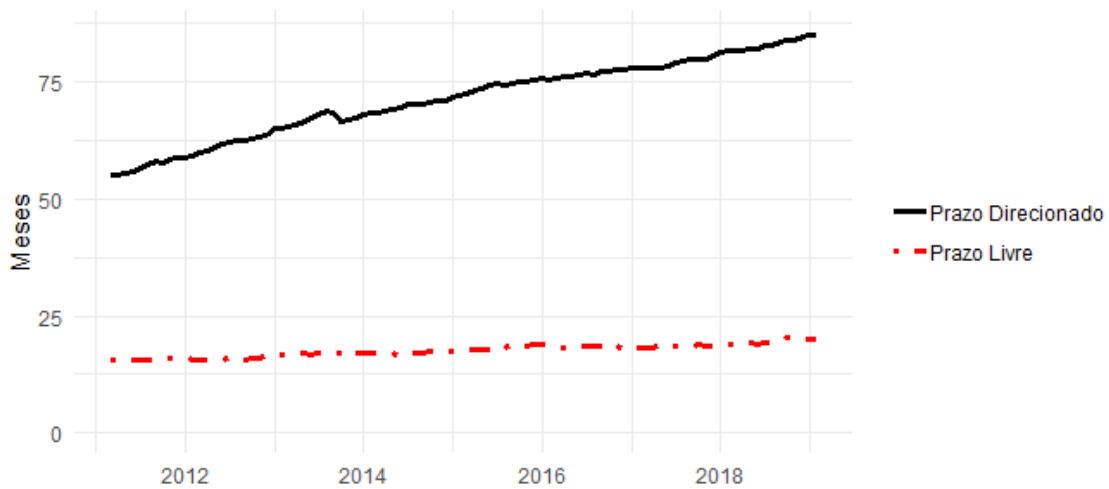
Torres Filho, E. T. (2017). O crédito corporativo de longo prazo em uma encruzilhada : onde estamos e para onde podemos ir? <http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/15500>.

Wray, R. e Papadimitriou, D. (2008). *Minsky's Stabilizing an Unstable Economy: two decades later*, pages xi–xxxv. McGraw-Hill.

5 Anexos

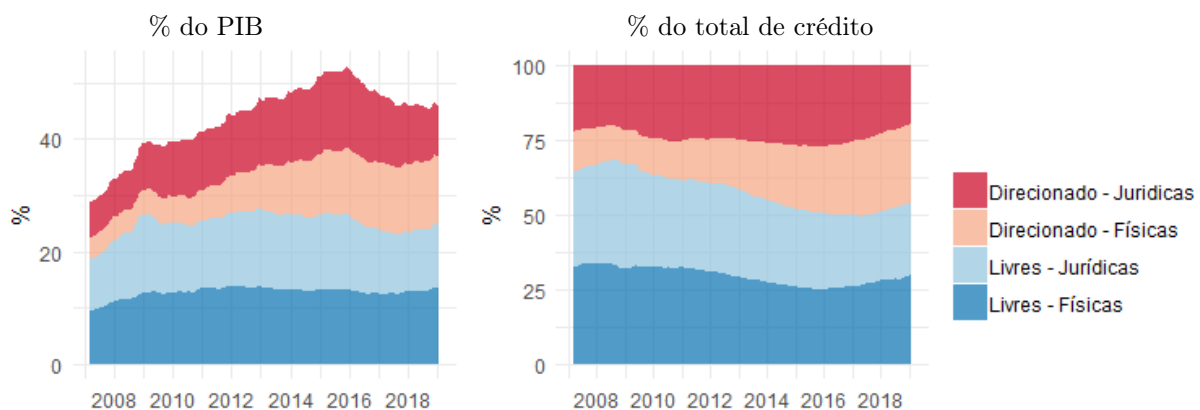
5.1 Gráficos crédito livre e direcionado

Figura 5.1: Prazos médios das carteiras de crédito livre e direcionado



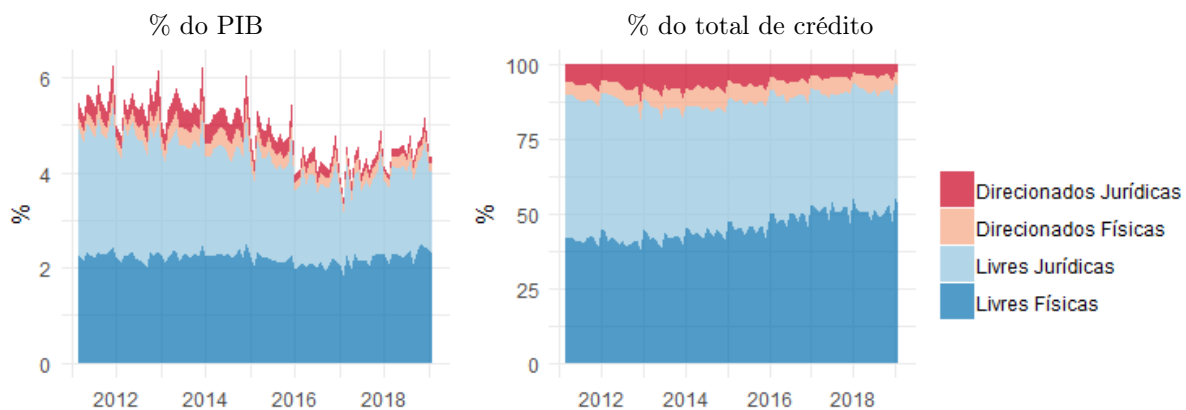
Fonte: Elaboração própria - dados do SGS-BCB até abr/2019.

Figura 5.2: Saldos de crédito livre e direcionado, para pessoas físicas e jurídicas



Fonte: Elaboração Própria - Dados do SGS-BCB.

Figura 5.3: Concessões de crédito livre e direcionado, para pessoas físicas e jurídicas



Fonte: Elaboração Própria - Dados do SGS-BCB.

5.2 Descrição dos Dados

Tabela 5.1: Descrição dos Dados

Variável	Série	Fonte
Inflação	Índice nacional de preços ao consumidor-amplo (IPCA) - (433)	IBGE
Juros	Taxa de juros - Selic acumulada no mês - % a.m. - (4390)	BCB-Demab
PIB	Logaritmo de PIB - Valores Encadeados a preços de 1995 (R\$ 1.000.000)	Monitor do PIB - FGV
Saldo dos Bancos Públicos	Saldos das operações de crédito das instituições financeiras sob controle público - Total - u.m.c. (milhões) 2007	BCB-DSTAT
Saldo dos Bancos Privados	Saldos das operações de crédito das instituições financeiras sob controle privado - Total - u.m.c. (milhões) (2043)	BCB-DSTAT
Preço Commodities	Logaritmo de Índice de Commodities - Brasil - (27574)	BCB-Depec
Câmbio	Logaritmo de Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (venda) - Média de período - mensal - u.m.c./US\$ -(3698)	BCB-DSTAT
Saldo Crédito Direcionado	Saldo da carteira de crédito com recursos direcionados - Total - R\$ (milhões) -(20593)	BCB-DSTAT
Saldo Crédito Livre	Saldo da carteira de crédito com recursos livres - Total - (20542)	BCB-DSTAT
Recessões	Cronologia Mensal do Ciclo de Negócios Brasileiro	CODACE-IBRE-FGV

Nota: Para os dados extraídos do Sistema Gerador de Séries Temporais do BACEN, os números das séries encontram-se entre parênteses.

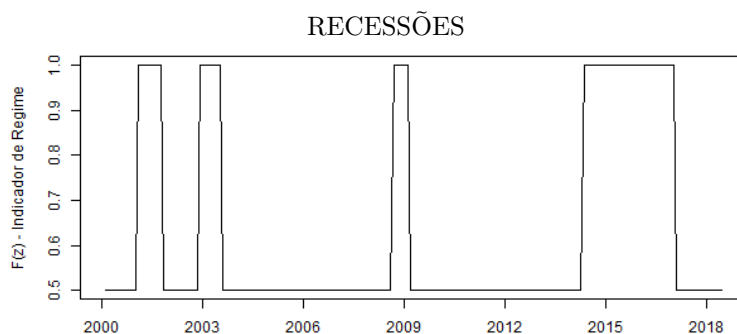
5.3 Potência da Política monetária em Recessões

Tabela 5.2: Cronologia das Recessões no Brasil entre 2000 e 2018

Pico	Vale
Dezembro de 2000	Setembro de 2001
Outubro de 2002	Junho de 2003
Julho de 2008	Janeiro de 2009
Março de 2014	Dezembro de 2016

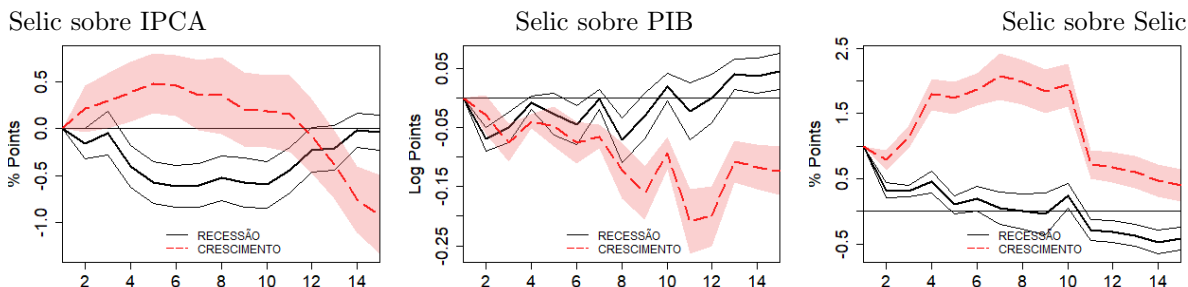
Fonte: CODACE-IBRE-FGV. Conforme *release* de Dezembro de 2018, “os *turning points* da última recessão (março de 2014 e dezembro de 2016) foram escolhidos por serem os últimos meses dos trimestres identificados recessão pelo CODACE como pico e vale da recessão de 2014-2016. O Comitê ainda não determinou os *turning points* mensais desta última recessão”. Ver nota em https://portalibre.fgv.br/data/files/05/E1/3D/66/C4C58610C650D2868904CBA8/Indicadores%20FGV%20TCB_press%20release_Dez18.pdf.

Figura 5.4: Variável de Estado - *Dummy* de Recessões



Fonte: Cronologia Mensal dos Ciclos de Negócios Brasileiros - CODACE - IBRE - FGV

Figura 5.5: IRF - Recessões e Expansões



Nota: Funções impulso-resposta durante períodos de RECESSÃO (preto sólido) e CRESCIMENTO (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

5.4 Restrição Inicial da Amostra (07/2001-07/2018)

Figura 5.6: Variável de Saldo de Crédito dos Bancos Públicos e Privados Jul/2001-Jul/2018

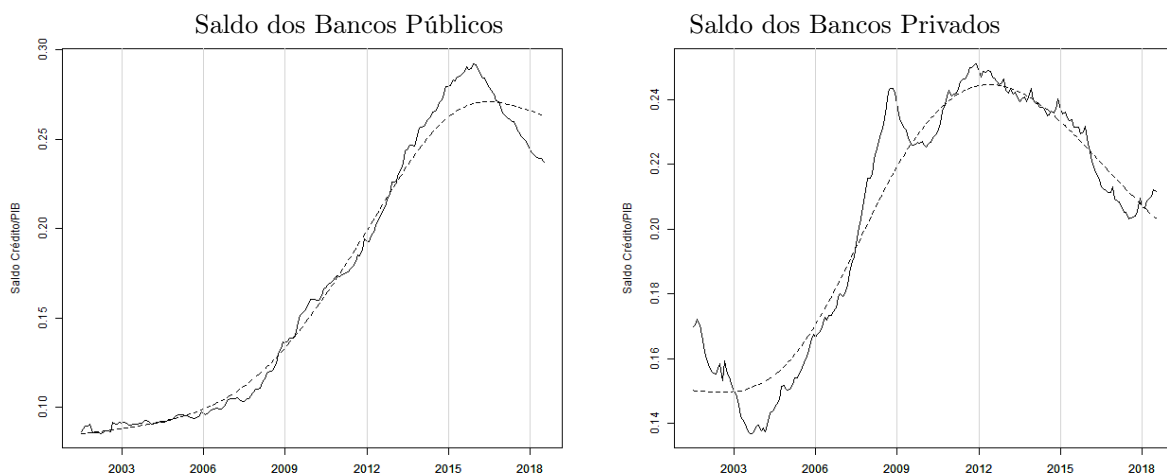


Figura 5.7: IRF - Saldo de Crédito dos Bancos públicos Jul/2001-Jul/2018

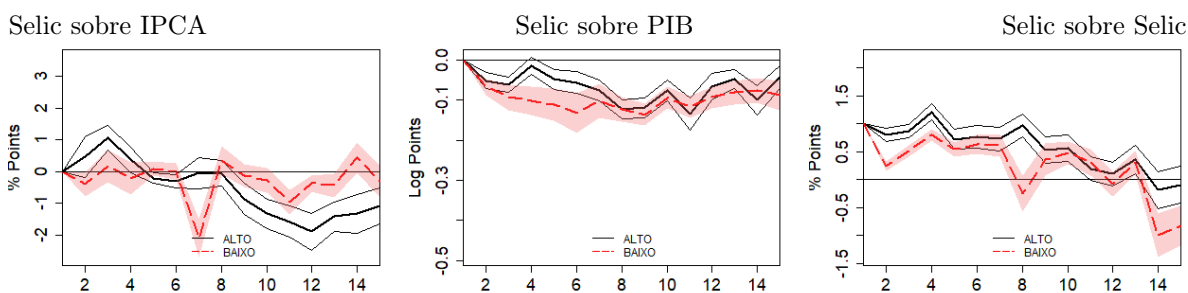
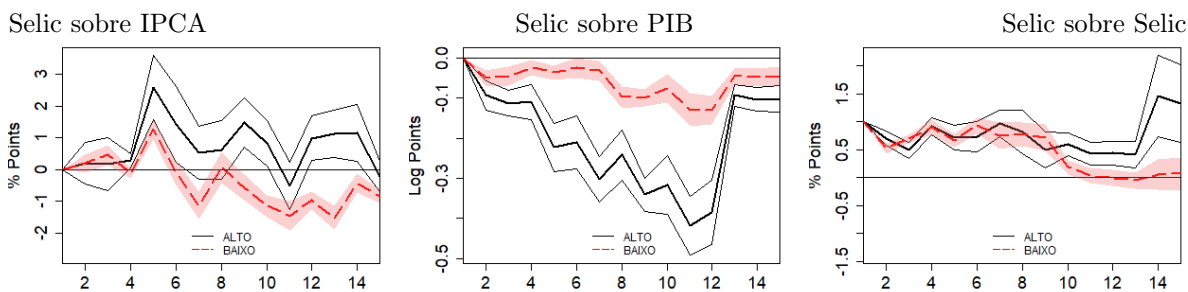


Figura 5.8: IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Privados Jul/2001-Jul/2018



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.

5.5 Restrição Inicial e Final da Amostra (07/2001-01/2017)

Figura 5.9: Variável de Saldo de Crédito dos Bancos Públicos e Privados Jul/2001-Jan/2017

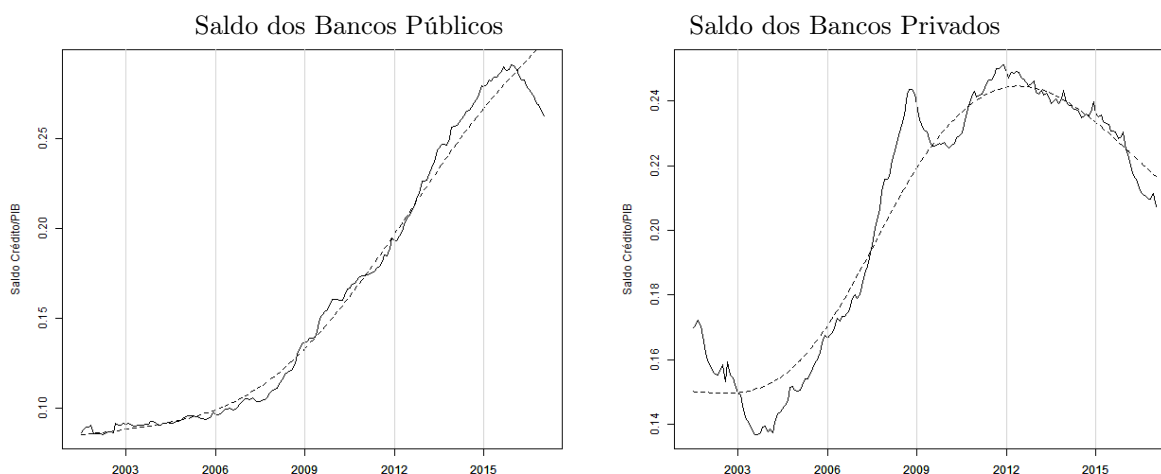


Figura 5.10: IRF - Saldo de Crédito dos Bancos públicos Jul/2001-Jan/2017

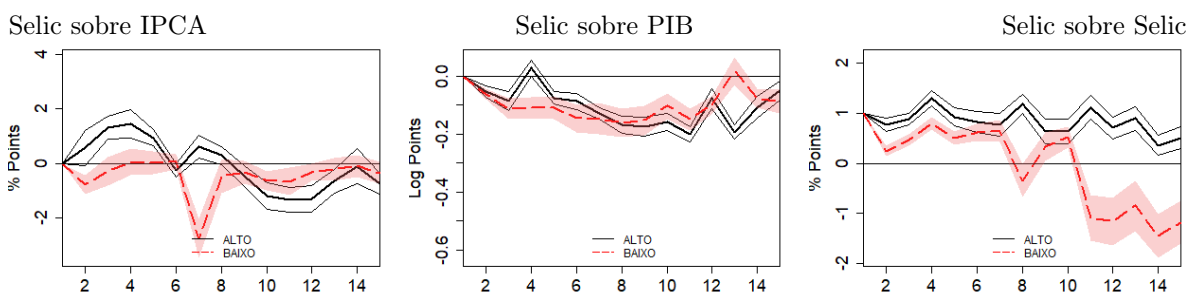
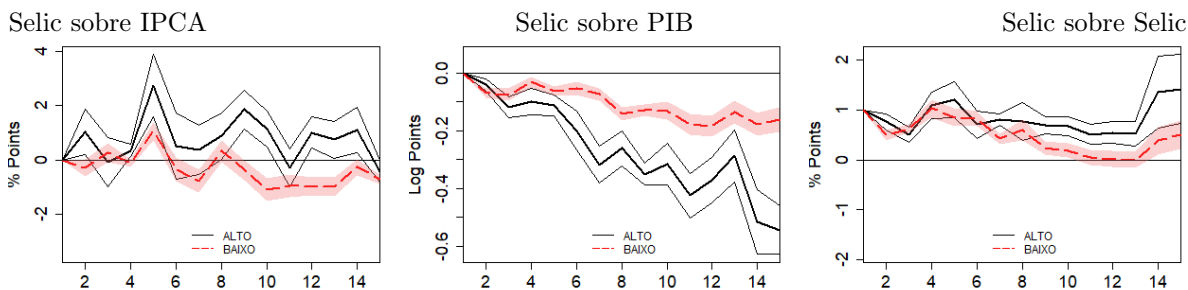


Figura 5.11: IRF - Saldo de Crédito dos Bancos Privados Jul/2001-Jan/2017



Nota: Funções impulso-resposta nos estados de alto crédito (preto sólido) e baixo crédito (vermelho tracejado), os respectivos intervalos de confiança (95%) estão representados pela linha sólida e pela área sombreada.