UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E
CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Canais de Transmissão da Política Monetária Norte-Americana no Brasil

Vitor Chagas da Costa

Orientador: Prof. Dr. Rodrigo De Losso da Silveira Bueno

São Paulo
2018

Prof. Dr. Marco Antonio Zago
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Adalberto Américo Fischmann
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Hélio Nogueira da Cruz
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Ariaster Baumgratz Chimeli
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

VITOR CHAGAS DA COSTA

Canais de Transmissão da Política Monetária Norte-Americana no Brasil

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências.

Orientador: Prof. Dr. Rodrigo De Losso da Silveira Bueno

Versão Original

São Paulo

2018

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada por Rafael Mielli Rodrigues – CRB-8/7286
Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Costa, Vitor Chagas da
Canais de transmissão da política monetária norte-americana no
Brasil / Vitor Chagas da Costa. – São Paulo, 2018.
92 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2018.
Orientador: Rodrigo de Losso da Silveira Bueno.

1. Política monetária internacional 2. Economia internacional 3. Econo-
metria I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Adminis-
tração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 332.4566

Agradecimentos

Agradeço à Universidade de São Paulo, à Faculdade de Economia e Administração e seus professores e funcionários pela excelente infra-estrutura e serviços prestados durante o desenvolvimento deste trabalho. Em especial ao professor Rodrigo De Losso pela dedicação na orientação, e aos professores Mauro Rodrigues Jr. e Márcio Nakane pelas importantes contribuições ao longo da elaboração do trabalho.

Aos meus pais, Rafaela e Fernando, e minha irmã, Monica, pelo imenso apoio e carinho dedicados durante esta trajetória, sem os quais nada seria possível.

À minha namorada, Gabriele, que esteve sempre ao meu lado, me trazendo paz mesmo nos momentos mais difíceis do caminho. Te amo.

Resumo

Este trabalho estima a resposta de um conjunto de variáveis macroeconômicas e financeiras brasileiras a um choque na política monetária dos EUA, identificando os canais pelos quais a política monetária externa afeta as variáveis domésticas do Brasil. Para tanto, são identificadas séries de choques monetários para a economia norte-americana, posteriormente incluídos em um modelo BVAR com um conjunto de variáveis brasileiras, seguindo [Miranda-Agrippino e Rey \(2015\)](#). A robustez dos resultados é testada pela estimação modelos contendo distintas medidas da mudanças na política monetária norte-americana, e pela utilização de duas estratégias de identificação de modelos VAR. Os resultados sugerem que em sequência a uma contração monetária de 100 b.p. na economia norte-americana, observa-se uma queda 2% no quantum de exportação e importação e uma queda de quase US\$800 milhões sobre o fluxo de crédito externo bancário e de portfólio para a economia brasileira. Contudo, os impactos desses efeitos sobre a produção e sobre as taxas de juros domésticas é não significativa. Os canais de transmissão convencionais baseados no câmbio e no comércio externo são mais significativos que o crédito externo para a transmissão dos efeitos dos choques monetários norte-americanos.

Palavras-chaves: Política Monetária Internacional, Economia Internacional, Econometria

Abstract

This study estimates the response of a set of Brazilian macroeconomic and financial variables to a US monetary policy shock, identifying the channels through which the external monetary policy affects Brazilian domestic variables. For that purpose, a number of series of monetary policy shocks for American economy are identified, and afterwards included in a BVAR model along with a set of Brazilian variables, following [Miranda-Agrippino e Rey \(2015\)](#). The robustness of the results is tested by estimating models containing different measures of American monetary policy changes, and by using two different identification strategies. The results suggest that following a monetary policy contraction of 100 b.p. in the US, a fall of approximately a fall of 2% in the quantum of exports and imports is observed, as well as a fall of almost US\$800 million at the external bank and portfolio inflow of credit in the Brazilian economy. However, the impact of these effects at the domestic output and interest rates is not significant. Conventional transmission channels based on exchange rates and external trade are more significant than the one based on external credit for the transmission of American monetary policy effects.

Key-words: International Monetary Policy, International Economics, Econometrics

Lista de ilustrações

Figura 1 – Mudanças identificadas pelo procedimento de alta frequência com base em contratos futuros de Fed Funds de 1 e 4 meses de maturidade, e mudanças não antecipadas estimadas pelos resíduos da equação (3.1).	35
Figura 2 – Séries das mudanças identificadas pelo procedimento de alta frequência com base em contratos futuros de Eurodollar de 2, 3 e 4 trimestres de maturidade, e mudanças não antecipadas estimadas pelos resíduos da equação (3.1).	36
Figura 3 – Séries de variáveis brasileiras utilizadas no modelo BVAR.	56
Figura 4 – Taxas de <i>Fed Funds</i> e de <i>Treasury Bonds</i> em maturidade constante no horizonte de 1, 2, 3 e 5 anos.	60
Figura 5 – Funções respostas ao impulso da taxa de juros longa norte-americana e do câmbio real dólar-real a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	61
Figura 6 – Funções respostas ao impulso das variáveis comerciais brasileiras a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	62
Figura 7 – Funções respostas ao impulso das variáveis comerciais Brasil-EUA a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	63

Figura 8 – Funções respostas ao impulso das variáveis de crédito externo da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	64
Figura 9 – Funções respostas ao impulso de variáveis reais domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	65
Figura 10 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas de crédito da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	66
Figura 11 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas financeiras da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	66
Figura 12 – Funções respostas ao impulso de variáveis reais domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	67
Figura 13 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas de crédito da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	69

Figura 14 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas financeiras da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma <i>proxy</i> identificada por alta frequência.	71
Figura 15 – Séries das mudanças identificadas pelo procedimento <i>narrative-based</i> , e resíduos da equação (3.1).	75
Figura 16 – Funções respostas ao impulso de variáveis externas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento narrativo de identificação.	77
Figura 17 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento narrativo de identificação.	78
Figura 18 – Variação mensal na série GS5, e resíduos da equação (3.1) para a variação mensal de GS5 como variável dependente.	81
Figura 19 – Funções respostas ao impulso de variáveis externas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento de identificação por taxas longas.	82
Figura 20 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento de identificação por taxas longas.	83

Sumário

1	Introdução	3
2	Revisão da Literatura	9
2.1	Transmissão Internacional de Choques de Política Monetária	9
2.2	Evidências sobre os Efeitos Internacionais de Choques Monetários Norte-Americanos	18
3	Identificação de Choques Monetários	25
3.1	Instrumentos de Alta Frequência	30
4	VAR Bayesiano	39
4.1	<i>Priors</i> para modelos BVAR	41
4.2	Hipóteses de Identificação Estrutural	47
4.3	Dados	52
5	Resultados	59
6	Robustez	73
6.1	Procedimento Narrativo	74
6.2	Identificação por Taxas Longas	79
7	Considerações Finais	85
	Referências	89

1 Introdução

O objetivo desse trabalho é estimar o impacto de choques de política monetária da economia dos Estados Unidos sobre a economia brasileira, verificando a importância relativa de diversos canais para a transmissão dos choques monetários externos. Para tanto, são identificados choques na política monetária norte-americana, posteriormente incluídos em um modelo VAR Bayesiano com variáveis macroeconômicas e financeiras brasileiras. O foco sobre os choques na política monetária norte-americana se dá pelo fato dessa economia, além de ser um dos principais parceiros comerciais do Brasil, ser o principal centro financeiro da economia global, a economia emissora da principal moeda de financiamento externo de instituições financeiras e corporações ao redor do mundo, com a maioria dos ativos financeiros internacionais denominados em dólares norte-americanos.

Existe uma grande controvérsia com relação aos efeitos de choques monetários sobre variáveis econômicas de outras economias integradas comercialmente e financeiramente. Tradicionalmente a literatura macroeconômica postula que, sob o câmbio flutuante, economias abertas estariam insuladas de efeitos de choques monetários no resto do mundo, com exceção dos efeitos causados pelas mudanças cambiais e pela maior ou menor demanda externa por produtos domésticos¹. Essa ideia se apoia no chamado *Trilema* da política monetária internacional, fundamentado num arcabouço de modelos de

¹ Obstfeld, Shambaugh e Taylor (2005) fornecem um resumo dessa hipótese e testam sua plausibilidade histórica.

economia aberta no qual as taxas de juros de *policy* resumem as condições financeiras e monetárias em uma economia.

Porém, mais recentemente autores como [Rey \(2013\)](#) têm apontado a existência de *spillovers* da política monetária para outras economias, além dos efeitos já descritos. Um desses efeitos estaria relacionado às transmissões das condições financeiras, que, a partir da integração financeira entre as principais economias mundiais, passaram a ser mais correlacionadas globalmente. Assim, choques monetários em economias importantes financeiramente afetam as condições financeiras ao redor do mundo, mesmo que as economias estejam sob câmbio flutuante. Outro ponto de indecisão está na magnitude de efeitos de *expenditure-switching* e na importância da rigidez nos preços e salários para a determinação do impacto internacional de choques monetários de grandes economias nas demais economias abertas.

Portanto, ainda não se tem uma ideia precisa de qual o impacto definitivo de um choque monetário em uma grande economia aberta, como os Estados Unidos, em uma pequena economia aberta como o Brasil. Como o número de canais pelos quais esse impacto pode ocorrer é grande, e os efeitos esperados têm sinais e durações distintos, uma análise empírica que inclua diversas variáveis macroeconômicas é necessária para acessar a importância relativa de cada canal. Assim, a partir de uma identificação de choques monetários para a economia norte-americana, será possível estimar os efeitos desses choques sobre um conjunto de variáveis macroeconômicas e financeiras brasileiras por meio de um modelo VAR Bayesiano. As funções resposta ao impulso estimadas permitem a inferência do efeito e da duração dos choques

sobre as variáveis brasileiras, e a importância de cada variável na transmissão dos choques externos para a economia brasileira.

Os choques monetários são identificados por uma estratégia que utiliza dados financeiros de alta frequência, como em [Kuttner \(2001\)](#), medindo as variações em preços de ativos como uma *proxy* para os choques monetários da economia norte-americana. Com base nesse dados, é feita a estimação de uma equação de resposta da autoridade monetária, em que as mudanças na política monetária respondem às previsões de variáveis macroeconômicas disponíveis no momento, seguindo [Romer e Romer \(2004\)](#). Os resíduos da equação de resposta consistem nos choques monetários estimados. Esse procedimento de identificação é testado contra duas alternativas. Em uma as mudanças na política monetária são medidas por um procedimento narrativo, enquanto uma segunda estratégia utiliza variações nas taxas longas *risk-free*.

Os choques são incluídos em um modelo BVAR com um conjunto de variáveis macroeconômicas e financeiras brasileiras, para o período de câmbio flutuante e metas de inflação, que se inicia em 2000. A metodologia Bayesiana permite lidar com a relativa escassez de observações na amostra para o número de parâmetros a serem estimados, pela imposição de uma distribuição *a priori* sobre os parâmetros.

Os resultados apontam para uma influência significativa da política monetária internacional sobre as variáveis comerciais externa, sobre o fluxo de investimento e crédito externo, e sobre as variáveis financeiras e creditícias domésticas. Os resultados sobre o comércio externo sugerem que uma contração monetária de um desvio padrão na política monetária norte-americana

afeta o quantum as exportações e importações brasileiras negativamente, em aproximadamente 2%, enquanto o saldo da balança comercial se mantém em equilíbrio. Na relação de comércio bilateral com os EUA há uma piora no saldo das transações correntes, em aproximadamente 0,4%. Já a queda no fluxo de crédito externo tanto para instituições bancárias quanto para investimento em portfólio se acumula em aproximadamente US\$ 800 milhões. Contudo, essa influência não impacta significativamente a produção doméstica, e tampouco parece representar riscos para a independência da política monetária brasileira, como encontrado por [Rey \(2013\)](#) para o caso das economias europeias. Ainda assim, são encontrados efeitos significativos da política monetária externa sobre a produção industrial doméstica, o crédito doméstico, as variáveis bancárias e sobre o preço de ativos financeiros, porém a principal forma de transmissão desse efeito é o comércio externo.

O trabalho se organiza da seguinte forma. Após esta introdução, é feita uma breve revisão da literatura, compreendendo as principais contribuições teóricas a respeito dos efeitos e da transmissão internacional de choques monetários e as principais evidências sobre os canais de transmissão internacionais da política monetária. No capítulo seguinte são identificados os choques monetários de acordo com a metodologia de alta frequência. Posteriormente o modelo VAR Bayesiano que será empregado no presente estudo é apresentado, e os resultados seguem no capítulo seguinte. No capítulo seguinte são obtidas as séries para os choques monetários de acordo com duas metodologias de identificação alternativas, como exercício de robustez. Por fim, as considerações finais resumem o trabalho realizado e apontam direções para trabalhos

futuros.

2 Revisão da Literatura

2.1 Transmissão Internacional de Choques de Política Monetária

Ainda não são estabelecidos na literatura os efeitos de um choque na política monetária de uma grande economia aberta em outras economias ao redor do mundo. Até pouco tempo, a literatura macroeconômica se limitava a estudar os efeitos de choques monetários externos sobre as taxas de câmbio, e seu posterior efeito sobre a balança comercial e a demanda externa por produtos domésticos. A crescente importância da conta financeira da balança de pagamentos e dos fluxos de capitais internacionais nas economias abertas aos poucos fez com que os teóricos voltassem a estudar os impactos da política monetária sobre essas variáveis. Além disso, modelos de equilíbrio geral mais amplos permitiram que se modelasse de forma mais completa a interação entre as variáveis macroeconômicas em economias diferentes, levantando hipóteses sobre as relações entre variáveis como inflação e produto com a política monetária internacional. Porém, a literatura está longe de um consenso sobre quais são os efeitos finais e como se propagam para as demais economias.

[Rey \(2013\)](#) sugere que se desmembrem os canais pelos quais a política monetária internacional afeta as demais economias comercialmente integradas, levando em conta modelos keynesianos tradicionais de Mundell-Fleming, modelos DSGE neo-keynesianos e modelos macroeconômicos com fricções

financeiras. Enquanto as primeiras categorias enfocam os efeitos de choques monetários externos sobre variáveis da balança comercial e seu subsequente efeito sobre outras economias, a última tem seu foco sobre os fluxos financeiros e como as condições financeiras e de crédito se transmitem entre países.

Os modelos da tradição de Mundell-Fleming¹ se caracterizam por estarem sob a hipótese da paridade do poder compra e a lei do preço único. Nessa situação, partindo de um estado de equilíbrio na balança comercial, o efeito de um choque monetário em uma economia central pode se transmitir para economias periféricas em duas direções. Por um lado, uma política monetária expansionista em uma economia central aumenta a demanda dessa economia por produtos, incentivando a exportação da periferia com a qual a economia central mantém relações comerciais. Assim, se observaria uma melhora no resultado comercial da economia periférica temporariamente, refletindo a maior demanda externa. Por outro lado, a política monetária expansionista deprecia o câmbio da economia central, fazendo com que seus produtos sejam relativamente mais baratos, aumentando sua própria exportação e as importações das demais economias periféricas. Esse movimento em tese pioraria o resultado da balança comercial na periferia, pois o novo patamar da taxa de câmbio é desfavorável às exportações domésticas.

No longo prazo, esses efeitos se anulam, de forma que a balança comercial retorna a um novo equilíbrio, sob uma taxa de câmbio diferente. Porém, a velocidade de ajustamento dos componentes da balança comercial pode ser diferente com relação a mudanças na taxa de câmbio e na demanda

¹ [Dornbusch \(1976\)](#) resume o modelo de Mundell-Fleming.

externa. Se a elasticidade das importações com relação ao câmbio é maior que a elasticidade das exportações², uma política monetária expansionista no centro tende a melhorar a balança comercial no curto prazo, *ceteres paribus*. Porém, essa melhora depende da sensibilidade das exportações à demanda externa, que pode ser significativa para o caso do Brasil com os Estados Unidos, visto que este é o responsável por aproximadamente 15% das exportações brasileiras. Os efeitos da política monetária nos EUA sobre as demais economias que realizam comércio com o Brasil também pode alterar a direção do efeito do choque sobre as exportações e importações brasileiras. Assim, as evidências empíricas têm papel importante na determinação de qual canal é mais significativo no curto prazo. Ademais, nesse panorama as economias periféricas não precisam acomodar o choque monetário internacional, e são livres para determinar sua taxa de juros interna de acordo com seus próprios objetivos, como por exemplo, uma meta de inflação³.

A metodologia neo-keynesiana de modelos DSGE fornece novas hipóteses sobre o comportamento esperado de uma pequena economia aberta a choques monetários no centro⁴. Apesar de manter a maior parte dos resultados dos modelos Mundell-Fleming, modelos DSGE de pequenas economias abertas

² Tanto as exportações como as importações parecem ter uma baixa elasticidade câmbio para o Brasil, ainda que alguns de seus componentes tenham uma reação mais pronunciada a uma variação da taxa de câmbio real. Veja [Marçal e Brito \(2011\)](#) e [Santos et al. \(2015\)](#)

³ Segundo [Svensson \(2000\)](#), a adoção de um regime que tenha como objetivo uma meta de inflação não impede que a autoridade monetária reaja a mudanças cambiais, contanto que essas mudanças sinalizem uma mudança na trajetória futura da inflação. Todavia, a adoção desse tipo de regime pressupõe a adoção do sistema de câmbio flutuante e a não utilização do instrumento de política monetária para a intervenção cambial.

⁴ [Galí \(2015\)](#) apresenta um modelo DSGE de economia aberta que resume os principais *insights* obtidos com esse tipo de modelo.

permitem a inclusão de rigidezes nominais e reais, que adicionam novas formas pelas quais choques externos podem afetar as demais economias. Um exemplo é o modelo de [Galí e Monacelli \(2005\)](#), em que a inclusão de rigidez nominal nos preços implica que a inflação doméstica de uma pequena economia aberta responde não só ao *gap* do produto como também aos termos de troca. Assim, na medida em que choques monetários externos afetam a inflação externa, e, conseqüentemente, a taxa de câmbio nominal (e sob determinadas hipóteses, a taxa de câmbio real), a política monetária externa, ao afetar os termos de troca, gera efeitos reais na inflação e produto da pequena economia aberta.

Sob a classe de modelos DSGE, a resposta da inflação e do produto de uma pequena economia aberta a um choque monetário internacional varia de acordo com os elementos incluídos no modelo. No caso brasileiro, [Silveira \(2015\)](#) apresenta um modelo DSGE calibrado com base em [Galí e Monacelli \(2005\)](#), contendo duas economias abertas no qual uma é infinitamente menor que a outra. Nesse caso, o efeito de um choque monetário contracionista externo sobre os termos de troca é favorável à economia pequena, o que implica num aumento da inflação, do produto e uma melhora no resultado da balança comercial. O mesmo resultado é encontrado em modelos de *pricing-to-market* como em [Obstfeld e Rogoff \(2000\)](#). Neste caso, a autoridade monetária da economia pequena pode atenuar o efeito do choque externo utilizando o próprio instrumento de política monetária para reduzir o *gap* do produto e da inflação.

Modelos como [Obstfeld e Rogoff \(2000\)](#) contrariam a ideia de que mudanças nas taxas de juros internacionais causam um efeito *expenditure-*

switching como esperado nos modelos keynesianos. A ideia de que uma depreciação cambial na economia doméstica causa um reajuste no consumo de forma a aumentar o gasto com produtos domésticos relativamente aos produtos importados não encontra apoio nas evidências empíricas. De fato, nesses modelos a depreciação cambial pode melhorar os termos de troca da economia doméstica, devido à rigidez salarial, aumentando a quantidade exportada e importada. Nesse caso, o efeito de um choque monetário sobre o produto e a balança comercial das demais economias abertas seria o oposto do esperado pelos modelos de Mundell-Fleming. Já no modelo com completo *local currency pricing* de [Devereux e Engel \(2003\)](#), choques monetários domésticos não têm qualquer efeito sobre variáveis externas, visto que os preços são completamente determinados em termos das moedas locais. Em resumo, os modelos macroeconômicos da literatura DSGE suportam tanto respostas positivas, quanto negativas e até nulas de variáveis macroeconômicas convencionais a um choque monetário externo, via seu efeito na balança comercial.

Com relação aos fluxos de capitais, tanto o modelo keynesiano tradicional quanto os modelos DSGE neo-keynesianos estabelecem que as variáveis da conta financeira do balanço de pagamentos de uma economia aberta devem reagir essencialmente à diferença entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional. Um aumento na taxa de juros internacional, se não correspondido por um aumento na taxa doméstica, leva a uma realocação do portfólio de agentes em favor dos títulos internacionais, causando uma depreciação cambial na periferia. Em todo caso, o investimento direto em patrimônio ou em carteira só deve alterar-se na medida em que o retorno

doméstico desse capital seja sensível a uma mudança na taxa de câmbio.

Esses modelos dedicam pouca atenção à importância dos fluxos financeiros entre países e aos potenciais canais de transmissão adicionais criados pelas transações financeiras globais. Dado que a periferia se utiliza dos mercados financeiros do centro para financiar a ampliação da atividade produtiva, déficits públicos e externos, os efeitos da política monetária central não se limitam aos efeitos na balança comercial e a uma realocação de portfólio dos agentes internacionais. Tampouco o portfólio dos agentes financeiros dependem somente do diferencial de juros entre países. Se os agentes da economia periférica se financiam no exterior, pode-se conceber a existência de um canal de crédito internacional, no qual esta economia sofre com as mesmas flutuações que as firmas e as famílias do centro incorrem pelos canais de fricções financeiras, como em [Bernanke, Gertler e Gilchrist \(1999\)](#) e [Borio e Zhu \(2012\)](#).

[Ghosh et al. \(2014\)](#) estudam fluxos massivos de capitais líquidos (*surges*) para economias emergentes durante o período de 1980-2009 e chegam à conclusão que fatores globais são determinantes para a ocorrência de *surges*. Os autores encontram que a volatilidade de ativos financeiros em economias avançadas é um fator significativo para esses eventos, de tal forma que um aumento na incerteza dos ativos financeiros em economias centrais é capaz de fechar as portas dos fluxos de capitais para economias emergentes. [Forbes e Warnock \(2012\)](#) corroboram as evidências de [Ghosh et al. \(2014\)](#) também para fluxos brutos de entrada e saída de capitais, e demonstram que o risco global é a principal variável capaz de prever os movimentos massivos nos

fluxos de capitais⁵. Nesse caso, se a política monetária afeta a volatilidade de ativos financeiros, como proposto pelo canal de tomada de riscos em [Borio e Zhu \(2012\)](#), por exemplo, então choques monetários numa economia central como os Estados Unidos podem restringir o fluxo de capitais para economias emergentes, o que pode ter consequências reais para essas economias.

Outra possibilidade é a existência de um canal de crédito internacional por meio dos fluxos de capitais externos da economia. Pela hipótese de fricções financeiras no setor bancário, como em [Gerali et al. \(2010\)](#), uma política monetária mais restritiva no centro reduz a oferta de crédito disponível a instituições bancárias, incluindo o crédito para instituições em outros países. Se a queda na oferta de crédito internacional não for compensada por um aumento do crédito doméstico, os agentes terão uma capacidade reduzida de financiar um aumento na capacidade produtiva, ou seja, haverá um racionamento de crédito internacional.

Além disso, bancos na periferia podem fazer uso do financiamento de bancos externos, o que implica que, em algum grau, as condições precárias de financiamento na economia central podem-se transferir de banco para banco até a periferia. [Bruno e Shin \(2015\)](#) consideram que a alavancagem dos bancos globais é um dos principais meios de transmissão das condições financeiras do centro para as demais economias. Nesse trabalho, uma política monetária norte-americana expansionista induz os bancos locais a aumentarem sua oferta

⁵ [Forbes e Warnock \(2012\)](#) encontram uma resposta insignificante dos fluxos de capitais à taxa de juros internacional. Porém, [Ghosh et al. \(2014\)](#) atribuem isso ao fato que a inclusão de economias avançadas e emergentes simultaneamente implica que os efeitos da taxa de juros sobre os fluxos para economias emergentes será contrabalançado pelo efeito contrário para economias avançadas.

de crédito e sua alavancagem. As evidências do canal de tomada de riscos mostram que, sob uma política monetária expansionista, bancos tendem a aumentar o risco de seus investimentos. Sob a hipótese de neutralidade ao risco somada a uma restrição de *Value-at-Risk*, esses bancos locais buscam ativos de maior retorno na periferia, dado o aumento no diferencial de juros entre as economias. Isso implica num fluxo de capitais que aumenta a liquidez e o crédito na periferia, apreciando ainda mais a taxa de câmbio, num círculo virtuoso que aumenta ainda mais a entrada de capitais na periferia. No caso de uma contração monetária, o efeito é o oposto, levando a periferia a uma súbita retirada de capitais e à depreciação cambial.

Outra potencial forma de transmissão se dá pelo fato das firmas de economias periféricas, ao fazerem cada vez mais parte do mercado de crédito externo, incorrerem em restrições de *balance-sheet*, como em [Bernanke, Gertler e Gilchrist \(1999\)](#), no contexto internacional. Condições monetárias mais restritivas na economia central tendem a depreciar o valor de ativos, e dado o alto comovimento entre ativos financeiros internacionalmente, essas condições podem afetar o valor dos ativos de companhias na periferia.

Mais do que isso, os efeitos já estabelecidos de choques monetários sobre a taxa de câmbio podem potencialmente exacerbar a transmissão da política monetária internacional para outros países. Uma política monetária mais restritiva no centro está associada a taxas de câmbio mais depreciadas na periferia. Isto implica que os ativos de corporações bancárias e não bancárias na periferia terão menor valor em termos da moeda da economia central, na qual as transações são realizadas. Isso significa uma queda ainda maior do

patrimônio dessas corporações, e um custo ainda maior com o serviço da dívida externa, em termos da moeda doméstica. Isso pode ser particularmente danoso para empresas não exportadoras, cujo acesso ao mercado de crédito externo tem aumentado significativamente.

Por tudo isso, choques monetários internacionais podem levar economias periféricas a um novo equilíbrio com uma menor oferta de crédito, e consequentemente, menor consumo, investimento e produto, no equilíbrio. Nesse caso, é de se esperar que a autoridade monetária tome providências para lidar com a mudança na política monetária internacional, acomodando choques negativos ou restringindo o fluxo de capitais no caso de uma expansão da liquidez internacional. Essa situação contradiz o postulado do Trilema de política monetária, no qual as autoridades monetárias de economias abertas financeiramente possuem liberdade na determinação da taxa de juros doméstica, sob câmbio flutuante.

Neste trabalho, o enfoque será dado aos choques monetários da economia norte-americana. Isso porque os Estados Unidos, além de serem a maior economia do mundo e o segundo maior parceiro comercial da economia brasileira, se destacam como o emissor da moeda em que se financiam internacionalmente a maior parte dos agentes financeiros e não financeiros da economia global. Segundo [McCauley, McGuire e Sushko \(2015\)](#), o crédito em dólares para instituições não financeiras fora dos Estados Unidos foi de aproximadamente US\$7 trilhões em 2014, um montante maior que o PIB da maior parte das economias mundiais, e maior que o crédito em qualquer outra moeda mundial. Esse valor aponta a importância central do dólar in-

ternacionalmente, o que é significativo quando se levam em consideração os potenciais efeitos financeiros de um choque monetário.

2.2 Evidências sobre os Efeitos Internacionais de Choques Monetários Norte-Americanos

Existem amplas evidências a favor da existência de efeitos significativos dos choques monetários norte-americanos em variáveis reais e financeiras de outras economias abertas. Porém, a maior parte das evidências se concentra no efeito final de choques monetários sobre variáveis como produto e inflação nas demais economias. Apenas mais recentemente tem sido dada atenção aos canais pelos quais os choques monetários afetam economias externas.

[Kim \(2001\)](#) busca uma clarificação dos canais de transmissão de choques monetários nos EUA para economias abertas fora do G-6, por meio de um modelo VAR incluindo variáveis agregadas dessas economias. Os resultados reforçam a hipótese da importância dos mercados de capitais internacionais na geração de *spillovers* para as demais economias. Os resultados apontam para um aumento do produto de países fora do G-6 em sequência a um choque monetário nos EUA. Esse *boom* não é explicado pelos efeitos sobre a balança comercial, que são pequenos, e sim pelos efeitos sobre a taxa de juros mundial, que cai com a expansão monetária norte-americana. Essa queda nas taxas de juros é a responsável por gerar o aumento na demanda mundial observado. Ainda assim, as evidências de [Kim \(2001\)](#) se limitam a um agregado de países, e o uso de um conjunto pequeno de variáveis no modelo VAR limita a

capacidade de identificação dos choques.

[Canova \(2005\)](#) identifica diversos choques para a economia norte-americana, utilizando restrições de sinais na resposta de modelos VAR, e utiliza a hipótese de exogeneidade desses choques para identificar seus efeitos sobre oito economias latino americanas, incluindo o Brasil. Os resultados apontam que choques monetários têm uma influência maior no ciclo econômico de economias latino americanas que choques de produtividade e de demanda dos EUA. Os choques monetários nos EUA aumentam as taxas de juros no Brasil e causam uma contração no produto brasileiro. Apesar de razoáveis, os resultados desse trabalho podem ser enganosos com relação ao Brasil, pois a amostra se concentra no período de 1991 a 2002, em que o país passou por diferentes regimes monetários, hiperinflação e distintos regimes cambiais, o que pode influenciar os resultados significativamente. Além disso, a capacidade de identificação dos canais de transmissão dos choques externos é limitada pelo número de variáveis para as economias latino-americanas.

[Mackowiak \(2007\)](#) emprega um modelo VAR estrutural para oito economias emergentes, excluindo o Brasil, em conjunto com variáveis norte-americanas. O autor corrobora as evidências de [Kim \(2001\)](#) utilizando dados agregados, encontrando uma resposta rápida das taxas de juros das demais economias em sequência a um choque monetário nos EUA. Além disso, a resposta encontrada por meio de modelos estruturais país a país são mais robustas do que as encontradas com variáveis agregadas, como em [Kim \(2001\)](#). Os resultados encontram que em sequência a um choque monetário nos EUA, a variação no produto e na inflação de economias emergentes é maior do que

a variação encontrada nessas mesmas variáveis para os EUA.

[Bluedorn e Bowdler \(2011\)](#) identificam choques monetários pelo procedimento de [Romer e Romer \(2004\)](#) estendido à economia aberta, e utilizam essa variável para identificar os efeitos de choques monetários dos EUA em outras economias do G-7. Seus resultados apontam para um forte *pass-through* das taxas de juros norte-americanas para outros países, com alguns países apresentando uma resposta maior que 1 a um choque monetário de 100 b.p. nos EUA.

[Georgiadis \(2016\)](#) utiliza um grande painel de variáveis macroeconômicas de diversas economias em um modelo VAR global. O autor encontra que o efeito de choques monetários nos EUA é maior para economias mais integradas financeiramente e comercialmente com os Estados Unidos, e para economias sob câmbio fixo e com maior abertura de capitais *de jure*. Para várias dessas economias o efeito de choques monetários norte-americanos sobre o produto é maior que o efeito encontrado para a própria economia norte-americana, como em [Mackowiak \(2007\)](#).

[Miranda-Agrippino e Rey \(2015\)](#) são os primeiros a utilizar um modelo VAR que inclui um conjunto grande de variáveis macroeconômicas e financeiras norte-americanas e europeias, que pode ser estimado por meio de técnicas Bayesianas. Os choques monetários são identificados utilizando a variável de [Romer e Romer \(2004\)](#) como *proxy*, e as respostas apontam para um efeito significativo dos choques sobre os fluxos de capitais e de crédito para a economia da zona do euro. A resposta do crédito europeu encontrada é maior que a norte-americana, e os fluxos para instituições bancárias e não bancárias

reduzem em sequência a um choque contracionista. Além disso, choques monetários afetam o fator comum no preço de ativos financeiros globais, o que sugere um efeito significativo da política monetária norte-americana sobre os ativos financeiros de economias abertas. Os resultados apoiam as hipóteses de um canal de crédito e de tomada de riscos internacional.

[Dedola, Rivolta e Stracca \(2016\)](#) identificam choques monetários para os EUA por meio de restrições de sinal e regridem os choques encontrados em um grande conjunto de variáveis macroeconômicas e financeiras de 36 economias avançadas e emergentes, incluindo o Brasil. Para a maioria das economias incluídas, um choque monetário contracionista nos EUA reduz o produto, a inflação e o desemprego, porém as respostas divergem entre países com relação às respostas de preços de ativos e fluxos de capitais. Em contraste com [Georgiadis \(2016\)](#), os autores não conseguem estabelecer de forma decisiva os fatores determinantes das respostas encontradas, sejam esses fatores a abertura financeira, comercial, regime de câmbio, entre outros. Um problema da metodologia empregada nesse trabalho é a não estimação de um modelo dinâmico completo para cada economia, visto que cada variável é regredida apenas nos choques monetários e nos próprios *lags*. Esse procedimento obscurece os canais de transmissão pelos quais os choques se propagam na economia, e a ausência de outras variáveis locais em cada equação pode ser uma fonte de endogeneidade na estimação das respostas.

Em resumo, os efeitos da política monetária norte-americana encontrados pela literatura empírica corroboram a ideia de que as condições financeiras se transmitem internacionalmente, sendo o movimento das taxas de juros

dos outros países o principal mecanismo de transmissão encontrado. Esse fato poderia sugerir que as economias ao redor do mundo não possuem uma independência completa da política monetária externa. Porém, os trabalhos considerados não esclarecem completamente de que forma que as autoridades locais reagem às mudanças nas taxas de juros externas, o que é um ponto significativo na determinação da independência da política monetária. O quadro a seguir resume a literatura considerada.

Estudo	Metodologia	Período da amostra	Países da amostra	Efeito encontrado de uma expansão monetária norte-americana
Kim (2001)	VAR estrutural agregado com identificação recursiva	1974-1999 trimestral	Países do G6 (excl. EUA)	Aumento significativo do produto das demais economias, motivado por uma queda nas taxas de juros domésticas
Canova (2005)	VAR estrutural país a país com identificação por restrições de sinal	1990-2002 trimestral	8 economias latino americanas (incl. Brasil)	Aumento significativo do produto das demais economias, motivado por uma queda nas taxas de juros domésticas
Mackowiak (2007)	VAR estrutural país a país com identificação por restrições contemporâneas na equação de política monetária	1986-2000 mensais	8 economias emergentes asiáticas e latino-americanas (excl. Brasil)	Aumento significativo do produto das demais economias, motivado por uma queda nas taxas de juros domésticas e por uma rápida depreciação cambial
Bluedorn e Bowdler (2011)	VAR estrutural país a país com inclusão de choques monetários identificados pelo procedimento de Romer e Romer (2004)	1974-2001 mensais	6 economias avançadas	Queda rápida e significativa das taxas de juros internacionais resultando numa queda de longo prazo no produto das economias
Georgiadis (2016)	VAR estrutural global com identificação por restrições de sinal	1999-2009 trimestrais	61 países/regiões	Aumento significativo do produto das economias. O efeito é maior para economias mais integradas financeiramente e comercialmente com os EUA, e para economias sob câmbio fixo e alta mobilidade de capitais
Miranda-Agrippino e Rey (2015)	VAR estrutural Bayesiano com identificação por proxy	1980-2010 trimestrais	Zona do euro	Aumento significativo do crédito externo, do preço de ativos financeiros internacionais e da taxa de juros internacional
Dedola, Rivolta e Stracca (2016)	AR variável por variável com choques monetários identificados por um VAR com restrições de sinal	Período e frequência dependem da variável e do país	36 países	Aumento do produto, inflação e desemprego. Resposta mista com relação ao fluxo de capitais e preços de ativos

3 Identificação de Choques Monetários

Para estimar os efeitos da política monetária norte-americana sobre a economia brasileira, é necessária a identificação de choques nessa política ao longo do tempo. Choques monetários são mudanças exógenas no instrumento de política monetária, sejam nas taxas de juros ou em agregados monetários. Eles são caracterizados por serem não antecipadas pelo público, ou seja, não previsíveis com base no conjunto de informações da economia até então. Para a correta identificação dos efeitos de choques monetários sobre a economia, é necessário que as mudanças na política monetária utilizadas não sejam influenciadas por acontecimentos não monetários da economia. Como a autoridade monetária pode reagir a movimentos em agregados macroeconômicos e outras variáveis relevantes cuja evolução não se dá por causas monetárias, é necessário que se extraia o componente das mudanças na política monetária determinados unicamente por decisões de ordem monetária, ortogonais às demais variáveis.

A identificação de choques monetários na economia está longe de ser unânime na literatura, de tal forma que existe uma gama de metodologias diferentes para a realização dessa tarefa. Neste trabalho, inferimos os choques diretamente por meio dos resíduos de regressões das mudanças na política monetária nas previsões de outras variáveis macroeconômicas relevantes, seguindo [Romer e Romer \(2004\)](#). Para tanto, a escolha da variável que mede as mudanças na política monetária é crítica. Portanto, a variável que mede essas

alterações se consiste em mudanças nos preços de contratos futuros de opções vinculadas às taxas de *policy*, num intervalo de tempo ao redor dos encontros do comitê de política monetária, como em [Kuttner \(2001\)](#). As mudanças são utilizadas como a variáveis dependente de uma regra monetária que depende das previsões oficiais feitas sobre as principais variáveis macroeconômicas, de forma que os resíduos dessa regressão se constituem nos choques monetários.

Os resíduos assim obtidos servem como uma *proxy* da série dos choques monetários para a inclusão em modelos VAR estrutural. Essa abordagem busca lidar com o fato que as séries obtidas por resíduos não são exógenas às evoluções das demais variáveis macroeconômicas, ainda que guardem uma correlação com os choques monetários verdadeiramente exógenos. Portanto, a utilização do modelo SVAR com *proxy* fornece uma série mais confiável das mudanças não antecipadas na política monetária, além de contornar diversas peculiaridades da política monetária norte-americana no pós-crise.

[Romer e Romer \(2004\)](#) consideram que as decisões da autoridade monetária são largamente determinadas por movimentos antecipatórios com relação a variáveis macroeconômicas relevantes. Quando a autoridade monetária percebe que uma recessão é provável no futuro, ela pratica uma política monetária expansionista, por exemplo. Por isso, os movimentos endógenos do instrumento de política monetária são determinados pela evolução da previsão das variáveis de interesse, como produto, inflação e desemprego, e não apenas pelos *lags* dessas variáveis.

Porém, essa característica do comportamento da autoridade monetária implica que estimativas de mudanças na política monetária baseadas no

comportamento passado do instrumento provavelmente subestimarão o efeito dessas mudanças na economia. Numa situação como a descrita anteriormente, a política monetária expansionista será provavelmente seguida por uma recessão, o que não implica que tenha sido a expansão monetária a causa dessa recessão. Pelo contrário, a autoridade monetária agiu em antecipação e atenuou o tamanho da contração no produto, por meio de seu instrumento de política monetária.

Por isso, [Romer e Romer \(2004\)](#) argumentam que estimativas de choques monetários como as baseadas em regras de *feedback* ou nos meros movimentos em agregados monetários ou taxas de juros encontrarão sempre efeitos modestos ou até contra-intuitivos da política monetária na economia. Os autores então propõem que as variações da política monetária medidas sejam regredidas em previsões sobre o estado futuro da economia, disponíveis para a autoridade monetária naquele instante, com o intuito de eliminar o efeito antecipatório da política monetária.

Essa abordagem de identificação busca a estimação da seguinte regressão:

$$\begin{aligned} \Delta f f_m = & \alpha + \beta f f b_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta y_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (\Delta y_{mi} - \Delta y_{m-1,i}) \\ & + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta \pi_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\Delta \pi_{mi} - \Delta \pi_{m-1,i}) + \rho u_{m0} + \epsilon_m \end{aligned} \quad (3.1)$$

em que $\Delta f f_m$ é a mudança na taxa de política monetária no instante m , $f f b_m$ é a meta para a taxa de política monetária prevalecente nesse instante, x_{mi} é a previsão interna da autoridade monetária para a variável x , na data m , i passos a frente, y , π e u são respectivamente, a taxa de crescimento do

produto, de inflação e de desemprego, e ϵ_m é o resíduo da regressão, que se configura na estimativa para o choque monetário desejada no período.

Para o caso norte-americano, as previsões internas do *Federal Reserve* estão disponíveis no Greenbook do *Federal Open Market Comitee*, que é responsável pela condução da política monetária. O Greenbook contém previsões oficiais para um conjunto de variáveis macroeconômicas de interesse, e é disponibilizado com um *lag* de cinco anos após cada reunião do FOMC.

Ao eliminar os efeitos *forward-looking* da política monetária, essa metodologia tende a apresentar resultados mais significativos dos choques sobre as variáveis macroeconômicas, como produto e inflação. Porém, os instrumentos de resíduos estão sujeitos a problemas de especificação e omissão de variáveis significativas. Caso a decisão da autoridade monetária seja feita com base em previsões ou *lags* de outras variáveis, os resíduos da equação (3.1) estarão contaminados pelo comportamento antecipativo com relação a essa variável. Desta forma, os resultados significativos encontrados seriam em parte a reação da autoridade a outras variáveis não incluídas no modelo.

O que resta a ser definido na equação (3.1) é exatamente a variável $\Delta f f_m$, isto é, a medida de mudança na política monetária. O procedimento deste trabalho consiste na utilização de dados financeiros de alta frequência, extraíndo o componente não antecipado da política monetária por meio de mudanças nas taxas implícitas de contratos futuros de *Fed Funds* ou *Eurodollars*, seguindo Kuttner (2001). A série destas mudanças será incluída em um modelo VAR contendo um conjunto de variáveis brasileiras, por meio de um procedimento Bayesiano que lida com o alto número de variáveis

endógenas no modelo.

A equação (3.1) é estimada para a política monetária norte-americana ampliando as séries originais de previsões e metas de política monetária utilizadas por [Romer e Romer \(2004\)](#), porém com pequenas modificações. A primeira delas é relativa ao fato de que a partir de 2008 o Comitê de Operações de Mercado Aberto do *Fed* (FOMC) não reporta metas para as taxas de *Fed Funds*, e sim um intervalo no qual as taxas devem estar inclusas. Logo, toma-se como a "meta" o ponto médio entre os limites superior e inferior do intervalo. A segunda modificação é a utilização da previsão para o índice de preços ao consumidor (CPI), ao invés do deflator implícito do PIB, como os autores realizam originalmente, visto que esse não é reportado no Greenbook a partir de 2000.

Como as previsões do Greenbook são disponibilizadas com um *lag* de cinco anos, a estimativa da equação se restringe até 2011. Porém, [Miranda-Agrippino e Rey \(2015\)](#) sugerem que uma boa aproximação para as previsões do Greenbook do *Fed* pode ser retirada do *Survey of Professional Forecasts*, do *Fed* da Philadelphia. O *Survey* agrega as previsões de diversas instituições a respeito das variáveis macroeconômicas, e, por ser disponível ao comitê de política monetária, são possivelmente levados em consideração nas previsões oficiais do *Fed*.

3.1 Instrumentos de Alta Frequência

Segundo [Romer e Romer \(2004\)](#), a política monetária do *Federal Reserve* tem sido conduzida por meio da manipulação da taxa de *Fed Funds* como instrumento desde a metade da década de 1980. A taxa de *Fed Funds* é o principal indicador da política monetária norte-americana desde esse período. Desse período até a crise financeira, os objetivos da autoridade monetária consistiam basicamente na garantia da estabilidade monetária e do crescimento do produto.

Contudo, desde a eclosão da crise financeira de 2007/2008, as características da política monetária norte-americana mudaram significativamente. A partir do final de 2008 as taxas de *Fed Funds* passaram a ser zero, e estacionaram nesse patamar durante um longo período, no que ficou conhecido como o *Zero Lower Bound*. Nesse patamar, o indicador de política monetária perde significativamente sua função, visto que ele só pode ser manipulado em uma direção.

Em consequência do *Zero Lower Bound*, o *Fed* foi forçado a buscar novos instrumentos para estimular a economia norte-americana, frente à recessão que se instalou. Uma das alternativas foi a utilização da política que ficou conhecida como *forward-guidance*. O *forward-guidance* consiste no comprometimento da autoridade monetária em manter as taxas de juros no zero durante um longo período. O objetivo dessa política foi utilizar a credibilidade da autoridade monetária para influenciar as taxas de juros mais longas, reduzindo seu patamar. Outra política empregada foi a intervenção

direta nos preços de ativos financeiros, chamada de *quantitative easing*. Desta forma, foi possível para o *Fed* realizar uma política monetária expansionista, mesmo sob o *Zero Lower Bound*.

Porém, essa característica recente durante o período amostra dificulta a utilização da taxa de *Fed Funds* como um indicador de política monetária. Para tanto, é necessária a utilização de instrumentos que simultaneamente capturem as mudanças exógenas da política monetária e ao mesmo tempo reflitam as mudanças nas políticas não convencionais empregadas pós 2008. Os instrumentos de alta frequência, como em [Kuttner \(2001\)](#) são uma ferramenta importante para isso.

O procedimento se baseia em observar as mudanças em taxas de juros de contratos futuros ligados à taxa de *Fed Funds* ou *Eurodollar* em um intervalo suficientemente próximo aos anúncios do comitê de política monetária. A ideia por trás desse procedimento é que todas as variações esperadas na evolução das principais variáveis macroeconômicas já estarão precificadas dentro dos contratos futuros. Além disso, mudanças na política monetária já largamente antecipadas pelo público também já estarão precificadas pelo mercado de contratos futuros e não configuram choques monetários não antecipados *per se*. Logo, as variações nas taxas implícitas a esses contratos são, em teoria, efetivamente mudanças não antecipadas com base no conjunto de informações disponível na política monetária e se constituem numa boa aproximação dos choques monetários na economia.

Existem vários instrumentos à disposição de acordo com as diferentes maturidades dos contratos futuros (fim do mês, mês seguinte, trimestre

seguinte, etc). Os contratos futuros de *Fed Funds* e *Eurodollar* são comercializados na Chicago Mercantile Exchange e tem seu preço ligado à taxa de *Fed Funds* ou à taxa LIBOR esperada na data de vencimento do contrato. Logo, a taxa de retorno implícita nesses contratos são uma forma natural de inferir a expectativa do mercado a respeito da evolução da taxa de *Fed Funds*, e, portanto, da política monetária. As mudanças não antecipadas podem ser inferidas simplesmente como:

$$\Delta r_t^u = \frac{m}{m-t}(f_{s,t}^0 - f_{s,t-\Delta t}^0) \quad (3.2)$$

em que Δr_t^u é a mudança não antecipada na taxa de *Fed Funds*, $f_{s,t}^0$ corresponde à taxa implícita nos contratos futuros no dia t ao final do mês s , e m é o total de dias do mês. Δt é um intervalo de tempo apropriado ao redor do horário de anúncio das decisões da autoridade monetária. Em geral, $\Delta t = 30$ minutos ao redor do horário de anúncio. É importante destacar que na estimativa das surpresas das taxas de juros, os anúncios da autoridade monetária não se limitam a reuniões do FOMC. Muitos anúncios a respeito das taxas de juros são feitos após a divulgação de novas informações sobre variáveis significativas para a política monetária, como a divulgação de dados de desemprego ou inflação¹.

Por serem dependentes tanto da taxa de *policy* corrente quanto das expectativas futuras sobre essas taxas, os contratos futuros se constituem numa boa forma de contornar os efeitos do *Zero Lower Bound*. Por outro lado, por serem obtidos com base em retornos de ativos financeiros, os instrumentos

¹ [Kuttner \(2001\)](#) descreve a metodologia utilizada para identificar os períodos de anúncios da política monetária.

de alta frequência podem ser enviesados devido a mudanças nos prêmios de risco desses ativos, mesmo após o controle com relação aos fatores antecipados da autoridade monetária.

Neste trabalho, as séries utilizadas serão as mesmas utilizadas como *proxys* em [Gertler e Karadi \(2015\)](#):

- A surpresa nos contratos futuros de *Fed Funds* no final do mês corrente e no final do trimestre seguinte (FF1 e FF4);
- A surpresa nos contratos futuros de depósitos em *Eurodollar* no final de dois, três e quatro trimestres seguintes (ED2, ED3 e ED4);

A série de contratos em *Eurodollar* é mais longa e inicia em 1986:1, enquanto a série para os contratos futuros de *Fed Funds* inicia em 1990:1. Um problema na utilização dessas séries para este trabalho é o fato de a amostra terminar em 2012:12. Essa redução na amostra além de diminuir o número de observações a serem utilizadas posteriormente na estimação do modelo BVAR para o Brasil, implica que episódios bastante relevantes da política monetária norte-americana recente estarão fora da amostra².

Para cada série, estimamos a equação (3.1), utilizando o seguinte critério para determinar o conjunto de informação da autoridade monetária para cada período: i) se a surpresa na taxa de contratos futuros se dá em um período em que houve reunião do FOMC, utiliza-se os dados do Greenbook,

² O aumento nas taxas de juros longas no episódio que ficou conhecido como *taper trantum*, após o anúncio de *Fed* de que iria terminar o programa de *quantitative easing* antes do esperado em 2013, é um dos eventos significativos que fica fora da análise pela utilização dessa série reduzida.

que correspondem ao conjunto de informação do comitê naquele período; ii) se a surpresa se dá em um período entre reuniões do comitê, utiliza-se os dados do Greenbook referente à reunião anterior. Esse procedimento não é ideal, visto que as ações da autoridade monetária podem ter sido realizadas motivadas pela descoberta de novas informações a respeito da trajetória futura das variáveis macroeconômicas. Porém, ele é consistente, na medida em que garante que as variáveis independentes da equação (3.1) estão de fato no conjunto de informação da autoridade monetária, e não são informações futuras ainda não disponíveis.

A seguir, são apresentadas a série original e a série de resíduos obtida pela estimação de (3.1) com as surpresas em contratos futuros como indicador da política monetária. Cabe destacar o valor relativamente alto do R^2 (aproximadamente 0,24) para todas as estimativas, o que sugere que as surpresas são motivadas significativamente por diferenças entre o conjunto de informações da autoridade monetária e do mercado. Ainda assim, as diferenças entre as séries das surpresas originais e os resíduos são pequenas, com a maioria dos valores preservando o sinal original e diferindo levemente na magnitude dos choques.

Os instrumentos de alta frequência baseados nos contratos futuros de Fed Funds apresentam valores muito modestos para o período do *zero lower bound*, visto que pela política de *forward guidance*, a expectativa de mudança das taxas de Fed Funds num horizonte curto é muito baixa. Já a identificação por alta frequência utilizando os contratos de Eurodollar identificam choques maiores para esse mesmo período, refletindo a maior

Figura 1 – Mudanças identificadas pelo procedimento de alta frequência com base em contratos futuros de Fed Funds de 1 e 4 meses de maturidade, e mudanças não antecipadas estimadas pelos resíduos da equação (3.1).

Fonte: cálculo próprio.

Figura 2 – Séries das mudanças identificadas pelo procedimento de alta frequência com base em contratos futuros de Eurodollar de 2, 3 e 4 trimestres de maturidade, e mudanças não antecipadas estimadas pelos resíduos da equação (3.1).

Fonte: cálculo próprio.

probabilidade de mudanças percebida pelo mercado num horizonte de até um ano. Essa característica é importante pra correta identificação dos choques monetários durante esse período da amostra. Uma vantagem adicional do procedimento por alta frequência é uma menor contaminação da série a movimentos endógenos de outras variáveis macroeconômicas, visto que a escolha por uma janela de 30 minutos ao redor dos anúncios garante que as variações da série se devem essencialmente ao anúncio do comitê de política monetária.

4 VAR Bayesiano

Um modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR) encontra as relações entre n variáveis endógenas de interesse, estimando simultaneamente as relações endógenas entre todas as variáveis. Seja $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})'$ um vetor ($n \times 1$) contendo as variáveis endógenas de interesse. O modelo VAR de ordem m se constitui no seguinte sistema:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_m y_{t-m} + u_t \quad (4.1)$$

Em que u_t é um vetor ($n \times 1$) contendo erros de previsão normalmente distribuídos com matriz de variância covariância Σ , e $A_i, i = 1, \dots, m$ são matrizes ($n \times n$) descrevendo as relações dinâmicas entre as variáveis. Desde a contribuição seminal de [Sims \(1980\)](#), os modelos VAR se tornaram uma ferramenta usual para a realização de previsão e de inferência sobre relações estruturais entre variáveis.

O modelo (4.1) pode ser estimado consistentemente por mínimos quadrados ordinários, para a obtenção das matrizes A_i e Σ . Contudo, como o número de lags m e o número de variáveis endógenas n são números potencialmente altos, a estimação por mínimos quadráticos ordinários se torna imprecisa, pela chamada "maldição da dimensionalidade". Por exemplo, um modelo trimestral com apenas 10 variáveis endógenas e 4 *lags* demanda a estimação de $n(nm + 1) = 410$ coeficientes. Para modelos com amostras mensais, como o estimado nesse trabalho, o número de *lags* necessário para a

correta especificação do modelo é ainda maior¹. Assim, uma amostra reduzida implica em uma variância assintótica alta para os parâmetros estimados, o que prejudica ou até inviabiliza a inferência sobre funções resposta ao impulso ou erros de previsão estimados. Para o caso brasileiro, a amostra é significativamente reduzida, visto que o período sob câmbio flexível, independência da autoridade monetária e estabilidade do nível de preços no Brasil é bastante recente, tendo iniciado em dezembro de 1999 com a implantação do sistema de metas de inflação e do tripé macroeconômico.

O modelo VAR Bayesiano (BVAR) consiste numa forma de lidar com esse problema, pela imposição de uma distribuição *a priori* para os parâmetros, permitindo assim a utilização de técnicas de inferência Bayesiana para a inferência posterior. A intuição por trás dessas técnicas é que a formalização de crenças sobre as variáveis, especificando uma distribuição estatística para os coeficientes, reduz a incerteza sobre os parâmetros pois aumenta a probabilidade posterior dos parâmetros estarem relativamente mais próximos às regiões especificadas pela distribuição *a priori*. A imposição de *prioris* para modelos BVAR vêm desde a contribuição de [Doan, Litterman e Sims \(1983\)](#), e se desenvolveu numa técnica robusta para lidar com a sobreparametrização de modelos VAR².

¹ Nesse trabalho serão $m = 12$ lags.

² Mais recentemente, [Banbura, Giannone e Reichlin \(2010\)](#) demonstraram que a utilização de técnicas Bayesianas para a estimação de modelos VAR permite a superação da "maldição da dimensionalidade", visto que a informação adicionada pela inclusão de variáveis endógenas adicionais no sistema melhora a precisão da estimação e da previsão, e não o contrário.

4.1 Priors para modelos BVAR

Considere o modelo original em (4.1) na seguinte forma:

$$Y = X\mathbf{A} + U$$

em que $Y = [Y_1, \dots, Y_T]'$, $X = [X_1, \dots, X_T]'$ em que $X_t = [1, X'_{t-1}, \dots, X'_{t-p}]'$, $\mathbf{A} = [c, A_1, \dots, A_p]'$ e $U = [u_1, \dots, u_T]'$. Esse modelo possui a forma vetorial:

$$y = (I_T \otimes X)\alpha + u$$

em que $y = \text{vec}(Y)$, $\alpha = \text{vec}(A)$ e $u = \text{vec}(U)$. Sob a hipótese de normalidade dos erros de previsão do modelo VAR na forma reduzida, temos que a distribuição de u é:

$$u \sim \mathcal{N}(\mathbf{0}, I_T \otimes \Sigma)$$

Então, a função de verossimilhança de Y condicional às observações iniciais e aos parâmetros da forma reduzida pode ser escrita como:

$$p(Y|\mathbf{A}, \Sigma) = |\Sigma|^{-T/2} \exp\{(Y - X\mathbf{A})'(I_T \otimes \Sigma)^{-1}(Y - X\mathbf{A})\}$$

A manipulação dessa expressão permite que se separe a função de verossimilhança em duas partes. A primeira consiste na distribuição de Σ^{-1} e a segunda na distribuição de $\mathbf{A}|\Sigma$. Isto é, a função de verossimilhança pode ser reescrita como:

$$\begin{aligned} p(y|\mathbf{A}, \Sigma) &\propto |\Sigma|^{T/2} \exp\{-\frac{1}{2}\text{tr}[\Sigma^{-1}(Y - X\hat{\mathbf{A}})'(Y - X\hat{\mathbf{A}})]\} \\ &\quad \times \exp\{-\frac{1}{2}\text{tr}[\Sigma^{-1}(\mathbf{A} - \hat{\mathbf{A}})'X'X(\mathbf{A} - \hat{\mathbf{A}})]\} \end{aligned}$$

em que $\hat{\mathbf{A}} = (X'X)^{-1}X'Y$ é o estimador de mínimos quadrados ordinários de $\mathbf{A}$. Essa forma implica numa distribuição Normal-Wishart Inversa para $\mathbf{A}$ e Σ , tal que:

$$\begin{aligned}\Sigma &\sim \mathcal{W}^{-1}((Y - X\hat{\mathbf{A}})'(Y - X\hat{\mathbf{A}}), T - k) \\ \alpha|\Sigma &\sim \mathcal{N}(\mathbf{a}, \Sigma \otimes (X'X)^{-1})\end{aligned}$$

em que $\mathbf{a} = \text{vec}(\hat{\mathbf{A}})$.

Tradicionalmente, a literatura de modelos VAR Bayesianos utiliza o chamado *prior* de Minnesota, originalmente proposto por [Litterman \(1985\)](#), que se resume a impor que as variáveis seguem, *a priori*, um passeio aleatório:

$$y_t = c + y_{t-1} + u_t$$

Para o caso em que há estacionaridade, impõe-se que as variáveis sejam um ruído branco com média c . A hipótese de passeio aleatório busca formalizar a ideia de que, *a priori*, a melhor previsão para o valor de uma variável no instante $t + 1$, condicional ao valor dela em t , é simplesmente seu valor no instante t .

Adicionalmente, outra hipótese *a priori* é que os *lags* recentes de cada variável endógena sejam mais informativos que os *lags* mais distantes, e que para cada equação, os coeficientes auto regressivos sejam mais informativos que os coeficientes de outras variáveis. Essas hipóteses garantem que em sistemas com muitos *lags*, os coeficientes decaiam à medida que seu *lag* aumenta, garantindo a estabilidade do sistema.

A formulação original de [Litterman \(1985\)](#) supõe que a matriz Σ seja *a priori* diagonal, o que é uma hipótese altamente restritiva. [Kadiyala e Karlsson \(1997\)](#) sugerem uma modificação da *prior* de Minnesota em que os parâmetros passam a ter uma distribuição Normal-Wishart Inversa conjugada *a priori*, mantendo suas características originais. Isto é, supõem-se que os parâmetros possuam distribuição *a priori*:

$$\begin{aligned}\Sigma &\sim \mathcal{W}^{-1}(\Psi, \xi) \\ \alpha|\Sigma &\sim \mathcal{N}(b, \Sigma \otimes \Omega)\end{aligned}$$

Ψ, ξ, b e Ω são hiper-parâmetros escolhidos de forma a fazer com que os parâmetros em α sigam a mesma distribuição do *prior* de Minnesota, porém Σ agora não é forçosamente diagonal. Para tanto, escolhemos $\xi = n + 2$, tal que a distribuição de Wishart está definida. Ψ é uma matriz diagonal, com elementos $\psi_i, i = 1, \dots, k$, que são iguais a variância dos erros de projeção de um modelo AR(1) para cada variável. Essa especificação têm a função de escalonar a variância *a priori* dos parâmetros, de acordo com o grau de variabilidade de cada variável do sistema. b e Ω são escolhidos de forma a fazer com que:

$$\mathbb{E}[(A_i)_{jk}] = \begin{cases} \delta_i & \text{se } i = 1, j = k \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad \text{Var}[(A_i)_{jk}] = \begin{cases} \frac{\lambda^2}{i^2} & \text{se } j = k \\ \frac{\lambda^2 \psi_k^2}{i^2 \psi_j^2} & \text{caso contrário} \end{cases}$$

em que $\delta_i = 1$ sob a hipótese de passeio aleatório e $\delta_i = 0$ sob a hipótese de estacionaridade.³ O hiper-parâmetro λ controla o *tightness* da distribuição *a*

³ [Negro e Schorfheide \(2011\)](#) apontam que, em princípio, outros valores podem ser atribuídos a esses parâmetros, refletindo a crença *a priori* da persistência da série. Neste trabalho, esse parâmetro é calibrado em $\delta_i = 0, 7$.

priori. Quando $\lambda = 0$, a prior é extremamente dogmática, e a distribuição posterior é igual à prior. Já quando $\lambda \rightarrow \infty$, a variância da distribuição se torna infinita e a *prior* não acrescenta nenhuma informação adicional à estimação.

Algumas hipóteses adicionais são feitas à distribuição *a priori* de forma melhorar a capacidade de previsão posterior do modelo. Doan, Litterman e Sims (1983) notam que sob o *prior* de Minnesota, o modelo estimado depende excessivamente das observações iniciais. Os autores adicionam a hipótese de que os coeficientes das variáveis autorregressivas de cada equação somam 1, enquanto os coeficientes das demais variáveis de cada equação somam 0. Essa modificação melhora a previsão fora-da-amostra do modelo. Além disso, Sims (1993) sugere que seja incluída a possibilidade de uma relação de co-integração entre as variáveis do modelo, que seria descartada pela imposição dos *priors* anteriores.

Para a implementação dessas hipóteses, é conveniente considerar a inclusão de observações "*dummy*", ou artificiais, no modelo. Para tanto, a implementação do *prior* de passeio aleatório na versão Normal-Wishart Inversa já apresentada se dá pela adição das observações:

$$Y_{NIW} = \begin{pmatrix} \mathbf{0}_{1 \times k} \\ \dots \\ diag(\delta_1 \psi_1, \dots, \delta_k \psi_k) / \lambda \\ \mathbf{0}_{k(p-1) \times k} \\ \dots \\ diag(\delta_1, \dots, \delta_k) \end{pmatrix}$$

$$X_{NIW} = \begin{pmatrix} \mathbf{0}_{1 \times kp} & \epsilon \\ \dots & \dots \\ J_p \otimes \text{diag}(\delta_1, \dots, \delta_k)/\lambda & \mathbf{0}_{kp \times 1} \\ \dots & \dots \\ \mathbf{0}_{k \times kp} & \mathbf{0}_{k \times k} \end{pmatrix}$$

com $J_p = \text{diag}(1, \dots, p)$ e ϵ é um número pequeno, cuja função é impedir que a matriz X_{NIW} seja singular. Por sua vez, a inclusão dos *priors* de soma dos coeficientes e de cointegração se dá pela adição das *dummies*:

$$Y_{SoC} = \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}}{\mu}\right) \quad X_{SoC} = \begin{pmatrix} \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}}{\mu}\right) & \dots & \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}}{\mu}\right) & \mathbf{0}_{k \times 1} \end{pmatrix}$$

$$Y_{Coin} = \frac{\bar{Y}'}{\tau} \quad X_{Coin} = \frac{1}{\tau} \begin{pmatrix} \bar{Y}' & \dots & \bar{Y}' & 1 \end{pmatrix}$$

em que $\bar{Y}$ é a média amostral de Y_t . Esses *priors* tem o *tightness* controlado pelos hiper-parâmetros μ e τ .

Considere a amostra de observações artificiais formada por:

$$\underline{X} = (X'_{NIW}, X'_{SoC}, X_{Coin})'$$

$$\underline{Y} = (Y'_{NIW}, Y'_{SoC}, Y_{Coin})'$$

A média *a priori* dos parâmetros do modelo BVAR na forma reduzida será o análogo da estimação de MQO para uma amostra X e Y , isto é, $\underline{A} = (\underline{X}'\underline{X})^{-1}\underline{X}'\underline{Y}$. Então, seguindo [Kadiyala e Karlsson \(1997\)](#), a distribuição *a priori* dos parâmetros do modelo BVAR terá a forma Normal-Wishart Inversa com os seguintes parâmetros:

$$\begin{aligned}\Sigma &\sim \mathcal{W}^{-1}((\underline{Y} - \underline{XA})'(\underline{Y} - \underline{XA}), \xi) \\ \alpha|\Sigma &\sim \mathcal{N}(\underline{b}, \Sigma \otimes (\underline{X}'\underline{X})^{-1})\end{aligned}$$

em que $\underline{b} = \text{vec}(\underline{A})$. A distribuição *a priori* dos parâmetros terá a mesma forma da função de verossimilhança de Y , condicional aos parâmetros. Considere β o conjunto de todos os parâmetros do modelo. Pelo teorema de Bayes temos que:

$$p(\beta|Y) \propto p(Y|\beta)p(\beta)$$

A forma da distribuição *a posteriori* dos parâmetros pode ser obtida pela simples multiplicação das funções *a priori* e de verossimilhança, ambas sob a forma Normal-Wishart Inversa, tendo portanto a mesma forma. Isto é:

$$\begin{aligned}\Sigma &\sim \mathcal{W}^{-1}((\bar{Y} - \bar{XA})'(\bar{Y} - \bar{XA}), \bar{T} - k) \\ \alpha|\Sigma &\sim \mathcal{N}(\bar{b}, \Sigma \otimes (\bar{X}'\bar{X})^{-1})\end{aligned}$$

em que $\bar{Y} = (\underline{Y}', Y')'$, $\bar{X} = (\underline{X}', X')'$, $\bar{A}$ é o análogo de $\underline{A}$ para $\bar{Y}$ e $\bar{X}$, $\bar{b} = \text{vec}(\bar{A})$ e $\bar{T}$ é a quantidade total de observações, incluindo as observações amostrais e *dummies*.

Com base nessa distribuição, os parâmetros da forma reduzida podem ser obtidos por um simples algoritmo:

Algoritmo 1: Sorteio da Distribuição Posterior dos Parâmetros da Forma Reduzida

Para $s = 1, \dots, n_{sim}$:

- Sorteie $\Sigma^{(s)}$ de uma distribuição $\mathcal{W}^{-1}((\bar{Y} - \bar{XA})'(\bar{Y} - \bar{XA}), \bar{T} - k)$;

- Sorteie $\mathbf{A}^{(s)}$ da distribuição condicional $\mathcal{N}(\bar{A}, \Sigma \otimes (\bar{X}'\bar{X})^{-1})$. $\square$

Os modelos BVAR são estimados com $m = 12$ lags das variáveis endógenas. Os hiper-parâmetros são calibrados tal que $\lambda = 10$, $\mu = 1$ e $\tau = 1$. O número de sorteios da distribuição feito para cada modelo é $n_{sim} = 10000$.

4.2 Hipóteses de Identificação Estrutural

A estratégia de identificação utilizada é a estimação dos parâmetros estruturais por meio da utilização de uma *proxy* para a política monetária. Os modelos de *proxy-SVAR* (Stock e Watson (2012), Mertens e Ravn (2013)) têm sua inspiração em modelos de variáveis instrumentais, que exploram a correlação entre um instrumento e uma variável omitida do sistema. Considere um modelo VAR para o conjunto y_t de n variáveis macroeconômicas e financeiras do Brasil e uma série i_t que consiste num indicador da política monetária norte-americanos obtidos pela metodologia do capítulo anterior. Então o modelo VAR pode ser reescrito da forma:

$$y_t^* = c + A_1^* y_{t-1}^* + \dots + A_m^* y_{t-m}^* + u_t^* \quad (4.2)$$

em que $y_t^* = (i_t, y_t')'$ e $u_t^* = (u_t^i, u_t')'$. As matrizes A_i , $i = 1, \dots, m$ contém os parâmetros que descrevem as relações dinâmicas entre as variáveis.

Os efeitos de um choque em um sistema VAR pode ser inferido pelas funções resposta ao impulso das variáveis a esse choque. Para obter essas funções, é necessário colocar o sistema na forma de médias móveis:

$$y_t^* = u_t^* + \Theta_1^* u_{t-1}^* + \Theta_2^* u_{t-2}^* + \dots \quad (4.3)$$

em que Θ_i^* são matrizes contendo os parâmetros que caracterizam os efeitos dinâmicos de um erro de previsão sobre as variáveis do sistema. As matrizes Θ_i^* podem ser obtidas pela inversão do polinômio característico da forma reduzida do modelo VAR, contanto que ele satisfaça as condições de estabilidade.

Todavia, as matrizes Θ_i^* não são suficientes para caracterizar o efeito de um choque estrutural sobre as variáveis do modelo. Isto porque o modelo em (4.3) está especificado em termos dos erros de previsão do modelo, u_t^* . Caso o sistema seja tal que $\text{corr}(u_t^i, u_t) \neq \mathbf{0}$, as respostas obtidas serão uma combinação das respostas de diversos erros estruturais. Essa condição será válida sempre que as variáveis respondam contemporaneamente ao choque estrutural que se quer estudar, o que é possivelmente o caso para este trabalho.

Suponha agora que exista uma série m_t com as seguintes propriedades:

$$E[m_t, \epsilon_t^{MP}] = \phi$$

$$E[m_t, \epsilon_t'] = \mathbf{0}$$

em que ϵ_t^{MP} é uma variável não observável, que representa o choque estrutural na política monetária externa. Além disso, temos que $\phi > 0$. Essas condições se assemelham as pré-condições para a utilização de uma variável instrumental, com a diferença que essas condições se aplicam a séries não observadas, isto é, os choques estruturais do modelo. Contudo, [Stock e Watson \(2012\)](#) mostram que a estimação de variáveis instrumentais de u_t^i em u_t , utilizando a série m_t como instrumento, gera estimadores consistentes dos parâmetros da primeira coluna da matriz de identificação estrutural S , que são suficientes para obter uma estimativa dos efeitos dos choques estruturais sobre as demais variáveis

do sistema. A matriz S é tal que

$$\epsilon_t^* = S^{-1}u_t^*$$

com S sendo uma matriz tal que

$$SS' = \Sigma^*$$

em que Σ^* é a matriz de variância-covariância de u_t^* . A série ϵ_t^* é normalmente distribuída com variância unitária, permitindo que se obtenham as funções resposta ao impulso das variáveis do sistema em função dos erros estruturais em ϵ_t^* . Pela metodologia de VAR com *proxy*, é possível estimar consistentemente a primeira coluna desta matriz, o que é suficiente pra obter as funções de resposta ao impulso de todas as variáveis do sistema a um choque monetário externo.

Mais especificamente, considere a seguinte regressão:

$$u_t = \beta u_t^i + \nu_t \tag{4.4}$$

em que ν_t é um vetor de erros de medida não correlacionado com as variáveis em y_t^* . [Stock e Watson \(2012\)](#) mostram que o vetor β pode ser estimado por variáveis instrumentais, utilizando a série m_t como instrumento. O vetor β é um estimador consistente do vetor $s_{-1,1}/s_{11}$, em que $s_{-1,1}$ representa os valores da primeira coluna de S , excluindo a primeira linha, e s_{11} representa o valor (1,1) da matriz S . s_{11} pode ser calculado posteriormente por meio de uma forma fechada.

Considere a partição da matriz $\Sigma^* = \begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{pmatrix}$. s_{11} é identificado pela equação

$$s_{11}^2 = \Sigma_{11} - s'_{-1,1}s_{-1,1} \quad (4.5)$$

em que

$$s'_{-1,1}s_{-1,1} = (\Sigma_{21} - \frac{s'_{-1,1}}{s_{11}}\Sigma_{11})'\mathbf{Q}^{-1}(\Sigma_{21} - \frac{s'_{-1,1}}{s_{11}}\Sigma_{11})$$

e

$$\mathbf{Q} = \frac{s_{-1,1}}{s_{11}}\Sigma_{11}\frac{s'_{-1,1}}{s_{11}} - (\Sigma_{21}\frac{s'_{-1,1}}{s_{11}} + \frac{s_{-1,1}}{s_{11}}\Sigma'_{21}) + \Sigma_{22}$$

A estimação da primeira coluna de S é feita para cada sorteio dos parâmetros $\mathbf{A}$ e Σ , seguindo o algoritmo:

Algoritmo 2: Sorteio da Distribuição Posterior da Matriz de Parâmetros Estruturais por *proxy*

Para $s = 1, \dots, n_{sim}$:

- Sorteie $\Sigma^{(s)}$ e $\mathbf{A}^{(s)}$ da distribuição posterior $p(\mathbf{A}, \Sigma|Y)$;
- Calcule a primeira coluna de $S^{(s)}$ de acordo com as equações (4.5) e com os parâmetros $\mathbf{A}^{(s)}$ e $\Sigma^{(s)}$. $\square$

A primeira coluna de S é suficiente para a identificação das funções resposta ao impulso dos choques monetários de interesse, tanto para o modelo completo quanto para as formas reduzidas do modelo. Porém, a estratégia de

identificação por *proxy* inviabiliza a decomposição da variância dos choques estruturais, visto que os demais choques não são identificados.

Outro interesse deste trabalho será em acessar a importância relativa de cada variável ou conjunto de variáveis para a transmissão dos choques monetários para a economia brasileira. De acordo com Ibarra (2016), pode-se obter uma estimativa dessa importância supondo que determinadas variáveis do sistema y_t são pré-determinadas, isto é, não reagem à evolução tanto do choque monetário externo quanto das demais variáveis endógenas. A alteração na dinâmica do sistema revela a importância que essa variável considerada pré-determinada possui na transmissão dos efeitos dos choques monetários.

Considere a repartição $y_t = (y'_{1t}, y'_{2t})'$, em que y_{1t} é um vetor com n_1 variáveis endógenas e y_{2t} possui agora n_2 variáveis pré-determinadas, tal que $n_1 + n_2 = n$. O sistema em (4.2) agora pode ser reescrito como:

$$y_{1t}^* = d^* + B_1^* y_{1,t-1}^* + \dots + B_m^* y_{1,t-m}^* + C_1^* y_{2,t-1}^* + \dots + C_m^* y_{2,t-m}^* + u_{1t}^* \quad (4.6)$$

em que $y_{1t}^* = (i_t, y'_{1t})'$, u_{1t}^* contém os erros de previsão das equações correspondentes, as matrizes B_i^* são $(n_1 \times n_1)$ e contém os parâmetros que descrevem as relações dinâmicas entre as variáveis endógenas, enquanto as matrizes C_i^* são $(n_1 \times n_2)$ e descrevem os efeitos das variáveis pré-determinadas sobre as endógenas. Note que o sistema em (4.6) agora contém apenas n_1 equações, mas estas são exatamente iguais às equações correspondentes do sistema (4.2), de tal forma que os parâmetros e os erros de previsão estimados serão exatamente os mesmos. Porém, a representação de médias móveis desse sistema se

torna:

$$y_{1t}^* = u_{1t}^* + \Pi_1^* u_{1,t-1}^* + \Pi_2^* u_{1,t-2}^* + \dots + K(L)y_{2t}^* \quad (4.7)$$

em que $K(L)$ é um polinômio infinito que surge da inversão do sistema em (4.6). As matrizes Π_i^* são distintas das matrizes correspondentes Θ_i^* , isto é, as relações dinâmicas entre as variáveis e os erros de previsão se alteraram. Contudo, as mesmas hipóteses de identificação sobre a *proxy* podem ser feitas, de tal forma que o modelo (4.7) pode ser reescrito como:

$$y_{1t}^* = S\epsilon_{1t}^* + \Pi_1^* S\epsilon_{1,t-1}^* + \Pi_2^* S\epsilon_{1,t-2}^* + \dots + K(L)y_{2t}^*$$

As matrizes $\Pi_1^* S$ agora descrevem os efeitos de um choque monetário externo sobre um sistema reduzido de variáveis endógenas, e podemos estimar consistentemente a primeira coluna dessa matriz. A diferença entre a dinâmica do sistema completo (4.3) e do sistema reduzido (4.7) serve como medida da importância das variáveis consideradas pré-determinadas para a transmissão dos choques, visto que o sistema reduzido estima as respostas ao choque sob a hipótese de que essas variáveis estão constantes.

4.3 Dados

São utilizadas 16 séries temporais mensais para a economia brasileira. O período dos dados se estende de 2000:06 até 2016:12 (199 observações). Todas as séries monetárias foram dessazonalizadas pelo procedimento X-12. As séries de financiamento externo são originalmente trimestrais, e foram

mensalizadas pelo procedimento de [Chow e Lin \(1971\)](#). As séries, com seus respectivos mnemônicos, descrição e fonte estão listadas abaixo:

(USDBRLR) Taxa de câmbio real (índice): taxa de câmbio em fim de período ajustada à variação de preços internos e externos. Fonte: BCB

(EXPQ) Quantum de exportações (índice): quantum de exportação - Brasil. Fonte: FUNCEX

(IMPQ) Quantum de importações (índice): quantum de importação - Brasil. Fonte: FUNCEX

(EXPUSQ) Quantum de exportações Brasil-EUA (índice): quantum de exportação bilateral Brasil-EUA - Brasil. Fonte: FUNCEX

(IMPUSQ) Quantum de importações Brasil-EUA (índice): quantum de importação bilateral Brasil-EUA - Brasil. Fonte: FUNCEX

(PORT) Investimento externo em carteira - entrada (US\$ - bilhões): Fluxo positivo de investimento em carteira da conta financeira do balanço de pagamentos. Fonte: BCB

(CBINBANK) Financiamento externo para bancos (US\$ - bilhões): Empréstimos e títulos de dívida de bancos domésticos em posse de bancos no exterior. Fonte: CBS-BIS

(CBINPVTSECTOR) Financiamento externo para setor privado não-financeiro (US\$ - bilhões): Empréstimos e títulos de dívida do setor privado não-financeiro doméstico em posse de bancos no exterior. Fonte: CBS-BIS

(IPROD) Produção industrial (índice): média dos índices de produção industrial do IBGE, CNI e FIESP, utilizado como proxy para o produto. Fonte: cálculo próprio com base em dados do BCB

(CPI) Índice de preços ao consumidor - IPCA (variação acumulada anual). Fonte: BCB

(PRATE) Taxa de juros nominal - SELIC (anual): taxa de política monetária. Fonte: BCB

(BCAPITAL) Capital bancário (R\$ - logs): mediana do capital social das instituições bancárias supervisionadas pelo Banco Central do Brasil. Fonte: cálculo próprio com base em dados do BCB

(BLEV) Alavancagem do setor bancário : mediana da relação ativo/capital social das instituições bancárias supervisionadas pelo Banco Central do Brasil. Fonte: cálculo próprio com base em dados do BCB

(CORPC) Crédito doméstico para o setor privado (R\$ - logs): novos empréstimos para pessoas jurídicas não-financeiras. Fonte: BCB

(STOCK) Índice de preços de ativos domésticos (índice): índice IBOVESPA da B3. Fonte: BCB

(VOL) Volatilidade de ativos domésticos : média mensal da variância diária do índice IBOVESPA. Fonte: cálculo próprio

As séries de exportações, importações, investimento em carteira e financiamento externo incluídas no modelo buscam capturar os possíveis

efeitos que a política monetária norte-americana exerce diretamente sobre o fluxo de comércio e crédito para o Brasil. As medidas de volatilidade e do índice de preços de ativos domésticos são utilizadas como *proxy* para o comportamento doméstico com relação ao risco. O objetivo final é medir o efeito da política monetária externa sobre as séries de produção industrial, inflação, taxa de juros, crédito doméstico e as séries bancárias domésticas, refletindo o impacto final dos choques monetários norte-americanos sobre a economia brasileira. A figura 3 apresenta o conjunto completo das séries brasileiras utilizadas no trabalho:

Figura 3 – Séries de variáveis brasileiras utilizadas no modelo BVAR.

Apesar das séries de alta frequência só estarem disponíveis até 2012, a utilização dessas séries como *proxy* não limita o tamanho da amostra, que vai até 2016. Os parâmetros da forma reduzida podem ser estimados com a amostra completa, e o cálculo posterior dos parâmetros da forma estrutural, que envolve as séries dos erros de previsão, podem ser feitos com

um subconjunto dos erros de previsão encontrados.

Essas respostas encontradas não esclarecem qual o mecanismo responsável pelo impacto dos choques monetários norte-americanos sobre as variáveis domésticas. Para tanto, são propostos três canais pelos quais a política monetária externa se transmite. São eles os canais de câmbio (USD-BRLR), comércio (EXPQ e IMPQ) e capital externo (PORT, CBINBANK, CBINPVTSECTOR). Para obter esses feitos, as variáveis de cada canal são consideradas pré-determinadas, e o modelo é reestimado de acordo com a equação (4.6), e as funções resposta ao impulso (4.7) são obtidas, em sua forma estrutural. A diferença entre a resposta de um choque no modelo completo e no modelo reduzido consiste na estimativa do efeito de cada canal em cada uma das variáveis domésticas. Além disso, os efeitos diretos dos choques monetários externos sobre as variáveis brasileiras são estimados estimando o modelo (4.6) e (4.7) incluindo somente o choque monetário externo e uma variável brasileira de cada vez. Essa especificação contempla a dinâmica causada apenas pelos efeitos diretos do choque sobre as variáveis e a dinâmica da própria variável.

5 Resultados

Para a estimação do modelo por *proxy*, é necessário selecionar as séries a serem incluídas no modelo como indicador de política monetária i_t e como a *proxy* dos choques de política monetária m_t .

Para a escolha do indicador de política monetária, seguindo [Gertler e Karadi \(2015\)](#), serão utilizadas as taxas longas de juros da economia americana, capturando os efeitos da política de *forward guidance* recente. A figura 4 apresenta o comportamento das taxas de *Fed Funds* e das taxas de retorno de *Treasury Bonds* zero-cupom livres de risco ajustados à maturidade constante num horizonte de 1, 2, 3 e 5 anos¹. É possível perceber que, mesmo após a taxa de *Fed Funds* estacionar em zero a partir do fim de 2008, a política monetária foi capaz de agir reduzindo e posteriormente aumentando as taxas longas. Ao manipular essas taxas, a autoridade monetária busca influenciar o retorno de outros ativos do mercado e aumentar a oferta de crédito para o setor privado, promovendo um aumento no crescimento da economia.

¹ Os dados foram obtidos do *Federal Reserve Economic Data*, do *Federal Reserve* de St. Louis

Figura 4 – Taxas de *Fed Funds* e de *Treasury Bonds* em maturidade constante no horizonte de 1, 2, 3 e 5 anos.

Fonte: FRED.

Com base na figura 4, é possível perceber que durante o período 1999-2016, a taxa de *Fed Funds* ficou estacionada no *Zero Lower Bound* em praticamente metade do tempo. Esse fato é um problema significativo para a utilização da taxa de *Fed Funds* como indicador para a estimação dos efeitos da política monetária durante esse período, correspondente ao período da amostra dos dados brasileiros. A única série que teve valores estritamente positivos durante todo o período foi a série GS5, que será empregada no modelo como indicador de política monetária.

Para escolher a *proxy* adequada, é estimada uma regressão entre os resíduos da equação de política monetária externa do modelo BVAR e os instrumentos à disposição (as séries identificadas por alta frequência: FF1,

FF4, ED2, ED3, ED4). De acordo com [Stock e Watson \(2012\)](#), a estatística F da regressão servem como medida da confiança do instrumento, de tal forma que a série de instrumentos com a maior estatística deve ser incluída como a *proxy* no modelo. Por esse procedimento, a série escolhida foi a ED2, a variação em contratos futuros de *Eurodollar* com maturidade em dois trimestres.

As figuras a seguir apresentam as respostas das variáveis externas da economia brasileira a um choque monetário norte-americano.

Figura 5 – Funções respostas ao impulso da taxa de juros longa norte-americana e do câmbio real dólar-real a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

A primeira evidência mostra que uma mudança não antecipada na política monetária, medida como a variação nos preços de contratos futuros de *Eurodollar*, causam um aumento de apenas 2 b.p. na taxa de juros de longo prazo, GS5. Contudo, o efeito do choque é significativo, ainda que

rapidamente reverta e retorne ao estado estacionário.

A resposta do câmbio real segue as evidências teóricas e empíricas já constatadas na literatura, com uma depreciação significativa da relação dólar-real sucedendo uma contração monetária no exterior. A depreciação observada é bastante persistente, com um prazo de 24 meses até o retorno ao estado estacionário. Além disso, é importante notar que um choque modesto na política monetária externa é capaz de mover significativamente e persistentemente a taxa de câmbio, o que sugere que movimentos nas taxas de juros internacionais não afetam o câmbio somente pela mudança no diferencial de juros entre as economias, mas também afetam a expectativa dos agentes a respeito da trajetória futura das variáveis, o que pode justificar a queda prolongada na taxa de câmbio.

Figura 6 – Funções respostas ao impulso das variáveis comerciais brasileiras a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

A resposta do quantum de exportações e importações também está em linha com uma parte significativa da literatura teórica. Após uma con-

tração monetária externa, e uma subsequente depreciação cambial, os níveis de importações e exportações caem simultaneamente e significativamente, numa magnitude bastante parecida. No instante inicial a queda no quantum importado e exportado é de aproximadamente 2%, e o efeito lentamente se dissipa de volta para o estado estacionário anterior. Desta forma, o efeito sobre o resultado da balança comercial é estatisticamente nulo, e uma contração monetária externa têm o efeito de diminuir temporariamente o volume total de comércio do Brasil com o resto do mundo.

Figura 7 – Funções respostas ao impulso das variáveis comerciais Brasil-EUA a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

Contudo, na relação comercial bilateral entre Brasil e Estados Unidos as evidências mostram que a contração monetária tem um efeito sobre a demanda norte-americana mais intenso que o efeito câmbio real, de tal forma que as exportações brasileiras para os EUA caem significativamente após o choque, em aproximadamente 0,4%. Já as importações para os EUA levam ao redor de um ano para entrar em um processo de ajuste, até que o equilíbrio

entre a balança comercial bilateral entre os países seja retomado.

Figura 8 – Funções respostas ao impulso das variáveis de crédito externo da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

O efeito do choque internacional sobre as variáveis de capital externo também segue o previsto pelas evidências empíricas sobre a existência de canais de crédito internacionais. Em sequência do choque, o investimento externo em carteira no brasil cai em aproximadamente US\$ 300 milhões, retornando ao estado estacionário em poucos meses, enquanto o crédito bancário externo para bancos domésticos no Brasil apresenta uma queda inicial de US\$ 150 milhões que persiste até uma queda total de US\$ 400 milhões em um horizonte de até dois anos. Já o crédito externo bancário para o setor privado brasileiro é menos sensível ao choque monetário internacional, sendo insignificante em todos os horizontes de tempo.

A resposta das variáveis brasileiras domésticas se encontram abaixo.

Figura 9 – Funções respostas ao impulso de variáveis reais domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

Apesar de uma resposta significativa da maioria das variáveis externas da economia brasileira, as variáveis domésticas apresentam uma resposta bem mais modesta a um choque externo. As evidências sugerem que a dinâmica do produto, da inflação e da taxa de juros doméstica é bastante independente das evoluções monetárias internacionais.

A produção industrial tem uma resposta contemporânea insignificante, que rapidamente se transforma numa queda significativa de aproximadamente 1%, retornando ao estado estacionário em sequência. Já o nível de preços apresenta uma resposta inicial negativa e significativa, que logo se dissipa. Um choque externo de um desvio padrão está associado a uma queda modesta imediata na taxa de inflação interna de 0,05%. Já a taxa de juros doméstica apresentou uma resposta insignificante em todos os horizontes de tempo, o que sugere um alto grau de independência da política monetária interna à política monetária internacional.

Figura 10 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas de crédito da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

Figura 11 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas financeiras da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

O crédito interno para o setor privado caiu significativamente e persistentemente, com uma resposta inicial de aproximadamente 1%. A alavancagem bancária apresentou uma resposta imediata insignificante ao choque externo, contudo ela se torna significativamente positiva a partir de aproximadamente

24 meses, com uma resposta de 0.2 pontos na relação ativo/capital. Essa resposta é justificada por uma queda pequena porém significativa no capital bancário, que chega a 0,01% no horizonte de 5 anos.

Já as variáveis financeiras brasileiras apresentaram um comportamento misto. Por um lado, o índice de preços de ativos apresentaram uma resposta insignificante ao choque externo em todos os horizontes de tempo. Já a volatilidade dos ativos financeiros aumentou significativamente imediatamente após o choque, o que é corroborado pela teoria do canal de tomada de riscos.

A seguir os efeitos sobre as variáveis domésticas são decompostos em canais de transmissão.

Figura 12 – Funções respostas ao impulso de variáveis reais domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

Cada linha cheia representa um canal de transmissão, enquanto a linha tracejada representa o efeito final do choque monetário externo. Fonte: cálculo próprio.

As evidências mostram que a depreciação cambial causada pelo choque na política monetária norte-americana impacta negativamente na produção industrial brasileira. Uma possível explicação para esse efeito pode estar

associado a um aumento nos custos de bens intermediários da produção industrial doméstica, causando uma contração na produção total. Contraintuitivamente, a queda no fluxo de crédito externo impacta positivamente na produção industrial doméstica, ainda que esse impacto positivo não seja suficiente para contra-balancear os efeitos das demais variáveis. Apesar de uma queda significativa no volume de comércio internacional, a produção industrial brasileira não é afetada por esse canal, o que pode ser explicado pelo fato da matriz de exportações brasileira ser composta em grande parte por bens não industriais.

A inflação doméstica é afetada positivamente pela depreciação cambial, como esperado. Um aumento na taxa de câmbio implica em um aumento dos preços de importados que por sua vez implica em um efeito *pass-through* para os preços domésticos. Já o crédito externo afeta negativamente a taxa de inflação. A interação positiva entre o crédito externo e a taxa de inflação carece de explicações pela literatura teórica, que não postula nenhuma relação direta entre as variáveis.

Já as evidências a respeito da transmissão para a taxa de juros doméstica apontam para um alto grau de independência da política monetária doméstica com relação à externa. A resposta direta da taxa de juros interna à política externa é nula, como é esperado pela hipótese do Trilema. Contudo, a resposta da taxa doméstica ao câmbio é positiva, sugerindo um comportamento de *medo de flutuar* por parte da autoridade monetária nacional. Esse comportamento se caracteriza por uma manipulação da taxa de juros doméstica visando a atenuação dos movimentos na taxa de câmbio. Já a

resposta à queda no fluxo de crédito externo é negativa, o que sugere que a autoridade monetária doméstica atenua os efeitos da queda no crédito reduzindo a taxa de financiamento interno, o que pode explicar o aumento na produção industrial observado.

Figura 13 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas de crédito da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

Cada linha cheia representa um canal de transmissão, enquanto a linha tracejada representa o efeito final do choque monetário externo. Fonte: cálculo próprio.

A resposta do crédito corporativo interno mostra uma importância grande do efeito direto do choque externo nessa variável. A importância do efeito direto pode se dar a uma variação na aversão ao risco de investidores e instituições financeiras domésticas frente a um choque externo negativo, como sugerido pelo canal de tomada de riscos. A contração do crédito externo, ao contrário do esperado, afeta positivamente o crédito doméstico para o setor privado. Uma possível explicação para esse fato é que a maior oferta de crédito interno substitui a contração na oferta de crédito externo.

A decomposição da resposta da alavancagem bancária sugere que a

depreciação cambial e a queda na oferta de crédito externo tem uma influência positiva sobre essa variável. Uma possível interpretação para esse efeito é que frente a uma contração no financiamento externo e a um menor valor em moeda externa do colateral disponível, os bancos domésticos aumentam a alavancagem para evitar uma contração na oferta interna de empréstimos. Além disso, a queda no volume de comércio também afeta positivamente a alavancagem bancária.

Já o efeito do choque externo no capital bancário é negativamente relacionado com a depreciação cambial, e positivamente relacionado com a queda na oferta de crédito externo. Frente a uma depreciação real no câmbio, os bancos brasileiros reduzem seu capital bancário ao longo do tempo, enquanto que a escassez na oferta de crédito externa induz a um aumento no capital bancário. A contração do capital bancário e o aumento da alavancagem frente a um choque monetário são previstas por modelos de *bank-lending channel*, como [Gerali et al. \(2010\)](#), num contexto de choque doméstico. As evidências mostram que esse canal se estende ao contexto da economia internacional, quando se considera um choque monetário em uma grande economia como os EUA.

Figura 14 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas financeiras da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, instrumentados por uma *proxy* identificada por alta frequência.

Cada linha cheia representa um canal de transmissão, enquanto a linha tracejada representa o efeito final do choque monetário externo. Fonte: cálculo próprio.

Pela decomposição dos efeitos sobre a volatilidade dos ativos financeiros tem-se que o efeito direto do choque externo é o principal canal de transmissão, assim como sobre o crédito doméstico para o setor privado. Uma possível explicação para essa evidência é o efeito de um choque monetário sobre a aversão ao risco de agentes financeiros, como em [Borio e Zhu \(2012\)](#), em que uma contração monetária tende a aumentar a percepção sobre o risco de ativos, como ativos do mercado de *equity* por exemplo. Já a resposta do índice de preços de ativos financeiros responde negativamente à variação do câmbio e do comércio, e de forma ligeiramente positiva ao crédito externo.

6 Robustez

Neste capítulo o modelo SVAR será reestimado utilizando outras duas medidas tradicionais de política monetária empregadas na literatura. A primeira delas se baseia no artigo original de [Romer e Romer \(2004\)](#), que identifica por meio de um procedimento narrativo com base nas minutas das reuniões do comitê de política monetária a mudança pretendida pela autoridade em cada reunião. A segunda medida se baseia na decomposição da taxa longa de juros com base no *term premium* da curva de juros.

A dificuldade encontrada na utilização dessas medidas tradicionais está no fato da política monetária norte-americana recente se caracterizar por um período de *zero lower bound*, em que a taxa de juros se manteve no zero durante um longo período de tempo. Isto obriga a autoridade monetária a buscar alternativas na condução da política, que se consistiram na utilização de instrumentos não-convencionais de *quantitative easing* e de *forward guidance*, prejudicando a capacidade de identificação das séries de choques estruturais obtidas. Os resultados dessa seção corroboram a superioridade da metodologia de alta frequência, visto que o emprego das metodologias tradicionais resultou em uma baixa capacidade de identificação das respostas ou, quando identificáveis, respostas que contrariam resultados estabelecidos da literatura macroeconômica.

6.1 Procedimento Narrativo

Pela identificação *narrative-based*, baseada no artigo original de [Romer e Romer \(2004\)](#), a série para as mudanças pretendidas na taxa de política monetária é extraída com base em relatos do comitê de operações de mercado aberto (FOMC), responsável pela condução da política monetária. Os *Records of Policy Actions*, *Minutes* e *Transcripts* das reuniões do comitê são utilizados para tal, pois apresentam o relato da discussão dos membros do comitê a respeito da direção a ser tomada para a política monetária.

A implementação desse procedimento se dá pela análise do discurso do comitê, detectando as mudanças desejadas pelos membros. A virtude desse procedimento é que ele exclui as mudanças de política monetária tomadas em relação à divulgação de informações macroeconômicas, o que torna as mudanças encontradas exógenas ao conjunto de informação disponível à autoridade monetária naquele instante.

A utilização desse procedimento é afetado significativamente pela presença do *Zero Lower Bound*. Como o único indicador para o qual o FOMC fornece uma diretriz a respeito das mudanças pretendidas é a taxa de *Fed Funds*, não é possível a utilização da metodologia narrativa para a identificação da variação de outros instrumentos de política monetária como agregados monetários ou taxas mais longas, por exemplo.

Ainda assim, os instrumentos *narrative-based* têm sido amplamente utilizados na literatura como uma medida confiável da política monetária pra os Estados Unidos. Uma das principais motivações para isso está no fato

de as respostas estimadas do produto e da inflação estarem em linha com as principais teorias macroeconômicas, que estipulam uma resposta negativa dessas variáveis a um choque monetário contracionista.

A equação (3.1) é estimada pelo procedimento *narrative-based* para a política monetária norte-americana ampliando os dados originais utilizados por [Romer e Romer \(2004\)](#), com o indicador de política monetária sendo extraído das reuniões do FOMC. Os choques estruturais encontrados pelo procedimento estão na figura a seguir.

Figura 15 – Séries das mudanças identificadas pelo procedimento *narrative-based*, e resíduos da equação (3.1).

Fonte: cálculo próprio.

A volatilidade da série decresce após 1983, em comparação com a parte inicial da série. Isso se dá em parte pela estabilização da inflação no Estados Unidos, e com a política monetária acomodativa que caracterizou

o mandato do presidente Alan Greenspan. Outro aspecto importante das séries estimadas é o baixo valor dos choques monetários para o período de maior tensão na crise financeira durante 2007/2009, em que as taxas de juros nominais passaram de 5,25% ao ano para 0,25%. As estimativas mostram que boa parte dos cortes de juros estavam implícitos na reação da autoridade monetária à queda dos fundamentos macroeconômicos, com o componente não antecipado sendo muito mais modesto, contabilizando somente 2,22% da queda nos juros de 2007:9 a 2009:1.

A estimação revela os problemas associados ao *Zero Lower Bound*, haja visto que a partir de 2009 os choques monetários estimados foram praticamente nulos, com desvio padrão de 9 b.p. no intervalo 2009-2016, em comparação com o desvio de 30 b.p. para o intervalo 1969:2009. Nesse período, os principais instrumentos de política monetária passaram a ser operações de compra de ativos (o chamado *Quantitative Easing*) e o *forward-guidance*, em que a autoridade monetária se compromete em manter as taxas de juros baixas durante um período significativo. Por tudo que já foi levantado, o potencial das séries obtidas pelo procedimento *narrative-based* na identificação dos choques de política monetária é limitado, o que pode explicar anomalias encontradas nos resultados obtidos pela inclusão dessa série no modelo BVAR.

A série dos choques estruturais obtida é incluída no modelo SVAR com uma modificação. A disponibilidade da amostra completa permite a inclusão da variável como uma variável adicional dependente do modelo VAR, sem a necessidade de utilização de um indicador. A identificação estrutural do modelo é feita por um procedimento de decomposição padrão, em que um

ordenamento é imposto no modelo de tal forma que a variável correspondente ao choque externo seja considerada estritamente exógena às demais variáveis do modelo, isto é, ela é colocada na primeira posição do ordenamento. As demais variáveis são colocadas em um ordenamento arbitrário, visto que isso não afeta a identificação do modelo VAR, como foi demonstrado em [Christiano, Eichenbaum e Evans \(1999\)](#). Para que os choques do modelo sejam considerados uma variação temporária na taxa de *policy*, a série dos choques foi agregada ao longo da amostra, de tal forma que um choque de um desvio padrão corresponde a um aumento de um desvio padrão (dos choques identificados) na taxa de *policy* norte-americana.

Figura 16 – Funções respostas ao impulso de variáveis externas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento narrativo de identificação.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

A resposta das variáveis externas por este método de identificação diverge significativamente das obtidas pelo procedimento de alta frequência. Um choque de um desvio padrão medido pela variação não antecipada na taxa de *policy* gera uma apreciação cambial significativa, contrariando a maior parte das evidências sobre a paridade de juros internacionais. O choque monetário externo causa um aumento no volume de comércio, ainda que os resultados sobre a balança comercial sejam semelhantes. O efeito sobre as variáveis de crédito externo é nulo para todas as medidas de crédito consideradas, também divergindo dos resultados de alta frequência.

Figura 17 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento narrativo de identificação.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

As funções resposta ao impulso das variáveis domésticas divergem dos

resultados anteriores, com um choque externo contracionista causando um aumento na produção industrial doméstica e uma queda na inflação e na taxa de juros. Além disso, o choque causa um aumento na alavancagem bancária brasileira e uma queda significativa da volatilidade dos ativos financeiros.

6.2 Identificação por Taxas Longas

Uma alternativa possível para capturar as características da política monetária contemporânea sujeita às especificidades do *zero lower bound* é a utilização das taxas longas como a medida $\Delta f f_m$ da equação (3.1). Esse indicador é capaz de medir a política de *forward-guidance* na política monetária implementada pelo *Fed*, pois tanto anúncios a respeito da trajetória da política monetária quanto políticas não convencionais de compras de ativos se manifestam nas taxas de juros de longo prazo, devido à variação na expectativa dos agentes sobre mudanças na política monetária.

Contudo, a utilização de taxas longas necessita que se leve em consideração que nem todas as mudanças nessas taxas refletem mudanças na política monetária. Seguindo [Gertler e Karadi \(2015\)](#), em um instante t , a variação na taxa de retorno anualizado de um título *risk-free* zero-cupom de m períodos ajustados à maturidade constante, i_t^m , pode ser decomposta em dois elementos:

$$\Delta i_t^m = E_t \frac{1}{m} \left\{ \sum_{j=0}^{m-1} \Delta i_{t+j} \right\} + \Delta \phi_t^m \quad (6.1)$$

em que i_t é a taxa de *policy*, nesse caso, a taxa de *Fed Funds*. ϕ_t^m é o chamado *term premium*, que está relacionado à preferência intertemporal dos agentes.

A equação (6.1) mostra como a política monetária pode afetar as taxas longas mesmo estando sob o *Zero Lower Bound*. Anúncios do comitê de política monetária afetam a expectativa dos agentes a respeito das taxas futuras, $E_t \Delta i_{t+j}$, o que pela equação (6.1) influencia as taxas de ativos *risk-free*. Gertler e Karadi (2015) mostram evidências que a política monetária também afeta o *term premium* ϕ_t^m . Então, variações nas taxas longas contém informações que podem ser utilizadas para a identificação de choques monetários.

Porém, nem toda a variação no *term premium* é motivada pela política monetária, de tal forma que o componente não monetário dessa variação deve ser controlado na estimação de choques monetários baseados em taxas longas. Por isso, para realizar a estimação da equação (3.1) com taxas longas como a variável dependente, é incluso na regressão um termo que represente as variações no *term premium*. Esse termo é simplesmente a diferença $i_t^m - i_t$, isto é, o chamado *term spread*.

Para a estimação dessa equação o horizonte de longo prazo a ser considerado para a taxa de retorno i_t^m é o mesmo horizonte de $m = 5$ anos utilizado como indicador na estimação por alta frequência, medido pela série GS5, pelo fato que em nenhum período da amostra esta série estaciona no *Zero Lower Bound*, de tal forma que esse horizonte é longo o suficiente para que a política monetária possa afetar essa taxa em qualquer direção em qualquer instante do tempo. Para estimar a equação (3.1), incluímos a variação em GS5 no mês de cada reunião do FOMC. A série de choques obtida se encontra a seguir.

Figura 18 – Variação mensal na série GS5, e resíduos da equação (3.1) para a variação mensal de GS5 como variável dependente.

Fonte: cálculo próprio.

Note que a série original de GS5 e a série de resíduos são bastante próximas, o que sugere que a maior parte do movimento dessa variável não se dá por fatores antecipativos ou relacionados ao *term spread*, e sim pela influência da política monetária nessa taxa ou por outros fatores não controlados pela equação (3.1). Desta forma, o principal ponto contrário a essa medida de indicador de política monetária está no fato que outros anúncios sobre a trajetória da economia influenciam as taxas longas de juros, e a correlação da preferência temporal com outras variáveis macroeconômicas pode afetar a estimativa dos choques pela equação (3.1). A metodologia de alta frequência evita esse problema, pois o indicador de política monetária é considerado uma variação nos preços de ativos num intervalo muito pequeno ao redor do anúncio de política monetária, de tal forma que pode-se estabelecer

com maior precisão a magnitude do impacto dos anúncios.

Figura 19 – Funções respostas ao impulso de variáveis externas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento de identificação por taxas longas.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

A resposta das variáveis a um choque obtido a partir das taxas longas são mais próximas do modelo de alta frequência, o que mostra que parte dos problemas associados ao *zero lower bound* que prejudicam a estimação pelo procedimento narrativo são evitadas. A resposta do câmbio se torna negativa, como o esperado, e ocorre uma queda na entrada de capitais por investimento em carteira.

Figura 20 – Funções respostas ao impulso de variáveis domésticas da economia brasileira a um choque estrutural de um desvio padrão na política monetária norte-americana, obtidos pelo procedimento de identificação por taxas longas.

As linhas tracejadas representam um intervalo de cobertura posterior de 68% de probabilidade. Fonte: cálculo próprio.

A resposta das variáveis domésticas também se aproxima ao procedimento de alta frequência, com uma resposta negativa significativa da produção industrial e do crédito doméstico. Contudo a resposta da volatilidade dos ativos financeiros é negativa e pouco significativa. A proximidade entre as respostas obtidas pelos dois procedimentos é um indicativo de que a direção das respostas obtidas está corretamente identificada.

7 Considerações Finais

Neste trabalho foram estimados os efeitos de um choque monetário na economia norte-americana sobre um conjunto de variáveis brasileiras, e foram identificados os canais de transmissão pelos quais esses choques afetam a economia do Brasil. Os choques foram identificados por distintos procedimentos e incluídos em um modelo BVAR com um conjunto grande de variáveis, capturando efeitos reais e financeiros dos choques sobre a economia brasileira.

As evidências mostram pra uma resposta modesta das variáveis domésticas reais a choques externos, principalmente a taxa de juros doméstica. Esse ponto é importante pois estabelece que o panorama do *Trilema* de política monetária ainda parece válido para o caso brasileiro, mesmo sob a forte integração financeira entre as economias. Os pontos levantados em [Rey \(2013\)](#) a respeito dos efeitos do crédito externo sobre a independência das políticas domésticas parecem não ser preocupantes, dado a pequena influência que esse canal de transmissão exerce sobre todas as variáveis domésticas.

Ainda que os principais canais de transmissão dos choques monetários sejam os canais de câmbio e comércio, tradicionais em modelos Mundell-Fleming, o canal de crédito externo exerce uma influência importante na dinâmica das variáveis domésticas. As variáveis de crédito e financeiras brasileiras são afetadas significativamente pela política monetária externa, o que sugere que a existência de um fator global no crédito pode não ser desprezível.

Essas evidências não refutam as hipóteses de [Rey \(2013\)](#) sobre a existência de um canal de crédito internacional e de um ciclo financeiro global.

Em resumo, os efeitos de choques monetários externos na economia brasileira estão longe de serem desprezíveis. Mesmo as estimativas mais conservadoras obtêm efeitos significativos de centenas de milhões de dólares nas exportações e importações em sequência de um choque. O fluxo de investimento externo é afetado negativamente independente do procedimento de identificação utilizado. O crédito doméstico para o setor privado também responde significativamente de forma negativa. O comércio externo brasileiro é negativamente afetado por uma contração monetária externa, o que têm implicações para a produção local.

Esses resultados apontam para um efeito positivo de uma contração monetária externa sobre a inflação doméstica, transmitido principalmente pelo efeito da depreciação cambial e da queda do comércio externo sobre os preços. Esse resultado têm implicação para a política de metas de inflação da autoridade monetária brasileira, visto que um choque monetário externo não antecipado pode afetar a estabilidade da inflação doméstica. O fato da produção doméstica ser pouco afetada pelos choques monetários externos é surpreendente, dado o impacto desses choques sobre outras variáveis como o comércio e o crédito externo. Essa observação pode se dever ao fato do setor produtivo brasileiro ainda ser pouco integrado internacionalmente, dependendo primordialmente da dinâmica doméstica.

Várias direções para trabalhos futuros são possíveis. A identificação dos choques monetários internacionais por modelos SVAR para a economia

externa, como em [Dedola, Rivolta e Stracca \(2016\)](#) pode ser uma alternativa para lidar simultaneamente com os problemas da política monetária não convencional e com as preocupações dos efeitos de variáveis externas omitidas do modelo BVAR para o Brasil. A inclusão de outras variáveis representando a aversão ao risco global pode servir como forma de testar a existência de um canal de tomada de riscos internacional, como em [Bruno e Shin \(2015\)](#). A existência de efeitos assimétricos na política monetária externa pode ser considerada, considerando que os efeitos de uma contração e expansão podem ser distintos.

Referências

BANBURA, M.; GIANNONE, D.; REICHLIN, L. Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, v. 25, n. 1, p. 71–92, 2010. [40](#)

BEKAERT, G.; HOEROVA, M.; DUCA, M. L. Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 60, n. 7, p. 771 – 788, 2013. ISSN 0304-3932.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). *Handbook of Macroeconomics*. [S.l.]: Elsevier, 1999, (Handbook of Macroeconomics, v. 1). cap. 21, p. 1341–1393. [14](#), [16](#)

BLUEDORN, J. C.; BOWDLER, C. The open economy consequences of U.S. monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, v. 30, n. 2, p. 309–336, March 2011. [20](#), [23](#)

BORIO, C.; ZHU, H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism? *Journal of Financial Stability*, v. 8, n. 4, p. 236–251, 2012. [14](#), [15](#), [71](#)

BRUNO, V.; SHIN, H. S. Cross-Border Banking and Global Liquidity. *Review of Economic Studies*, v. 82, n. 2, p. 535–564, 2015. [15](#), [87](#)

CALDARA, D.; HERBST, E. Monetary Policy, Real Activity, and Credit Spreads : Evidence from Bayesian Proxy SVARs. n. 2016-049, maio 2016.

CANOVA, F. The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, v. 20, n. 2, p. 229–251, 2005. [19](#), [23](#)

CHOW, G. C.; LIN, A.-I. Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statistics*, v. 53, n. 4, p. 372–375, November 1971. [53](#)

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In: TAYLOR, J. B.; WOODFORD, M. (Ed.). *Handbook of Macroeconomics*. [S.l.]: Elsevier, 1999, (Handbook of Macroeconomics, v. 1). cap. 2, p. 65–148. [77](#)

DEDOLA, L.; RIVOLTA, G.; STRACCA, L. If the Fed Sneezes, Who Catches a Cold? In: *NBER International Seminar on Macroeconomics 2016*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, Inc, 2016, (NBER Chapters). [21](#), [23](#), [87](#)

DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C. Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility. *Review of Economic Studies*, v. 70, n. 4, p. 765–783, 2003. [13](#)

DOAN, T.; LITTERMAN, R.; SIMS, C. *Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions*. [S.l.], 1983. [40](#), [44](#)

DORNBUSCH, R. Exchange rate expectations and monetary policy. *Journal of International Economics*, v. 6, n. 3, p. 231–244, August 1976. [10](#)

FORBES, K. J.; WARNOCK, F. E. Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics*, v. 88, n. 2, p. 235–251, 2012. [14](#), [15](#)

GALÍ, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications*. [S.l.]: Princeton University Press, 2015. (Economics Books, 10495). ISBN ARRAY(0x511aecd0). [11](#)

GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies*, v. 72, n. 3, p. 707–734, 2005. [12](#)

GEORGIADIS, G. Determinants of global spillovers from US monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, v. 67, n. C, p. 41–61, 2016. [20](#), [21](#), [23](#)

GERALI, A. et al. Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 42, n. s1, p. 107–141, 09 2010. [15](#), [70](#)

GERTLER, M.; KARADI, P. Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 7, n. 1, p. 44–76, January 2015. [33](#), [59](#), [79](#), [80](#)

GHOSH, A. R. et al. Surges. *Journal of International Economics*, v. 92, n. 2, p. 266–285, 2014. [14](#), [15](#)

IBARRA, R. How important is the credit channel in the transmission of monetary policy in mexico? *Applied Economics*, v. 48, n. 36, p. 3462–3484, 2016. [51](#)

KADIYALA, K. R.; KARLSSON, S. Numerical methods for estimation and inference in bayesian var-models. *Journal of Applied Econometrics*, v. 12, n. 2, p. 99–132, 1997. [43](#), [45](#)

KIM, S. International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VAR's. *Journal of Monetary Economics*, v. 48, n. 2, p. 339–372, October 2001. [18](#), [19](#), [23](#)

KUTTNER, K. N. Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, v. 47, n. 3, p. 523–544, June 2001. [5](#), [26](#), [28](#), [31](#), [32](#)

LITTERMAN, R. B. *Forecasting with Bayesian vector autoregressions five years of experience*. [S.l.], 1985. [42](#), [43](#)

MACKOWIAK, B. External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 8, p. 2512–2520, November 2007. [19](#), [20](#), [23](#)

MARÇAL, E. F.; BRITO, M. H. D. *Taxa De Câmbio, Rentabilidade E Quantumexportado: Existe Alguma Relação Afinal? Evidências Para O Brasil*. [S.l.], 2011. [11](#)

MCCAULEY, R. N.; MCGUIRE, P.; SUSHKO, V. Global dollar credit: links to US monetary policy and leverage. *Economic Policy*, v. 30, n. 82, p. 187–229, 2015. [17](#)

MERTENS, K.; RAVN, M. O. The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States. *American Economic Review*, v. 103, n. 4, p. 1212–1247, June 2013. [47](#)

MIRANDA-AGRIPPINO, S.; REY, H. *World Asset Markets and the Global Financial Cycle*. [S.l.], 2015. [7](#), [9](#), [20](#), [23](#), [29](#)

NEGRO, M. D.; SCHORFHEIDE, F. Bayesian macroeconometrics. In: OXFORD UNIVERSITY PRESS. *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics*. [S.l.]: Oxford University Press, 2011. p. 293–389. [43](#)

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. New directions for stochastic open economy models. *Journal of International Economics*, v. 50, n. 1, p. 117–153, February 2000. [12](#)

OBSTFELD, M.; SHAMBAUGH, J. C.; TAYLOR, A. M. The Trilemma in History: Tradeoffs Among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility. *The Review of Economics and Statistics*, v. 87, n. 3, p. 423–438, August 2005. [3](#)

REY, H. Dilemma not trilemma: the global cycle and monetary policy independence. *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole*, p. 1–2, 2013. [4](#), [6](#), [9](#), [85](#), [86](#)

ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, v. 94, n. 4, p. 1055–1084, September 2004. [5](#), [20](#), [25](#), [26](#), [27](#), [29](#), [30](#), [73](#), [74](#), [75](#)

SANTOS, C. H. M. dos et al. *Por que a Elasticidade-Câmbio das Importações é Baixa no Brasil? Evidências a partir das Desagregações das Importações por Categorias de Uso*. [S.l.], 2015. [11](#)

SILVEIRA, M. A. C. da. *Two-country New Keynesian DSGE Model: a Small Open Economy as a Limit Case*. [S.l.], 2015. [12](#)

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1–48, January 1980. [39](#)

SIMS, C. A. A Nine-Variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model. In: *Business Cycles, Indicators and Forecasting*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, Inc, 1993, (NBER Chapters). p. 179–212. [44](#)

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession. n. 18094, maio 2012. [47](#), [48](#), [49](#), [61](#)

SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, v. 50, n. 1, p. 155–183, February 2000. [11](#)