

POLÍTICA CAMBIAL NO BRASIL: ABORDAGEM GVAR (1980-2019)

LUCCAS ASSIS ATTÍLIO *

Resumo

Analisa-se choques cambiais positivos sobre a economia brasileira. Sete conclusões emergem da análise: i) desvalorizações cambiais são relacionadas com o decréscimo da produção; ii) a depreciação é acompanhada pelas quedas do crédito, do consumo privado e do investimento, e pela melhora das contas externas; iii) a autoridade monetária implementa uma política monetária contracionista após desvalorizações cambiais; iv) câmbio amortece choques domésticos e externos; v) mesmo com a adoção do RMI e a flexibilização do câmbio, a economia brasileira não está isenta de fortes oscilações após choques financeiros; vi) puzzle dos preços desaparece após o RMI; vii) modelo econométrico não conseguiu detectar aumento no repasse aos preços advindo de desvalorizações cambiais após a nova política de preços da Petrobras de 2016. Essas conclusões se mantêm mesmo quando diferentes recortes temporais são empregados.

Palavras-chave: taxa de câmbio; produto; crédito; taxa de juros; choques externos.

Abstract

This paper is aimed at analyzing positive exchange rate shocks in the Brazilian economy. Seven conclusions emerged from the analysis: i) exchange rate devaluations are related to the decrease in production; ii) the depreciation is accompanied by the decline in credit, private consumption, and investment, and by the improvement of external accounts; iii) the monetary authority implements a contractionary monetary policy after currency devaluations; iv) exchange rate dampens domestic and external shocks; v) even with the adoption of the Inflation Targeting Regime (ITR) and the flexibility of the exchange rate, the Brazilian economy is not exempt from strong fluctuations after financial shocks; vi) price puzzle disappears after ITR; vii) econometric model cannot detect an increase in the pass-through to prices arising from exchange devaluations after the new Petrobras price policy of 2016. These conclusions are maintained even when different time frames are used.

Keywords: exchange rate; product; credit; interest rate; external shocks.

JEL classification: E52, E32, F41, E37

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea195094>

* Professor de Economia da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP). E-mail: lucas.attilio@ufop.edu.br

1 Introdução

Há significativa quantidade de trabalhos com interesse dos efeitos da política monetária sobre o setor real e canais de transmissão desse choque (MISHKIN, 2001; MIRANDA-AGRIPPINO; RICCO, 2021). Observa-se igualmente interesse na resposta endógena da taxa de juros frente a choques e como esse comportamento afeta o ambiente macroeconômico (EICKMEIER; NG, 2015; BRUNNERMEIER *et al.*, 2021). O Brasil não foge desse quadro, com trabalhos analisando a política monetária, principalmente após a estabilização monetária acarretada pelo Plano Real e o seu subsequente reforço com a implementação do Regime de Metas de Inflação, RMI (SANTOS *et al.*, 2019). Há, entretanto, menor quantidade de trabalhos direcionados à análise de choques cambiais.

Este artigo é uma contribuição para a literatura que investiga a política cambial brasileira. O seu objetivo é avaliar o seu comportamento após choques positivos sobre a taxa de câmbio no período 1980Q1-2019Q4 com 33 países. Objetivos secundários são a comparação da sensibilidade da taxa cambial após choques domésticos e externos sobre a economia. Ademais, recortes temporais alternativos, considerando modificações estruturais, como o Plano Real e o RMI, serão investigados.

O método usado é o GVAR, um aglomerado de modelos VAR com a incorporação de variáveis estrangeiras, portanto, VARX, interligados pelo comércio bilateral entre as regiões da amostra. Como o GVAR permite a especificação de dinâmicas domésticas para cada região, ele viabiliza a existência de efeitos *spillover* e o tratamento de regiões como economias abertas integradas ao comércio internacional. Consequentemente, o GVAR se volta primordialmente para os canais de difusão de choques, colocando a identificação deles em segundo plano.

Os resultados mostram que i) desvalorizações cambiais não promovem o aumento da produção; ii) parte da ausência do efeito de i) decorre da política monetária contracionista, a qual contribui para a queda do crédito, do consumo privado e do investimento; iii) o choque cambial melhora as contas externas, mas não é suficiente para conter o decréscimo do PIB; iv) repasse da desvalorização cambial sobre os preços é modesto; v) mercado de crédito e a taxa de juros de curto prazo funcionam como canais de transmissão de choques cambiais; vi) economia brasileira sofre “*flight to quality*” após choques domésticos e/ou externos adversos.

Após a estabilização dos preços e o RMI, trabalhos de política monetária se propuseram a avaliar a eficácia desses mecanismos sobre o comportamento dos preços, da taxa de câmbio e do produto. Santos *et al.* (2019), analisando a economia brasileira entre 1995 a 2014, assinalam que apenas o RMI, *per si*, é insuficiente para garantir a eficácia da política monetária em estabilizar a economia. Há outros elementos relevantes, como a necessidade de o banco central seguir boas práticas que fundamentam sua estratégia e objetivo.

Carneiro e Wu (2004), Lima, Maka e Alves (2011) e Silva, Paes e Bezerra (2018) mostram que oscilações exógenas e endógenas da taxa de juros têm o potencial de causar flutuações sobre o setor real da economia. Lima, Maka e Alves (2011) realizam choques sobre a taxa de câmbio e retratam fortes oscilações dos preços e do produto. A taxa de câmbio se mostrou especialmente útil para absorver choques externos. Céspedes, Lima e Maka (2008), Vieira e Gonçalves (2008), Tomazzia e Meurer (2009), Costa Filho (2017) e Almeida e Divino (2019) evidenciam que a política monetária afeta diferentes seto-

res industriais, horas de trabalho, investimento, consumo, crédito, emprego, conta corrente e, como consubstanciação desses fatores, o produto. [Costa Filho \(2017\)](#) aponta que a política monetária acarreta a queda de 0,5 porcento do produto.

A realização de choques sobre o crédito e a sua influência sobre o preço e o produto foi estudado por [Fonseca e Pereira \(2012\)](#) entre 2003 e 2012. Uma das conclusões é a de que a taxa de juros Selic responde ao choque creditício, e essas oscilações, por sua vez, impactam o setor real da economia.

Relação de interesse dessa literatura é a reação da política monetária e da taxa de câmbio frente a choques externos. [Dias e Dias \(2013\)](#) mostram que choques dos EUA afetam o Brasil com o mercado cambial funcionando como canal de transmissão. [Teles e Mendonça \(2013\)](#) denotam que oscilações dos termos de troca e da liquidez externa guardam efeitos sobre a economia brasileira.

Das contribuições deste artigo, além de choques sobre a taxa de câmbio e a resposta da política monetária, ele avaliará o comportamento endógeno da taxa cambial após choques sobre o risco-país e o mercado de ações, dois tipos de choques pouco observados nessa literatura. Também choques monetários serão investigados com o objetivo de verificar a existência do *puzzle* dos preços. Adicionalmente, as flutuações de componentes da demanda são analisadas após choques cambiais, permitindo, dessa forma, avaliar o efeito do choque cambial tanto no setor financeiro quanto no setor real.

A maioria dos trabalhos dessa literatura utilizam curtos períodos temporais, com a exceção de [Dias e Dias \(2013\)](#), que usaram 1980 a 2009. O presente artigo alarga ainda mais esse período, alongando-o até o ano de 2019. Além disso, recortes temporais alternativos são usados, principalmente os de 1994-2019 e 1999-2019, sob o argumento do Plano Real e do RMI, respectivamente.

Outra limitação é o tratamento do Brasil como economia fechada. Os modelos VAR possibilitam restrições alternativas. Por exemplo em [Dias e Dias \(2013\)](#), apenas duas economias foram utilizadas no SVAR: EUA e Brasil. Nas palavras de [Carvalho e Rossi Júnior \(2009, p. 301\)](#): *“Future research should focus on the inclusion of series that capture the international scenario given the importance of those considerations for emerging economies such as Brazil”*. O GVAR supera essa limitação ao permitir amplo número de países. Neste artigo serão usados 33, com cada região modelada com sua própria dinâmica doméstica. E a interligação entre as regiões ocorre pelo comércio bilateral, incorporando, portanto, a integração comercial e econômica na análise.

Pela própria construção do GVAR, choques externos são implementados sobre os modelos VARX individuais. Um choque proveniente dos EUA afetará todo o sistema, com efeitos *feedback* sendo retratados pelas flutuações das variáveis estrangeiras sobre as variáveis domésticas (mais detalhes na seção 3). A modelagem doméstica explícita é um avanço em relação ao tratamento costumeiro dos modelos VAR, os quais criam variáveis internacionais para simular choques externos ([KIM, 2001](#)) e/ou empregam algumas variáveis representativas do ambiente externo ([DIAS; DIAS, 2013](#)). Dessa forma, choques externos poderão ser incorporados e avaliados pelo GVAR.

Finalmente, os resultados apresentados neste artigo qualificam parte da literatura nacional que associa desvalorizações cambiais com dinamismo produtivo ([ROSSI, 2015; ARAÚJO; PERES, 2018; FEIJÓ; NASSIF; ARAÚJO, 2020](#)). As funções impulso resposta, em variados recortes temporais e em diferentes configurações, mostraram sucessivas quedas do produto em decorrência a desva-

lORIZAÇÕES CÂMBIAIS. A estrutura do GVAR possibilitando a incorporação de componentes da demanda, da política monetária, e o comércio internacional, portanto, modelando um sistema de economia amplo e aberto, pode ajudar a compreender a qualificação dessa literatura com os resultados expostos.

O artigo está dividido em 5 seções além dessa introdução. A seção 2 expõe e discute eventos relevantes para o ambiente macroeconômico brasileiro entre 1980 e 2019, justificando os recortes temporais; a seção 3 descreve o modelo GVAR; a seção 4 apresenta os dados; a seção 5 realiza os exercícios econôméticos; a seção 6 finaliza com comentários conclusivos.

2 Contexto econômico e mudanças institucionais entre 1980 e 2019

Como a análise deste trabalho abarca o período de 1980 a 2019, esta seção contextualiza as principais alterações pelas quais a economia brasileira passou. Também auxiliará a explicitar os recortes temporais empregados. Um dos objetivos é datar as alterações estruturais.

Embora a década de 1980 tenha a alcunha de “década perdida”, pelo crescimento negativo da renda per capita, além dos desequilíbrios econômicos – alta inflação, balanço de pagamentos desajustado e contas públicas deficitárias (HERMANN, 2011) –, o período de dificuldades crônicas se estenderia no país até pelo menos o ano de 1994, quando o Plano Real teria êxito em gerar preços estáveis.

Alguns fatores concorreram para produzir o cenário econômico caótico dos anos de 1980 até 1994, como os choques sobre o preço do petróleo efetuados pela OPEP, a elevação da taxa de juros dos EUA e os sinais de que o modelo de crescimento adotado, normalmente conhecido como Modelo de Substituição de Importações (MSI), estava defasado e obsoleto. Com os preços crescentes, nos anos iniciais da década de 1980 o governo brasileiro implementou uma política monetária restritiva, com taxa de juros real positiva, e desvalorizações da taxa de câmbio nominal – entre elas a maxidesvalorização de 30% do ministro Delfim Netto (CASTRO, 2011a).

O país realizou seguidos planos econômicos para debelar a inflação, como o Plano Cruzado (1986), o Plano Bresser (1987), o Plano Verão (1989), o Plano Collor (1990) e o Plano Collor 2 (1991). Em comum, todos falharam por utilizar mecanismos de congelamento de preços, e/ou por terem negligenciado o componente advindo da demanda agregada que alimentava o aumento dos preços. O ambiente macroeconômico seria estabilizado com o Plano Real de 1994.

Dessa forma, muitos trabalhos empíricos de políticas monetária e cambial utilizam essa melhora institucional para realizarem os seus exercícios econôméticos, como Céspedes, Lima e Maka (2008), Carvalho e Rossi Júnior (2009), Carneiro e Wu (2004) e Santos *et al.* (2019). O argumento é o de que a hiperinflação dos anos de 1980 e 1990 contaminaria as estimativas, com potencial de produzir resultados pouco intuitivos. Em geral, esses trabalhos tomam como ponto inicial da amostra os anos de 1994 (CARNEIRO; WU, 2004), de 1995 (CARVALHO; ROSSI JÚNIOR, 2009; SANTOS *et al.*, 2019) ou o de 1996 (CÉSPEDES; LIMA; MAKÁ, 2008). Do nosso conhecimento, apenas Dias e Dias (2013) não tomaram essa precaução, e utilizaram o período de 1980 a 2019. Como será visto na seção de resultados, o presente artigo empregou diversos recortes tempo-

rais, incluindo todo o período amostral (1980-2019), quanto recortes em virtude de modificações estruturais e conjunturais da economia brasileira, como a pertinente ao Plano Real (nesse caso, o período foi de 1994 a 2019).

Para o interesse deste artigo, o Plano Real empregou elevadíssima taxa de juros real – dependendo do índice de inflação, a taxa de juros real teve uma média por volta de 20% entre os anos 1994 e 1998 (CASTRO, 2011b) – acompanhada por uma taxa de câmbio nominal sobrevalorizada, com paridade de 1:1 com o dólar. Esse plano se beneficiou do Plano Brady (1994), o qual permitiu maior ingresso de capitais para financiarem a economia.

Com a sucessão de crises em mercados emergentes, como a crise do México (1994), a crise asiática (1997), e a crise russa (1998), bem como o alastramento de seus efeitos sobre mercados emergentes, em parte devido à interpretação, por parte de investidores, de que outras economias em desenvolvimento apresentariam problemas semelhantes (KRUGMAN, 2009), o Brasil sofreu forte saída de capital, apesar da elevada taxa de juros real (GIAMBIAGI, 2011a). As reservas internacionais sofreram rápido decréscimo, culminando com a flexibilização e desvalorização da taxa de câmbio, sob o arcabouço do Regime de Metas de Inflação (RMI).

Essa alteração institucional caracterizou o último passo para a estabilização dos preços almejada com o Plano Real. Por meio do RMI, o banco central persegue determinada inflação, com bandas inferiores e superiores de tolerância, utilizando a política monetária, principalmente pela taxa de juros, para alterar a demanda agregada e, por conseguinte, tanto os preços quanto as expectativas inflacionárias. Consequentemente, a partir de 1999, o Brasil implementou, na esfera macroeconômica, o regime que ficou conhecido como tripé macroeconômico: superávit primário para ajustar as contas públicas, metas de inflação para estabilizar os preços e regime cambial flexível para absorver choques domésticos e externos (GOLDFAJN; MARTÍNEZ; VALDÉS, 2021).

Assim como o Plano Real, a implantação do RMI é utilizada como outro marco em trabalhos empíricos (TOMAZZIA; MEURER, 2009; VIEIRA; GONÇALVES, 2008; LIMA; MAKÀ; ALVES, 2011; SILVA; PAES; BEZERRA, 2018). A justificativa é a mesma da anterior: o RMI representou uma alteração estrutural na forma como o mercado cambial era tratado, além do reforço à estabilidade dos preços.

Vale notar, contudo, que a delimitação desses trabalhos parece se fundamentar muito mais no período inicial do que no período final, isto é, enquanto o início da análise é demarcado por conta da estabilidade dos preços, o final da investigação decorre pelos dados disponíveis. Tendo em mente a defasagem entre a escrita do estudo e a sua respectiva publicação, pode-se perceber essa observação, novamente recorrendo aos trabalhos citados anteriormente, em Vieira e Gonçalves (2008), com período de análise de 1999 a 2005, Tomazzia e Meurer (2009), com abrangência de 1999 a 2008, Lima, Maka e Alves (2011), entre 1999 e 2008, e Silva, Paes e Bezerra (2018), entre 2000 e 2013. Este trabalho também utilizará esse recorte, isto é, analisará o Brasil entre 1999 e 2019.

Uma crítica à utilização desse recorte é a de que a conjuntura de crises logo após o RMI, como a crise energética (2001), os atentados terroristas nos EUA, e a crise Argentina, repercutiram significativamente no Brasil, influenciando as flutuações tanto da taxa de juros quanto da taxa cambial. Adicionalmente, há de considerar as reformas que marcaram o governo de Fernando Henrique Cardoso (FHC), como a Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), a re-

forma parcial da previdência, e a renegociação das dívidas estaduais, as quais contribuíram para o ajuste fiscal no final de seu governo (GIAMBIAGI, 2011a). Finalmente, o comportamento das contas públicas é um dos fatores que pode ativar movimentos nas taxas de juros e de câmbio (BACHA, 2016; BLANCHARD, 2017; PASTORE, 2021).

Portanto, uma alternativa de estimativa seria iniciar a amostra em 2003, sem a influência desses choques e alterações estruturais. Fonseca e Pereira (2012) e Costa Filho (2017) adotam justamente o ano de 2003 em seus exercícios econometríticos. As diferenças ocorrem quanto ao final do período: o primeiro trabalhou analisa o país até o ano de 2012, enquanto o segundo o prolongou até o ano de 2014. Novamente, o limite superior da abrangência temporal parece se dever muito mais à limitação dos dados do que a um raciocínio a respeito da conjuntura da economia.

O governo de Lula, iniciado em 2003, manteve em linhas gerais o *kit* de política econômica fundamentado no tripé macroeconômico. A política monetária empregou taxas de juros reais elevadas, porém decadentes, para controlar o nível dos preços, os quais se mantiveram dentro das bandas pré-estabelecidas. O esforço em manter e consolidar a estabilização macroeconômica foi reforçado com a obtenção de superávits primários e a realização de uma reforma previdenciária com escopo no funcionalismo público (GIAMBIAGI, 2011b). O ambiente externo de liquidez e de *boom* no preço das *commodities* propiciou o acúmulo de reservas internacionais, com a subsequente apreciação da taxa de câmbio (BACHA, 2016) – novamente contribuindo para a estabilidade dos preços.

Ao contrário das crises em outras localidades que repercutiram fortemente no ambiente econômico brasileiro no passado, a crise financeira de 2008, com epicentro nos EUA, reduziu apenas de forma temporária o crescimento do produto. No ano de 2010 a economia voltou a apresentar expansão do PIB. Essa *performance* do país no campo econômico foi coroada com a obtenção do grau de investimento por agências de *rating*.

Entre 2011 e 2014, embora não com o mesmo destaque, pelo contrário, com a deterioração de alguns indicadores, notadamente a redução do crescimento da produção, pode-se perceber continuidades tanto no cenário econômico quanto na condução das políticas macroeconômicas (CONTRI, 2014). Segundo Contri (2014), o banco central continuou implementando política monetária restritiva com os aumentos dos preços. Entretanto, a partir de 2012-13 a trajetória declinante da taxa de juros Selic é interrompida, com elevações em conformidade com a aceleração dos preços.

Pelo lado fiscal, os superávits primários se reduzem, o que contribuiria para a crise fiscal que se formaria no binômio 2015-16. A taxa de câmbio continuou em nível apreciado, oscilando no intervalo de 2 a 2,50 reais por dólar. Essa taxa perceberia rápida desvalorização durante a forte crise econômica de 2015-16. Sobre essa crise, Resende e Terra (2020) argumentam que a operação Lava-Jato (2014), a piora das expectativas e a incompatibilidade nos incentivos econômicos fornecidos pelo governo auxiliariam a compreender a queda da economia.

Em 2016, Michel Temer assume a presidência e implementa o Teto Fiscal, medida voltada para ajustar as contas públicas. A política monetária restritiva consegue desacelerar a taxa de inflação, a qual flertaria com o valor de 2% em 2017. A taxa de câmbio sofre reversão em comparação com os anos anteriores, sofrendo forte desvalorização, em consonância com a atmosfera de incerteza

Tabela 1: Recortes temporais e número de observações

Períodos	Observações
1980-2019	160
1994-2019	101
1999-2019	82
2003-2014	48
2003-2019	68
2007-2019	52
2010-2019	40
2014-2019	24

Fonte: Elaboração própria.

econômica e o desdobramento de eventos políticos, como o *impeachment* de Dilma Rousseff (OREIRO; PAULA, 2022).

Dessa forma, um recorte temporal que será usado é o de 2003 a 2014. De forma similar a Fonseca e Pereira (2012) e Costa Filho (2017), este trabalho também utilizará o ano de 2003 como ponto inicial de análise, mas limitará a análise até 2014, quando a crise fiscal que se aventava não se desenvolveu em sua totalidade – além de que há semelhanças no cenário econômico durante esses anos.

A Tabela 1 retrata todos os recortes temporais que serão usados durante a análise econométrica. Os dados se estendem desde o primeiro trimestre de 1980 ao quarto trimestre de 2019, totalizando em 160 observações. Conforme limita-se a abrangência temporal, as observações decrescem em conformidade. O recorte relativo ao Plano Real (1994-2019) possui 101 observações, seguido pelo recorte do RMI (1999-2019), com 82 observações. Como explicitado anteriormente, o período 2003-2014 é usado sob o intuito de eliminar as diversas crises durante o governo de FHC que afetaram significativamente as conduções das políticas monetária e cambial e a taxa de inflação. Ele termina em 2014 para não incorporar a conjuntura de crise no binômio 2015 e 2016. Entretanto, enquanto se ganha em delimitar um período específico, há o custo de perda de observações, o que pode comprometer a precisão das estimativas. Esse recorte possui apenas 48 observações.

O recorte 2003-2019 é usado sob o argumento de que incorpora o momento no qual a economia brasileira estava consolidada com o tripé macroeconômico e as reformas estruturais de FHC. Em comparação ao período 2003-2014, ele tem a vantagem de possuir maior número de observações (68), mas perde ao incorporar os anos de crise 2015-2016. O período 2007-2019 foi aplicado para eliminar a alteração na condução da política fiscal do primeiro governo de Lula, quando ocorreu a troca de ministro da fazenda, de Antônio Palocci para Guido Mantega (BONELLI; VELOSO, 2016). A análise de 2010 a 2019 marca o início da deterioração das contas fiscais, as quais causariam fortes oscilações sobre os preços, o câmbio e a taxa de juros. A dificuldade de trabalhar com esse período é o baixo número de observações (40). O último recorte se propõe a capturar o efeito da política de preços da Petrobras desde 2016. Como o GVAR é incapaz de apresentar estabilidade com apenas 16 observações (2016 a 2019), regrediram-se dois anos para que fosse possível produzir estimativas (2014-2019), ainda que sob o alerta da baixa confiabilidade

e incerteza das estimativas. Outras três estratégias relacionadas a essa questão são i) a introdução de uma *dummy* relativa a esse período, ii) a comparação de dois modelos, um entre 1999Q3 e 2016Q3 (antes da política de preços da Petrobras), e outro entre 1999Q3 e 2019Q4, e iii) a utilização de uma série com o preço internacional do petróleo e a implementação de choques sobre ela (mais detalhes na subseção 5.6).

A utilização de diversos recortes temporais permite verificar como se comportam as variáveis em decorrência a choques cambiais com variações da estrutura econômica e institucional do Brasil. Como será apresentado na seção de resultados, independentemente desses recortes, os resultados se mantiveram praticamente os mesmos, com alterações apenas em relação ao repasse de desvalorização cambial para os preços, notadamente desde o Plano Real e o RMI. A manutenção dos resultados a despeito de diferentes recortes temporais é interpretada como evidência de um modelo bem ajustado.

3 Metodologia

Esta seção apresenta o modelo GVAR, em cujo desenvolvimento ficará patente a construção de dinâmicas domésticas para cada região da amostra. Dessa forma, uma das virtudes do GVAR decorre da caracterização do ambiente mundial pela interação de todas as regiões entre si, e não somente, como ocorre nos demais modelos do tipo VAR, a incorporação de algumas variáveis-chaves de economias relevantes, notadamente os EUA, para adicionar o ambiente externo na análise. A própria construção do GVAR supera a limitação de tratar economias domésticas como entidades isoladas, isto é, economias fechadas. O sistema GVAR utiliza o comércio bilateral como ponte de ligação entre as regiões. A apresentação do GVAR e esses traços elencados se basearão principalmente em [Mauro e Smith \(2013\)](#).

Inicialmente, tem-se a equação (1), retratando um VARX (2,2), com variáveis domésticas e estrangeiras da região i no tempo t . O vetor x_{it} possui as variáveis domésticas, de ordem $k_i \times 1$, enquanto o vetor x_{it}^* elenca as variáveis estrangeiras, sendo de ordem $k_i^* \times 1$. Os termos a_{i0} e $a_{i1}t$ representam, respectivamente, a constante em relação à região de referência, os EUA, e a tendência. O último termo da equação (1) é o erro idiosincrático, u_{it} . O modelo possui $N+1$ regiões, com a região 0, conforme mencionado, sendo a região de referência.

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \phi_{i1}x_{i,t-1} + \phi_{i2}x_{i,t-2} + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i2}x_{i,t-2}^* + u_{it} \quad (1)$$

As variáveis estrangeiras representam *proxies* do ambiente internacional, a exposição da região i em relação às demais regiões. Para a construção dessas variáveis, utiliza-se o termo w_{ij} . Essa matriz, em geral, é especificada pelo comércio bilateral entre regiões, funcionando como ligação entre todas as regiões da amostra. A equação (2) mostra a forma como ela se insere no modelo:

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}x_{jt} \quad (2)$$

A equação (2) evidencia que a construção das variáveis estrangeiras passa pela multiplicação da participação do comércio bilateral entre as regiões i e j pelas variáveis domésticas da região j . Dessa forma, quanto maior

o comércio bilateral entre regiões, ou seja, quanto maior a integração comercial entre essas localidades, maior a exposição para oscilações domésticas e/ou choques com o parceiro comercial. Consequentemente, a equação (2) ilustra o fato de que o GVAR, por definição, é um modelo de economia aberta.

O próximo passo é criar o vetor $z_{it} = (x'_{it}, x'^*_{it})'$, o qual incorpora as variáveis domésticas e estrangeiras. Esse vetor possibilita reescrever a equação (1):

$$A_{i0}z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + A_{i1}z_{i,t-1} + A_{i2}z_{i,t-2} + u_{it} \quad (3)$$

onde:

$$A_{i0} = (I_{ki}, -\Lambda_{i0}), A_{i1} = (\phi_{i1}, \Lambda_{i1}), A_{i2} = (\phi_{i2}, \Lambda_{i2})$$

Agora utiliza-se a matriz de ligação, W_i , composta pelos elementos de w_{ij} , além de alguns elementos zero em suas linhas e colunas, para criar a identidade abaixo:

$$z_{it} = W_i x_t \quad (4)$$

Nessa identidade, x_t é um vetor composto por todas as variáveis domésticas do modelo, isto é, $x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, x'_{2t}, \dots, x'_{Nt})'$, de ordem $k \times 1$. Substituindo (4) em (3):

$$A_{i0}W_i x_t = a_{i0} + a_{i1}t + A_{i1}W_i x_{t-1} + A_{i2}W_i x_{t-2} + u_{it} \quad (5)$$

Empilhando essas equações:

$$G_0 x_t = a_0 + a_1 t + G_1 x_{t-1} + G_2 x_{t-2} + u_t \quad (6)$$

onde:

$$G_0 = \begin{pmatrix} A_{00} W_0 \\ A_{10} W_1 \\ A_{20} W_2 \\ \dots \\ A_{N0} W_N \end{pmatrix}, G_1 = \begin{pmatrix} A_{01} W_0 \\ A_{11} W_1 \\ A_{21} W_2 \\ \dots \\ A_{N1} W_N \end{pmatrix}, G_2 = \begin{pmatrix} A_{02} W_0 \\ A_{12} W_1 \\ A_{22} W_2 \\ \dots \\ A_{N2} W_N \end{pmatrix},$$

$$a_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ a_{20} \\ \dots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, a_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ a_{21} \\ \dots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, u_t = \begin{pmatrix} u_{0t} \\ u_{1t} \\ u_{2t} \\ \dots \\ u_{Nt} \end{pmatrix}$$

Considerando a matriz G_0 não singular, ela pode ser multiplicada por sua inversa, de forma a isolar x_t e dar origem ao GVAR:

$$x_t = b_0 + b_1 t + F_1 x_{t-1} + F_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde:

$$F_1 = G_0^{-1} G_1, F_2 = G_0^{-1} G_2, b_0 = G_0^{-1} a_0, b_1 = G_0^{-1} a_1, \varepsilon_t = G_0^{-1} u_t$$

Caso as variáveis não sejam estacionárias em nível, pode-se utilizar a forma do GVAR na correção dos erros:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [z_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it} \quad (8)$$

Outra possibilidade do GVAR é incorporar variáveis globais; essas variáveis não dependem exclusivamente de uma única economia, como o preço de

commodities, gasto mundial com P&D e PIB mundial. A equação (9) retrata essa opção, com o vetor d_t representando as variáveis globais:

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \phi_{i1}x_{i,t-1} + \phi_{i2}x_{i,t-2} + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \Lambda_{i2}x_{i,t-2}^* + \Phi_{i0}d_t + \Phi_{i1}d_{t-1} + \Phi_{i2}d_{t-2} + u_{it} \quad (9)$$

Dessa forma, pode-se proceder à análise do modelo com mecanismos parecidos com os utilizados nos modelos VAR, como função impulso resposta e decomposição da variância. No caso da primeira, no arcabouço do GVAR ela é denominada função impulso resposta generalizada (FIRG).

4 Dados

Como a primeira parte da análise contempla o período de 1980Q1 a 2019Q4, recorreu-se à base de dados de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#) para obter o produto real, a taxa de juros de curto prazo, o nível dos preços (inflação) e a taxa de câmbio real (moeda doméstica/dólar). O crédito fornecido pelo setor privado em proporção com o produto foi obtido pelo BIS. Todas essas variáveis são trimestrais.

Algumas economias não possuíam dados do crédito do BIS, então utilizou-se o crédito privado/PIB do Banco Mundial para compensar essas omissões. Como esses dados são anuais, usou-se o método de alteração de frequência *Denton*, transformando a frequência de anual para trimestral.

As variáveis elencadas acima serão usadas no modelo que focaliza o setor financeiro. Quando a análise se volta para o setor real, incorporam-se o consumo privado real, o investimento real total e o saldo da conta corrente/PIB, todas retiradas do Banco Mundial, com o subsequente tratamento de alteração de frequência.

Por causa da hiperinflação do Brasil nas décadas de 1980 e 1990, um corte temporal usado é o da implementação do Plano Real de 1994. Logo, a segunda parte da análise ocorre em 1994Q4-2019Q4. Outro evento importante foi o estabelecimento do Regime de Metas de Inflação e a flexibilização da taxa de câmbio em 1999. Dessa forma, o terceiro corte temporal é concorrente ao período 1999Q3-2019Q4.

Nesse caso, as variáveis retiradas de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#) continuam sendo usadas com o acréscimo do mercado de ações, também dessa base. O Brasil não possui esse dado por meio dessa base, mas o IPEA disponibiliza a variação mensal do índice Bovespa. Deflacionou-se essa série com o IPCA, também obtido pelo IPEA, e normalizou-se o seu valor para evitar números negativos, dado que todas as variáveis do modelo são colocadas em log. A propósito, a normalização também foi usada na variável conta corrente/PIB, com a mesma justificativa de evitar valores negativos e inviabilizar o log.

No caso brasileiro, o consumo privado e o investimento em periodicidade trimestral podem ser obtidos a partir do ano de 1996 pelo IBGE. Portanto, somente quando a análise se volta para os períodos posteriores a esse ano é que se pode utilizar esses dados. Procedeu-se dessa forma, com essas séries em índice deflacionadas e dessazonalizadas. No caso da conta corrente/PIB, o banco central possui essa série mensal. Utilizou-se a média de 3 meses para transformá-la para trimestral. Por fim, no período 1980-2019 o Brasil não possuía dados do crédito no BIS, então foi usado o Banco Mundial como

fonte. Todavia, assim como ocorreu com o consumo, o investimento e a conta corrente, a partir de 1999 o BIS tem o dado trimestral de crédito brasileiro. Então trocou-se a série do Banco Mundial pela do BIS. Apesar dessas alterações, os resultados praticamente não se alteraram, como poderá ser visto ao longo do artigo.

Das variáveis globais, utiliza-se o risco-país do IPEA. O risco-país mensura a avaliação do mercado financeiro internacional a respeito do risco de se investir no Brasil, ou risco de *default*. Como os dados são diários, médias trimestrais adequaram essa série para a periodicidade da amostra.

De acordo com a apresentação do GVAR na seção anterior, as variáveis são distribuídas da seguinte forma:

$$\begin{aligned} x_{it} &= (\text{produto}_{it}, \text{juros}_{it}, \text{inflação}_{it}, \text{câmbio}_{it}, \text{crédito}_{it}) \\ x_{it}^* &= (\text{produto}_{it}^*, \text{juros}_{it}^*, \text{inflação}_{it}^*, \text{câmbio}_{it}^*, \text{crédito}_{it}^*) \end{aligned} \quad (10)$$

O produto, a taxa de juros, a inflação, a taxa de câmbio e o crédito são representadas por, respectivamente, produto_{it} , juros_{it} , inflação_{it} , câmbio_{it} , crédito_{it} . Essas são as variáveis domésticas. As variáveis estrangeiras estão no vetor x_{it}^* , criadas por meio do termo de comércio bilateral, w_{ij} . Os vetores x_{it} e x_{it}^* são a forma básica do GVAR que será usada. Especificações adicionais serão testadas e informadas durante a seção 4.

Pela particularidade da taxa de câmbio, a qual é definida em termos do dólar, essa variável não entra como variável doméstica para os EUA (entrando como doméstica nas demais regiões). Por outro lado, a taxa de câmbio entra como variável estrangeira somente para os EUA (não entrando como variável estrangeira em nenhuma outra região). Outra exceção é a utilização de apenas duas variáveis estrangeiras para os EUA: além da taxa de câmbio, o produto. Essa é uma recomendação nos modelos GVAR, uma vez que os EUA são uma economia de relevância mundial, com potencial de prejudicar a estabilidade do modelo (PESARAN; SCHUERMANN; WEINER, 2004; DEES *et al.*, 2007).

As variáveis estrangeiras, além de representarem *proxies* do ambiente internacional, auxiliam na estabilidade do modelo uma vez que não sofrem influência de longo prazo advinda das variáveis domésticas. Em outras palavras, é como se cada região fosse tratada como pequena economia aberta, se ajustando ao ambiente externo sem, todavia, poder modificá-lo. Essa hipótese é muito forte para os EUA. Para ajustá-la nessa circunstância, trabalhos que usam o GVAR são parcimoniosos ao escolher as variáveis estrangeiras que entram nessa economia.

Segundo Dees *et al.* (2007), a Zona do Euro é criada pela agregação de 8 economias (Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Holanda e Espanha) com base no PIB real em PPC entre os anos 2014-2016. Além dessa região, outras duas foram criadas, a América Latina (Argentina, Chile, México e Peru), e a Ásia (Coreia, Índia, Indonésia, Malásia, Filipinas, Cingapura, Taiwan e Turquia). China e Japão não foram incorporados na Ásia por possuírem elevado peso relativo à amostra, o que poderia prejudicar a estabilidade do modelo. Outra finalidade para a criação dessas regiões é a redução do número absoluto de regiões no GVAR, estratégia que facilita a estabilidade das estimativas. Os demais países são tratados como regiões individuais.

A matriz de ponderação, w_{ij} , é representada pelo comércio bilateral das regiões entre os anos 2014-2016, com dados de Mohaddes e Raissi (2020).

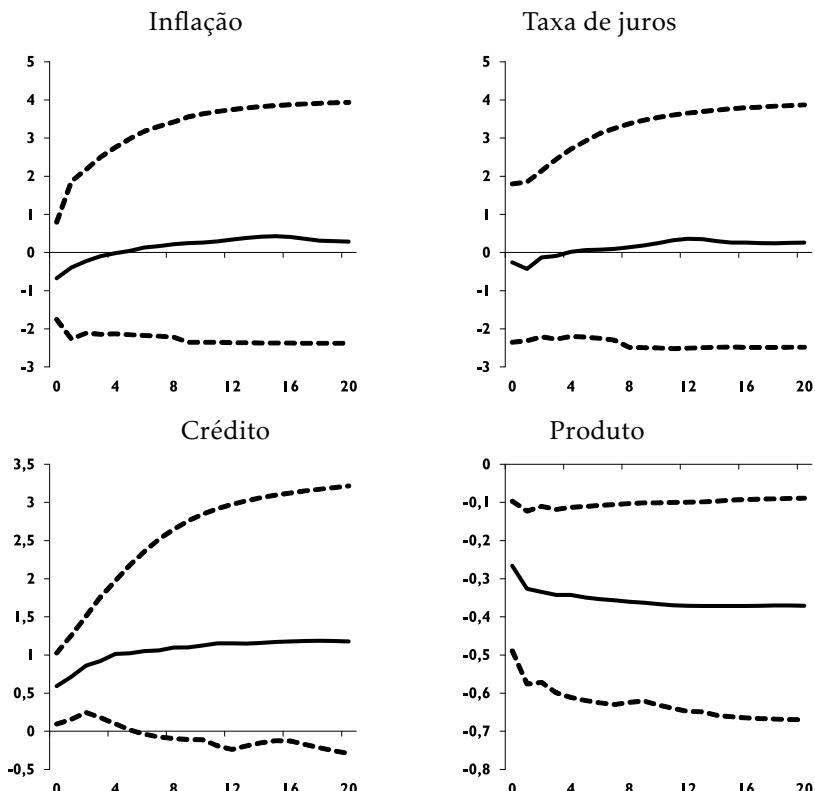
A base contempla 33 economias, com o maior período sendo de 1980Q1 a 2019Q4, e todos os dados estão em log.

5 Resultados

5.1 Choque cambial (1980-2019)

A Figura 1 apresenta o modelo com as variáveis produto real, taxa de inflação, taxa de juros real de curto prazo, crédito privado/PIB e taxa de câmbio real. O choque positivo é de um desvio-padrão sobre a taxa de câmbio. As linhas tracejadas são os intervalos de confiança de 90% de *bootstrap*. Todas as estimativas foram padronizadas para retratarem valores percentuais.

Figura 1: FIRG choque cambial positivo (1980-2019)



A desvalorização cambial promove os aumentos dos preços e dos juros, todavia, as estimativas não foram significativas. O crédito tem uma expansão pouco intuitiva após o choque cambial, mas após o primeiro ano sua resposta se torna não significativa. O PIB, por outro lado, foi significativo em todo o período, com queda acumulada de 0,3%.

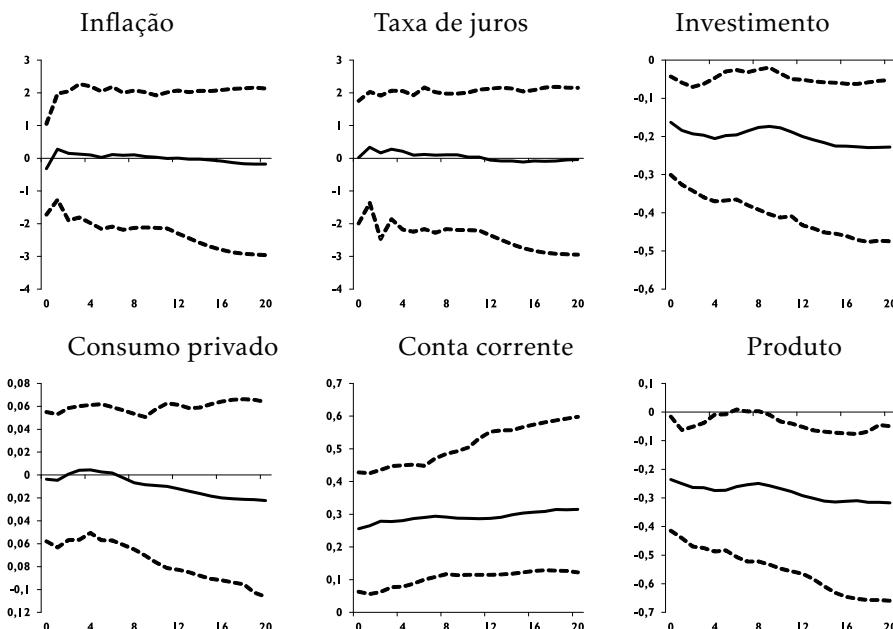
As estimativas sugerem que o choque cambial não foi capaz de estimular o produto, resultado que será reforçado ao longo de todo o artigo. Uma hipótese para explicar essa relação é a de que o setor exportador não representa parcela relevante do produto, portanto, oscilações em seu desempenho, mesmo que

conducentes com o aumento da produção, possuem efeitos limitados. Essa possibilidade é explorada na Figura 2.

A Figura 2 auxilia a compreender a dinâmica do choque cambial, e os seus efeitos sobre componentes da demanda agregada. O modelo é composto pelo produto, taxa de inflação, taxa de juros, taxa de câmbio, consumo privado, investimento e saldo da conta corrente/PIB. O choque cambial novamente não produz estimativas significativas para as taxas de inflação e de juros – como discutido na seção 2, o cenário entre 1980 e 1993, marcado por forte desequilíbrio macroeconômico, pode ter prejudicado essas estimativas.

Os componentes da demanda agregada reagem ao choque. O investimento se reduz em 0,2%, o consumo privado não é significativo e o saldo da conta corrente se eleva em 0,3%. O setor externo se beneficia pela queda das importações e pelo barateamento relativo das mercadorias domésticas, culminando em saldos positivos. Todavia, reforçando a hipótese de que o setor exportador não possui papel decisivo para explicar o produto, este se retrai em 0,3% ao longo do tempo, valor similar ao obtido na Figura 1. Dessa forma, a hipótese de que o setor externo não consegue puxar o crescimento do PIB após o choque cambial é reforçada. Entretanto, a queda do investimento carece de uma explicação, o que auxiliará a compreender o decréscimo acumulado do produto.

Figura 2: FIRG choque cambial positivo (1980-2019)



Conciliando os resultados das Figuras 1 e 2, vê-se que o choque cambial afeta o produto pelos componentes do investimento e das contas externas. As variáveis financeiras falharam em apresentar valores significativos, o que será corrigido ao reduzir o escopo temporal da amostra, eliminando o possível efeito de *outliers* sobre os resultados, como a hiperinflação dos anos 1980 e 1990.

Essa subseção analisou o período 1980-2019. As próximas subseções in-

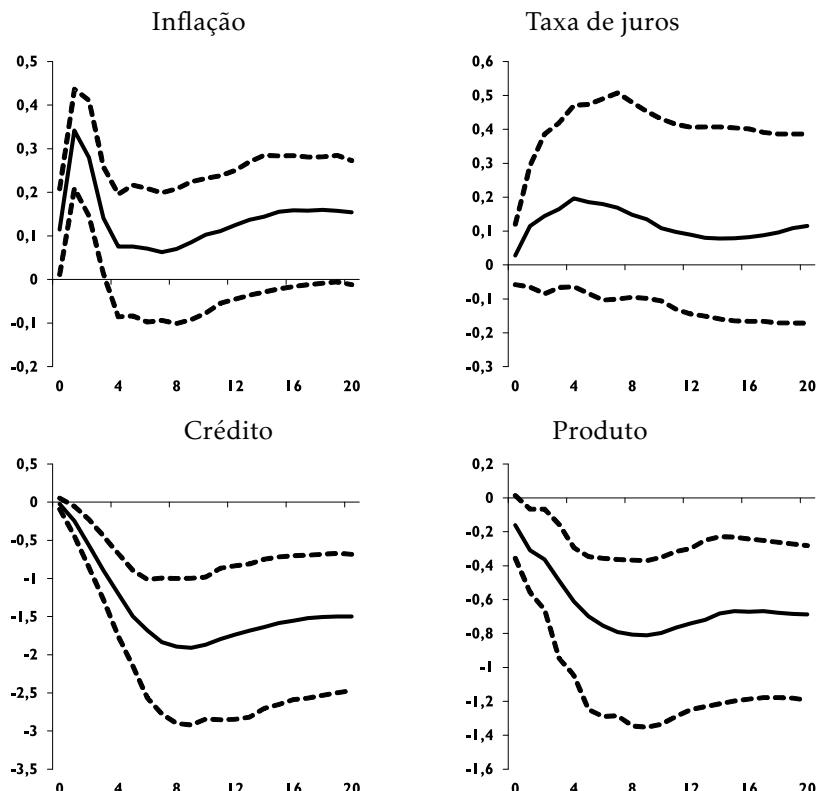
vestigarão períodos temporais distintos, com o ponto de referência sendo a estabilização dos preços promovida pelo Plano Real (1994) e a implementação do regime de metas de inflação em 1999. A utilização de diferentes recortes temporais permite contrastar as respostas de variáveis-chave e observar se alterações estruturais e institucionais influenciaram suas trajetórias.

5.2 Choque cambial (1994/1999-2019)

A Figura 3 replica a mesma configuração empregada na Figura 1, com a diferença do período da análise, agora sendo 1994Q4-2019Q4. Antes do Plano Real, o país conviveu em um cenário econômico conturbado, com crise no balanço de pagamentos e hiperinflação. Esse plano conseguiu extirpar o descontrole dos preços, gerando maior estabilidade macroeconômica. Essa estabilidade foi reforçada no ano de 1999 quando o RMI foi incorporado ao arcabouço do banco central, juntamente com a flexibilização da taxa de câmbio.

O período 1994-2019 é analisado na Figura 3 com um choque cambial positivo. A taxa de inflação se eleva em aproximadamente 0,35% nos períodos iniciais, mas se torna não significativa após o quarto trimestre. A taxa de juros, como retratado nas figuras anteriores, continuou mostrando valores não significativos.

Figura 3: FIRG choque cambial positivo (1994-2019)



O ganho de informação com a redução do período ocorreu em relação ao crédito. Ao contrário das figuras anteriores, o crédito foi significativo em todo

o período, com uma queda acumulada de 1,5%. A trajetória depressiva do crédito repercutiu sobre o produto, com uma redução de 0,6%, valor superior ao visto nas Figuras 1 e 2. Esse é um resultado que pode ser estendido pelo restante do trabalho: o efeito do câmbio sobre a produção se torna um pouco mais forte após o ano de 1994 em comparação com o período inicial utilizado.

A sensibilidade do produto em relação à taxa de câmbio recebeu a atenção de Rey (2016). O trabalho de Rey (2016) concluiu que mesmo regimes cambiais flexíveis não blindam países de sofrerem oscilações no produto. A subseção 5.5 focará em testar essa afirmação ao realizar choques externos, e reforçará o argumento de Rey (2016), de que o arcabouço de um regime cambial flexivo não elimina a transmissão de choques sobre o produto.

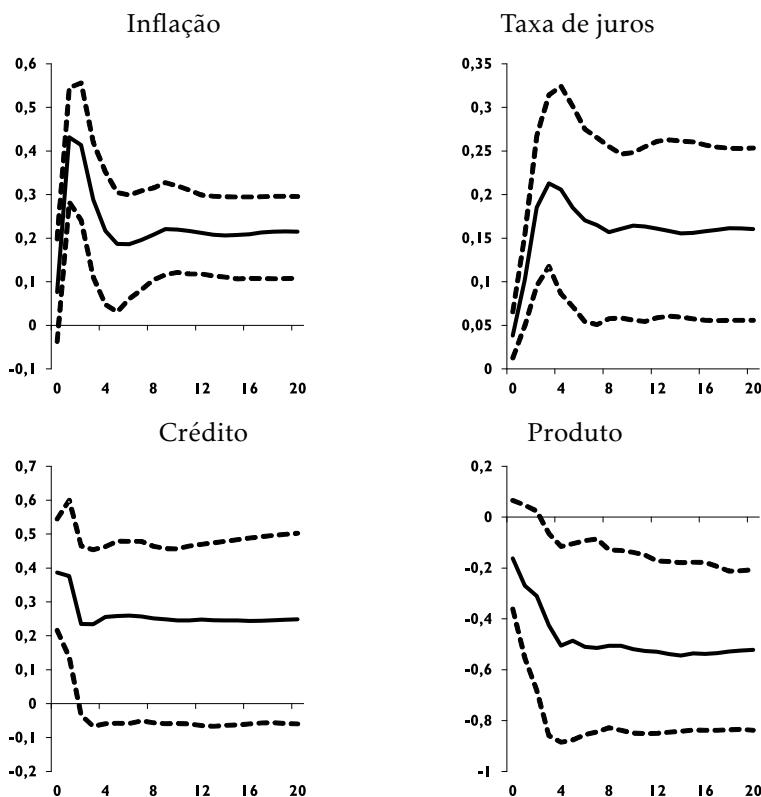
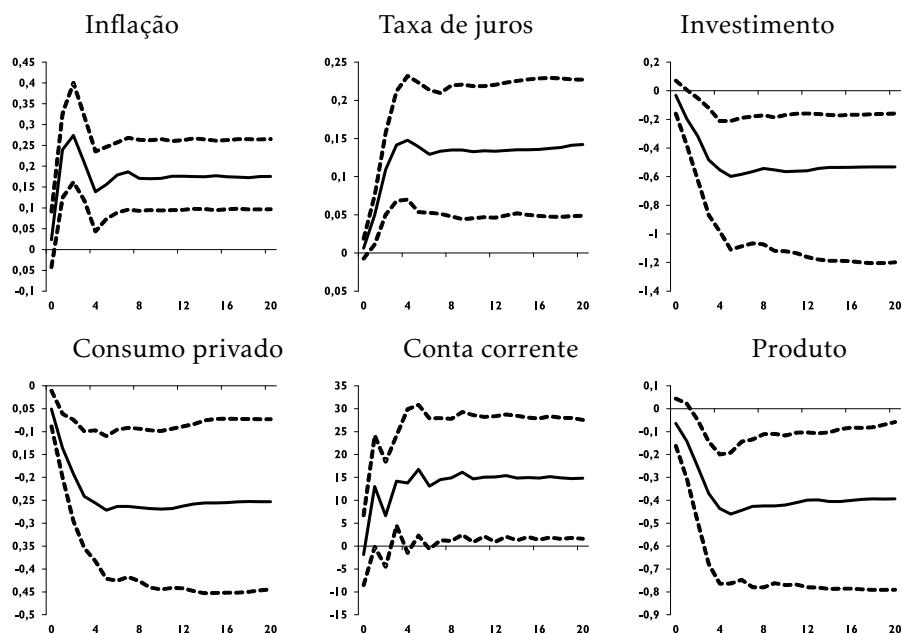
Brunnermeier *et al.* (2021) realizam um choque positivo sobre o crédito nos EUA e verificam comportamento semelhante da autoridade monetária. Mostram que a reação endógena do banco central retira o efeito positivo que o crédito teria sobre o produto, gerando, pelo contrário, uma contração na produção. A preocupação do banco central em estabilizar os preços reduz o potencial da política creditícia. No presente trabalho, embora as reações da política monetária brasileira tenham sido positivas, em nenhum momento foi observado valores significativos.

Antes de avançar a análise, vale mencionar que para o período de 1999-2019 foi possível utilizar o crédito privado/PIB trimestral do BIS para o Brasil, uma vez que para períodos passados os dados estavam indisponíveis. Dessa forma, troca-se o crédito privado obtido pelo Banco Mundial pelo do BIS unicamente para o caso brasileiro. As estimativas do período 1999Q3-2019Q4 são apresentadas na Figura 4. Finalmente as reações da taxa de inflação e da resposta do banco central foram significativas. Os preços avançam em 0,4% nos períodos iniciais, perdem força, mas terminam com um avanço de 0,2%. A autoridade monetária se mostrou vigilante e reagiu rapidamente ao choque, com elevação de 0,2% da taxa de juros. O crédito, por outro lado, teve resposta não significativa. Como tem sido o padrão das figuras, o produto decresce após o choque cambial. Sua queda foi de 0,5%, cifra muito próxima à da Figura 3.

O encurtamento da análise também permite replicar as estimativas da Figura 2, a qual explorava o comportamento dos componentes da demanda em virtude do choque cambial positivo. O mesmo é realizado na Figura 5, com as diferenças do período temporal e das variáveis do Brasil, agora coletadas do IBGE e do Banco Central do Brasil, abandonando o Banco Mundial como fonte.

Comparativamente à Figura 2, agora todas as reações são significativas ao longo do tempo. O choque cambial produz um repasse sobre os preços de aproximadamente 0,2%, fazendo com que a autoridade monetária reaja rapidamente com a elevação da taxa de juros em 0,15%. Esse é um comportamento que é retratado ao longo de todo o artigo após a redução do período temporal: o banco central é vigilante em relação à taxa de inflação, com respostas rápidas em virtude de subidas nos preços.

Dos componentes da demanda, o investimento e a conta corrente apresentaram comportamentos semelhantes aos da Figura 2. Enquanto o investimento decresceu em 0,6%, o saldo corrente/PIB teve fortíssima elevação de 15%. Além desses componentes, o consumo privado se reduziu em 0,25%. Essa queda pode ser entendida pelo encarecimento relativo dos bens e serviços ofertados na economia brasileira advindo da desvalorização da moeda

Figura 4: FIRG choque cambial positivo (1999-2019)**Figura 5:** FIRG choque cambial positivo (1999-2019)

nacional. O investimento, por sua vez, pode ser visto pela ação conjugada do aumento da taxa de juros e pela queda do crédito (Figura 3).

Os resultados dessa subseção permitem prosseguir com a construção da hipótese da relação do choque cambial positivo com a queda do produto. O choque cambial ativa o aumento dos preços, fazendo com que o banco central reaja com uma política monetária contracionista (Figuras 4 e 5). Esta, por sua vez, contribui para reduzir tanto o crédito (Figura 3), pelo lado do setor financeiro, quanto o consumo privado e o investimento, pelo lado do setor real (Figura 5). A redução do crédito pode ter empurrado ainda mais o investimento e o consumo para baixo (Figuras 2 e 5), com efeitos negativos sobre o produto (Figuras 1, 2, 3, 4 e 5). Mesmo a reação positiva do setor externo não foi suficiente para conter a queda do PIB (Figuras 2 e 5).

A próxima subseção aprofunda a análise do comportamento endógeno da política monetária ao inserir variáveis relevantes para o setor financeiro, como o mercado de ações e o risco-país, além de verificar o comportamento do câmbio em decorrência a choques domésticos.

5.3 Modelo com risco-país e mercado de ações

Essa subseção se concentrará no período 1994-2019, dado que não foi observado alteração significativa dos resultados entre esse período e o da implementação do RMI. Adicionalmente, há o ganho de mais observações no modelo, facilitando a sua estabilização.

Duas variáveis são incorporadas no modelo base para enriquecer a análise. A primeira é a variação do índice de ações do mercado brasileiro, o Índice Bovespa, obtido pelo IPEA. Para as demais regiões, a variável mercado de ações foi obtida pela base de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#). Essa base não possui esse dado para o Brasil, por isso recorreu-se ao IPEA.

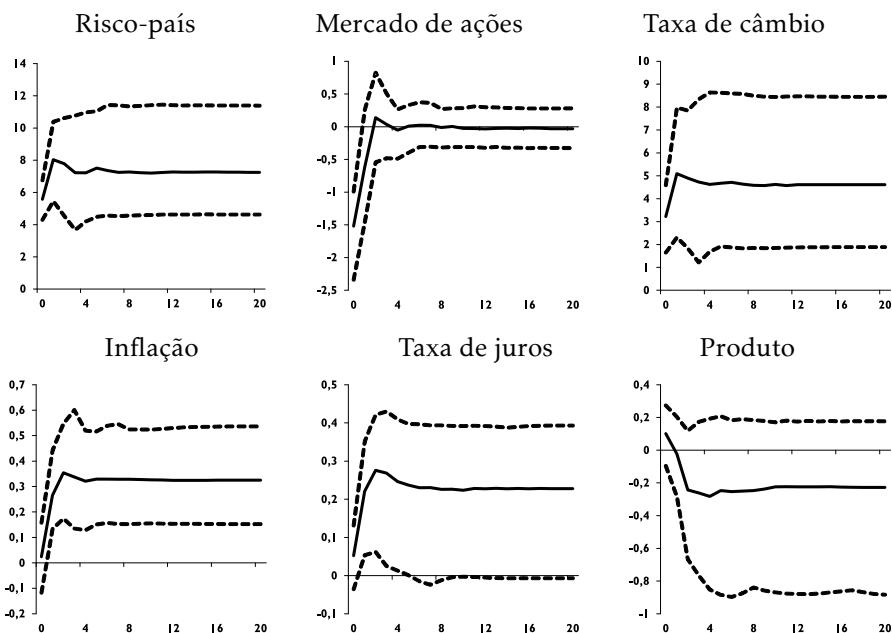
A segunda variável a ser incorporada é o risco-país, medida que elucida a percepção de risco de *default* da economia brasileira pelo mercado financeiro. Novamente recorreu-se ao IPEA.

A variável mercado de ações entra como variável doméstica¹ em todas as regiões, ao passo que o risco-país, por ser concernente unicamente ao Brasil, entra como variável global no modelo. Nesse caso, o GVAR permite duas opções. A primeira é tratar essa variável como estrangeira para todas as regiões. A segunda opção é incorporá-la como doméstica unicamente em uma região, e colocá-la como estrangeira nas demais localidades. Optou-se pela segunda alternativa, por ser, como afirmado anteriormente, uma variável que traduz o risco percebido pela economia brasileira em relação ao mercado financeiro mundial. Portanto, o risco-país entra como variável doméstica unicamente para o Brasil, e como variável estrangeira para o restante da amostra.

O choque positivo sobre o risco-país representa o aumento da aversão do mercado financeiro em relação aos ativos financeiros do Brasil, sendo um evento exógeno, portanto, independente da conduta doméstica – pelo menos no início do choque. A Figura 6 realiza essa simulação.

O choque representa uma elevação de 7,5% sobre o risco-país, o qual promove a perda de valor de ativos financeiros domésticos, com o mercado de ações sofrendo uma queda inicial de 1,5%, a qual posteriormente perde significância estatística. A taxa de câmbio sofre uma forte desvalorização de 5%,

¹ E entra como variável estrangeira em todas as regiões, exceto para os EUA, pelos argumentos expostos na descrição dos dados, seção 4.

Figura 6: FIRG choque positivo sobre o risco-país (1994-2019)

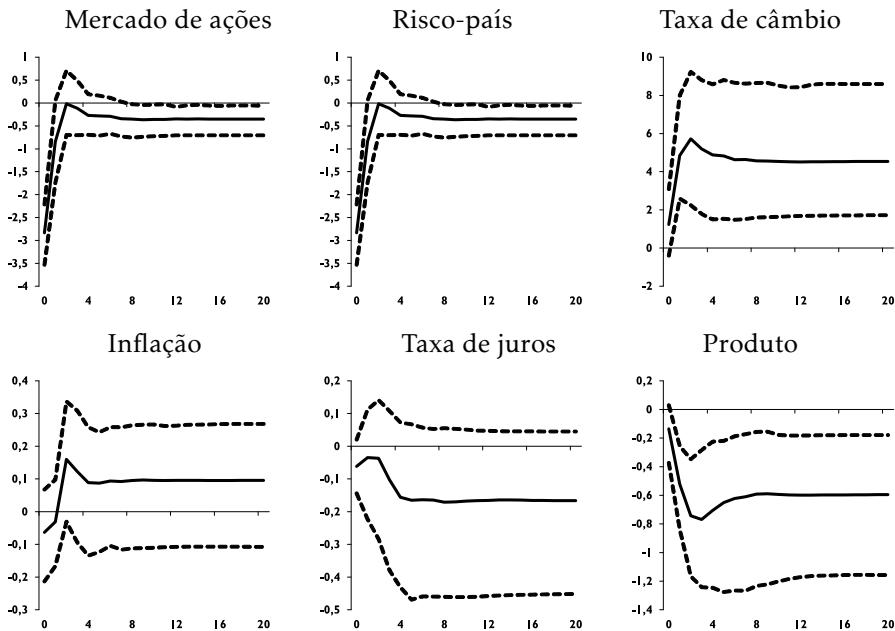
se estabilizando por volta desse valor. O choque sobre o risco-país ativa o processo denominado *“flight to quality”* (EICKMEIER; NG, 2015). Em momentos de incerteza, capitais financeiros buscam ativos de segurança, como o dólar, gerando a desvalorização de moedas domésticas, principalmente de mercados emergentes (BOWMAN; LONDONO; SAPRIZA, 2015). A súbita desvalorização cambial promove o aumento dos preços, juntamente com a subsequente reação da autoridade monetária elevando a taxa de juros.

Poder-se-ia esperar que a queda do mercado de ações, a fuga de capitais, a desvalorização de ativos financeiros e o aumento da taxa de juros transmitissem o choque do risco-país em redução do produto, todavia, sua resposta falha em ser significativa, embora tenha sido negativa.

A Figura 7 promove um choque negativo sobre o mercado de ações brasileiro, representando uma queda de 3% do seu valor. Tanto o risco-país quanto a taxa de câmbio têm respostas muito próximas às da Figura 5, com elevações de 5%. Essas estimativas sugerem que a taxa de câmbio brasileira amortece (ou absorve) choques domésticos, conclusão parecida com a de Lima, Maka e Alves (2011).

Ao contrário da Figura 6, as taxas de inflação e de juros não foram significativas. Entretanto, teve-se o ganho com o produto, com queda de 0,6%, sendo significativo em toda a sua trajetória. De acordo com a dinâmica exibida pela Figura 7, o choque negativo no mercado de ações se transmite principalmente pelo mercado cambial, com repercussões negativas sobre o produto.

Os resultados mostraram que a taxa de câmbio é sensível à choques financeiros, promovendo a saída de capitais e a desvalorização de ativos financeiros domésticos. Essa aversão aos ativos domésticos auxilia a compreender a queda do produto, além de incorporar o aumento da taxa de juros, comportamento visto na Figura 6 quando a política monetária reagiu de forma contracionista ao choque sobre o risco-país.

Figura 7: FIRG choque negativo sobre o mercado de ações (1994-2019)

5.4 *Puzzle* dos preços

É comum em trabalhos de política monetária a ocorrência de aumento de preços quando há choque positivo sobre a taxa de juros. [Dees et al. \(2007\)](#) apresentaram essa característica, conhecida como *puzzle* dos preços, quando realizou choques monetários sobre os EUA com a utilização do GVAR.

No caso brasileiro, os resultados são mistos. [Silva, Paes e Bezerra \(2018\)](#) tiveram o *puzzle* dos preços, mas o justificaram pelo encarecimento promovido pelo crédito: o choque monetário eleva o custo de produção das firmas conforme o crédito envolvido nas operações se encarece. Consequentemente, as firmas repassam esse aumento de custo sobre os preços, gerando o *puzzle*.

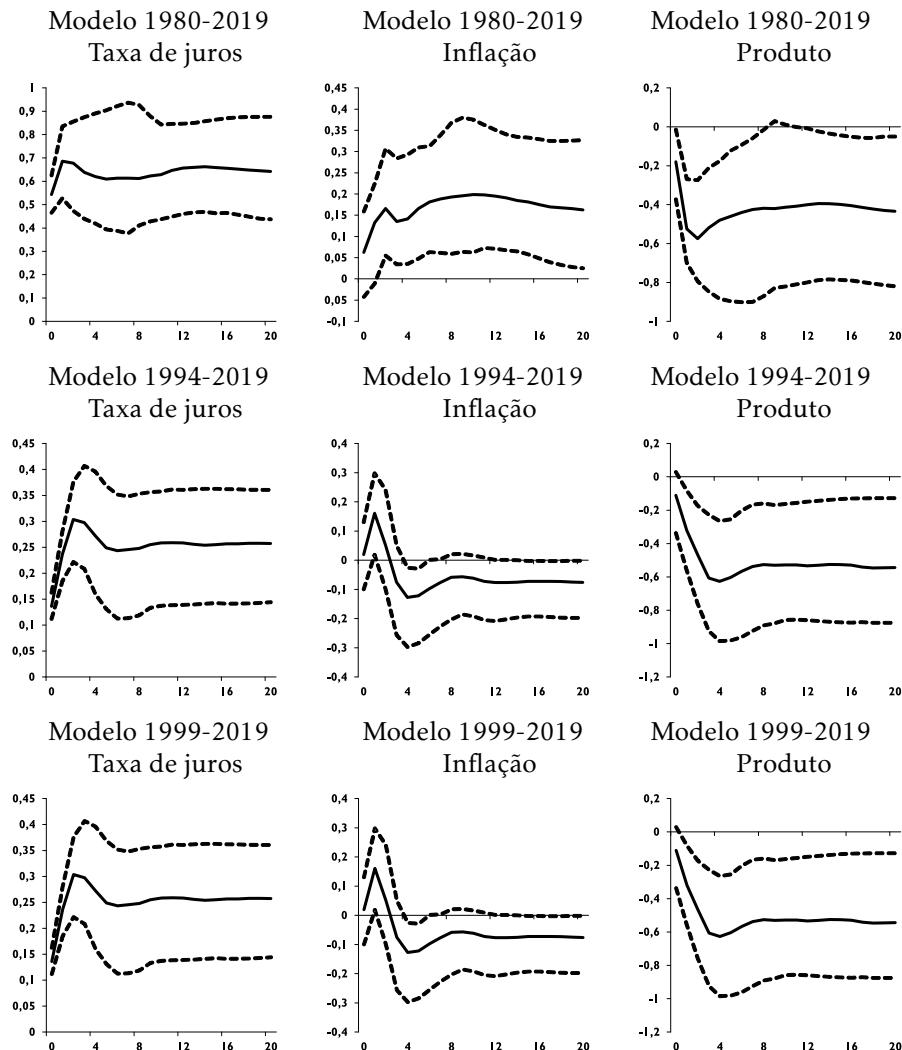
[Costa Filho \(2017\)](#) teve aumento concomitante de preços e juros e o corrigiu quando utilizou o índice de preços de *commodities* no modelo. [Céspedes, Lima e Maka \(2008\)](#) e [Carvalho e Rossi Júnior \(2009\)](#), por outro lado, não apresentaram essa relação.

A Figura 8 realiza um choque monetário em 3 recortes temporais: 1980-2019, 1994-2019 e 1999-2019. A primeira parte da figura exibe o modelo com a maior periodicidade, de 1980 a 2019. O choque monetário causa expressivo aumento da taxa de juros. O mesmo é observado na inflação, com aumento acumulado de 6% - portanto, há *puzzle* dos preços. O produto tem queda de 0,5% nessa configuração. Em todas as configurações a resposta do produto permanecerá por volta desse valor, cifra próxima à vista em [Costa Filho \(2017\)](#).

A segunda parte da figura mostra as estimativas para 1994-2019. O *puzzle* dos preços novamente é detectado. Em comparação com o modelo no período 1980-2019, observa-se expressiva redução do aumento percentual da taxa de juros e da variação da taxa de inflação em decorrência do choque monetário de um desvio-padrão. A reduzida expansão percentual dessas variáveis pode

decorrer tanto das reformas institucionais – Plano Real e RMI – quanto da eliminação de valores discrepantes nos dados.

Figura 8: FIRG choque positivo sobre a taxa de juros (1994-2019)



O *puzzle* dos preços deixa de existir na configuração de 1999-2019 – após o quarto período em diante. Como assinalado no início da subseção, todas as respostas do produto oscilaram por volta de -0,5%, mesmo quando os dados incluíram o período de hiperinflação e desequilíbrio do ambiente macroeconômico da década de 1980 e início dos anos de 1990.

A resposta negativa da taxa de inflação após o choque monetário ressalta a eficácia desse instrumento para estabilizar o avanço dos preços. Ademais, fornece evidência, com as ressalvas relativas aos dados, de que o RMI melhorou a administração e o efeito da política monetária sobre o controle dos preços.

Em resumo, além da análise do *puzzle* dos preços, a Figura 8 mostra que a política monetária contracionista se relaciona negativamente com o produto, independentemente do período sob análise. Portanto, a política monetária

contracionista pode deflagrar recessões na economia, mesmo com as alterações estruturais e institucionais acarretadas pelo Plano Real e pelo RMI.

A próxima subseção investiga choques provenientes do exterior, concedendo atenção especial ao comportamento da taxa de câmbio, a qual será analisado se apresenta comportamento similar ao visto anteriormente, de absorvedora de choques. Os choques externos partirão dos EUA e da China, regiões marcadamente influentes na economia mundial, e com relações comerciais significativas com o Brasil.

5.5 Choques externos e reação da economia brasileira

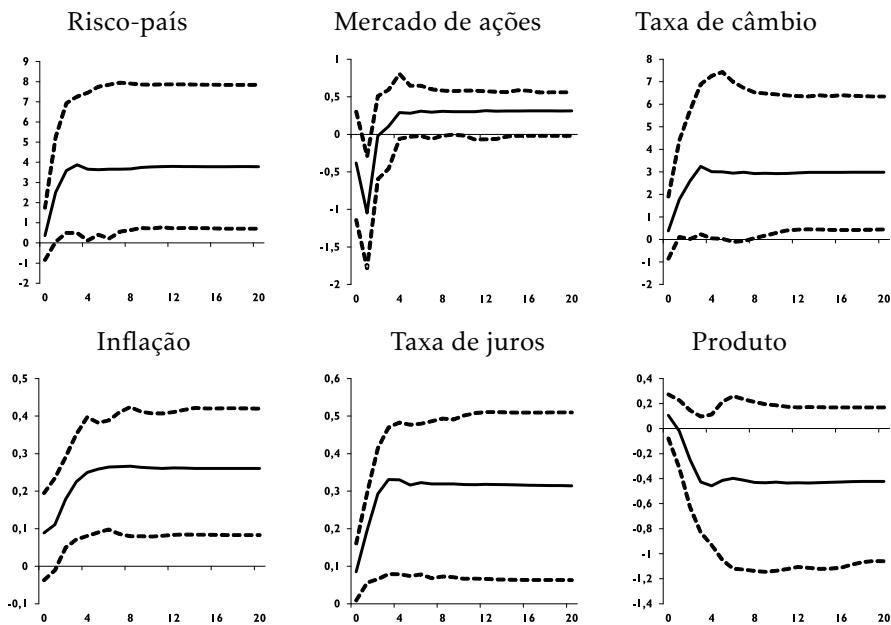
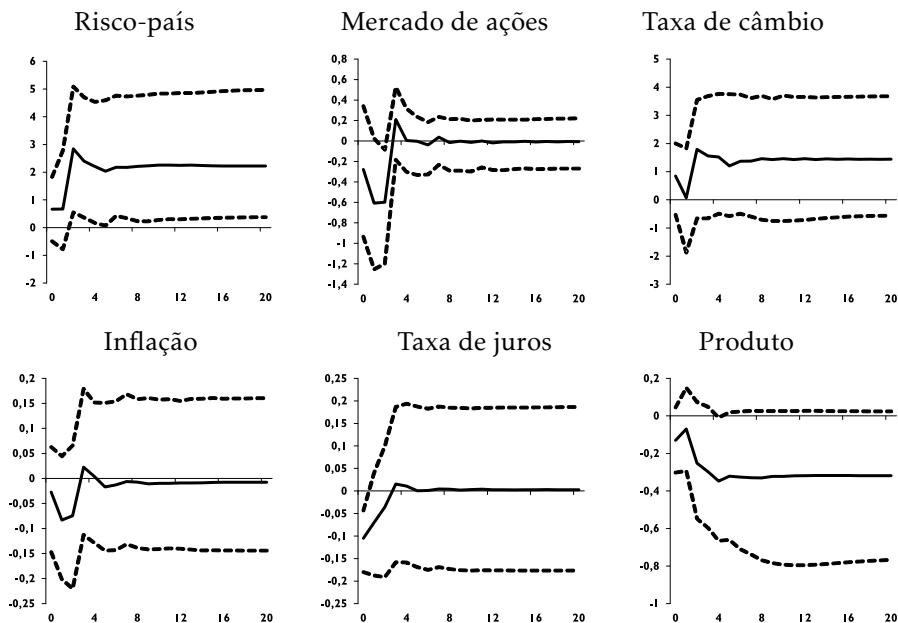
Uma das vantagens do GVAR é a possibilidade de realizar choques externos em determinadas regiões e observar como estes se propagam em todo o sistema. Nessa subseção, serão realizados choques nos EUA e na China, e será observado como esses choques impactam a economia brasileira.

Como o GVAR modela explicitamente a dinâmica doméstica de cada região, ele supera a limitação de tratar economias externas como um agregado de países, como procedido por [Kim \(2001\)](#), ou em tratar o ambiente externo com a incorporação de algumas variáveis representativas, como a taxa de juros dos EUA ([COSTA FILHO, 2017](#)). O GVAR incorpora cada variável estrangeira pertencente à sua respectiva região em sua modelagem. A inclusão possibilitada e promovida pelo GVAR, seguindo a amostra utilizada, decorre da incorporação de variáveis domésticas para todos os 33 países incluídos, portanto, tomando a taxa de juros como exemplo, tem-se não somente uma taxa de juros externa, mas 33 taxas de juros.

A Figura 9 realiza um choque monetário positivo nos EUA e apresenta as respostas das variáveis domésticas brasileiras. O choque monetário acarreta elevação do risco-país em aproximadamente 4%, acompanhado pela fuga de capitais, corporificada pela desvalorização cambial de 3%. A perda de valor real da moeda brasileira reforça o “voo de qualidade” que se opera em decorrência a choques externos. Há repasse do câmbio para os preços, gerando a reação da autoridade monetária mencionada acima. O mercado de ações tem resposta significativa somente a partir do primeiro ano do choque, com leve aumento de 0,3% - reação pouco intuitiva considerando as demais respostas. A fuga de capitais, o aumento na percepção de risco de se investir no país e o aumento da taxa de juros pressionam a produção para baixo, com decréscimo de 0,4%, falhando, todavia, em ser significativa.

Como visto nas Figuras 6 e 7, quando os choques ocorreram sobre o risco-país e sobre o mercado de ações, a taxa de câmbio acomodou os choques, amortecendo-os por meio de desvalorizações da moeda. A Figura 9 mostrou que esse papel também é desempenhado em relação à choques externos.

O último choque externo é sobre o PIB da China. A Figura 10 realiza o choque negativo sobre o produto chinês e mostra a reação das variáveis domésticas da economia brasileira. O risco-país sofre aumento de 2%, inferior ao visto ao choque dos EUA, mas ainda assim capaz de gerar oscilações nas variáveis brasileiras, com a queda do produto em aproximadamente 0,3%. O mercado de ações foi significativo na passagem do segundo para o terceiro trimestre, com queda de 0,6%. Após esse trimestre, ele se torna não significativo. As demais variáveis não foram significativas ao longo de suas trajetórias. Entre elas, a taxa de câmbio, a qual se elevou em 1,5%, mas falhou em ser significativa.

Figura 9: FIRG choque monetário dos EUA e respostas do Brasil (1994-2019)**Figura 10:** FIRG choque negativo sobre o PIB da China e respostas do Brasil (1994-2019)

Com base nas estimativas das Figuras 9 e 10, pode-se afirmar que o choque proveniente da China tem potencial de gerar oscilações na economia brasileira, mas essas são inferiores quando comparadas com choques provenientes dos EUA. A economia brasileira, julgando os resultados das Figuras 9 e 10, parece mais exposta a choques com origem nos EUA. No caso deste último, a

taxa de câmbio funcionou como amortecedora do choque, sofrendo uma desvalorização de 3%.

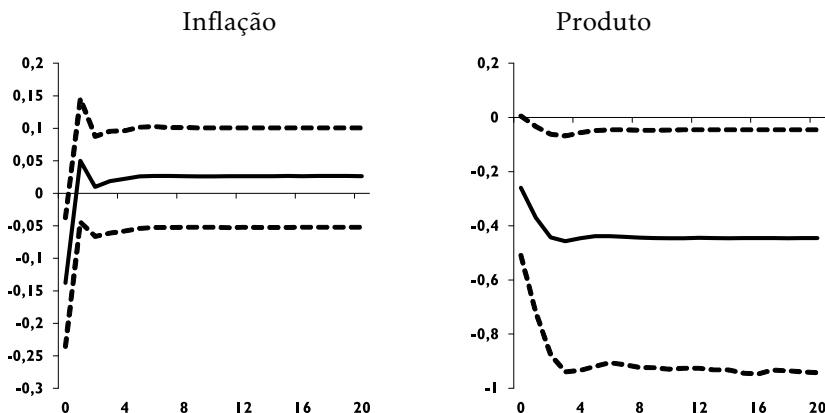
Em suma, a economia brasileira não é uma ilha isolada, estando sujeita a choques externos, principalmente quando estes são advindos de centros econômicos e pela percepção de aumento do risco-país. Como apontado por [Rey \(2016\)](#), regimes cambiais flexíveis não blindam economias de oscilações externas, o que foi confirmado para o caso brasileiro.

5.6 Recortes temporais alternativos

Como discutido na seção 2, a abrangência temporal de 1980 a 2019 permite a análise de diferentes períodos, com alguns destes tendo sido previamente analisados nas subseções anteriores, notadamente aqueles relacionados com o Plano Real (1994) e o RMI (1999). Nesta subseção, recortes alternativos são investigados com a intenção de analisar se as respostas das variáveis se alteram conforme o período temporal.

O primeiro recorte temporal é de 2003 a 2014, quando o Brasil testemunhou relativa estabilidade macroeconômica com o ambiente externo marcado por ampla liquidez externa e *boom* no preço de *commodities*. A Figura 11 apresenta o choque positivo sobre o câmbio brasileiro, representando a sua desvalorização. A diferença em relação às FIRGs anteriores é de que no primeiro período há uma surpreendente queda da taxa de inflação em 0,15%, a qual se torna não significativa posteriormente. Pelo lado do produto, este sofre uma queda de 0,4%, como tem sido a regra dos resultados até aqui.

Figura 11: FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2003-2014)



Nota: Dado o curto período temporal com dados trimestrais, foi necessário reduzir a quantidade de variáveis para que o modelo pudesse ser estável. Dessa forma, retirou-se a taxa de juros. Esse procedimento foi adotado sempre que o recorte temporal implicasse na queda brusca de observações.

As Figuras 12 e 13 mostram os choques cambiais positivos nos períodos 2003-2019 e 2007-2019, respectivamente. O marco temporal se baseou nos governos de Lula. Durante o seu governo, houve uma alteração na condução da política macroeconômica com a troca do ministro da Fazenda, significando uma política fiscal mais frouxa ([BONELLI; VELOSO, 2016](#)). Pode-se também atribuir essa separação devido ao auge da elevação do preço das *commodities* ter ocorrido no segundo governo de Lula.

Os resultados não apresentam alterações significativas. Em ambas as figuras a taxa de inflação se eleva após o choque cambial, perdendo significância estatística nos trimestres seguintes. O banco central implementa uma política monetária para conter o aumento dos preços, sendo significativa apenas na Figura 12. No tocante ao produto, ele se retrai nas duas figuras, com diferenças quanto ao percentual: ele tem queda de 1% na Figura 12 e de 1,5% na Figura 13.

Figura 12: FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2003-2019)

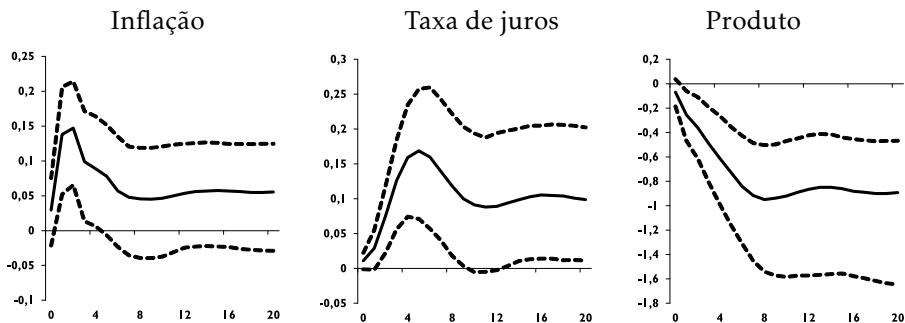
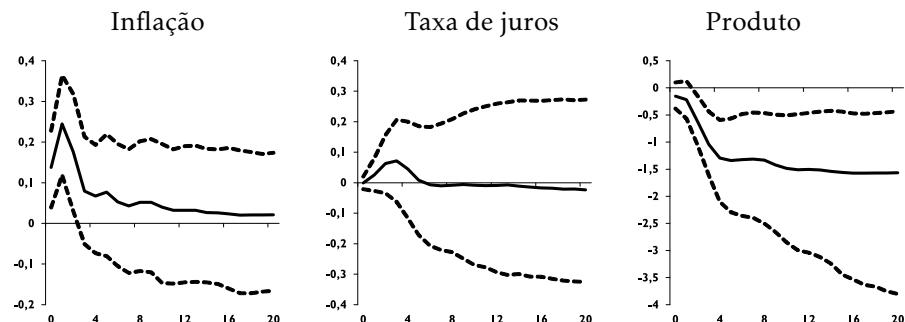


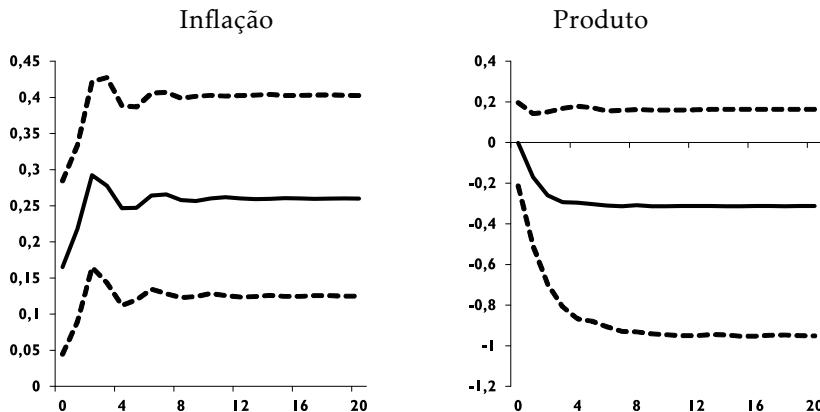
Figura 13: FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2007-2019)



Comparando as Figuras 11, 12 e 13, a desvalorização cambial ativa o aumento dos preços domésticos, com a subsequente ação do banco central com uma política monetária restritiva para desacelerar o repasse cambial sobre os preços. O produto se retrai em todas as oportunidades, com maior ímpeto no período 2007-2019. Relacionando com os resultados relativos aos recortes temporais de 1994-2019 e 1999-2019, não se percebe diferença marcante quanto às respostas das variáveis ao choque cambial.

A Figura 14 verifica o choque cambial entre 2010 e 2019, período no qual as contas fiscais da economia brasileira tem gradativa piora, culminando na crise fiscal de 2015-2016. O choque cambial é relacionado com o arrefecimento dos preços em 0,25%, e com reação negativa do produto, embora não significativa.

Com o objetivo de verificar se a política de preços da Petrobras implementada desde 2016, caracterizada pelo alinhamento do preço do petróleo doméstico com os preços internacionais, poderia ter elevado o repasse da desvalorização cambial à inflação doméstica, a Figura 15 verifica o choque cambial

Figura 14: FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2010-2019)

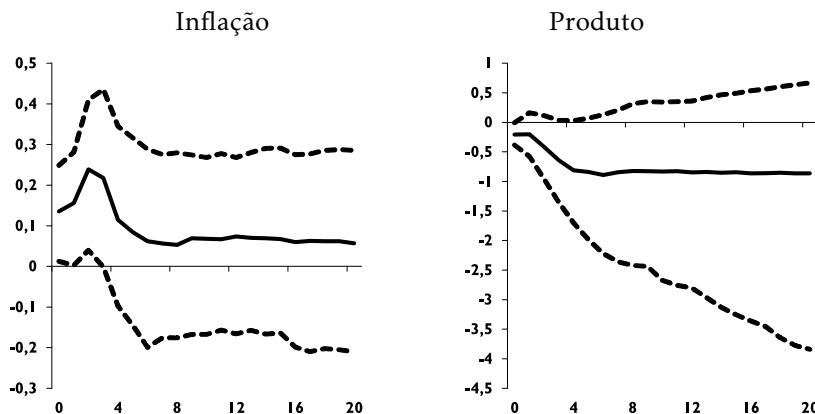
entre 2014 a 2019. Idealmente, o recorte temporal de 2016 a 2019 seria preferível, todavia, como os dados são trimestrais, essa estratégia implicaria em um modelo com apenas 16 observações, portanto, pouco recomendado para estimativas. Recuou-se até 2014 para aumentar o número de observações – embora ressalvas devam ainda ser levantadas quanto a esse ajuste. A Figura 15 não conseguiu captar mudança significativa do repasse cambial para inflação, a qual subiu 0,2% após o choque, valor próximo ao visto em todo o artigo.

Sem êxito nesse recorte temporal, seguiram-se as 3 estratégias especificadas na seção 3. A primeira consistiu em testar a política de preços da Petrobras de 2016 com a inclusão de uma *dummy* no modelo com valores unitários desde o quarto trimestre de 2016, quando a política de preços foi adotada. O período selecionado foi de 1999Q3 a 2019Q4. Em comparação com a Figura 4 (a qual também analisou o mesmo período), nenhuma alteração significativa foi detectada (resultados podem ser fornecidos sob solicitação).

A segunda estratégia consistiu em estimar dois modelos, um entre 1999Q3 e 2016Q3 e outro de 1999Q3 a 2019Q4. A ideia é que caso a nova política da Petrobras tenha causado alguma alteração significativa no repasse do câmbio, o modelo relativo ao segundo período mostraria diferenças em relação ao primeiro, provavelmente na elevação superior dos preços após o choque cambial. Nenhuma mudança foi identificada.

Finalmente, a última estratégia consistiu em usar uma série dos preços internacionais do petróleo, de [Mohaddes e Raissi \(2020\)](#). Os dois recortes temporais mencionados a pouco foram utilizados. A diferença é que o choque ocorreu sobre o preço internacional do petróleo, e não sobre o câmbio doméstico. Nos resultados, novamente nenhuma diferença foi notada (todos esses testes estão disponíveis sob solicitação. Por economia de espaço não foram apresentados).

Todos os novos recortes temporais testados nessa subseção reforçam o ajuste do modelo, uma vez que os resultados se mantiveram praticamente inalterados independentemente da limitação temporal imposta. Isso sugere que o período temporal normalmente empregado pela literatura, com início no Plano Real ou no RMI, é adequado para a finalidade de estimar choques cambiais e monetários.

Figura 15: FIRG choque positivo sobre a taxa de câmbio do Brasil (2014-2019)

6 Conclusão

Este artigo analisou choques cambiais, monetários, acionários, externos e de risco-país sobre a economia brasileira e a reação de variáveis macroeconômicas. Foi observado, principalmente após 1994, que a autoridade monetária é vigilante em relação ao controle dos preços, com a implementação de política monetária contracionista conforme os preços se expandiam.

Os choques cambiais guardaram efeitos significativos sobre o setor real, como a queda do investimento, puxando a produção para baixo. Tanto o crédito quanto a taxa de juros se destacaram como possíveis canais de transmissão desses choques, repassando um choque no setor financeiro para o setor real.

Também foi visto que a economia brasileira é suscetível a choques externos. Esses eventos causaram fortes oscilações sobre o ambiente macroeconômico brasileiro, com destaque para as flutuações do risco-país e da taxa de câmbio. Mesmo o regime cambial livre não foi capaz de blindar a economia de efeitos negativos, embora esse instrumento auxilie na absorção do choque.

Por outro lado, como é argumentado por [Bowman, Londono e Sapiriza \(2015\)](#), choques monetários dos EUA são mais intensos de acordo com o grau de desenvolvimento da economia. Portanto, mercado financeiro mais desenvolvido, contas fiscais e externas equilibradas e aumento do nível do produto per capita podem ajudar o Brasil a lidar com esses eventos. É uma direção para a formulação de políticas econômicas.

No tocante a choques domésticos, especialmente sobre o mercado cambial, foi visto que não há uma associação entre desvalorização do câmbio e aumento da produção, com o comportamento endógeno da política monetária e a baixa participação das exportações no produto como sugestões de hipóteses para compreender esse resultado, além da reação do mercado de crédito. Portanto, com base nos resultados apresentados, a administração da taxa de câmbio para o objetivo de promover o aumento da produção não parece ser uma recomendação adequada de política econômica.

Como linha de pesquisa futura, há variadas possibilidades, como incorporar a dívida pública, a taxa de juros incidente sobre ela e a política fiscal com o comportamento endógeno/exógeno da política monetária, o que enriqueceria o cenário para construir análises. Recomenda-se que o esforço em simular o

ambiente econômico internacional continue conforme realizado neste artigo. Uma dificuldade será conciliar períodos temporais e quantidade de países na amostra a níveis razoáveis ao incorporar essas variáveis.

Referências

- ALMEIDA, F.; DIVINO, J. Risco de crédito e as políticas monetárias convencional e não convencional: o caso brasileiro. *Economia Aplicada*, v. 23, n. 4, p. 27–52, 2019.
- ARAÚJO, E.; PERES, S. Política cambial, estrutura produtiva e crescimento econômico: fundamentos teóricos e evidências empíricas para o Brasil no período 1996-2012. *Análise Econômica*, v. 36, n. 69, p. 67–107, 2018.
- BACHA, E. *A crise fiscal e monetária brasileira*. 2. ed. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2016.
- BLANCHARD, O. *Macroeconomics*. 7. ed. Boston: Pearson, 2017.
- BONELLI, R.; VELOSO, F. *A crise de crescimento do Brasil*. 1. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.
- BOWMAN, D.; LONDONO, J.; SAPRIZA, H. U.S. unconventional monetary policy and transmission to emerging market economies. *Journal of International Money and Finance*, v. 55, p. 27–59, 2015.
- BRUNNERMEIER, M. et al. Feedbacks: financial markets and economic activity. *American Economic Review*, v. 111, n. 6, p. 1845–1879, 2021.
- CARNEIRO, D.; WU, T. Contas externas e política monetária. *Revista Brasileira de Economia*, v. 58, n. 3, p. 301–323, 2004.
- CARVALHO, M. D.; ROSSI JÚNIOR, J. L. Identification of monetary policy shocks and their effects: FAVAR methodology for the Brazilian economy. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 29, n. 2, p. 285–313, 2009.
- CASTRO, L. Esperança, frustração e aprendizado: a história da Nova República (1985-1989). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011a.
- CASTRO, L. Privatização, abertura e desindexação: a primeira metade dos anos 90 (1990-1994). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011b.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKÀ, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008.
- CONTRI, A. Uma avaliação da economia brasileira no governo Dilma. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 41, n. 4, p. 9–20, 2014.

- COSTA FILHO, A. Monetary policy in Brazil: evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos*, v. 47, n. 2, p. 295–328, 2017.
- DEES, s. et al. Exploring the international linkages of the Euro area: a global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, v. 22, n. 1, p. 1–38, 2007.
- DIAS, M.; DIAS, J. Macroeconomic policy transmission and international interdependence: a SVAR application to Brazil and US. *EconomiaA*, v. 14, n. 2, p. 27–45, 2013.
- EICKMEIER, S.; NG, T. How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach. *European Economic Review*, v. 74, p. 128–145, 2015.
- FEIJÓ, C.; NASSIF, A.; ARAÚJO, E. *Taxa de câmbio real e política cambial no Brasil*. [S. l.]: ANPEC, 2020. Encontro Nacional de Economia da ANPEC.
- FONSECA, M.; PEREIRA, P. Credit shocks and monetary policy in Brazil: a structural FAVAR approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 32, n. 2, p. 169–200, 2012.
- GIAMBIAGI, F. Estabilização, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC (1995-2002). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011a.
- GIAMBIAGI, F. Rompendo com a ruptura: o governo Lula (2003-2010). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011b.
- GOLDFAJN, I.; MARTÍNEZ, L.; VALDÉS, R. Washington consensus in Latin America: from raw model to straw man. *Journal of Economic Perspectives*, v. 35, n. 3, p. 109–132, 2021.
- HERMANN, J. Auge e declínio do modelo de crescimento com endividamento: o II PND e a Crise da dívida externa (1974-1984). In: GIAMBIAGI, F. et al. (ed.). *Economia Brasileira Contemporânea (1945-2010)*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.
- 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, 2001.
- KRUGMAN, P. *A crise de 2008 e a economia da depressão*. Rio de Janeiro: Campus, 2009.
- LIMA, E.; MAKÁ, A.; ALVES, P. Monetary policy and exchange rate shocks in Brazil: sign restrictions versus a new hybrid identification approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 31, n. 1, p. 97–136, 2011.
- MAURO, F.; SMITH, V. The basic GVAR DdPS model. In: MAURO, F.; PESARAN, M. (ed.). *The GVAR handbook: structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis*. Oxford: Oxford University Press, 2013.

- MIRANDA-AGRIPPINO, S.; RICCO, G. The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 13, n. 3, p. 74–107, 2021.
- MISHKIN, F. *The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy*. Cambridge, MA: NBER, 2001. (NBER Working Paper 8617).
- MOHADDES, K.; RAISSI, M. *Compilation, Revision and Updating of the Global VAR (GVAR) Database*. Cambridge: University of Cambridge, 2020. (mimeo).
- OREIRO, J.; PAULA, L. *A economia brasileira no governo Temer e Bolsonaro: uma avaliação preliminar*. 2022. Disponível em: https://www.researchgate.net/profile/Joseluis-Oreiro/publication/336147850_A_economia_brasileira_no_governo_Temer_e_Bolsonaro uma_avaliacao_preliminar/links/5d92c2f092851c33e94b3d60/A-economia-brasileira-no-governo-Temer-e-Bolsonaro-uma-avaliacao-preliminar.pdf. Acesso em: 8 jun. 2022.
- PASTORE, A. *Erros do passado, soluções para o futuro: A herança das políticas econômicas brasileiras do século XX*. 1. ed. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2021.
- PESARAN, M.; SCHUERMANN, T.; WEINER, S. Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 22, n. 2, p. 129–162, 2004.
- RESENDE, M.; TERRA, F. Ciclo, crise e retomada da economia brasileira: avaliação macroeconómica do período 2004-2016. *Economia e Sociedade*, v. 29, n. 2, p. 469–496, 2020.
- REY, H. *International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma*. Cambridge, MA: NBER, 2016. (NBER Working Paper 21852).
- ROSSI, P. Política cambial no Brasil: um esquema analítico. *Revista de Economia Política*, v. 35, n. 4, p. 708–727, 2015.
- SANTOS, F. et al. Uma avaliação da política monetária nos regimes de metas cambiais e de metas para inflação. *Análise Econômica*, v. 37, n. 73, p. 25–52, 2019.
- SILVA, I.; PAES, N.; BEZERRA, J. Evidências de pass-through incompleto da taxa de juros, crédito direcionado e canal de custo da política monetária no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 48, n. 4, p. 559–595, 2018.
- TELES, V.; MENDONÇA, D. Política monetária em tempos de crise. *Revista Brasileira de Economia*, v. 67, n. 4, p. 501–519, 2013.
- TOMAZZIA, E.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. *Economia Aplicada*, v. 13, n. 4, p. 371–398, 2009.
- VIEIRA, R.; GONÇALVES, C. Um estudo sobre os impactos da surpresa da política monetária na atividade econômica brasileira. *Economia Aplicada*, v. 12, n. 2, p. 199–213, 2008.