

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

JULIANA DEI SANTI BENEDETI

A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

SÃO PAULO
2020

JULIANA DEI SANTI BENEDETI

A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação apresentada à Escola de Economia
de São Paulo da Fundação Getulio Vargas
como requisito para obtenção do título de
Mestre em Economia

Campo de conhecimento:
Política monetária

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
Coorientador: Prof. Dr. João Ricardo Costa
Filho

SÃO PAULO
2020

Benedeti, Juliana Dei Santi.

A transmissão da política monetária no Brasil / Juliana Dei Santi Benedeti. - 2020.
44 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman.

Co-orientador: João Ricardo Mendes Gonçalves Costa Filho.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária - Brasil. 2. Taxas de juros. 3. Modelos econométricos. I. Rochman, Ricardo Ratner. II. Costa Filho, João Ricardo Mendes Gonçalves. III. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. IV. Fundação Getulio Vargas. V. Título.

CDU 336.74(81)

JULIANA DEI SANTI BENEDETI

A TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de conhecimento:
Política monetária

Data de aprovação:
__/__/__

Banca examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
(Orientador)
FGV - EESP

Prof. Dr. João Ricardo Costa Filho
(Coorientador)
FGV – EESP

Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos
FGV – EESP

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador, professor Ricardo Rochman, pelo apoio e pelas orientações, tanto profissionais como acadêmicas, durante os dois anos de mestrado.

Agradeço também ao meu coorientador, professor João Ricardo, por todo o cuidado, inspiração e tão relevantes contribuições para a elaboração deste trabalho.

E a todos os professores do curso de mestrado em economia da EESP que foram fundamentais para minha formação acadêmica.

Agradeço aos meus pais, Luiz Carlos e Silvia, e ao meu irmão, Bruno, pelo amor e apoio.

Agradeço especialmente ao meu namorado, Leandro, por estar sempre ao meu lado, compreendendo os períodos de ausência, sempre com carinho e paciência.

Aos amigos que estiveram comigo nesses últimos dois anos, com quem compartilhei conhecimento e muitos bons momentos, em especial ao Gustavo.

RESUMO

Um modelo de fatores dinâmicos generalizados foi aplicado ao caso brasileiro com o objetivo de estudar o mecanismo de transmissão da política monetária no país. Este tipo de abordagem tem como importante contribuição a capacidade de encontrar funções impulso resposta a um choque na taxa de juros em relação a todas as variáveis incluídas no modelo, o que permite o estudo de um amplo conjunto de canais de transmissão de política monetária. Os resultados obtidos confirmam a teoria macroeconômica de que um choque contracionista de política monetária reduz o nível de atividade econômica. Contudo, contrariando o livro texto, o modelo revelou que este choque produz uma depreciação imediata da taxa de câmbio em termos reais, o que, por se tratar de um modelo dinâmico, pressiona os níveis de preços, atrasando a resposta da inflação ao aumento da taxa de juros. Também foram encontradas evidências de que o mercado de trabalho se ajusta imediatamente ao choque contracionista de juros. Por fim, destaca-se a resposta obtida para os indicadores fiscais, com concomitante redução de receitas e de gastos como resposta ao choque, corroborando a avaliação de que os efeitos da política monetária estão entrelaçados com a política fiscal.

Palavras-chave: Política monetária, Taxa de juros, Modelo de fatores dinâmicos.

ABSTRACT

A generalized dynamic factor model was applied to the Brazilian case in order to study the monetary policy transmission mechanism. This approach has the ability to find impulse response functions to an interest rate shock against all variables included in the model, which allows the study of a broad set of monetary policy transmission channels. The results confirm the macroeconomic theory that a contractionary monetary policy shock reduces the level of economic activity. However, contrary to mainstream theory, the model revealed that this shock produces an immediate depreciation of the exchange rate in real terms, which, given its dynamic approach, pressures price levels, delaying the inflation response to the interest rate increase. Evidence was also found that the labor market immediately adjusts to the contractionary interest rate shock. Finally, we highlight the response obtained regarding fiscal indicators, with a concomitant reduction of revenue and expenses in response to the shock, supporting the assessment that the effects of monetary policy are intertwined with fiscal policy.

Keywords: Monetary policy, Interest rate, Dynamic factor model.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	9
2 REVISÃO DA LITERATURA.....	11
3 MODELO DE FATORES DINÂMICOS	14
3.1 Identificação.....	16
3.2 Estimação do modelo.....	17
4 APLICAÇÃO DO MODELO PARA O CASO BRASILEIRO.....	18
4.1 Base de dados.....	18
4.2 Estimação do modelo.....	24
4.3 Principais resultados	25
5 CONCLUSÕES	35
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	36
APÊNDICE A - Construção do histórico dos indicadores de mercado de trabalho	38
APÊNDICE B - Dinâmica histórica de indicadores selecionados	41

1 INTRODUÇÃO

O estudo da transmissão da política monetária sempre esteve no centro do debate macroeconômico, tanto internacionalmente como no Brasil. Nos últimos vinte anos, observou-se um crescente aumento no interesse em conciliar a teoria macroeconômica com os resultados empíricos por meio da utilização de estudos com um conjunto cada vez maior de informação, como em Bernanke, Boivin e Elias (2005).

Nesse contexto, os modelos de fatores estruturais vêm ganhando popularidade. Conforme observaram Stock e Watson (2016), por meio dessa abordagem é possível reconhecer que a dinâmica comum de um grande conjunto de séries temporais decorre de um número relativamente pequeno de fatores não observados (ou latentes), que por sua vez evoluem com o tempo. De maneira simplificada, essa técnica de redução das dimensões de volumosos conjuntos de variáveis mostra-se satisfatória para previsão, construção de indicadores coincidentes e para a análise macroeconômica estrutural, conforme trabalho de Forni *et al* (2009).

O presente estudo é pioneiro na aplicação ao caso brasileiro do modelo de fatores dinâmicos generalizados nos moldes do trabalho desenvolvido por Forni e Gambetti (2010). Por meio dessa abordagem foi possível investigar a transmissão de um choque na taxa de juros sobre uma quantidade extensa de variáveis macroeconômicas selecionadas, o que forneceu importantes informações a respeito de um amplo conjunto de canais de transmissão de política monetária. Os dados utilizados têm início em maio de 2007 e término em julho de 2019, período no qual o Brasil contou com os regimes de câmbio flutuante e de metas de inflação.

O resultado obtido a partir da aplicação do modelo confirmou a teoria macroeconômica tradicional de que um aumento na taxa de juros tem efeito contracionista sobre a atividade econômica no Brasil, corroborando o resultado do trabalho realizado por Pereira e Fonseca (2012). Contudo, contrariando o livro texto, o modelo revelou que um choque de política monetária produz uma depreciação imediata da taxa de câmbio em termos reais. Tal evidência também foi obtida em trabalho empírico realizado por Gonçalves e Guimarães (2011) e Couto e Meurer (2017), sendo justificada pelo fato de que em países onde o risco de *default* da dívida é elevado, um aumento inesperado da taxa de juros pode levar a uma depreciação cambial.

Adicionalmente, o modelo revelou que a resposta do IPCA ao choque de política monetária acontece com uma defasagem de cerca de dez meses. Por se tratar de um modelo de

equilíbrio dinâmico, pode-se atribuir que tal resposta ‘atrasada’ da inflação reflete a taxa de câmbio relativamente depreciada, pressionando os níveis de preços (efeito conhecido como “pass-through”). Ainda a respeito da defasagem da transmissão da política monetária sobre o nível de preços, é interessante notar que os modelos estruturais de médio porte utilizados pelo Banco Central do Brasil também sinalizam que o efeito do choque de juros não é contemporâneo, sendo que uma mudança na taxa Selic leva de cinco a seis trimestres para ter seu impacto máximo sobre a inflação.¹

Os resultados obtidos também evidenciaram um imediato ajuste do mercado de trabalho após o choque contracionista de política monetária. A população ocupada e o rendimento médio da economia apresentaram uma contração permanente como resposta ao aumento da taxa de juros.

Por sua vez, não foram encontradas evidências de redução dos saldos de crédito na economia diante do choque contracionista de política monetária. Entendemos que uma das explicações para este resultado esteja no fato de que durante parte relevante do período analisado neste trabalho a taxa média de crescimento do saldo de crédito esteve significativamente elevada e em aceleração.

Um dos resultados mais interessantes obtidos neste trabalho diz respeito ao comportamento dos indicadores fiscais após o aumento da taxa de juros. O aperto monetário resultou em uma redução imediata da Receita líquida e da Despesa (tanto Total, como Obrigatória e Discrecional). Tais evidências corroboram a análise realizada por Kaplan, Moll e Violante (2018) de que os efeitos da política monetária estão entrelaçadas com a política fiscal, de tal modo que uma mudança na taxa de juros afeta necessariamente a restrição orçamentária intertemporal do governo, gerando uma resposta fiscal que, por sua vez, afeta a renda disponível das famílias.

Adicionalmente, o modelo revelou que o choque de política monetária leva a um aumento do resultado em Conta corrente (em outras palavras, as contas ficam relativamente mais superavitárias). Novamente recorre-se ao fato de que, por se tratar de um modelo dinâmico, este comportamento se justifica em função da depreciação real da taxa de câmbio após o choque, elevando os superávits em Transações correntes.

¹ Ver Relatório Trimestral de Inflação de junho de 2009 - A Defasagem da Transmissão da Política Monetária para Preços. Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/content/publicacoes/boxrelatoriosinf/RI200906B8P-ri200906b8p.pdf>>. Acesso em 8 dez. 2019.

Os resultados obtidos também mostraram que o aperto da taxa de juros teve efeito imediato de aumento de cerca de 10 pontos no índice CDS (*Credit Default Swap*) de cinco anos, o que significa uma elevação da percepção de risco de *default*.

Por fim, também foi encontrada evidência de que, após o choque de política monetária, há uma resposta imediata de contração da Caderneta de poupança, indicando que os poupadores provavelmente recorrem a investimentos com maiores retornos médios após o aumento da taxa básica de juros, Selic.

Este trabalho está organizado como a seguir: na seção dois, é apresentada a revisão da literatura; na seção três, o modelo teórico é exposto; na seção quatro, tem-se a aplicação do modelo para o caso brasileiro e os resultados encontrados. Por fim, as conclusões foram expostas na seção cinco.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O mecanismo de transmissão da política monetária é um assunto amplamente discutido na literatura econômica. Em geral, o objetivo dos trabalhos é investigar como mudanças na taxa de juros nominal afetam a dinâmica da economia.

Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) são comumente utilizados nesses exercícios, sendo considerados por sua capacidade de fornecer informações estruturais úteis, mesmo se tratando de um método simples. De maneira resumida, os modelos VAR do tipo estrutural são sistemas de equações simultâneas que capturam a existência de relações de interdependência entre as variáveis, e que permitem avaliar o impacto de choques estocásticos sobre determinada variável do sistema. Apesar de bastante utilizada, esta modelagem recebe várias críticas, sendo uma das principais a restrição da quantidade de variáveis utilizadas na estimação a fim de se conservar os graus de liberdade do modelo.

A esse respeito, Bernanke, Boivin e Elias (2005) constatarem que os modelos VAR estrutural raramente empregam mais de seis ou oito variáveis, concluindo ser improvável que esta pequena amostra de indicadores abranja o conjunto de informações efetivamente utilizado pelos Bancos Centrais ou pelos participantes do mercado financeiro e outros observadores. Os autores destacam pelo menos três potenciais problemas com os resultados de estimações utilizando esta classe de modelos em função da pequena amostra utilizada.

Em primeiro lugar, na medida em que os bancos centrais e o setor privado têm informações não refletidas no VAR, podem ocorrer erros de mensuração dos choques nas funções de impulso resposta. Nesse contexto, Forni e Gambetti (2010) destacam dois erros

clássicos de mensuração: “price puzzle” e “delayed over shooting puzzle”. O primeiro pode ser exemplificado pelo trabalho de Sims (1992), cujo resultado encontrado foi o de que após um aperto da política monetária, os preços aumentam, contradizendo totalmente a teoria convencional de política monetária. Eichenbaum e Evans (1995) e Grilli e Roubini (1996), por sua vez, concluem que as taxas de câmbio reagem com um longo atraso, sendo pouco afetadas pela política monetária, caracterizando o “delayed over shooting puzzle”.

Além desse primeiro potencial problema de mensuração dos choques, Bernanke, Boivin e Eliasz (2005) relatam em segundo lugar que a escolha de uma série de dados específica para representar um conceito econômico geral, como “atividade real”, por exemplo, é geralmente arbitrária. Por fim, em terceiro lugar, os autores destacam que as funções de impulso resposta podem ser obtidas apenas para as variáveis incluídas no modelo, que geralmente constituem um pequeno subconjunto de informações com o qual o pesquisador e o formulador de políticas se preocupam.

Na tentativa de solucionar esses problemas, Bernanke, Boivin e Eliasz (2005) consideram a abordagem de modelos vetoriais autoregressivos aumentados por fatores (FAVARs), que combinam a análise VAR padrão com a análise fatorial, onde um pequeno número de fatores estimados resume grandes quantidades de informações sobre a economia. Os autores então aplicam o modelo FAVAR para a economia norte-americana, utilizando um conjunto de 120 séries mensais, abrangendo o período de janeiro de 1959 a agosto de 2001. O resultado da aplicação fornece uma visão abrangente e coerente do mecanismo de transmissão da política monetária na economia, bem como uma verificação completa dos efeitos do choque desta política em todas as variáveis incorporadas ao modelo.

Outra abordagem alternativa aos modelos VAR estrutural e também desenvolvida com o propósito de se trabalhar com uma grande quantidade de informações é a de fatores dinâmicos generalizados, tendo como principais trabalhos os de Forni *et al* (2000, 2005), Forni e Lippi (2001), Stock e Watson (2002a, 2002b), Bai e Ng (2002), Bai (2003). Nesses modelos, as variáveis macroeconômicas são representadas como a soma de um componente comum e um componente idiossincrático. Os componentes idiossincráticos não representam choques macroeconômicos e não são de interesse direto para a análise. Os componentes comuns, por sua vez, são impulsionados por choques macroeconômicos, carregados com diferentes funções de resposta ao impulso.

Utilizando tal abordagem, destaca-se o trabalho de Forni e Gambetti (2010) que serve como base para o presente artigo. Em seu modelo, os autores analisam os efeitos da política monetária nos EUA a partir de um conjunto de 112 séries macroeconômicas mensais cobrindo

o período de março de 1973 a novembro de 2007. Os autores ressaltam que o exercício desenvolvido por eles está intimamente relacionado ao Bernanke, Boivin e Eliaz (2005), com a diferença de que se trata de um modelo de fator estrutural puro. Os resultados obtidos suportam que a política monetária tem um efeito significativo nas variáveis reais e nominais. Os autores encontram evidências de que na presença de um choque contracionista da política monetária os preços se reduzem em todos os horizontes e a taxa de câmbio real reage contemporaneamente. Em outras palavras, o emprego de tal abordagem elimina os dois erros clássicos de mensuração dos modelos VAR estrutural, “price puzzle” e “delayed overshooting puzzle”.

A classe de modelos de fatores dinâmicos, a qual se enquadra o trabalho desenvolvido por Forni e Gambetti (2010), vem sendo recorrentemente utilizada na literatura macroeconômica internacional. Stock e Watson (2016) destacam que esses modelos apresentam duas aplicações clássicas: (i) o monitoramento macroeconômico em tempo real, através da construção de índices macroeconômicos consolidados (especialmente para mensuração da atividade econômica) e dos conhecidos *Nowcasting*, que representam uma ferramenta útil para previsão do valor atual de variáveis observáveis (como o PIB do trimestre atual); e (ii) a previsão.

Para a economia brasileira também existe uma gama de trabalhos com diferentes construções de modelos macroeconômicos estruturais. Fernandes e Toro (2005) identificam a política monetária e sua transmissão na estimação das relações de longo prazo e também na dinâmica de ajuste de curto prazo das variáveis macroeconômicas. Para isso, os autores constroem um modelo vetor auto-regressivo (VAR) cointegrado para o período de 1996 a 2001. Os resultados empíricos do trabalho evidenciam que o estoque real de moeda é uma tendência estocástica comum do sistema e que existem três relações de equilíbrio de longo prazo: (i) relação negativa entre o hiato do produto real e a taxa de juros real (uma curva IS); (ii) determinação do nível de reservas em função da velocidade da moeda, da inflação e das taxas de juros de curto e longo prazo; e (iii) uma regra de reação do Banco Central, com a taxa Selic respondendo à inflação, ao hiato do produto real e às variações das reservas internacionais. Adicionalmente, os autores concluem que a análise das funções de impulso-resposta aos choques exógenos de política monetária ilustram a boa aderência do modelo à teoria macroeconômica.

Goldfajn e Bicalho (2011), por sua vez, distinguem os determinantes da taxa de juros real de equilíbrio entre fatores de longo e de curto prazo. A partir de estimativas feitas com uma amostra extensa, compreendendo o período entre 1999 e 2008, os autores encontram

evidências de que o prêmio de risco país, a dívida pública em proporção do PIB e o crédito também em proporção do PIB, todos com defasagens, afetam o nível da taxa de juro real. Na estimação do modelo de curto prazo, os autores identificaram que a taxa de juro real de equilíbrio também é influenciada pelas variáveis conjunturais, tais como mudanças na política fiscal, no câmbio ou na economia mundial.

Utilizando a abordagem FAVAR estrutural, Pereira e Fonseca (2012) investigam as implicações do canal de crédito no mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil. Em seu artigo, os autores utilizam 288 séries, com início em janeiro de 2003 e término em março de 2012. Os resultados obtidos pelos autores evidenciam que os choques de crédito são responsáveis por grandes e persistentes flutuações na atividade econômica e nos níveis de preços no Brasil. Adicionalmente, foram realizadas simulações contrafactuais cujos resultados demonstraram que os choques de crédito foram determinantes na ampliação da contração econômica doméstica durante a fase mais crítica da crise financeira global no último trimestre de 2008. Essas simulações também confirmam que a rápida expansão do crédito proporcionou um impulso importante para a recuperação da economia em 2010.

Vale destacar que o trabalho de Pereira e Fonseca (2012) teve significativa importância na construção do presente artigo, sendo utilizado como referência para a escolha de parte relevante dos indicadores macroeconômicos incluídos no estudo empírico. Por fim, nota-se que o presente artigo representa o primeiro estudo utilizando a abordagem de modelo com fatores estruturais nos moldes de Forni e Gambetti (2010) para explorar o mecanismo de transmissão da política monetária para o caso brasileiro.

3 MODELO DE FATORES DINÂMICOS

No modelo de fatores dinâmicos generalizados, cada variável $x_{i,t}$ é a soma de dois componentes não observáveis mutuamente ortogonais: o componente comum $\chi_{i,t}$ e o componente idiossincrático $\xi_{i,t}$.²

$$x_{i,t} = \chi_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (1)$$

onde $t = 1, \dots, T$; e

$i = 1, \dots, N$, representando o número N de variáveis utilizadas.

² Para maiores detalhes ver Forni e Gambetti (2010).

Os componentes idiossincráticos são pouco correlacionados na dimensão *cross-sectional*. Estes surgem de choques ou de variações que afetam consideravelmente apenas uma única variável ou um pequeno grupo de variáveis. Nesse sentido, eles não são choques "macroeconômicos".

Os componentes comuns, por sua vez, são responsáveis pela maior parte dos comovimentos entre as variáveis macroeconômicas, sendo combinações lineares de um número r relativamente pequeno de fatores estáticos $f_{1,t}, f_{2,t}, \dots, f_{r,t}$, independentes de i :

$$x_{it} = a_{1i}f_{1,t} + a_{2i}f_{2,t} + \dots + a_{ri}f_{r,t} = a_i \mathbf{f}_t \quad (2)$$

onde a_i é uma matriz de coeficientes $r \times r$ e \mathbf{f}_t é um vetor $r \times 1$ de fatores não observáveis.

As relações dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas surgem do fato de que o vetor \mathbf{f}_t segue a relação VAR abaixo:

$$\mathbf{f}_t = D_1 \mathbf{f}_{t-1} + \dots + D_p \mathbf{f}_{t-p} + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t = R \mathbf{u}_t \quad (3)$$

onde D representa o operador defasagem e R é uma matriz $r \times q$, sendo r o número de fatores estáticos e q o número de fatores dinâmicos. Ademais, $\mathbf{u}_t = (u_{1,t} \ u_{2,t} \ \dots \ u_{q,t})'$ é um vetor q -dimensional de ruídos brancos ortonormais, com $q \leq r$. Tais ruídos brancos são os choques "comuns" ou "primitivos" ou "fatores dinâmicos" (enquanto os valores de \mathbf{f}_t são os "fatores estáticos").

A partir das equações (1) a (3), as variáveis podem ser descritas na seguinte forma dinâmica:

$$x_{i,t} = b_i(L) \mathbf{u}_t + \xi_{i,t} \quad (4)$$

onde

$$b_i(L) = a_i(I - D_1 L - \dots - D_p L^p)^{-1} R \quad (5)$$

Sendo $D(L)$ uma matriz $r \times r$ do operador defasagem, então os fatores dinâmicos \mathbf{u}_t e $b_i(L)$ são assumidos como choques macroeconômicos estruturais e funções impulso resposta, respectivamente.

Conforme reconhecido por Forni e Gambetti (2010), ao contrário dos fatores dinâmicos, os fatores estáticos não possuem uma interpretação econômica estrutural; em vez disso, eles são uma ferramenta estatística útil para modelar a dinâmica do sistema. Eles permitem representar tal dinâmica de maneira flexível, mas parcimoniosa, por meio do vetor autorregressivo em (3).

A escolha adequada do número de fatores estáticos, segundo Forni e Gambetti (2010), é crucial para alcançar uma boa relação entre parcimônia e flexibilidade. Dado q , quanto maior o número de fatores estáticos r , mais heterogeneidade é permitida nas funções de impulso resposta.

3.1 Identificação

Nota-se que os componentes comuns são identificados. Entretanto, a representação (4) não é única, uma vez que as funções de impulso resposta não são identificadas.

Seja H uma matriz $q \times q$, temos que $R\mathbf{u}_t$ em (3) é igual a $S\mathbf{v}_t$, onde $S = RH'$ e $\mathbf{v}_t = H\mathbf{u}_t$, de modo que $\mathbf{x}_{it} = c_i(L)\mathbf{v}_t$, com $c_i(L) = b_i(L)H' = a_i(I - D_1L - \dots - D_pL^p)^{-1}S$. A pós-multiplicação por H' é a única transformação admissível, isto é, as funções de impulso resposta são únicas até as rotações ortogonais, assim como nos modelos VAR estruturais. Como consequência, a análise estrutural dos modelos de fatores dinâmicos generalizados é análoga à dos modelos VAR estrutural.

Conforme Forni e Gambetti (2010), supondo que a teoria econômica implica um conjunto de restrições nas funções de impulso resposta, assume-se um número 'm' de restrições sem perda de generalidade. Desse modo, é possível reescrever as funções de impulso resposta na seguinte notação matricial: $B_m(L) = (b_1(L)' \ b_2(L)' \ \dots \ b_m(L)')'$.

Dada qualquer representação não estrutural

$$\mathbf{x}_{mt} = C_m(L)\mathbf{v}_t \quad (6)$$

juntamente com a seguinte relação

$$B_m(L) = C_m(L)H \quad (7)$$

assume-se que as restrições baseadas na teoria econômica são suficientes para obter H e, portanto, $b_i(L)$ para qualquer i .

Importante notar que, assim como adotado em Forni e Gambetti (2010), o presente artigo também utilizará $m = q$, ou seja, o número de restrições adotadas na identificação do modelo será igual ao valor q de fatores dinâmicos.

Finalmente, conforme destacado pelos autores, uma característica notável dos modelos de fatores estruturais em relação aos modelos VAR estrutural é sua capacidade de modelar um grande número de variáveis sem exigir um grande número de restrições de identificação baseadas na teoria macroeconômica.

3.2 Estimação do modelo

A estimativa \hat{r} do número de fatores estáticos, é obtida por meio dos primeiros \hat{r} componentes principais das variáveis. Seja $\hat{\Gamma}^x$ a matriz de variância-covariância da amostra dos dados: a matriz de carga estimada $\hat{A}_n = (\hat{a}'_1 \hat{a}'_2 \dots \hat{a}'_n)'$ é uma matriz $n \times r$ tendo nas colunas os autovetores normalizados correspondentes aos primeiros maiores \hat{r} autovalores de $\hat{\Gamma}^x$, e os fatores estimados são $\mathbf{f}_t = \hat{A}_n(x_{1t} \ x_{2t} \dots \ x_{nt})'$.

Em seguida, um VAR (p) é estimado com \mathbf{f}_t para obter estimativas de $D(L)$ e dos resíduos ε_t , denominados então de $\hat{D}(L)$ e $\hat{\varepsilon}_t$, respectivamente.

Assume-se que $\hat{\Gamma}^\varepsilon$ é a matriz de variância-covariância de $\hat{\varepsilon}_t$. Assim, a partir de uma estimativa \hat{q} do número de fatores dinâmicos do modelo, o terceiro passo consiste na estimação de uma representação não estrutural dos componentes comuns obtida utilizando a decomposição espectral de $\hat{\Gamma}^x$. Precisamente, assumindo $\hat{u}_j^\varepsilon, j = 1, \dots, \hat{q}$, seja o j -ésimo autovalor de $\hat{\Gamma}^x$, em ordem decrescente, \hat{M} uma matriz diagonal $q \times q$ com $\sqrt{\hat{u}_j^\varepsilon}$, \hat{K} uma matriz $r \times q$ com os correspondentes autovetores normalizados nas colunas. Sendo $\hat{S} = \hat{K}\hat{M}$, a matriz estimada de funções impulso resposta não-estruturais será dada por:

$$\hat{C}_n(L) = \hat{A}_n \hat{D}(L)^{-1} \hat{S} \quad (8)$$

Finalmente, \hat{H} e $\hat{b}_i(L) = \hat{c}_i(L)\hat{H}$, $i = 1, \dots, n$ são obtidos pela imposição das restrições de identificação:

$$\hat{B}_m(L) = \hat{C}_m(L)\hat{H} \quad (9)$$

De acordo com a equação (3), $\hat{b}_i(L)$, para um i fixo, é um estimador consistente de $b_i(L)$. Mais precisamente, como $\min(n, T) \rightarrow \infty$, sendo T o número de observações ao longo do tempo, $\hat{b}_i(L)$ tende a $b_i(L)$ em probabilidade com taxa $\max(1/\sqrt{n}, 1/\sqrt{T})$.

Os intervalos de confiança são obtidos por uma técnica de *non-overlapping block bootstrap*, conforme Efron (1992). Primeiramente, assume-se $X = [x_{it}]$ uma matriz de dados $T \times n$. Tal matriz será dividida em S sub matrizes X_s , $s = 1, \dots, S$, de dimensão $\tau \times n$, com τ sendo um valor inteiro de T/S . Um valor inteiro de h_s entre 1 e S é desenhado aleatoriamente com a reintrodução de S vezes para obter a sequência h_1, \dots, h_S . Uma nova amostra artificial de dimensão $\tau S \times n$ é então gerada, $X^* = [X'_{h_1} X'_{h_2} \dots X'_{h_S}]'$, e as correspondentes funções impulso resposta são estimadas. Uma distribuição de funções de impulso resposta é obtida repetindo o desenho e a estimação.

4 APLICAÇÃO DO MODELO PARA O CASO BRASILEIRO

4.1 Base de dados

Foram utilizadas 145 séries mensais com início em maio de 2007 e término em julho de 2019. Durante este período, o Brasil contou com os regimes de câmbio flutuante e de metas de inflação.

Notamos que o início do período analisado baseou-se no fato de que a divulgação das séries referentes ao Mercado de crédito ocorreu apenas a partir do mês de março de 2007. Vale ressaltar que realizamos um teste aplicando o modelo para o conjunto de variáveis escolhidas, excetuando-se as variáveis referentes ao Mercado de crédito. Neste caso, a amostra teria início em fevereiro de 2003. Contudo, a partir deste conjunto de indicadores, o modelo mostrou-se não convergente.

Tal teste reforçou a escolha da utilização da amostra com indicadores a partir de março de 2007 e as séries foram escolhidas tendo como base o trabalho de Forni e Gambetti (2010). No entanto, por existir uma diferença significativa de disponibilidade de indicadores entre os EUA e o Brasil, este trabalho também se apoiou nos dados escolhidos por Pereira e Fonseca (2012).

Para facilitar a análise, optou-se por reunir as séries em sete grandes grupos com o objetivo de investigar a transmissão do choque de política monetária por meio de sua resposta sobre estas variáveis macroeconômicas.

Assim como em Bernanke, Boivin e Elias (2005), Forni e Gambetti (2010), Pereira e Fonseca (2012) foi incluída uma seleção de variáveis relacionadas a níveis de preços, atividade econômica e mercado de trabalho. Adicionalmente, dada a significativa importância do mercado de crédito como canal de transmissão de política monetária, conforme Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999), foram incluídas as séries de saldo de crédito na economia brasileira.

Seguindo Kaplan, Moll e Violante (2018), que identificam a política fiscal como um canal indireto de transmissão de política monetária, foi incluído um conjunto de indicadores fiscais. Por fim, como em Pereira e Fonseca (2012), foram adicionados indicadores das contas externas e indicadores financeiros, tanto domésticos como internacionais. A respeito destes últimos, notamos que sua inclusão também encontra justificativa nos modelos semiestruturais de pequeno porte utilizados pelo Banco Central do Brasil, como uma de suas ferramentas de análise da transmissão de política monetária³.

Abaixo, segue breve descrição das variáveis incluídas em cada grande grupo. Adicionalmente, na Tabela 1, encontram-se identificadas as transformações aplicadas e também as fontes utilizadas.

i) Inflação. Neste grupo foram incluídas as principais aberturas do IPCA, com destaque para as medidas de núcleo, objeto de significativo interesse pelo Banco Central do Brasil. Adicionalmente, foi incluída a série de IGP-DI e duas de suas quebras;

ii) Atividade econômica. Esse grupo contém as séries de Produção industrial, Comércio varejista, IBC-BR, Sondagem da Indústria (elaborada pela FGV) e Consumo de energia (tendo como fonte a Empresa de Pesquisa Energética - EPE);

iii) Mercado de trabalho. Aqui foram utilizadas séries disponibilizadas pelo Ministério do Trabalho (Caged) e também originárias da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua - Pnad Contínua, do IBGE. Como a Pnad Contínua teve início apenas em 2012, foi necessária a construção de uma série histórica mais longa. No apêndice deste trabalho, detalhamos o procedimento utilizado na construção desta base histórica;

³ Ver Relatório Trimestral de Inflação de junho de 2017 - Modelo agregado de pequeno porte. Disponível em <<https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2017/06/ri201706b7p.pdf>>. Acesso em 30 nov. 2019.

iv) Mercado de crédito. Foram incluídas as séries de saldo total de crédito na economia, bem como suas quebras entre crédito livre e direcionado e destinado à pessoa física e jurídica;

v) Indicadores fiscais. Aqui houve importante adição em relação ao trabalho de Pereira e Fonseca (2012). Além das séries de ‘Receitas totais’ e ‘Despesas totais’, o presente trabalho incluiu a abertura de ‘Despesas obrigatórias’, ‘Despesas discricionárias’ e ‘Dívida bruta/PIB’. Tal adição justifica-se em função do interesse na observação dos efeitos da política monetária sobre a política fiscal, em um ambiente de significativa rigidez dos gastos públicos;

vi) Indicadores de contas externas. Foram utilizadas as principais aberturas do Balanço de pagamentos e também variáveis que representam o *quantum* das principais classes de produtos exportados e importados pelo país;

vii) Indicadores financeiros domésticos e internacionais. A escolha das variáveis desse grupo seguiu de perto a realizada por Pereira e Fonseca (2012), incluindo diferentes medidas de taxa de juros, taxa de câmbio, agregados monetários e indicadores de risco e de volatilidade. Aqui também importante adição foi realizada através da inclusão das séries de taxa de câmbio real R\$/peso argentino, recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras (compulsório) e saldo da caderneta de poupança.

Seguindo Bernanke, Boivin e Eliaz (2005) e Forni e Gambetti (2010), as transformações realizadas nas séries foram reduzidas ao mínimo. Adicionalmente, a fim de garantir um conjunto homogêneo de variáveis, as séries originalmente extraídas em sua versão nominal (como, por exemplo, as referentes ao mercado de crédito disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil) foram deflacionadas pelo IPCA. Ademais, com exceção de alguns indicadores financeiros, todas as demais variáveis foram utilizadas em sua versão dessazonalizada. Notamos que nos casos onde a instituição de origem da série não divulga os dados já dessazonalizados, optou-se pela dessazonalização através do método X-12 Arima.

Tabela 1 - Variáveis e transformações utilizadas (continua)

Séries				Transformações		Fonte
1	Atividade econômica	Produção industrial	Indústria geral	2	6	PIM - IBGE
2			Extrativa mineral	2	6	PIM - IBGE
3			Indústria de transformação	2	6	PIM - IBGE
4			Bens de capital	2	6	PIM - IBGE
5			Bens intermediários	2	6	PIM - IBGE
6			Bens de consumo	2	6	PIM - IBGE
7			Bens de consumo duráveis	2	6	PIM - IBGE
8			Bens de consumo semi e não duráveis	2	6	PIM - IBGE
9			Insumos típicos da construção civil	2	6	PIM - IBGE
10		Comércio varejista	Comércio varejista - Restrito	2	6	PMC - IBGE
11			Combustíveis e lubrificantes	2	6	PMC - IBGE
12			Hiperm., superm., prod. alimentícios. bebidas e fumo - Total	2	6	PMC - IBGE
13			Supermercados e hipermercados	2	6	PMC - IBGE
14			Tecidos. vestuário e calçados	2	6	PMC - IBGE
15			Móveis e eletrodomésticos	2	6	PMC - IBGE
16			Artigos farmac., médicos, ortopédicos, perfumaria e cosméticos	2	6	PMC - IBGE
17			Livros, jornais, revistas e papelaria	2	6	PMC - IBGE
18			Equip. e materiais para escritório, informática e comunicação	2	6	PMC - IBGE
19			Outros artigos de uso pessoal e doméstico	2	6	PMC - IBGE
20			Veículos, motos, partes e peças	2	6	PMC - IBGE
21			Material de construção	2	6	PMC - IBGE
22			Comércio varejista - Ampliado	2	6	PMC - IBGE
23		IBC-Br	Brasil	2	6	BCB
24		Sondagem da indústria	Índice de confiança da indústria	2	4	Ibre - FGV
25			Índ. de conf. da ind - Situação atual	2	4	Ibre - FGV
26			Índ. de conf. da ind - Expectativas	2	4	Ibre - FGV
27			Indicador de demanda total	2	4	Ibre - FGV
28			Indicador de nível de estoques	2	4	Ibre - FGV
29			Indicador de demanda total prevista	2	4	Ibre - FGV
30			Indicador de produção prevista	2	4	Ibre - FGV
31			Indicador de emprego previsto	2	4	Ibre - FGV
32		Consumo de energia	Indicador de tendência dos negócios	2	4	Ibre - FGV
33			NUCI	2	4	Ibre - FGV
34			Brasil	2	6	EPE
35			Residencial	2	6	EPE
36			Industrial	2	6	EPE
37			Comercial	2	6	EPE
38			Outros	2	6	EPE

Tabela 1 - Variáveis e transformações utilizadas (continua)

Séries				Transformações		Fonte
39	Mercado de trabalho	Indicadores	Tx de desemprego	2	4	IBGE
40		Pnad	Tx de participação	2	5	IBGE
41		Contínua	População ocupada	2	6	IBGE
42			Rendimento médio real	3	6	IBGE
43		Pessoas admitidas	Total	2	6	Caged
44			Extrativa mineral	2	6	Caged
45			Indústria de transformação	2	6	Caged
46			Serviços industriais de utilidade pública	2	6	Caged
47			Construção civil	2	6	Caged
48			Comércio	2	6	Caged
49			Serviços	2	6	Caged
50			Administração pública	2	6	Caged
51			Agropecuária	2	6	Caged
52		Indicadores Caged	Total	2	6	Caged
53			Extrativa mineral	2	6	Caged
54			Indústria de transformação	2	6	Caged
55			Serviços industriais de utilidade pública	2	6	Caged
56			Construção civil	2	6	Caged
57			Comércio	2	6	Caged
58			Serviços	2	6	Caged
59			Administração pública	2	6	Caged
60			Agropecuária	2	6	Caged
61		Salário médio de admissão		3	6	Caged
62		Salário médio de demissão		3	6	Caged
63	Mercado de crédito	Saldos (R\$ bilhões)	PJ	3	7	BCB
64			PF	3	7	BCB
65			Total	3	7	BCB
66		Saldo PF - Livre	Total	3	7	BCB
67			Cheque especial	3	6	BCB
68			Crédito pessoal	3	6	BCB
69			Aquisição de veículos	3	7	BCB
70			Aquisição de outros bens	3	6	BCB
71			Cartão de crédito	3	6	BCB
72			Demais	3	7	BCB
73		Saldo PF - Direcionado	Total	3	7	BCB
74			Crédito rural	3	6	BCB
75			Financiamento imobiliário	3	7	BCB
76			Demais	3	7	BCB
77		Saldo PJ - Livre	Total	3	7	BCB
78			Desconto de duplicatas	3	6	BCB
79			Capital de giro	3	7	BCB
80			ACC	3	6	BCB
81			Financiamento exportações	3	6	BCB
82			Demais	3	6	BCB
83		Saldo PJ - Direcionado	Total	3	7	BCB
84			Crédito rural	3	6	BCB
85			BNDES	3	7	BCB
86			Demais	3	6	BCB
87	Agregados monetários	M1		3	6	BCB
88		M2		3	6	BCB
89	Indicadores fiscais	Resultados Governo Central	Receita líquida	3	6	Tesouro
90			Despesas totais	3	6	Tesouro
91			Despesas obrigatórias	3	6	Tesouro
92			Despesas discricionárias	3	6	Tesouro
93			Dívida bruta/PIB em 12 meses	1	6	Tesouro

Tabela 1 - Variáveis e transformações utilizadas (fim)

Séries					Transformações		Fonte	
94	Inflação	IPCA (var. mensal)	Total		2	4	IBGE	
95			Preços administrados		2	4	IBGE	
96			Preços livres		2	4	IBGE	
97			Critério BC	Alimentação	2	4	IBGE	
98				Serviços	2	4	IBGE	
99				Produtos industriais	2	4	IBGE	
100			Medidas subjacentes	Alimentação no domicílio subjacente	2	4	IBGE	
101				Serviços subjacente	2	4	IBGE	
102				Bens industriais subjacente	2	4	IBGE	
103			Núcleos	IPCA-DP	2	4	IBGE	
104				IPCA-MS	2	4	IBGE	
105				IPCA-MA	2	4	IBGE	
106				IPCA-EX0	2	4	IBGE	
107				IPCA-EX1	2	4	IBGE	
108				IPCA-EX2	2	4	IBGE	
109				IPCA-EX3	2	4	IBGE	
110				Média dos núcleos	2	4	IBGE	
111		IGP-DI (var. mensal)	Total		2	4	FGV	
112			IPA-DI		2	4	FGV	
113			INCC-DI		2	4	FGV	
114	Contas externas	Balanço de Pagamentos	Transações correntes/PIB (12 meses)		1	6	BCB	
115			IDP/PIB (12 meses)		1	6	BCB	
116			Investimentos em renda fixa/PIB (12 meses)		1	6	BCB	
117			Investimentos em ações/PIB (12 meses)		1	6	BCB	
118		Balança comercial	Exportações - Total		2	6	Funcex	
119			Bens de capital		2	6	Funcex	
120			Intermediários		2	6	Funcex	
121			Bens de consumo duráveis		2	6	Funcex	
122			Bens de consumo não duráveis		2	6	Funcex	
123			Combustíveis		2	6	Funcex	
124			Volume exportado	Importações - Total		2	6	Funcex
125				Bens de capital		2	6	Funcex
126				Intermediários		2	6	Funcex
127				Bens de consumo duráveis		2	6	Funcex
128				Bens de consumo não duráveis		2	6	Funcex
129				Combustíveis		2	6	Funcex
130	Indicadores financeiros	Swap Pré-DI 90 dias		1	4	Bloomberg		
131		Swap Pré-DI 360 dias		1	4	Bloomberg		
132		Taxa Selic target		1	4	Bloomberg		
133		CDI		1	4	Bloomberg		
134		TJLP		1	4	Bloomberg		
135		VIX		1	5	Bloomberg		
136		DXY		1	5	Bloomberg		
137		CDS		1	5	Bloomberg		
138		Índice Ibovespa		1	5	Bloomberg		
139		Taxa de câmbio nominal		1	5	Bloomberg		
140		Taxa de câmbio real		1	5	Bloomberg		
141		Taxa de câmbio real - Peso argentino		1	5	BCB		
142		Treasury 2Y		1	4	Bloomberg		
143		Treasury 10Y		1	4	Bloomberg		
144		Recolhimentos obrigatórios de instituições financeiras - Saldo total		3	5	BCB		
145		Caderneta de poupança (total) - Saldos		3	6	BCB		

Transformações utilizadas: 1 = série original, 2 = série dessazonalizada, 3 = série dessazonalizada e deflacionada, 4 = nível, 5 = log, 6 = primeira diferença do log, 7 = segunda diferença do log.

Nota: BCB - Banco Central do Brasil. Bloomberg; Caged - Cadastro Geral de Empregados e Desempregados, do Ministério da Economia; EPE - Empresa de Pesquisa Energética; FGV - Fundação Getulio Vargas; Funcex - Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior; Ibre FGV - Instituto Brasileiro de Economia, da Fundação Getulio Vargas; PIM IBGE - Pesquisa Industrial Mensal, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; PMC IBGE - Pesquisa Mensal de Comércio, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

4.2 Estimação do modelo

A exemplo do critério utilizado em Forni e Gambetti (2010), o presente trabalho empregou o método IC_{p2} proposto por Bai e Ng (2002) para a escolha do número de fatores estáticos, \hat{r} . O resultado obtido foi $\hat{r}_{br} = 4$, onde o subscrito ' br ' caracteriza que a estimativa encontrada refere-se à aplicação ao caso brasileiro.

Interessante notar que a estimativa \hat{r} obtida para o caso brasileiro é inferior à encontrada por Forni e Gambetti (2010) na aplicação para o caso norte-americano, a qual foi $\hat{r}_{us} = 16$. Como a determinação de \hat{r} depende do número de variáveis N e do tamanho T da amostra, a critério de comparação, realizamos um experimento reduzindo a amostra dos autores para apenas 147 observações mensais, equivalente ao número T de meses empregados no modelo brasileiro (escolhemos as últimas t observações da amostra, ou seja, de setembro de 1995 a novembro de 2007). Adicionalmente, mantivemos $N=112$ variáveis. O resultado obtido nesse experimento foi $\hat{r}_{us}' = 7$, ou seja, abaixo do verificado na aplicação original.

Para determinar o número \hat{q} de fatores dinâmicos para o caso brasileiro (\hat{q}_{br}), também foram empregados os três métodos utilizados por Forni e Gambetti (2010): Bai e Ng (2007), Amengual e Watson (2007) e Hallin e Liska (2007). Os resultados obtidos revelam que o número de fatores dinâmicos encontra-se no intervalo de 3 a 4. O presente trabalho utilizou $\hat{q}_{br} = 4$. A critério de comparação, o resultado obtido por Forni e Gambetti (2010) também foi $\hat{q}_{us} = 4$.

Adicionalmente, seguindo o proposto por Forni e Gambetti (2010), o número de defasagens p_{br} de $\hat{D}(L)$ da equação (8) foi definido como 2, uma vez que os critérios encontrados para o caso brasileiro foram AIC (3 defasagens) e BIC (2 defasagens). Na aplicação original, os autores também definiram $p_{us} = 2$, a média dos critérios AIC (3 defasagens) e BIC (2 defasagens) encontrados.

Em seguida, a identificação estrutural do modelo foi construída a exemplo do proposto em Forni e Gambetti (2010) que, por sua vez, seguiu Eichenbaum e Evans (1995). Para a construção da identificação, assumiu-se que tanto a produção industrial quanto os preços não respondem contemporaneamente ao choque de política monetária, nem direta, nem indiretamente e a taxa de câmbio não afeta contemporaneamente a taxa de juros, nesse caso definida como a Selic. Em outras palavras, utilizou-se o seguinte ordenamento: produção industrial, IPCA, Selic e taxa de câmbio real.

Interessante notar que, para o caso brasileiro, construção semelhante foi realizada no trabalho de Pereira e Fonseca (2012). Os autores definiram a identificação do modelo VAR estrutural assumindo a seguinte ordem: (i) Fator de atividade econômica, (ii) Fator de inflação, (iii) Taxa Selic, (iv) Fator de *spread* de crédito, (v) Fator de volume de crédito, (vi) Fator financeiro doméstico e, (vii) Fator financeiro global. Os autores brasileiros realizaram avaliação semelhante a Forni e Gambetti (2010), concluindo que a escolha de ordenar a taxa Selic após os fatores de atividade econômica e inflação deriva do fato de que a autoridade monetária é capaz de monitorar o estado atual da economia, mas os efeitos do choque de política monetária não ocorrem contemporaneamente. Ademais, os fatores financeiros e de crédito são ordenados por último por conta do pressuposto de que as variáveis financeiras refletem todas as informações atuais disponíveis, mas não contêm informações adicionais além daquelas observadas diretamente pelos formuladores de políticas.

4.3 Principais resultados

Nesta seção serão abordados os principais resultados encontrados na aplicação do modelo de fatores dinâmicos para o caso brasileiro. A Figura 1 exibe as respostas das quatro variáveis utilizadas na identificação do choque contracionista de política monetária, o qual foi determinado como uma elevação de 50 pontos-base na taxa Selic. As linhas pontilhadas correspondem aos intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80% e obtidos através do procedimento de *non-overlapping block bootstrap* descrito na Seção 3.2 (o comprimento do bloco utilizado foi de 24 meses).

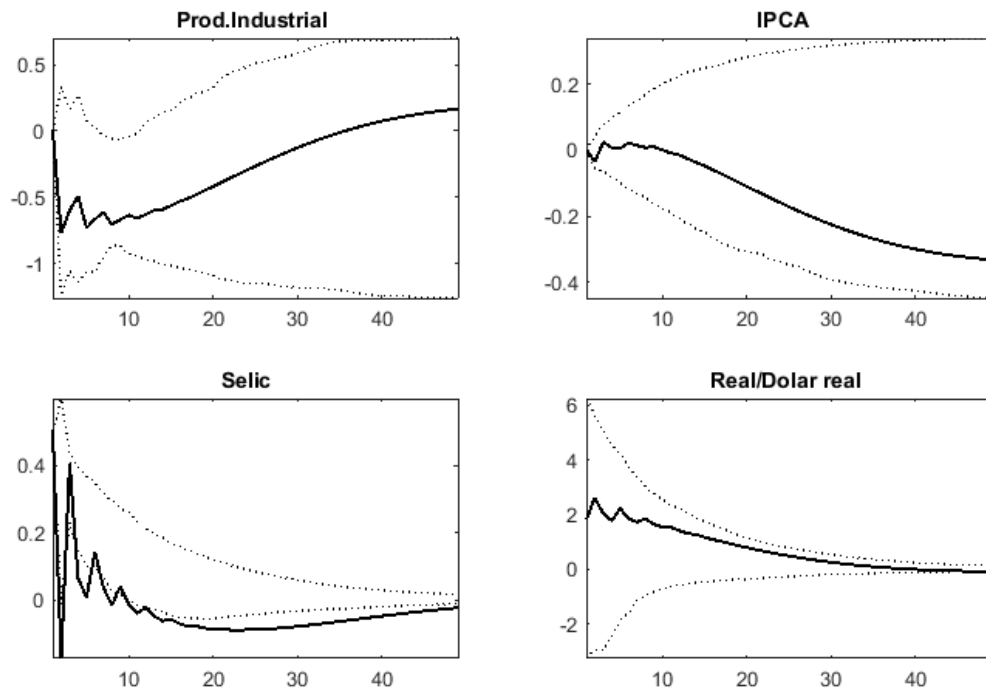
Em seguida, serão apresentadas as Figuras 2 a 8 contendo as respostas obtidas para uma seleção de variáveis de inflação, atividade econômica, mercado de trabalho, mercado de crédito, indicadores fiscais, indicadores de contas externas e indicadores financeiros, respectivamente.

A fim de ilustrar a dinâmica histórica das séries selecionadas, foi incluído, no apêndice B, um conjunto extenso de gráficos.

Uma avaliação conjunta das respostas apresentadas na Figura 1 revela que o choque de política monetária teve efeito contracionista na produção industrial, com duração de pouco mais de 10 meses, tendo efeito máximo de cerca de -0,7% no período. Essa resposta da atividade econômica ao choque contracionista de política monetária ficou em linha com o esperado pela teoria macroeconômica tradicional e se mostrou semelhante ao resultado

observado em Pereira e Fonseca (2012), onde os autores encontraram que o choque de política monetária sobre a atividade econômica tem seu efeito máximo cerca de dez meses após o choque.

Figura 1 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre as variáveis utilizadas na identificação do próprio choque



Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

As respostas obtidas para o nível de preço (medido pelo IPCA) e para a taxa de câmbio real, contudo, levam a maiores discussões. A análise dos gráficos revela que a resposta do IPCA ao choque de política monetária é praticamente nula até o décimo mês, com os preços assumindo tendência permanente de queda somente a partir de então, com recuo de cerca de 0,3%.

Com relação à dinâmica da taxa de câmbio real, a aplicação do modelo mostra que o choque contracionista de política monetária leva a uma depreciação imediata da taxa de câmbio, de pouco mais de 2%, com a taxa de câmbio voltando para seu nível original apenas após cerca de 30 meses.

Iniciando a discussão a partir do comportamento da taxa de câmbio real, a literatura macroeconômica tradicional postula que um aumento na taxa de juros leva a uma apreciação

da taxa de câmbio (Blanchard, 2007). Essa proposição, por sua vez, deriva da combinação de expectativas racionais, paridade descoberta da taxa de juros e paridade do poder de compra. Contudo, conforme observado por Gonçalves e Guimarães (2011), sob certas condições, taxas de juros mais altas podem não tornar a moeda doméstica mais atraente. Em seu artigo, os autores estimaram o impacto de um choque contracionista de política monetária sobre a taxa de câmbio no Brasil utilizando a metodologia de identificação via heterocedasticidade e empregando dados de janeiro de 2000 a dezembro de 2006.

Os resultados obtidos pelos autores sinalizam que, no Brasil, elevações inesperadas dos juros geram em média depreciações da taxa de câmbio: um aumento de 100 pontos base nas taxas de juros leva a uma depreciação média entre 0 e 2% no período entre 2000 a 2006.

Para os autores, a explicação para tal movimento está diretamente relacionada aos níveis de dívida e, consequentemente, probabilidade de calote da dívida (risco de *default*) do país. A intuição parte do fato de que o *default* da dívida pública está associado à queda nos níveis de produção da economia. Essa contração da atividade, por sua vez, reduz a quantidade de impostos arrecadados e, portanto, os recursos disponíveis para pagamento da dívida. Taxas de juros mais altas implicam maiores chances de *default*. Assim, o aumento das taxas de juros tem dois efeitos opostos: o primeiro é aumentar a remuneração dos títulos de dívida (o que elevaria a entrada de capitais no país e, por tanto, apreciaria a moeda doméstica), enquanto o segundo é reduzir a quantidade esperada de recursos disponíveis devido aos custos esperados mais altos decorrentes de uma maior probabilidade de *default* (o que levaria a uma depreciação cambial). Os autores concluem que o segundo efeito predomina sobre o primeiro se as chances de *default* do país forem elevadas.

Utilizando abordagem semelhante a Gonçalves e Guimarães (2011), Couto e Meurer (2017) também estimaram o impacto de um choque contracionista de juros sob a taxa de câmbio no Brasil utilizando dados de 2004 a 2016. Os resultados obtidos corroboram a avaliação de que existe uma relação positiva entre as variações da taxa de juros e as variações da taxa de câmbio, conclusão também encontrada no presente trabalho.

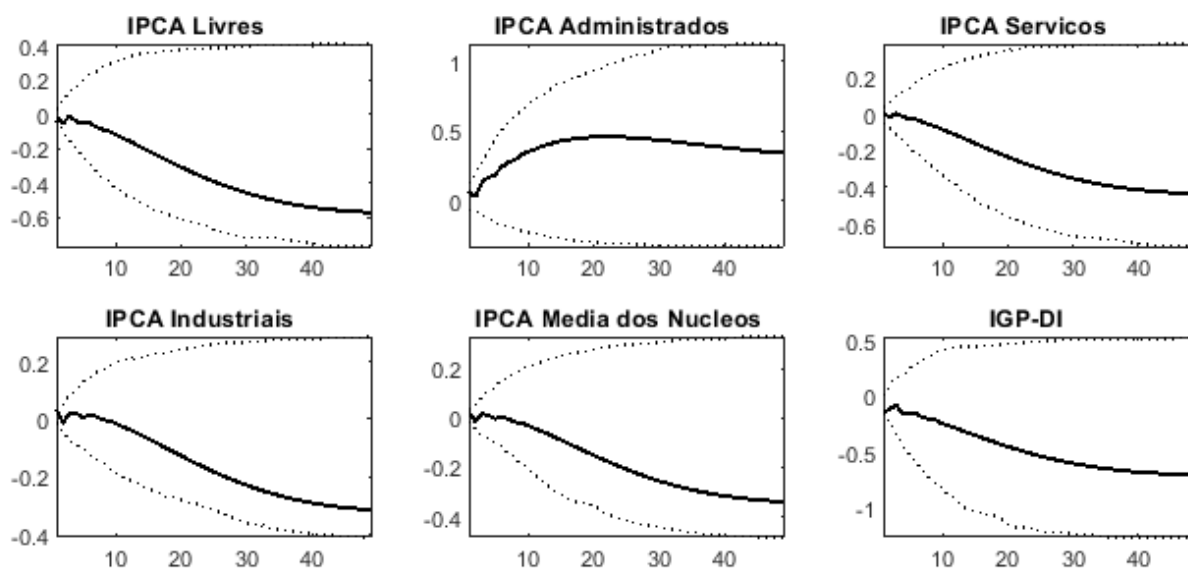
Em seguida, retornando a atenção à resposta do IPCA ao choque de política monetária, destaca-se novamente que esta acontece com uma defasagem de cerca de dez meses. Por se tratar de um modelo de equilíbrio dinâmico, pode-se concluir que tal resposta ‘atrasada’ da

inflação reflete a taxa de câmbio relativamente depreciada, pressionando os níveis de preços, efeito conhecido como “pass-through”⁴.

Adicionalmente, interessante notar o comportamento distinto das diferentes agregações do IPCA ao choque de política monetária. De acordo com a Figura 2, a reposta negativa dos agrupamentos ‘IPCA Livres’ e ‘IPCA Serviços’ foi mais rápida e mais significativa relativamente ao IPCA total, revelando maior sensibilidade desses agrupamentos ao choque de política monetária contracionista. Por outro lado, a resposta obtida para o ‘IPCA Administrados’ revelou um aumento do nível desses preços, mesmo na presença de um choque contracionista de juros.

De fato, conforme trabalho de Figueiredo e Ferreira (2002), os preços administrados – que representam pouco mais de 25% do IPCA – são reconhecidamente menos sensíveis relativamente às condições de oferta e demanda no Brasil, reduzindo a transmissão da política monetária à taxa de inflação.

Figura 2 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores de Inflação

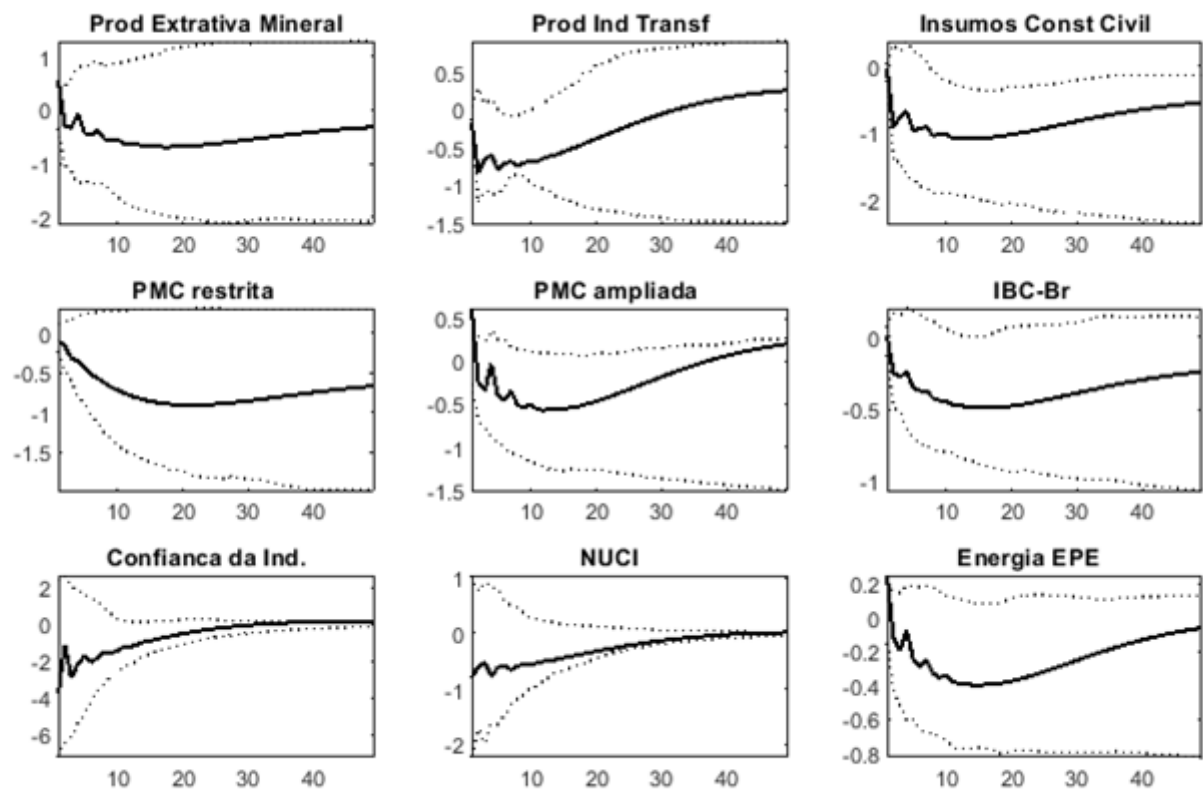


Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

⁴ Ver Estudo especial nº 26/2018 do Banco Central - Repasse cambial sob a ótica de um modelo semiestrutural. Disponível em <https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/Repasse_cambial_sob_a_otica_de_um_modelo_semiestrutural.pdf>. Acesso em 30 nov. 2019.

Seguindo a análise dos resultados, conforme adiantado no início desta seção, os indicadores de atividade econômica mostram uma resposta contracionista em relação ao choque de aumento da taxa de juros, em linha com o esperado. A Figura 3 revela que tanto os diferentes setores industriais como seus indicadores de atividade (Confiança da indústria e Nível de Utilização da Capacidade Instalada, NUCI), respondem negativamente ao choque. Comportamento semelhante pode ser observado nos indicadores de vendas varejistas, sinalizando uma redução do consumo das famílias brasileiras como resposta ao choque.

Figura 3 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores de Atividade econômica



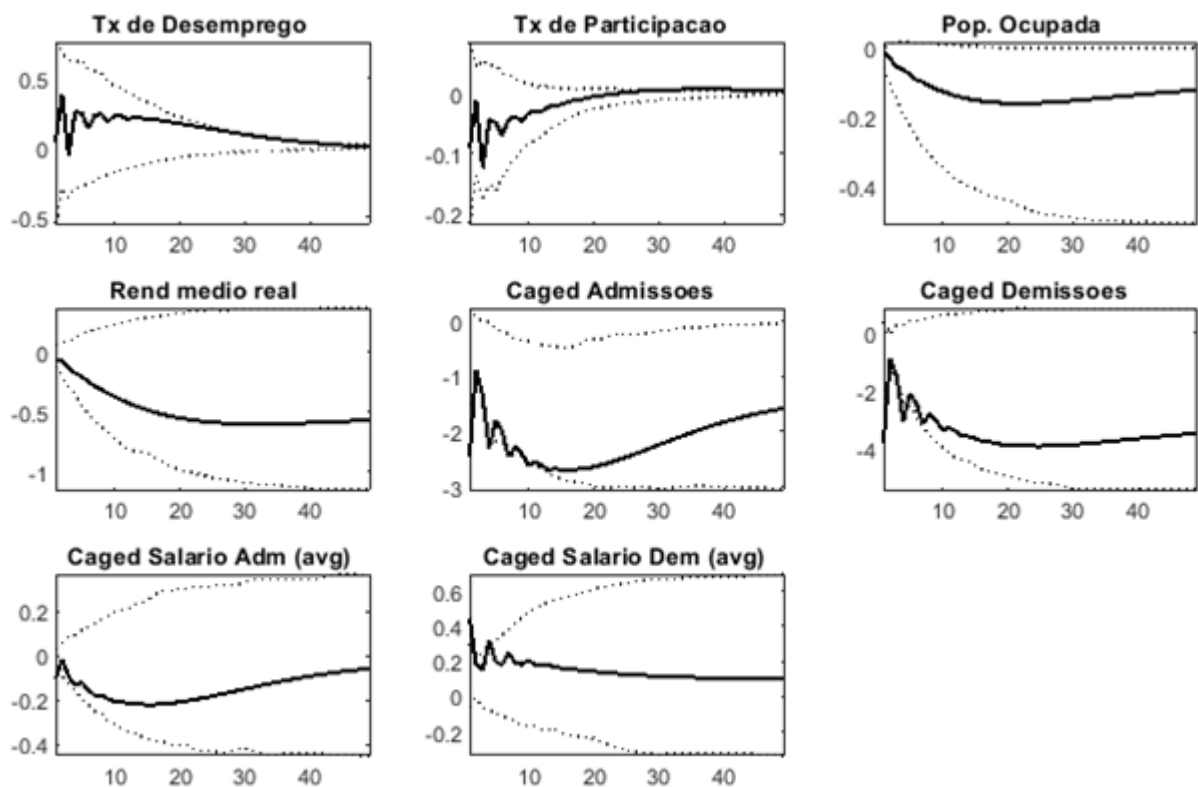
Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

O choque de política monetária também se traduz em uma resposta contracionista dos indicadores de mercado de trabalho. Conforme se pode notar na Figura 4, a taxa de desemprego, a população ocupada e os rendimentos médios da economia respondem

negativamente ao choque com apenas um mês de defasagem. Adicionalmente, a redução do número de pessoas ocupadas e a diminuição dos salários médios têm efeito permanente.

Ademais, é interessante notar as respostas obtidas para os indicadores de salário médio de admissão e de salário médio de demissão, medidos pelo Ministério do Trabalho (Caged). O aumento da taxa de juros leva a uma redução imediata dos salários médios de admissão, concomitante a um aumento dos salários médios de demissão. Ou seja, há evidência de claro processo de ajuste do mercado de trabalho diante do choque: as novas contratações são feitas com salários médios relativamente mais baixos, ao mesmo tempo em que são demitidos aqueles que recebem relativamente maiores salários.

Figura 4 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores de Mercado de trabalho



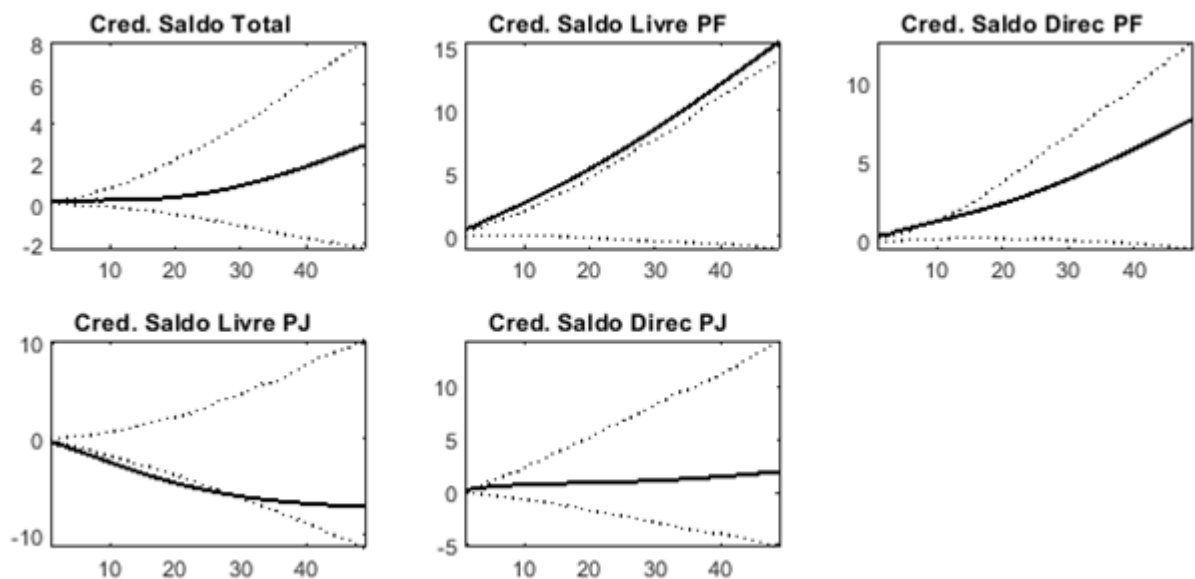
Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

A Figura 5, por sua vez, exibe as respostas obtidas para os indicadores do mercado de crédito. Conforme se pode notar, as evidências são de que não há uma redução dos saldos de

crédito diante do choque contracionista de política monetária. A exceção ficou para o Saldo de crédito livre para pessoa jurídica. Tal resultado diverge do encontrado por Pereira e Fonseca (2012), quando os autores utilizaram dados de Janeiro de 2003 a Março de 2012, e reconheceram uma redução dos volumes de crédito na economia após um aumento na taxa Selic.

Entendemos que uma das explicações para o resultado encontrado no presente trabalho esteja no fato de que durante parte relevante do período analisado por nós a taxa média de crescimento do saldo de crédito esteve significativamente elevada e em aceleração: considerando o saldo total das operações, esta taxa média de crescimento anual entre 2007 a 2013 foi de 14%. A este respeito, inclusive, interessante notar que para boa parte das variáveis de crédito utilizadas no modelo, a obtenção de estacionariedade das séries só foi possível após a adoção da segunda diferença do log.

Figura 5 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores de Mercado de crédito



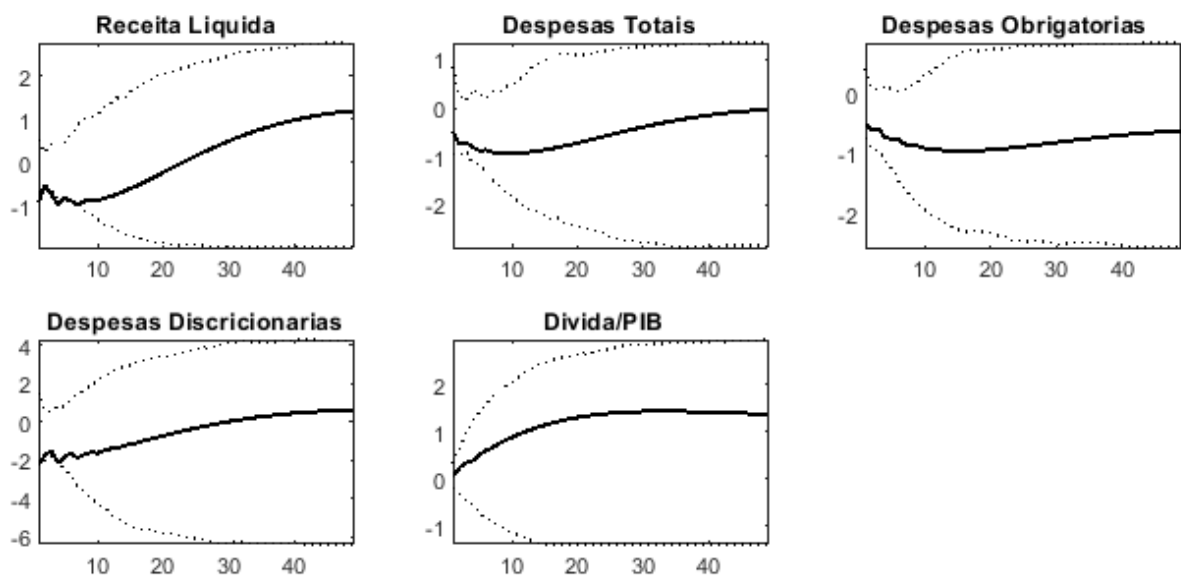
Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

A respeito dos indicadores de política fiscal, a Figura 6 revela que o choque de aperto monetário resulta em uma redução imediata da Receita líquida e da Despesa (tanto Total,

como Obrigatória e Discricionária). Adicionalmente, a relação Dívida/PIB também responde contemporaneamente, com impacto máximo de aumento de 1,5% após pouco mais de vinte meses.

Tais evidências corroboram a análise realizada por Kaplan, Moll e Violante (2018) de que os efeitos da política monetária estão entrelaçadas com a política fiscal, devido a uma menor importância do canal de substituição intertemporal do consumo. Como o governo é o principal emissor de títulos, uma mudança na taxa de juros afeta necessariamente a restrição orçamentária intertemporal do governo, gerando uma resposta fiscal que, por sua vez, afeta a renda disponível das famílias.

Figura 6 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores de Política fiscal



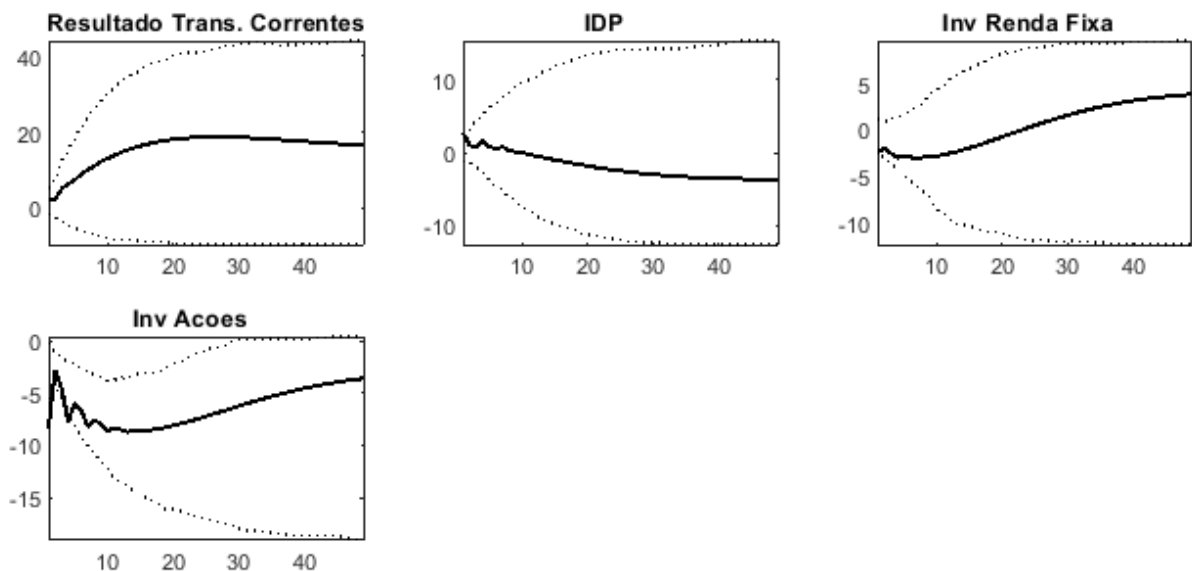
Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

Como pode ser visto na Figura 7, o resultado em Transações Correntes apresenta uma resposta positiva permanente em relação ao choque contracionista de política monetária, significando um aumento do superávit desta conta. Novamente, por se tratar de um modelo dinâmico, entendemos que o resultado obtido aqui guarda estreita ligação com o fato de que o modelo identificou uma depreciação da taxa de câmbio real após o choque, ao mesmo tempo

em que a atividade mostra claro movimento de contração. Estes elementos, por sua vez, levam a um aumento dos superávits em transações correntes, especialmente em função de uma melhora do resultado da balança comercial. A esse respeito, Lourenço e Vasconcelos (2019) investigam os efeitos da taxa de câmbio no fluxo de comércio internacional entre o Brasil e cinco parceiros comerciais por meio de um estudo empírico realizado com dados de 1999 a 2015. Os autores encontraram evidências de que a taxa de câmbio tem efeitos significativos sobre as exportações, mas, sobretudo, sobre as importações: uma taxa de câmbio relativamente depreciada desencoraja as importações. Tal evidência corrobora os resultados encontrados no presente trabalho.

Destacamos adicionalmente o comportamento da conta de ‘Lucros e dividendos’, que também compõe o resultado em transações correntes. A atividade mais fraca reduz a capacidade de transferência desses recursos ao exterior, movimento acentuado diante da depreciação da moeda doméstica.

Figura 7 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores de Contas externas

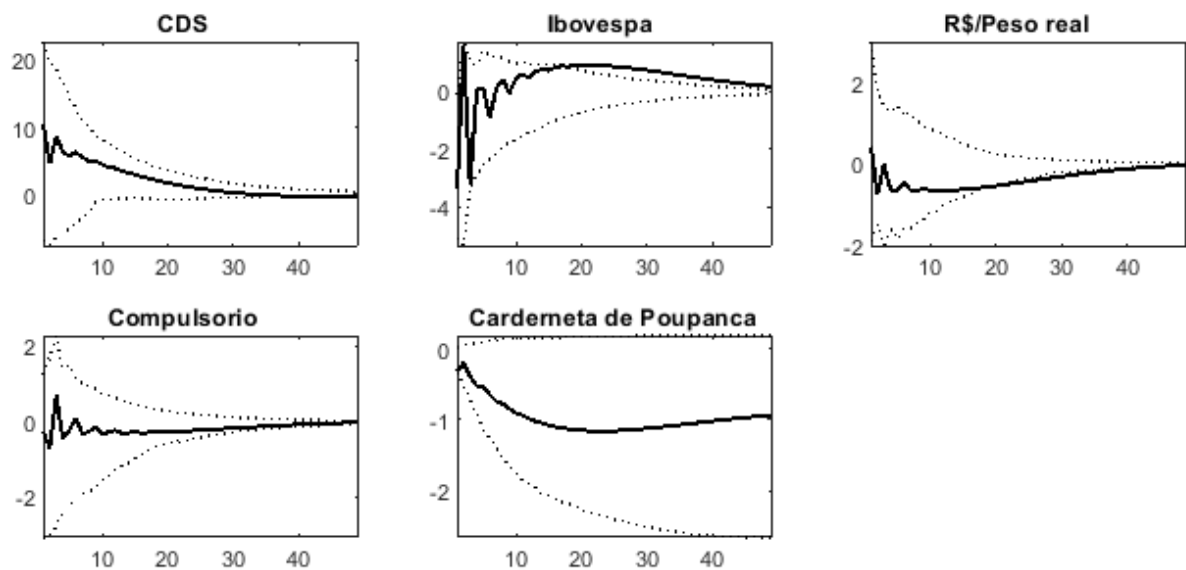


Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

Por sua vez, a resposta obtida para os indicadores de investimentos estrangeiros (Investimento direto no país, Investimento em renda fixa e Investimento em ações) foi contracionista, corroborando o argumento de Gonçalves e Guimarães (2011) de que, sob determinadas situações, um aumento da taxa de juros pode ser percebido pelos investidores estrangeiros como um aumento do risco de *default*, reduzindo a atratividade dos investimentos domésticos.

Concluindo o conjunto de variáveis utilizadas no modelo, a Figura 8 exibe as respostas para uma seleção de indicadores financeiros. Reforçando a argumentação do parágrafo anterior, o modelo revela que o choque contracionista de política monetária tem um efeito imediato de aumento de cerca de 10 pontos no índice CDS (*Credit Default Swap*) de cinco anos, o que significa um aumento da percepção de risco de *default*.

Figura 8 - Função impulso resposta a um choque contracionista de política monetária sobre uma seleção de indicadores financeiros



Nota: As linhas sólidas representam a média do impulso resposta estimado e as linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança construídos com probabilidade de 80%. Eixo horizontal: meses após o choque. Eixo vertical: porcentagem.

Adicionalmente, corroborando a intuição de que o choque de política monetária reduz o apetite a risco, a resposta do índice Ibovespa, embora apresente significativo ruído, é negativa.

Interessante notar a resposta da variável que mede a taxa de câmbio R\$/peso argentino, em termos reais. Diferentemente do observado na relação R\$/US\$ em termos reais, nesse caso, a taxa de câmbio responde com uma apreciação. Ou seja, há evidências de que o aumento da taxa de juros no Brasil aumenta a atratividade a ativos brasileiros em relação aos argentinos, apreciando a taxa de câmbio relativa entre os países.

Ademais, o modelo releva que o recolhimento obrigatório das instituições financeiras (Compulsório) praticamente não reage ao choque contracionista de política monetária. Por fim, destaca-se a resposta imediata de contração da Caderneta de poupança ao choque. Entendemos que o racional por trás deste movimento se apoia no fato de que os poupadores recorrem a investimentos com maiores retornos médios após o aumento da taxa básica de juros, Selic.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho analisou os efeitos de um choque de política monetária no Brasil a partir da aplicação de um modelo de fatores dinâmicos generalizados. Esta abordagem permite a utilização de um conjunto amplo de informações e, portanto, evita uma limitação importante dos modelos VAR do tipo estrutural.

Os resultados obtidos confirmam que a atividade econômica responde negativamente a um aumento da taxa de juros. Contudo, contrariando o livro texto, o modelo revelou que o choque produz uma depreciação imediata da taxa de câmbio em termos reais, o que, por se tratar de um modelo dinâmico, pressiona os níveis de preços, atrasando a resposta da inflação ao aumento da taxa de juros. Ademais, os resultados do modelo indicaram que o choque na política monetária tem papel considerável no ajuste do mercado de trabalho e nos indicadores fiscais.

Entendemos que o modelo de fatores dinâmicos é uma ferramenta promissora para a macroeconomia aplicada e tende a ser cada vez mais utilizada nos trabalhos empíricos para o Brasil, na medida em que, com o passar do tempo, teremos um conjunto cada vez maior de indicadores disponíveis. Uma extensão interessante para este trabalho seria a aplicação desse arcabouço econométrico para o estudo da transmissão de outros choques na economia brasileira, como, por exemplo, um choque de política fiscal. Um outro exercício a ser considerado utilizando a abordagem de fatores dinâmicos estruturais seria o de avaliação da resposta dos indicadores domésticos diante de um choque desenhado sobre as variáveis internacionais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMENGUAL, Dante; WATSON, Mark W. Consistent estimation of the number of dynamic factors in a large N and T panel. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 25, n. 1, p. 91-96, 2007.
- BAI, Jushan. Inferential theory for factor models of large dimensions. *Econometrica*, v. 71, n. 1, p. 135-171, 2003.
- BAI, Jushan; NG, Serena. Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, v. 70, n. 1, p. 191-221, 2002.
- BAI, Jushan; NG, Serena. Determining the number of primitive shocks in factor models. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 25, n. 1, p. 52-60, 2007.
- BERNANKE, Ben S.; BOIVIN, Jean; ELIASZ, Piotr. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly journal of economics*, v. 120, n. 1, p. 387-422, 2005.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark; GILCHRIST, Simon. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, v. 1, p. 1341-1393, 1999.
- BLANCHARD, Olivier. Macroeconomia (4ª edição). *Pearson Prentice Hall*, 2007, p. 371-373.
- COUTO, Sílvia Verônica Vilarinho; MEURER, Roberto. Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no Brasil: identificação via heterocedasticidade. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 21, n. 2, 2017.
- EFRON, Bradley. Bootstrap methods: another look at the jackknife. In: *Breakthroughs in statistics*. Springer, New York, NY, 1992. p. 569-593.
- EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 110, n. 4, p. 975-1009, 1995.
- FERNANDES, Marcelo; TORO, Juan. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 1, p. 5-32, 2005.
- FIGUEIREDO, Francisco M. R.; FERREIRA, Thaís P. Os preços administrados e a inflação no Brasil. *Working Paper nº 59*, BCB, 2002.
- FORNI, Mario; GAMBETTI, Luca. The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach. *Journal of Monetary Economics*, v. 57, n. 2, p. 203-216, 2010.
- FORNI, Mario *et al.* Opening the black box: Structural factor models with large cross sections. *Econometric Theory*, v. 25, n. 5, p. 1319-1347, 2009.

FORNI, Mario *et al.* The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation. *Review of Economics and statistics*, v. 82, n. 4, p. 540-554, 2000.

FORNI, Mario *et al.* The generalized factor model: one-sided estimation and forecasting. *Journal of the American Statistical Association*, v. 100, p. 830-840, 2005.

FORNI, Mario; LIPPI, Marco. The generalized dynamic factor model: representation theory. *Econometric theory*, v. 17, n. 6, p. 1113-1141, 2001.

GOLDFAJN, Ilan; BICALHO, Aurélio. A longa travessia para a normalidade: os juros reais no Brasil. *Novos Dilemas da Política Econômica - Ensaios em Homenagem a Dionísio Dias Carneiro*, Rio de Janeiro, Grupo Editorial Nacional, 2011.

GONÇALVES, Carlos Eduardo; GUIMARÃES, Bernardo. Monetary policy, default risk and the exchange rate. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 1, p. 33-45, 2011.

GRILLI, Vittorio; ROUBINI, Nouriel. Liquidity models in open economies: Theory and empirical evidence. *European Economic Review*, v. 40, n. 3-5, p. 847-859, 1996.

HALLIN, Marc; LIŠKA, Roman. Determining the number of factors in the general dynamic factor model. *Journal of the American Statistical Association*, v. 102, n. 478, p. 603-617, 2007.

KAPLAN, Greg; MOLL, Benjamin; VIOLANTE, Giovanni L. Monetary policy according to HANK. *American Economic Review*, v. 108, n. 3, p. 697-743, 2018.

LOURENÇO, Lucas dos Santos; VASCONCELOS, Claudio Roberto Fóffano. Impacts of exchange rate non-linearity on Brazilian foreign trade. *International Economics and Economic Policy*, p. 1-21, 2019.

PEREIRA, Pedro L. Valls; DA SILVA FONSECA, Marcelo Gonçalves. Credit Shocks and Monetary Policy in Brazil: A Structural Favar Approach. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 32, n. 2, p. 169-200, 2012.

SIMS, Christopher A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European economic review*, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 20, n. 2, p. 147-162, 2002a.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American statistical association*, v. 97, n. 460, p. 1167-1179, 2002b.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. Dynamic factor models, factor-augmented vector autoregressions, and structural vector autoregressions in macroeconomics. In: *Handbook of macroeconomics*. Elsevier, 2016. p. 415-525.

APÊNDICE A - Construção do histórico dos indicadores de mercado de trabalho

Após o encerramento da Pesquisa Mensal do Emprego (PME), a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (Pnad, a partir daqui) passou a ser a principal fonte de pesquisa sobre o mercado de trabalho no Brasil. Contudo, existe um grande desafio para se trabalhar com os dados da Pnad. A pesquisa começou a ser divulgada somente em 2015 e seu histórico se inicia em 2012.

Por essa razão, optou-se por estimar um histórico mais longo da pesquisa. Tal construção foi feita com base no exercício realizado pela LCA Consultores, intitulado por ‘Revisão das estimativas do histórico da PNAD Contínua’, de 29 de janeiro de 2016.

Seguindo tal abordagem, estimamos a população total a partir das estimativas oficiais do IBGE. Nota-se que os níveis das duas divulgações diferem em alguns milhares de pessoas no período diretamente comparável (a partir de 2012), contudo as taxas de variação se mantêm bastante próximas. Por essa razão, optamos por aplicar a variação mensal das estimativas oficiais do IBGE ao longo de todo o horizonte relevante para a construção da série histórica.

Em seguida, partimos para a variável de interesse: a população em idade de trabalhar. A estratégia foi estimar qual proporção da população total corresponde a essa parcela. Notamos que essa razão assume valores distintos na amostra da Pnad e nas estimativas oficiais do IBGE. Atentando para essa diferença, estimamos a razão que seria observada na amostra da Pnad.

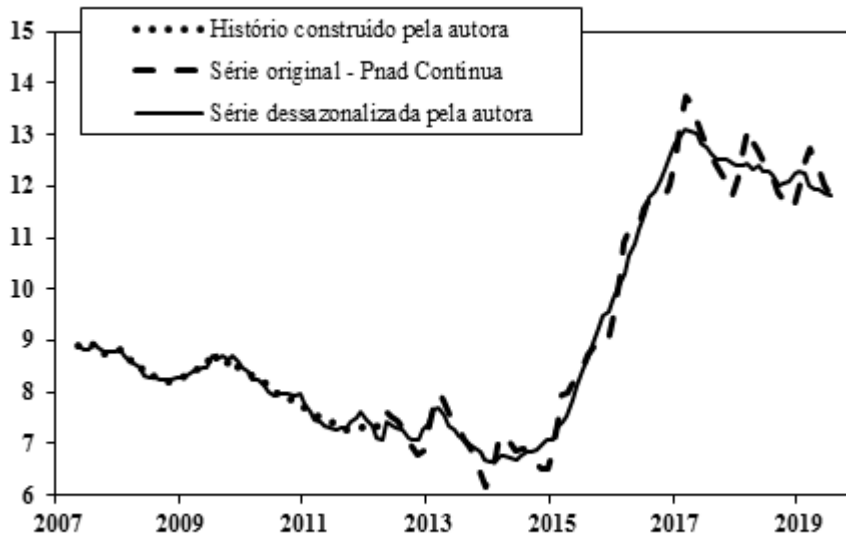
A estimativa da população ocupada tomou por base a variação das ocupações reportada nas Contas Nacionais, também divulgadas pelo IBGE. Contudo, a periodicidade desses dados é anual. Com o objetivo de estimar as variações de curto prazo regredimos as oscilações de curto prazo da população ocupada da Pnad nos ciclos dos dados divulgados pelo Caged e também dos relativos à população ocupada na Região Metropolitana de São Paulo, medida pela Pesquisa de Emprego e Desemprego (Ped) realizada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). Estas últimas pesquisas foram escolhidas por terem histórico mais longo.

A taxa de desemprego foi estimada a partir de duas pesquisas: a Pnad Anual e o desemprego total da Região Metropolitana de São Paulo, medido pela Ped do Seade. Desmembramos a estimativa da taxa de desemprego em dois componentes, tendência e ciclo. A variação da tendência do desemprego foi construída a partir da Pnad anual. Já as oscilações de curto prazo foram estimadas a partir dos dados pelo Seade.

Finalmente, o histórico do rendimento médio do trabalho foi estimado a partir de sua relação com a massa de salários e com as ocupações, ambos presentes nas Tabelas de recursos e usos do Sistema de Contas Nacionais.

As Figuras 9 a 12 exibem o resultado da construção das séries históricas para as quatro variáveis que foram utilizadas no modelo e que tiveram como fonte a Pnad.

Figura 9 - Taxa de desemprego (%)



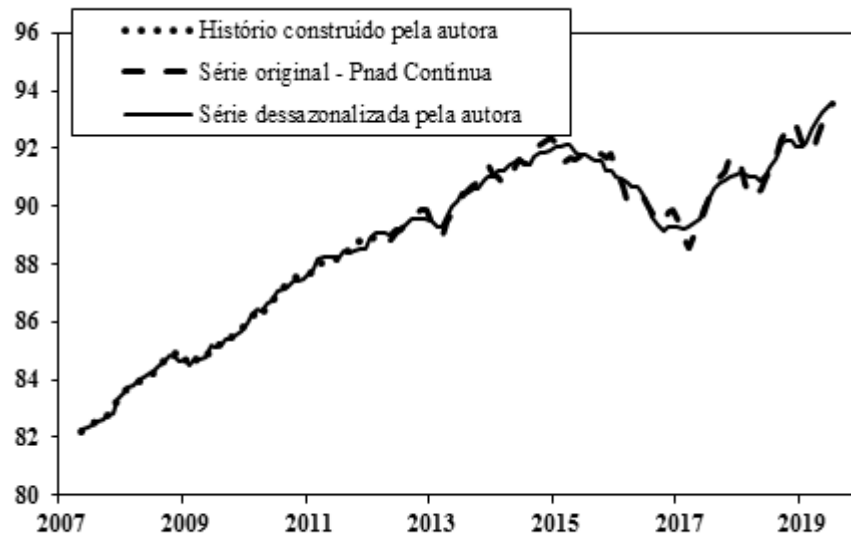
Fonte: Autora, a partir dos dados do IBGE.

Figura 10 - Taxa de participação (%)



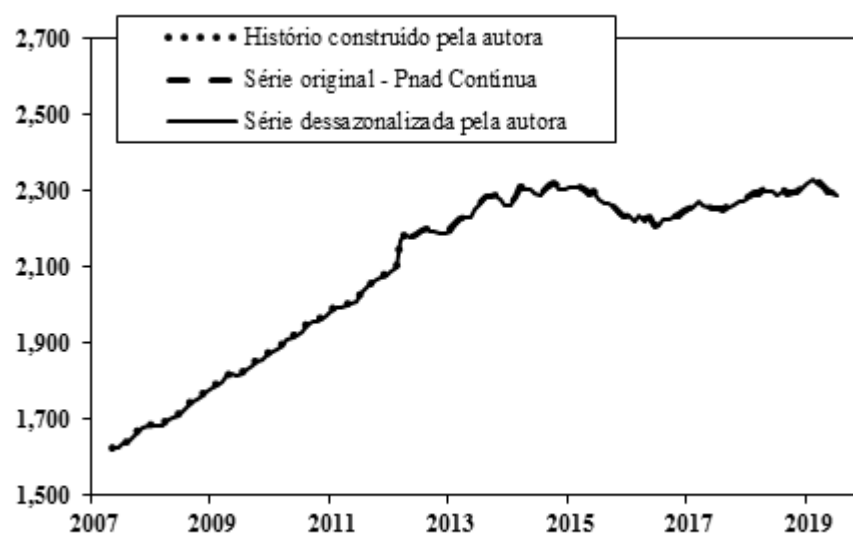
Fonte: Autora, a partir dos dados do IBGE.

Figura 11 - População ocupada (milhões de pessoas)



Fonte: Autora, a partir dos dados do IBGE.

Figura 12 - Rendimento médio real (R\$)



Fonte: Autora, a partir dos dados do IBGE.

APÊNDICE B - Dinâmica histórica de indicadores selecionados

Figura 13 - Variáveis utilizadas na identificação do choque de política monetária

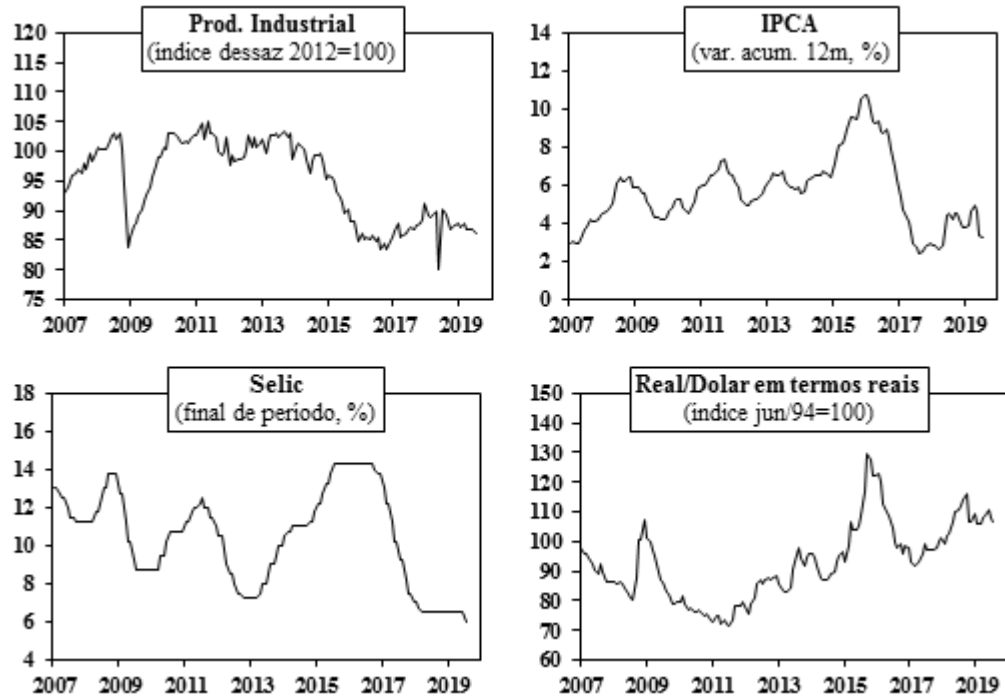


Figura 14 - Indicadores de inflação

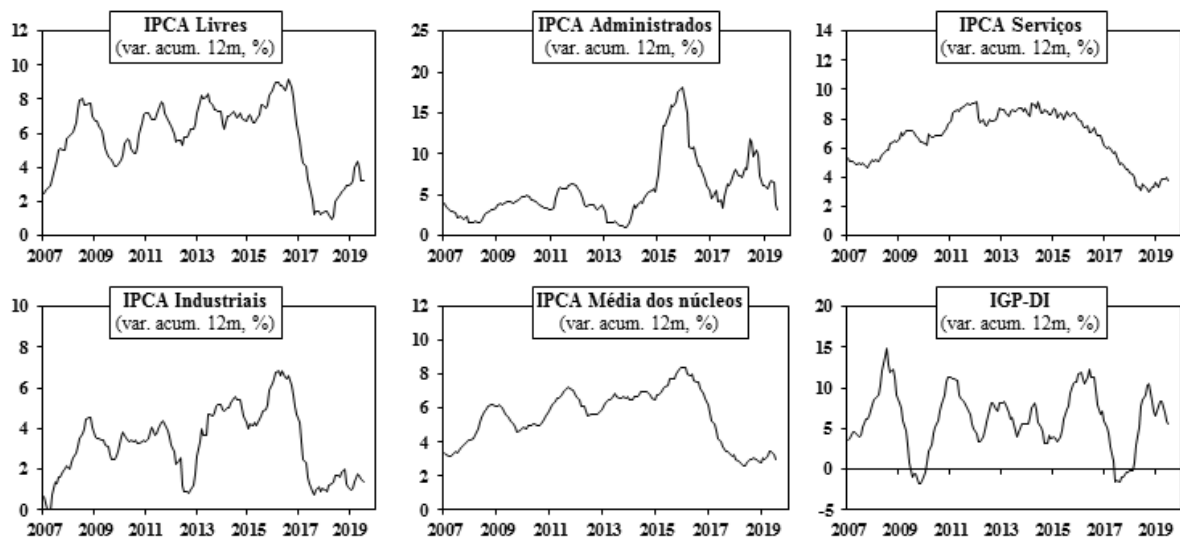


Figura 15 - Indicadores de Atividade econômica

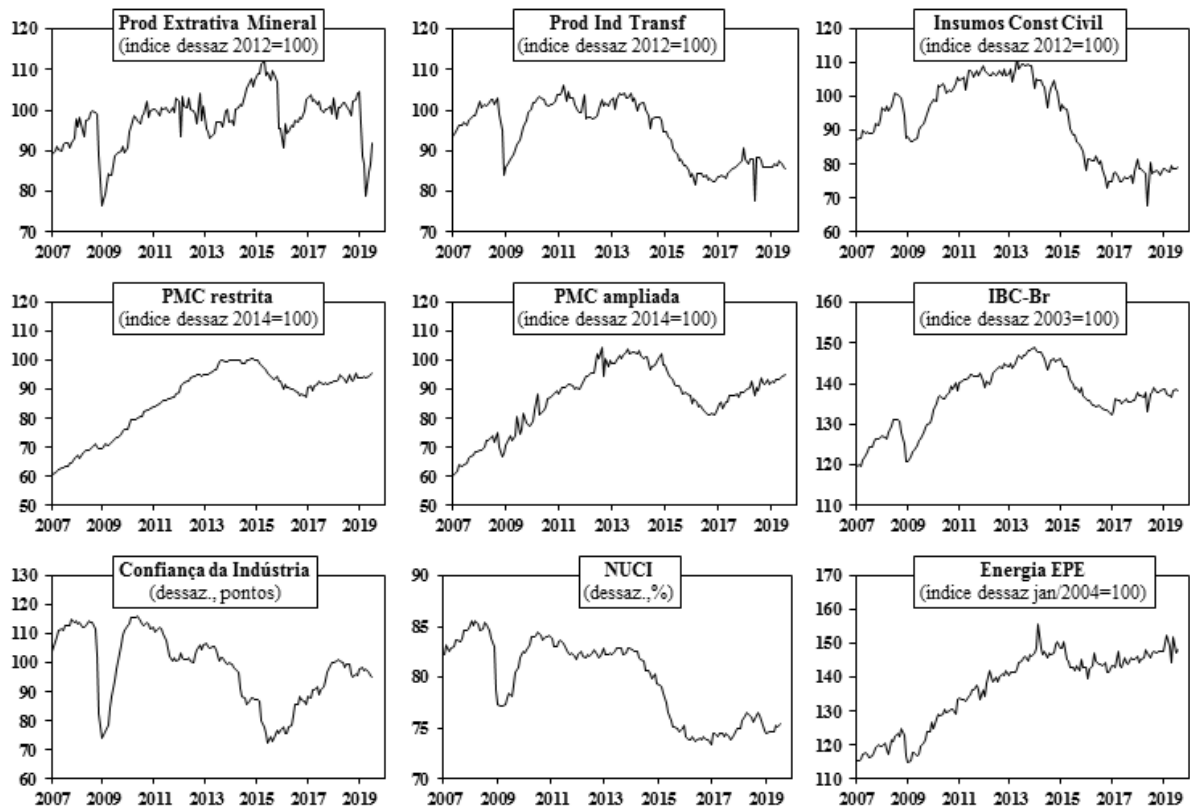


Figura 16 - Indicadores de Mercado de trabalho

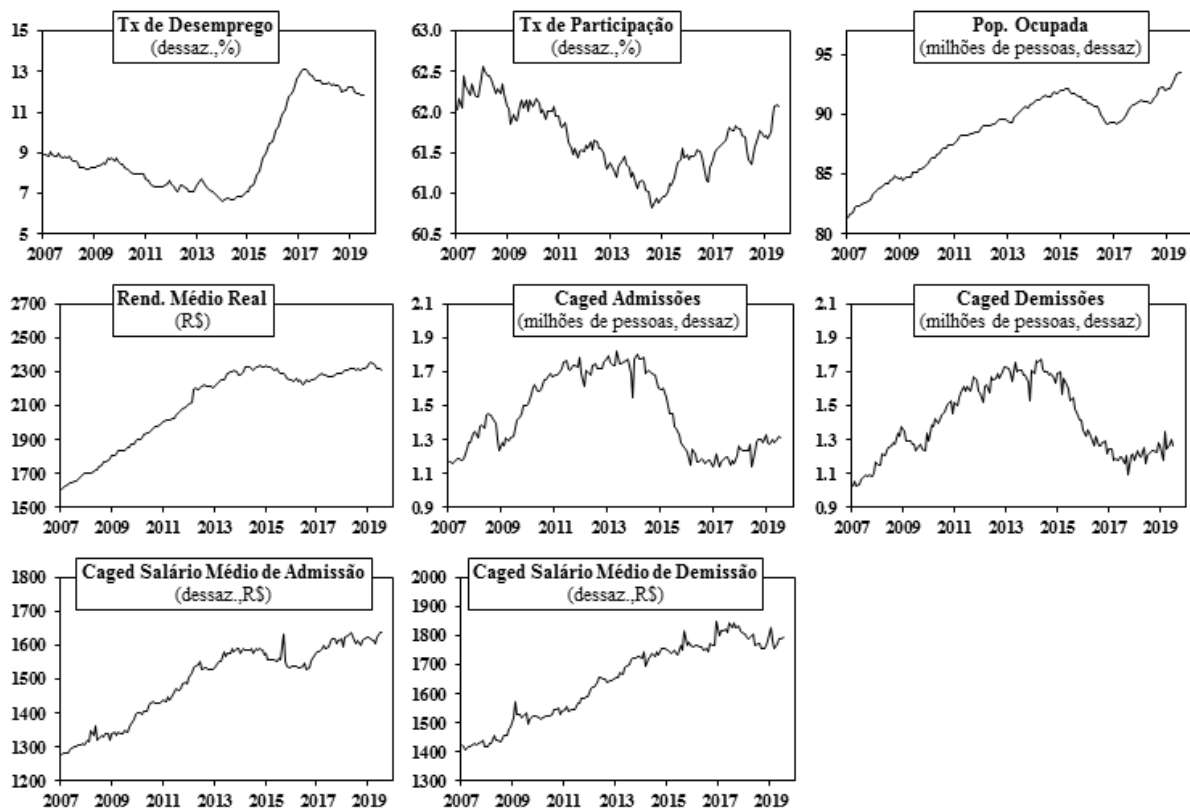


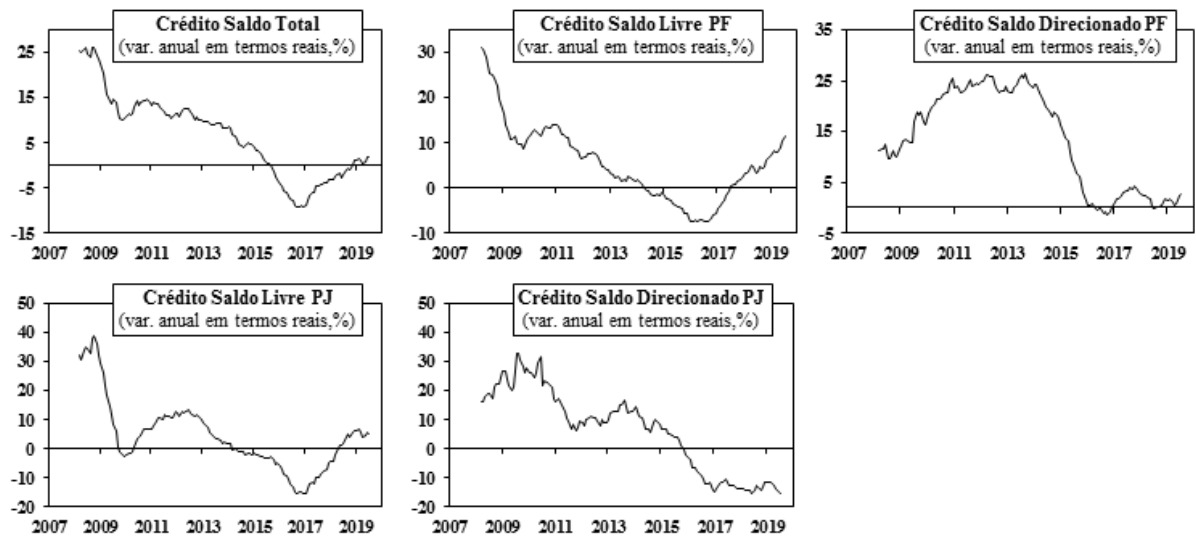
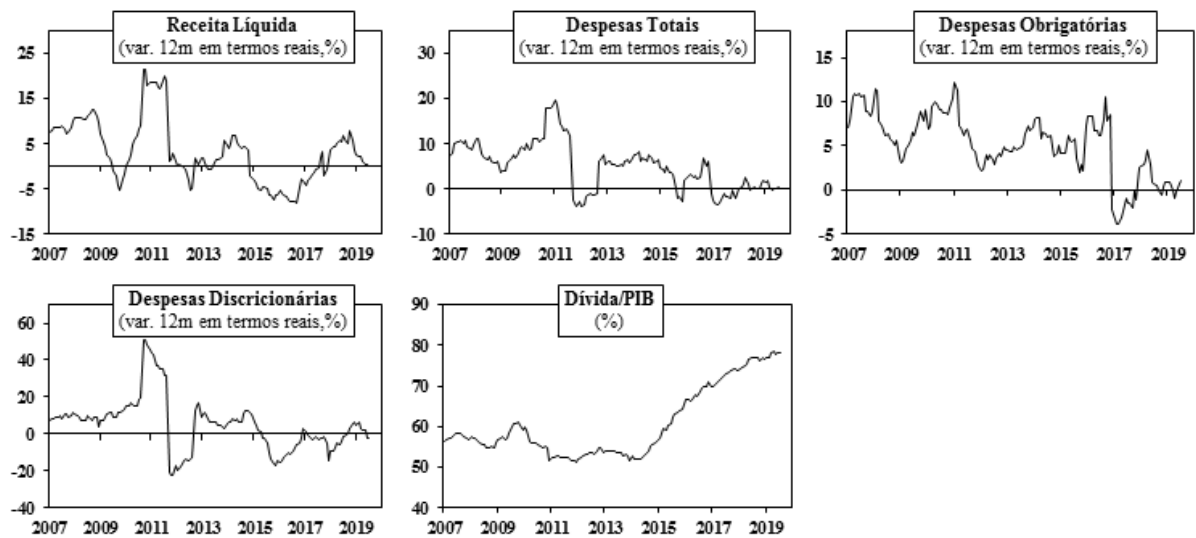
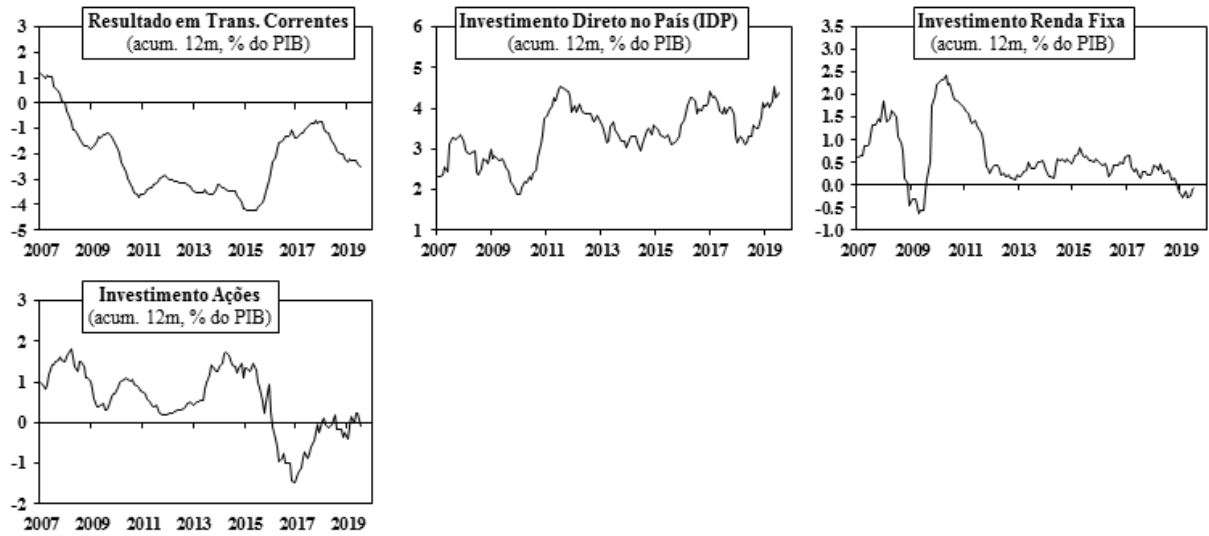
Figura 17 - Indicadores de Mercado de crédito**Figura 18 - Indicadores de Política fiscal**

Figura 19 - Indicadores de Contas externas**Figura 20 - Indicadores Financeiros**