

Impact of monetary policy in income distribution: evidence from Brazil.

G. V. Moura* and A. V. Schmidt†

Maio de 2018

Abstract

Brazil is ranked among the world's most unequal countries and has high income disparities. Recent research shows that monetary policy has a redistribution effect that is non-homogeneous across individuals. Although it is true that individuals will save more when the interest rate is higher and will likely spend more otherwise, when one take into consideration that there are different marginal propensities to consume, the outcomes resulting of a monetary shock, for each type of agent, will vary. Besides the traditional channels (aggregate income and substitution channel), interest rates will also affect people depending on their income composition; prices and depending on their unhedged interest rate exposure. The empirical evidence linking monetary shocks to income inequality is ambiguous as well, leading to the necessity of further investigation on this matter.

In order to investigate the relationship of monetary policy on income distribution in Brazil for the period between 2000 to 2018, we used the capital-labor ratio as proxy to income distribution, as well as monthly data for GDP, inflation rate, exchange rate and interest rate in a bayesian time-varying autoregressive vector model with stochastic volatility. A time-varying framework allows to capture both changes in the coefficients, which can occur, for example, due to changes in the monetary authority behavior. Besides, the stochastic volatility setup allows to capture changes in the economy shocks.

We found out that the positive response of the capital-labor ratio to monetary shocks is significant and lasts more than a year, i.e., a contractionary shock leads to an increase in income inequality. Plus, this result is robust to different periods, which suggests that interest rate shocks have a non negligible long term effect on inequality.

Keywords: Income distribution. Monetary Policy Shocks. TVP-VAR.

*Departamento de Economia, Universidade Federal de Santa Catarina.

†Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina.

Contato: aishameriane.schmidt@posgrad.ufsc.br

Repositório online com códigos e suplementos: <<https://github.com/aishameriane/YSI2018>>.

Este é um trabalho preliminar. Por favor, não cite.

Introdução

A desigualdade de renda é abordada tradicionalmente na literatura como uma questão relacionada à política fiscal. No entanto, existem evidências de que a política monetária tem um efeito redistributivo não-homogêneo entre os indivíduos. Além dos canais tradicionais (canal da renda agregada e canal de substituição), a taxa de juros também impacta os agentes (i) através da fonte sua renda, que pode ser proveniente de trabalho ou capital; (ii) através dos preços (que afetam as decisões de investimento) e (iii) através maturidade dos ativos e passivos, que deixa a carteira de investimentos mais ou menos exposta à taxada exposição à choques monetários. Este último significa que, por um lado, dependendo da composição e maturidade dos ativos, algumas pessoas irão perder enquanto outras irão ganhar com as mudanças na taxa de juros. Isso pode ser explicado teoricamente pelo fato de que os aumentos na taxa de juros fazem com que os indivíduos optem por poupar mais e, alternativamente, políticas monetárias expansionistas aumentam o consumo. Esse comportamento não é homogêneo na população e os resultados das decisões de política monetária dependem das propensões marginais a consumir, de forma que os efeitos da política serão percebidos de maneira distinta por diferentes agentes, levando ao efeito redistributivo (AUCLERT, 2017).

A desigualdade, enquanto um termo geral, apresenta diferentes dimensões, como desigualdade de poder político, desigualdade de oportunidades, desigualdade de gênero, etc. Essa característica de “múltiplas facetas” permanece mesmo quando nos restringimos a tratar especificamente de desigualdade econômica, pois podemos falar de desigualdade monetária e não monetária, que, por sua vez, ainda apresentam sub-divisões. Dentro do primeiro grupo, a desigualdade de renda é comumente tratada como uma medida entre indivíduos, isto é, analisa-se a concentração de renda por percentis da população (ATKINSON; BOURGUIGNON, 2014).

As séries de desigualdade de renda para o Brasil são escassas e sua periodicidade, no caso das séries existentes, é anual (MORGAN, 2017). Uma vez que o objetivo deste trabalho é analisar impactos de mudanças na política monetária, são necessários dados que tenham pelo menos periodicidade trimestral, para que as relações de curto prazo possam ser detectadas. O trabalho de Mumtaz & Theophilopoulou (2017) utiliza microdados de pesquisas com famílias para calcular índices de desigualdade para consumo, renda, etc; estas pesquisas são similares à POF (Pesquisa de Orçamento Familiar) ou à PNAD (Pesquisa Nacional de Amostragem por Domicílios) Contínua, ambas feitas no Brasil. Entretanto, estas duas pesquisas não podem ser utilizadas: a primeira não é executada todos os anos e a segunda ainda não tem dados suficientes para recuperar uma amostra de tamanho satisfatório.

Por outro lado, são disponibilizados os dados oficiais, a partir das declarações de imposto de renda coletados pela Receita Federal do Brasil, dos rendimentos mensais do capital e rendimentos do trabalho. Os rendimentos do capital compreendem o que as pessoas físicas declararam como juros e lucros provenientes de aplicações de capital próprio ou de terceiros, aplicações em ações e fundos de investimento, recebimentos de aluguéis, rendimentos de aplicações de renda fixa. Já os rendimentos do trabalho são referentes a salários e similares. A partir destas duas séries de dados, construímos o que estamos denominando de *razão capital-trabalho*, que é o quociente entre a série dos rendimentos do capital e a série dos rendimentos do trabalho. Por sua vez, esta medida pode ser vista como a divisão do *share* do capital pelo *share* do trabalho e portanto está relacionada com a distribuição funcional da renda entre estes dois fatores, capital e trabalho.

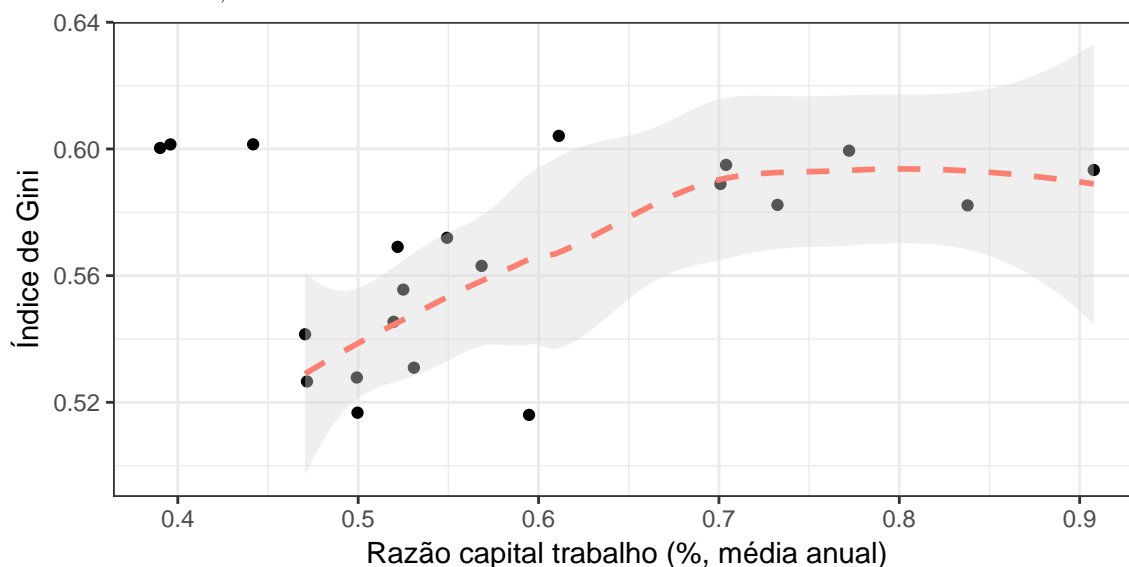
No trabalho de Bengtsson & Waldenström (2017) é investigada a relação empírica entre a distribuição funcional da renda com a distribuição da renda pessoal, sendo que os resultados encontrados apontam para uma associação positiva entre estas dimensões de desigualdade. Isto vai ao encontro do trabalho de Piketty (2014) que conclui, a partir da evolução histórica da distribuição dos rendimentos do trabalho e rendimentos do capital, que a distribuição dos salários é menos desigual do que a distribuição dos rendimentos do capital. Neste sentido, um mecanismo alterando a distribuição funcional da renda, que transfira renda do trabalho para o capital (provocando um aumento na razão capital-trabalho), estaria promovendo desigualdade de renda.

Especificamente para os dados do Brasil, encontra-se uma associação positiva entre a razão capital-trabalho e o Índice de Gini (de renda). A Figura 1 exibe os valores anuais da razão capital-trabalho (média) e índice de Gini para os anos de 1995 a 2015. É possível perceber um comportamento crescente entre os valores, com exceção de três outliers localizados no canto superior esquerdo do gráfico. O coeficiente de correlação de Spearman considerando a amostra toda é de 0.1545 (p -valor = 0.5019) enquanto que sem os outliers a correlação passa a ser significativa a um nível de confiança de 99% ($\rho = 0.7461$, p -valor < 0.001). Os valores discrepantes correspondem aos anos que se seguiram após a implantação do Plano Real (1995 a 1997) e a razão capital-trabalho apresentou valores mais baixos em decorrência do aumento nas rendas do capital (em média) para os três anos. Uma explicação possível é que a produtividade total dos fatores teve um aumento neste período (estimado no trabalho de Barbosa Filho, Pessôa & Veloso (2010)) e pode não ter sido mais que proporcional ao aumento anterior do fluxo de capitais, decorrentes da maior abertura da economia iniciada no começo dos anos 90. Mesmo com a falta de uma explicação definitiva para a ocorrência destes valores na série, o restante dos dados aponta para uma relação positiva entre o Índice de Gini e a razão capital-trabalho, o que vai ao encontro do descrito na literatura mencionados anteriormente (PIKETTY, 2014; BENGTSSON; WALDENSTRÖM, 2017). Sendo assim, a medida de desigualdade de renda a ser utilizada neste trabalho será a razão capital-trabalho (em valores mensais) para o período de 1996 a 2017.

Os estudos empíricos que relacionam a política monetária à desigualdade são divergentes nos resultados. Bivens (2015) argumenta que choques de política monetária expansionista do Banco Central dos Estados Unidos, se a economia estiver próxima ao pleno emprego, irão diminuir a desigualdade, porém este efeito é de pequena magnitude. Ainda para a economia americana, o trabalho de Coibion et al. (2017) também é sugestivo de que os choques contracionistas de política monetária aumentam desigualdade e choques expansionistas estão associados com redução de desigualdade. Casiraghi et al. (2017), utilizando dados da economia italiana, encontraram um efeito desprezível de política monetária sobre a desigualdade enquanto que Guerello (2017), com dados da zona do Euro, encontrou uma associação negativa entre desigualdade e taxa de juros. Os aumentos na taxa de juros levam a um cenário de inflação que diminui empregos, o que por sua vez aumenta a desigualdade. Na direção contrária, O'Farrell & Rawdanowicz (2017) mostram com seu modelo para países da OCDE que uma diminuição de 1% na taxa de juros leva, após três anos, a um aumento de 0.02% no Índice de Gini, isto é, observa-se um aumento da desigualdade.

Mumtaz & Theophilopoulou (2015) utilizam um modelo de vetores autoregressivos estrutural (VAR estrutural) de frequências mistas (sem coeficientes variando no tempo) para investigar o papel de choques de política monetária na desigualdade de renda e salários observada no Reino Unido no período de 1967 a 2008. A partir de microdados de diversas

Figura 1 – Diagrama de dispersão do Índice de Gini e Razão Capital-Trabalho Brasil, 1992-2015



A Razão Capital-Trabalho anual foi calculada utilizando a média aritmética dos meses de um ano. Não há dados do Índice de Gini para os anos 1994, 2000 e 2010 e portanto esses valores foram excluídos do gráfico. Os outliers localizados no canto superior esquerdo correspondem aos anos de 1995 a 1997. Neste período, que é após a implementação do plano real, a desigualdade pelo Índice de Gini manteve-se nos mesmos patamares dos anos imediatamente anteriores, ao mesmo tempo que a série de Capital-Trabalho teve uma redução média anual, motivada principalmente pelo aumento na série da renda do trabalho substancialmente maior do que o aumento da série do capital. A curva pontilhada foi calculada com base na regressão polinomial local do Índice de Gini em função da Razão Capital-Trabalho excluindo os anos de 95, 96 e 97 e a região cinza representa o intervalo de confiança de 95% da regressão. O coeficiente de correlação de Spearman considerando a amostra toda é de 0.1545 ($p\text{-valor} = 0.5019$) enquanto que sem os outliers a correlação passa a ser significativa a um nível de confiança de 95% ($\rho = 0.7461$, $p\text{-valor} < 0.001$).

Fonte – Elaboração própria com base nos dados da PNAD e BCB-DSTAT.

pesquisas, os autores construíram medidas anuais de desigualdade para salários e renda. O modelo mostrou que choques contracionistas de política monetária levam a um aumento significativo na desigualdade de renda e salários. Além disso, o efeito foi maior nos períodos antes da política de metas de inflação e a renda (excluindo-se a renda dos salários) pareceu ser mais afetada pela política monetária. Em um trabalho posterior, os mesmos autores utilizaram dados de desigualdade trimestrais para estimar um VAR estrutural e um VAR com coeficientes variantes no tempo e encontraram os mesmos resultados (MUMTAZ; THEOPHILOPOULOU, 2017). Davtyan (2017) utilizou os dados dos Estados Unidos para verificar o efeito da política monetária no *share* do percentil mais rico da população, que é um indicador de concentração de riqueza. Diferentemente de Mumtaz & Theophilopoulou (2017), seu modelo estimou que o impacto de choques monetários contracionistas é no sentido de diminuir a desigualdade.

Esta falta de consenso nos resultados da literatura leva à necessidade de mais estudos que relacionem o papel da política monetária na desigualdade de renda. Neste sentido, o presente trabalho se propõe a utilizar um modelo de vetores autoregressivos com parâmetros variantes no tempo e volatilidade estocástica para investigar o papel da política monetária na desigualdade de renda no Brasil. Nossas estimativas mostram que o impacto de choques contracionistas de política monetária levam a um aumento significativo na razão capital-trabalho que persiste por mais de um ano. Estes resultados são robustos quando analisa-se o choque para diferentes períodos de tempo, considerando diferentes

cenários econômicos e políticos no país ao longo dos últimos 18 anos. As próximas seções do trabalho estão assim divididas: a primeira seção apresenta o modelo empírico e os dados utilizados, seguido dos resultados das estimativas, funções impulso resposta e previsões fora da amostra. Por fim, é feita uma discussão e conclusão, destacando os principais achados.

1 Modelo empírico

Para explorar o impacto dos choques monetários na razão capital-trabalho, foi utilizado o modelo de vetor autoregressivo com parâmetros variando no tempo (TVP-VAR) com volatilidade estocástica multivariada conforme proposto por Primiceri (2005), contendo uma defasagem¹. Além da razão capital-trabalho como variável de desigualdade, foram utilizados outros 4 agregados macroeconômicos tradicionais para modelos de pequenas economias abertas: PIB real per capita, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio. Não foram incluídas variáveis exógenas ao modelo. A descrição das séries e transformações feitas nos dados está no anexo A.

A taxa de variação do PIB per capita real mensal foi obtida a partir da série calculada pelo Banco Central² utilizando como deflator o IPCA do mês de novembro de 2017 e utilizando os dados da população estimada pelo IBGE³. O IPCA acumulado em 12 meses foi utilizado como medida de inflação e a variação da taxa de câmbio foi calculada com base no câmbio comercial de final de período. Por fim, a taxa de juros é a taxa de Swap DI de 90 dias, equivalente à taxa *3-month treasury bill* (utilizada por Primiceri (2005), Mumtaz & Theophilopoulou (2017) e outros). O período dos dados compreende os meses de janeiro de 1996 a novembro de 2017, porém as primeiras 48 observações foram utilizadas apenas para o cálculo de alguns dos hiperparâmetros da priori e foram deixadas de fora da etapa de estimação dos coeficientes. Portanto, foram utilizados na estimação do modelo 217 períodos, que compreendem os meses de janeiro de 2000 a fevereiro de 2018.

A representação na forma de espaço de estados do modelo de Primiceri (2005) é dada por:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t \quad \epsilon_t \sim \mathcal{N}_k(\mathbf{0}_k, \Omega_t^{-1}) \quad (\text{eq. de medida}), \quad (1)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + u_t \quad u_t \sim \mathcal{N}_p(\mathbf{0}_p, Q) \quad (\text{eq. de transição dos estados}), \quad (2)$$

em que:

- y_t é um vetor de dimensão $k \times 1$ de variáveis endógenas observadas no instante t ;
- Z_t é uma matriz com os valores defasados de y_t de forma que $Z_t = \mathbb{I}_k \otimes [1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-\ell}]$, onde \otimes denota o produto de Kronecker e \mathbb{I}_k é a matriz identidade de dimensão k ;

¹ Dada a alta parametrização do modelo, optou-se arbitrariamente de utilizar, neste primeiro trabalho, o modelo mais parcimonioso com uma defasagem.

² Apesar de trabalhos macroeconômicos para o Brasil utilizarem comumente a série do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), optou-se pela série mensal do PIB per capita pois ela contém dados anteriores ao ano de 2003.

³ O IBGE disponibiliza as estimativas mensais a partir do ano 2000, sendo que para anos anteriores, só são disponibilizadas as estimativas anuais. Como os primeiros valores da amostra são utilizadas como priori, utilizou-se o valor anual das estimativas populacionais como substituto dos valores mensais para os anos de 1996 a 1999.

- α_t é um vetor com $p = k(k\ell + 1)$ coeficientes que variam no tempo de acordo com a equação de estados (e seriam estáticos em um modelo cujos parâmetros não variam no tempo);
- Ω_t^{-1} e Q são matrizes de covariância com dimensão $k \times k$ e $p \times p$, respectivamente, sendo que Ω_t^{-1} é estocástica.

As equações (1) e (2) definem um sistema dinâmico formado por uma equação de medida, cuja estrutura é similar a um modelo de regressão, e uma equação de transição dos estados, que descreve a trajetória do sistema através de um modelo autoregressivo. Os estados α_t são chamados de variáveis latentes uma vez que apenas as medidas y_t podem ser observadas.

Primiceri (2005) define o termo ϵ_t da equação de medida em (1) como $\epsilon_t = \Omega_t^{-1/2}\xi_t$, na qual ξ_t segue uma distribuição normal padrão e $\Omega_t^{-1} = B_t^{-1}H_tB_t^{-1'}$, sendo:

$$B_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \beta_{21,t} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{k1,t} & \beta_{k2,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad \text{com} \quad \beta_t = \beta_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim \mathcal{N}(0, Q) \quad (3)$$

$$\text{e } H_t = \begin{bmatrix} h_{1t} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & h_{2t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & h_{kt} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Os elementos da matriz diagonal H seguem passeios aleatórios sem deslocamento dados por:

$$\ln(h_{it}) = \ln(h_{it-1}) + \sigma_i \eta_{it}, \quad \eta_{it} \sim \mathcal{N}(0, 1). \quad (5)$$

Adicionalmente, assume-se que o vetor de inovações $[\epsilon'_t, v'_t, u'_t, \eta'_t]$ tem distribuição normal com variância dada por:

$$V = \text{Var} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ v_t \\ u_t \\ \eta'_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbb{I}_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix}, \quad (6)$$

em que \mathbb{I}_n é a matriz identidade de ordem n e Q , S e W são matrizes positivas definidas. É importante notar que a equação (3) implica que, por construção, os coeficientes do β_t seguem um passeio aleatório e, portanto, as séries são não estacionárias.

A estimação dos parâmetros do modelo é feita utilizando um *multi-stage Gibbs Sampler*. O trabalho original de Primiceri (2005) não considerava as condicionais totais em todos os passos do algoritmo. Neste trabalho, foi utilizado o algoritmo de (DEL NEGRO; PRIMICERI, 2015) que corrige a falha no amostrador de Gibbs original. Os detalhes do algoritmo podem ser encontrados em Del Negro & Primiceri (2015) ou Krueger (2015).

1.1 Priori

A especificação da priori do modelo segue a mesma do artigo original de Primiceri (2005), com a diferença que o fator de inflação da variância da matriz dos coeficientes α_0 aqui utilizado é maior ($k_\alpha = 6$, ao invés de 4). Este aumento da variabilidade a priori foi feito pois o período de janeiro de 1996 a dezembro de 1999 foi de bastante instabilidade na economia brasileira, em parte decorrente das alterações sofridas pós-plano real e em parte decorrentes da crise asiática e crise financeira da Rússia nos anos 97-98. Além disso, o modelo deste trabalho tem 5 variáveis, ao invés de 3 como no trabalho original e foram utilizados 4 anos de dados (48 meses) para cálculo das quantidades de mínimos quadrados ordinários (MQO) que servem de hiperparâmetros para algumas das distribuições a priori. As distribuições utilizadas e os respectivos hiperparâmetros estão descritos na Tabela 1.

Tabela 1 – Distribuições à priori utilizadas no VAR

Parâmetro	Descrição	Distribuição à Priori [♣]	Coefficiente(s)
α_0	Coefficientes iniciais	$\mathcal{N}(\hat{\alpha}_{MQO}, k_\alpha \cdot \hat{V}(\hat{\alpha}_{MQO}))$	$k_\alpha = 6^{\clubsuit}$
B_0	Covariância inicial	$\mathcal{N}(\hat{B}_{MQO}, k_B \cdot \hat{V}(\hat{B}_{MQO}))$	$k_B = 4$
$\log \sigma_0$	Log-volatilidade inicial	$\mathcal{N}(\log \hat{\sigma}_{MQO}, k_\sigma \cdot \mathbb{I}_5)$	$k_\sigma = 1$
Q	Matriz de covariância dos choques de α_t	$\mathcal{IW}(k_Q^2 \cdot p_Q \cdot \hat{V}(\hat{B}_{MQO}), p_Q)$	$k_Q = 0.01$, $p_Q = 48^{\star}$
W	Matriz de covariância dos choques em $\log \sigma_t$	$\mathcal{IW}(k_W^2 \cdot p_W \cdot \mathbb{I}_5, p_W)$	$k_W = 0.01$, $p_W = 6^*$
S_j , $j = 1, \dots, 4^{\ddagger}$	Matriz de covariância dos choques em B_t	$\mathcal{IW}(k_S^2 \cdot p_{S_j} \cdot \hat{V}(\hat{B}_{jMQO}), p_{S_j})$	$k_S = 0.01$, $p_{S_j} = j + 1$

Notas:

[♣] - No original, $j \in \{1, \dots, n-1\}$. Neste trabalho, $n = 5$.

[♠] - Variáveis com acento circunflexo e subscrito *MQO* são as estimativas de mínimos quadrados ordinários, calculadas com base nas primeiras 48 observações da amostra. Os valores de médias e desvios padrão à priori estão explicitados na seção de resultados.

$\mathcal{N}(\mu, \theta)$ e $\mathcal{IW}(\Psi, \nu)$ denotam a distribuição Normal com média μ e variância θ e a distribuição Inversa-Wishart com matriz de escala Ψ e ν graus de liberdade, respectivamente.

\mathbb{I}_n denota a matriz identidade de dimensão $n \times n$.

[♢] - Optou-se por um valor mais alto que o utilizado no trabalho de Primiceri (2005) pois a amostra no período de 1996-1999 apresenta um comportamento diferente do resto da amostra. Além disso, como não haviam dados disponíveis para a série de Swap DI 90 dias antes de setembro de 1999, a série foi completada com os valores da Selic e por isso entendeu-se que o peso relativo da priori dos coeficientes das defasagens do VAR deveria ser menor.

[☆] - 48 refere-se ao total de observações utilizadas para calcular as quantidades de MQO.

^{*} - Na formulação geral, $p_W = n + 1$. Para este trabalho, isso implica $p_W = 6$.

Fonte – Elaboração própria baseada em Primiceri (2005).

1.2 Identificação dos choques

Para identificação dos choques de interesse no modelo são necessárias suposições sobre os dados, em particular sobre a precedência dos choques na economia (que afeta a ordem em que as variáveis entram no modelo). Uma suposição comum é que a taxa de juros não tem efeito contemporâneo sobre os preços e produto e ao mesmo tempo sofre impacto destas duas variáveis (DAVTYAN, 2017). No entanto, não há um consenso sobre

a desigualdade e sua relação contemporânea com as demais variáveis do modelo. Davtyan (2017), por exemplo, afirma que a desigualdade de renda não afeta contemporaneamente a taxa de juros e as outras variáveis ao mesmo tempo que recebe o choque contemporâneo delas, enquanto que Mumtaz & Theophilopoulou (2017) supõem que o efeito contemporâneo de um choque de política monetária é nulo sobre a desigualdade. Este último arranjo foi o utilizado no presente trabalho: a desigualdade, por ter uma característica estrutural (HERRAN, 2005), não é afetada contemporaneamente por nenhum outro choque; a inflação e o produto afetam contemporaneamente a taxa de juros que por sua vez afeta o câmbio. A decisão por fazer com que o índice da taxa de câmbio responda aos choques monetários tem como motivação a hipótese da existência da tríade impossível - não é possível responder a produto, inflação e câmbio simultaneamente (AIZENMAN; CHINN; ITO, 2013).

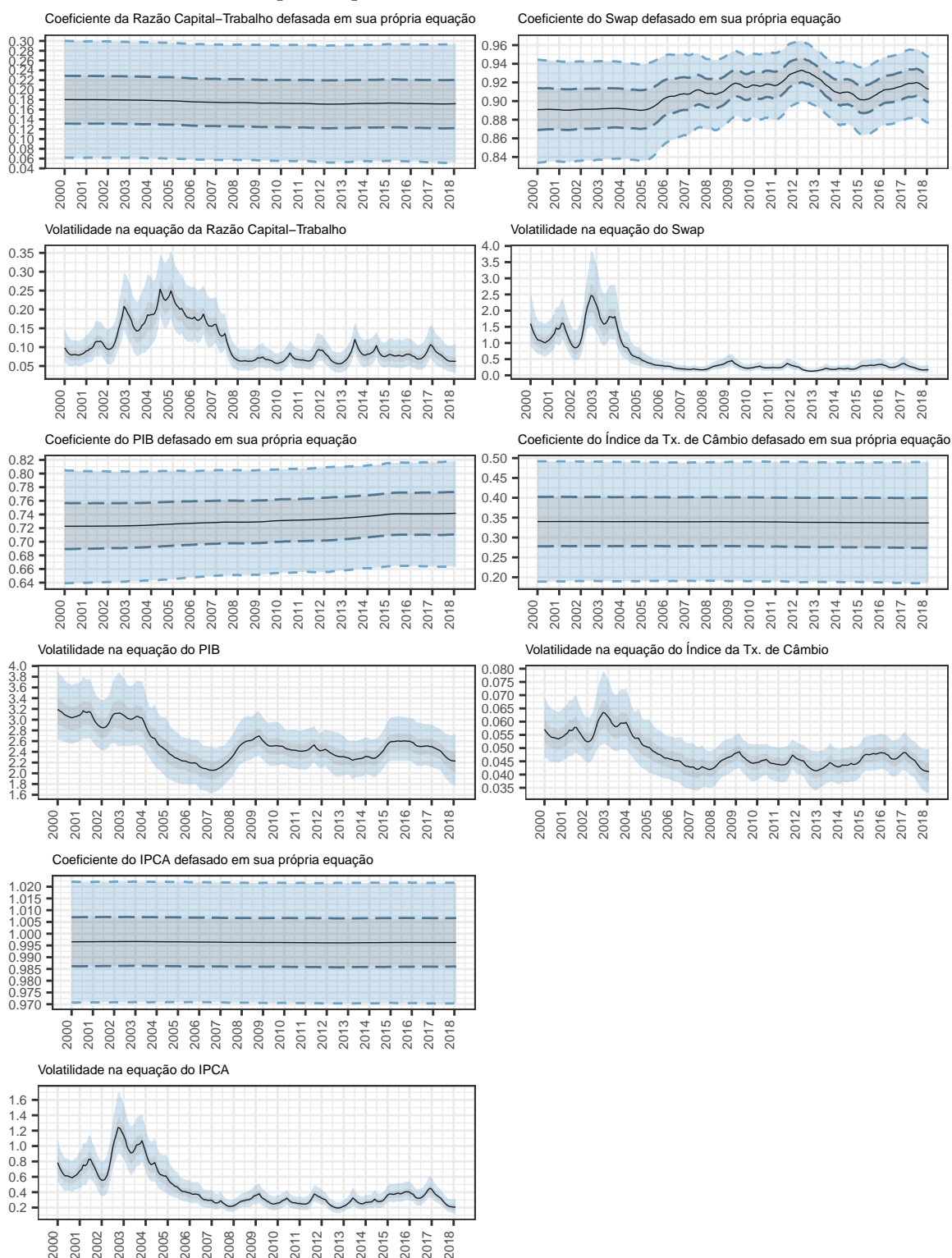
2 Resultados

O modelo foi estimado utilizando 1.1 milhões de repetições para o amostrador de Gibbs, sendo que o primeiro milhão de estimativas foi descartado como *burn-in*. Das 100 mil amostras não descartadas, uma em cada quatro foi utilizada para inferência, ou seja, a amostra final compreende 25 mil amostras de cada parâmetro do modelo. Alguns dos diagnósticos de convergência para as Cadeias de Markov geradas estão reportados no apêndice B. Para cada período, cada uma das 5 variáveis do modelo tem o coeficiente da defasagem dela própria mais os coeficientes das defasagens das outras 4 variáveis, além do desvio padrão e covariâncias, totalizando mais de 2000 parâmetros considerando todo o horizonte de estimação. Sendo assim, foram escolhidos apenas alguns dos parâmetros para reportar os resultados. Mais especificamente, são mostrados os coeficientes da variável defasada na sua própria equação e o desvio padrão dos choques de cada equação (Figura 2) e também os coeficientes da primeira defasagem do Swap, PIB, Taxa de Câmbio e IPCA na equação da Razão capital-trabalho.

Os gráficos dos coeficientes da variável defasada em sua própria equação (Figura 2) mostram que praticamente não houve variação dos coeficientes ao longo dos 17 anos analisados. Os gráficos da volatilidade apresentam clusters de volatilidade mais alta nas equações da razão Capital-Trabalho, Taxa de Juros, Taxa de Câmbio e IPCA por volta dos anos 2003-2005, possivelmente motivados pela instabilidade política-econômica do período. A magnitude dos desvios-padrão da razão capital-trabalho chega a ser 10 vezes maior que das demais variáveis (sendo que no modelo todos os dados entraram com a mesma escala). A equação da Razão Capital-Trabalho apresentou um período de alta volatilidade um pouco mais tardio que os juros, IPCA e câmbio, atingindo seu máximo no ano de 2005. Isso pode significar que de fato a relação entre as variáveis não é contemporânea e que a desigualdade sofre os impactos da economia de maneira defasada, possivelmente em decorrência da maior lentidão com que as decisões que envolvem produção são tomadas. Enquanto isso, a volatilidade na equação do PIB é um pouco mais suave que das demais equações.

Além das estimativas da Figura (2), são apresentados os coeficientes dos 4 agregados macroeconômicos defasados na equação da razão capital-trabalho (Figura 3). Com relação a estes últimos, é possível notar nos gráficos uma tendência de queda dos coeficientes a partir do ano de 2012 (com exceção do coeficiente do IPCA). Assim como os coeficientes anteriormente mostrados na Figura 2, os coeficientes das variáveis na equação da razão capital-trabalho apresentam pouca variação ao longo do tempo, sugerindo que as variações nas séries de dados estão mais relacionadas com choques do que com mudanças de política.

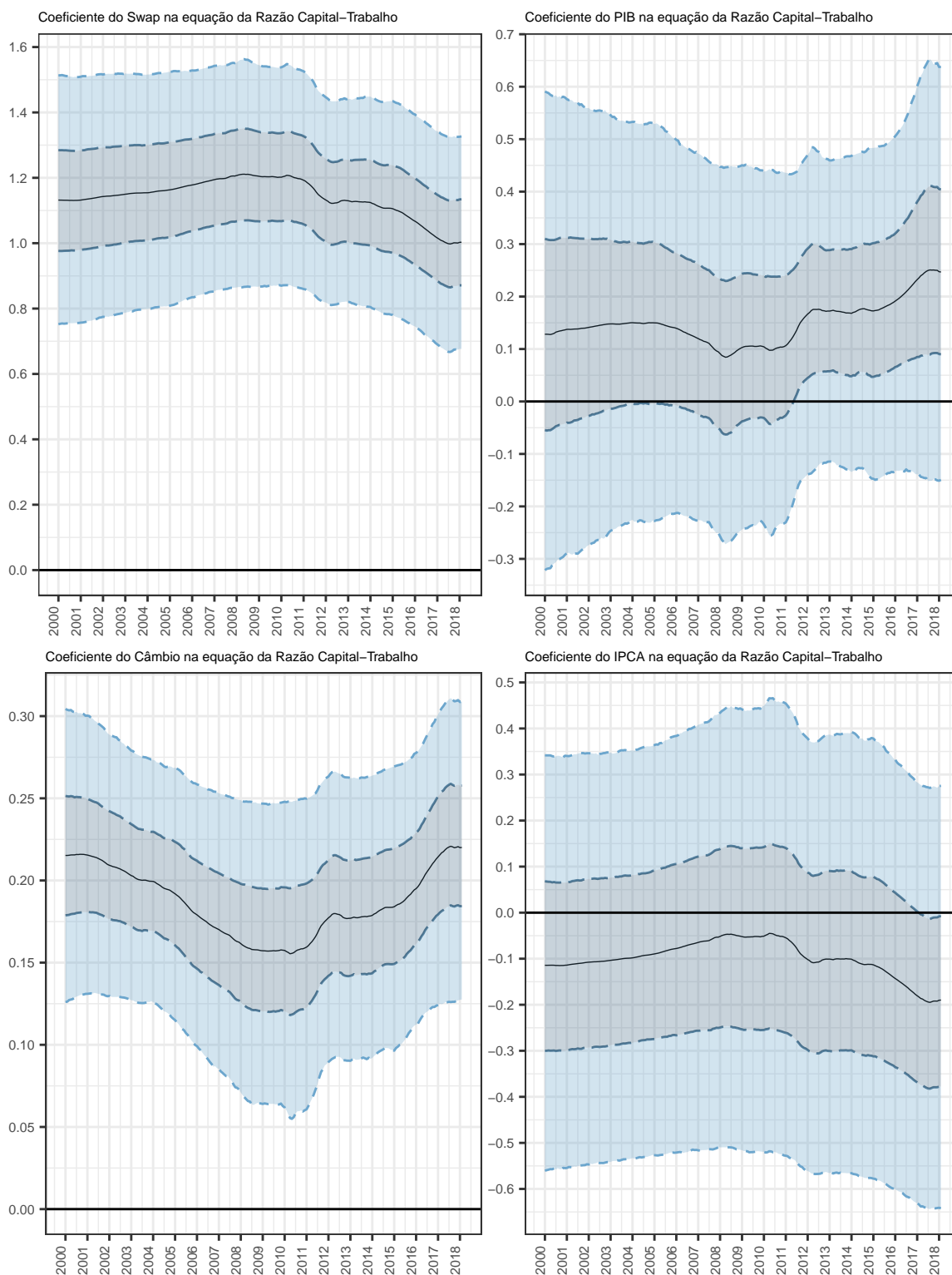
Figura 2 – Coeficientes da defasagem de cada variável em sua própria equação e volatilidades estimadas para o período de 2000-2018.



Os gráficos mostram a média de 25.000 valores estimados (linha sólida central) e os quantis 5 a 95 (área azul) e 25 a 75 (área cinza). Observa-se que os coeficientes praticamente não apresentam variação no período e podem ser considerados diferentes de zero. As volatilidades das equações do Swap, Taxa de Câmbio e IPCA apresentam praticamente o mesmo padrão, enquanto que a volatilidade estimada na equação da razão capital-trabalho tem um comportamento distinto e tem magnitude maior que as demais. Os coeficientes das defasagens do Swap, taxa de variação do PIB per capita e IPCA em suas próprias equações é próximo de 1, enquanto que o coeficiente da variação do índice da taxa de câmbio é, em média, próximo de 0.3.

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Figura 3 – Coeficientes do Swap, Taxa de Variação do PIB, Taxa de Câmbio e IPCA na equação da Razão Capital-Trabalho estimados para o período de 2000-2018.



Os gráficos mostram a média de 25.000 valores estimados (linha sólida central) e os quantis 5 a 95 (área azul) e 25 a 75 (área cinza). Os coeficientes da taxa de variação do PIB e do IPCA são praticamente iguais a zero em todo o período considerado, enquanto que os coeficientes do Swap e da Taxa de Câmbio são positivos e apresentam um comportamento quase espelhado: enquanto o coeficiente do Swap apresenta uma tendência ascendente no período de 2000-2008, o coeficiente da taxa de câmbio apresenta diminuição. Este comportamento se inverte para ambos os coeficientes no período de 2010 a 2018.

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

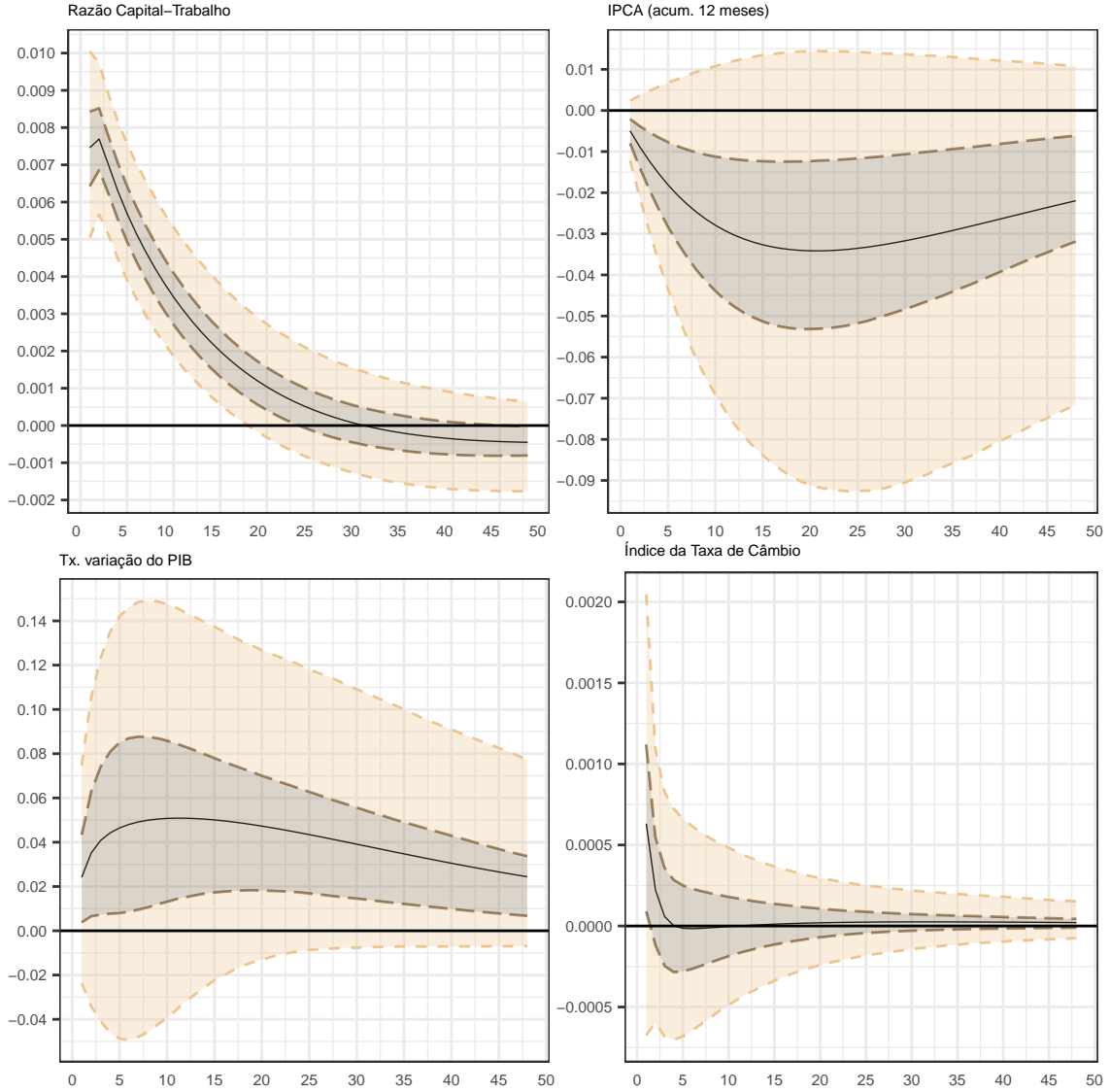
2.1 Avaliando o impacto de choques no modelo

A Figura 4 apresenta as funções impulso resposta do modelo considerando um choque monetário contracionista de um desvio padrão. Para o IPCA acumulado em 12 meses, a taxa de variação anual do PIB per capita e a taxa de variação mensal do índice da taxa de câmbio, não se encontrou impacto significativo dos choques monetários. Com relação ao produto e ao câmbio, este é um efeito esperado, uma vez que não fazem parte dos objetivos da autoridade monetária. A taxa de inflação, por outro lado, é esperada a responder aos choques de política, porém esse efeito é mais lento do que um período e o modelo com uma defasagem não consegue captar adequadamente.

O impacto do choque monetário na razão capital-trabalho (Figura 4) é positivo, isto é, um choque positivo de 1% na taxa de juros aumenta a razão capital-trabalho de maneira significativa e persistente (até 19 meses). Mumtaz & Surico (2015) verificaram, para a economia americana, que a política monetária é mais eficaz em períodos de expansão econômica, evidenciando a presença de heterogeneidade dos choques. Isso leva ao questionamento se o efeito da taxa de juros sobre a razão capital-trabalho também seria heterogêneo, dependendo do estado da economia. Entretanto, o que observamos neste trabalho é que os choques monetários sobre a desigualdade mantêm um padrão homogêneo ao longo do tempo (Figura 5). Foram calculadas as funções impulso-resposta considerando diferentes instantes de tempo (descritos na tabela 4) e constata-se que tanto a magnitude quanto o formato do gráfico da função se mantiveram constantes, sugerindo que o efeito da política monetária sobre a razão capital-trabalho não é afetado por componentes temporais. Para verificar se mudanças no comportamento da autoridade monetária tiveram alguma relação com o efeito da taxa de juros na razão capital-trabalho, foram calculadas as funções impulso resposta para 6 períodos onde houve mudança na presidência do Banco Central e/ou mudança no Ministério da Fazenda. Também não foi detectada nenhuma alteração no efeito do choque monetário na Razão Capital-Trabalhos para estes períodos (Figura 6).

As figuras (18)-(20) (Anexo B) mostram a evolução temporal da função impulso resposta de um choque na taxa de juros sobre a taxa de variação do PIB, índice da taxa efetiva real de câmbio e inflação acumulada de 12 meses. Com relação aos dois primeiros, a função impulso resposta não parece ser diferente de zero. Já sobre a inflação acumulada de 12 meses, como seria esperado, a taxa de juros tem um efeito negativo: um aumento na taxa de juros causa uma diminuição na taxa de inflação que persiste por aproximadamente 20 meses. Este efeito é o mesmo quando analisamos diferentes períodos.

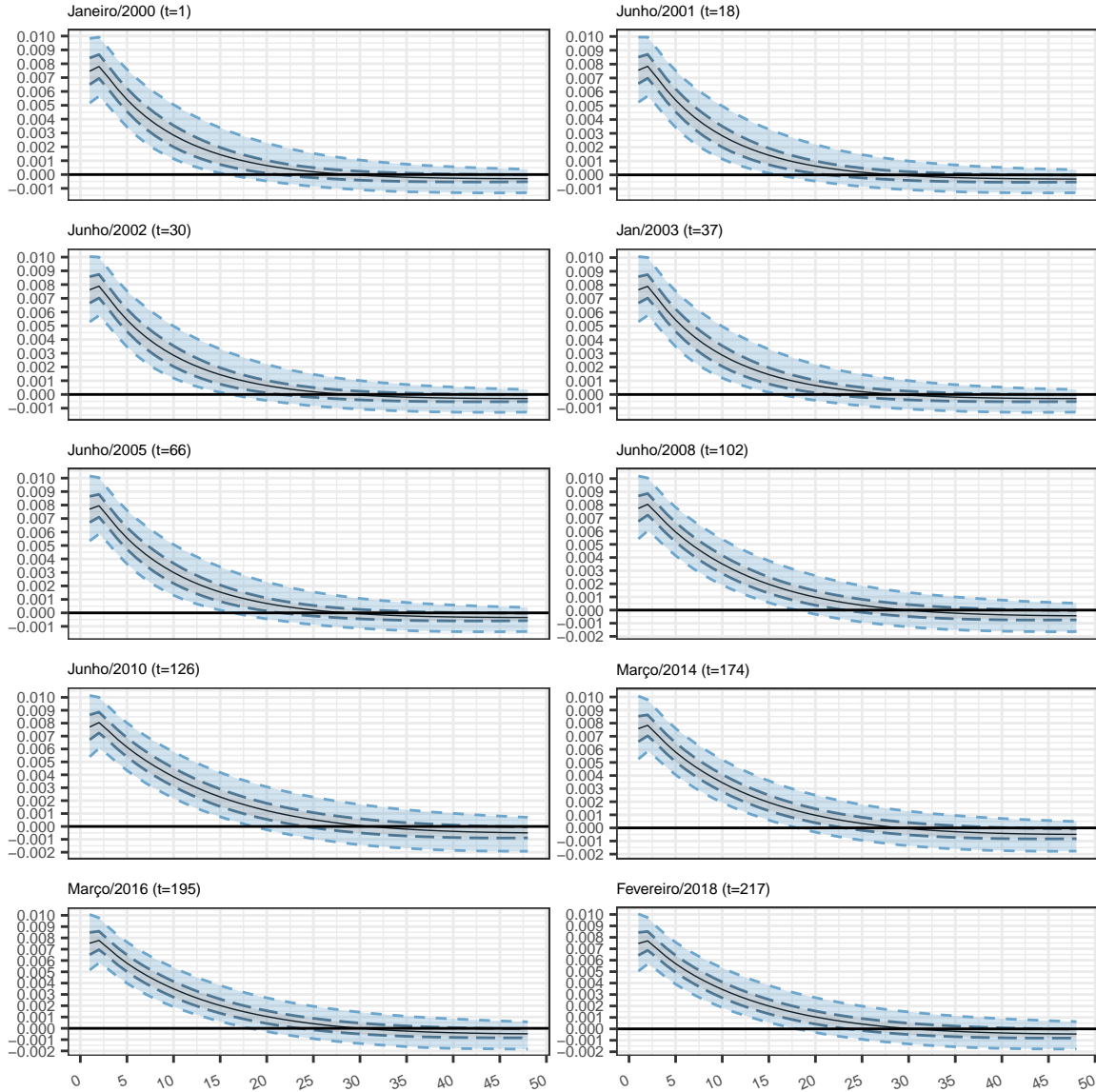
Figura 4 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Juros sobre as demais variáveis do modelo, considerando as estimativas para Fevereiro de 2018.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. A área marrom do gráfico corresponde ao intervalo entre o 25º e o 75º percentil da FIR e a área amarela (incluindo as áreas marrons) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os quatro gráficos da imagem foram construídos considerando os valores estimados pelo modelo para Fevereiro de 2018 ($t = 217$). Observa-se no primeiro painel (superior, à esquerda) que um choque monetário contracionista leva a um aumento da razão capital-trabalho e este efeito dura, 16 meses, considerando a faixa que contém 90% dos valores calculados. Já o efeito do aumento da taxa de juros na inflação (painel acima e à esquerda) é negativo e tem duração de aproximadamente 20 meses. Os efeitos do choque nos juros sobre a taxa de variação do PIB e sobre o Índice da taxa de câmbio não parecem ser significativamente diferentes de zero (gráficos abaixo e à esquerda e direita, respectivamente).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

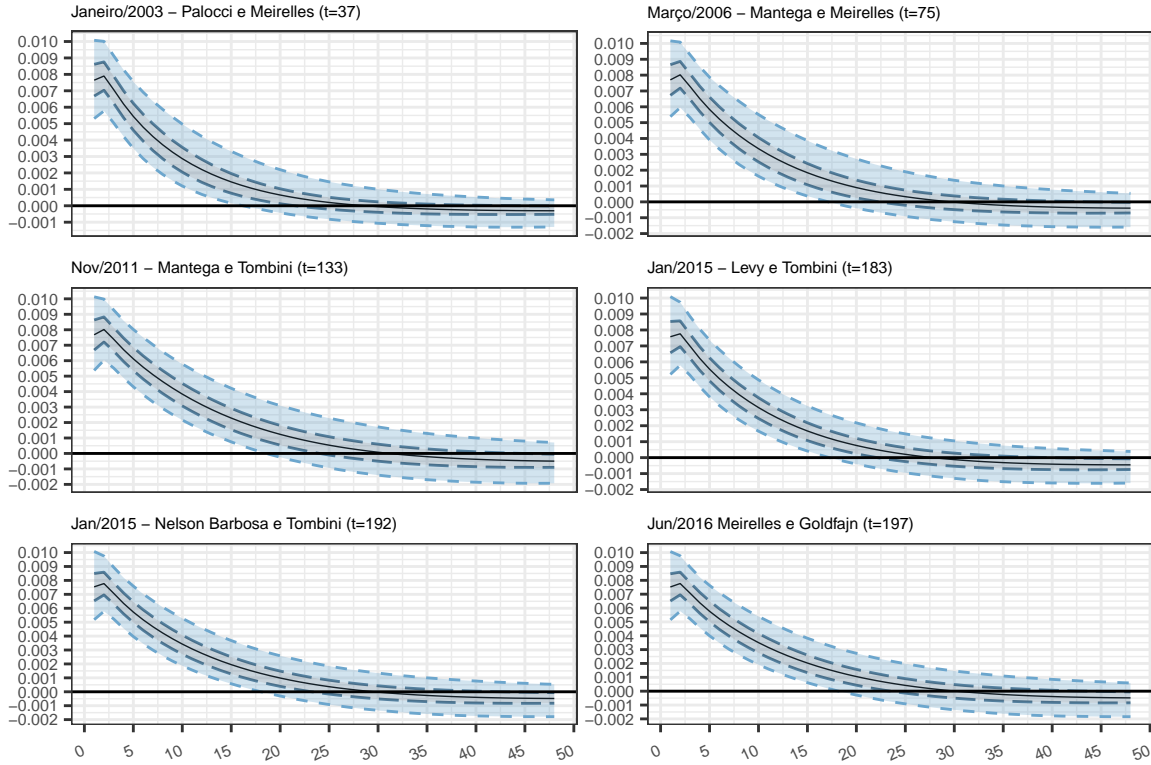
Figura 5 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Juros sobre a razão Capital-Trabalho em diferentes períodos.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. No caso do impacto dos choques na Taxa de Juros sobre a Razão Capital-Trabalho não foram observadas variações significativas na magnitude, duração e sinal do efeito. A área cinza do gráfico corresponde ao intervalo entre o 25º e o 75º percentil da FIR e a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Figura 6 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Juros sobre a razão Capital-Trabalho em diferentes períodos de acordo com mudanças na presidência do Banco Central e/ou no Ministério da Fazenda.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR.

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

2.2 Previsão

Uma vez que o modelo estimado não apresentou muita variabilidade nos coeficientes, é possível se perguntar se não seria mais apropriado utilizar um modelo VAR(1) com coeficientes constantes e sem volatilidade estocástica. Para verificar isso, foram calculadas previsões fora da amostra para 1, 6, 12 e 24 períodos (isto é, a partir de fevereiro de 2018 - último valor disponível dos dados - foram retiradas as últimas 1, 6, 12 e 24 observações para estimar o modelo novamente). O modelo usado para comparação é um VAR padrão, estimado por mínimos quadrados ordinários e com o mesmo número de defasagens ($p = 1$).

Foram calculadas 3 medidas de ajuste de previsão para cada uma das 5 séries estimadas pelo TVP-VAR e pelo VAR, considerando cada um dos horizontes temporais: o erro absoluto padronizado médio (MASE), o erro quadrático médio (MSE) e o erro percentual absoluto médio (MAPE). Estas medidas são utilizadas como métrica de ajuste de modelos e comparam os valores preditos com os valores reais. Em particular, o MASE faz uma padronização ao remover a escala dos dados, possibilitando comparações entre séries que não tem a mesma unidade de mensuração. Para as três medidas, quanto menor o valor, melhor é a previsão com relação ao valor real. Os resultados estão reportados na tabela (2).

As medidas de erro de previsão apresentadas na Tabela (2) não aparentam ter

Tabela 2 – Medidas de erro de previsão fora da amostra.

h	Medida/Modelo	R. Capital-Trabalho	IPCA	PIB	Swap	Câmbio
1	MASE TVP-VAR	0.355	0.129	0.890	0.244	0.794
	MASE VAR	0.342	0.344	1.467	0.748	0.813
	MSE TVP-VAR	10.769	0.002	3.534	0.014	0.001
	MSE VAR	9.962	0.014	9.606	0.126	0.001
	MAPE TVP-VAR	0.066	0.016	3.294	0.018	1.061
	MAPE VAR	0.063	0.042	5.431	0.054	1.086
6	MASE TVP-VAR	5.578	2.384	11.337	1.199	2.119
	MASE VAR	55.534	3.270	108.133	83.307	0.720
	MSE TVP-VAR	82.225	0.028	17.991	0.015	0.0002
	MSE VAR	3.347	0.038	11.563	9.336	0.0002
	MAPE TVP-VAR	0.172	0.050	41.021	0.014	0.701
	MAPE VAR	0.030	0.053	34.907	0.416	0.981
12	MASE TVP-VAR	4.731	60.746	15.546	81.474	5.762
	MASE VAR	75.228	149.278	184.057	388.160	1.209
	MSE TVP-VAR	18.387	3.642	9.341	12.704	0.0003
	MSE VAR	6.005	4.403	7.092	29.237	0.0003
	MAPE TVP-VAR	0.072	0.633	30.293	0.437	1.054
	MAPE VAR	0.038	0.697	26.913	0.662	1.173
24	MASE TVP-VAR	20.317	318.811	23.213	253.347	18.659
	MASE VAR	1,386.597	568.007	647.534	759.451	3.962
	MSE TVP-VAR	206.821	27.108	6.303	40.819	0.001
	MSE VAR	46.081	13.901	12.494	25.563	0.001
	MAPE TVP-VAR	0.153	1.334	4.241	0.627	1.938
	MAPE VAR	0.067	0.951	10.630	0.483	0.992

MASE é sigla para mean absolute scaled error (erro absoluto padronizado médio), MSE é sigla de mean square error (erro quadrático médio) e MAPE é sigla para *mean absolute percentage error*. TVP-VAR é o modelo com parâmetro variando no tempo e volatilidade estocástica baseado no modelo de (PRIMICERI, 2005) e VAR é um modelo de vetores autoregressivos simples estimado por mínimos quadrados, ambos com uma defasagem. Os horizontes de previsão descritos na primeira coluna são em meses.

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados simulados.

um padrão claro: apesar de que para o horizonte de um mês de previsão as três medidas apontarem predominantemente para o modelo TVP-VAR (especialmente para a série da Razão Capital-Trabalho, IPCA e Swap), nos horizontes de previsão maiores não parece haver um consenso. Este resultado reforça a possibilidade de que seria necessário um terceiro tipo de modelo, capaz de comportar as variações de volatilidade e, ao mesmo tempo, capaz de considerar que alguns parâmetros variam no tempo e outros não.

3 Conclusão

Este trabalho examinou a relação entre choques de política monetária e desigualdade de renda, através da razão capital-trabalho, no Brasil para o período 2000-2017. Através das séries mensais de renda do capital e renda do trabalho buscou-se examinar a relação de desigualdade de renda com os agregados macroeconômicos utilizando um modelo VAR com parâmetros variando no tempo e volatilidade estocástica. As estimativas mostram que choques negativos na taxa de juros afetam a desigualdade de maneira significativa e persistente, na linha do que foi encontrado por Mumtaz & Theophilopoulou (2017) para o Reino Unido.

A análise dos coeficientes do VAR sugere que as flutuações dos dados nos últimos 18 anos têm sido provocadas por mudanças na volatilidade dos choques da economia, porém este resultado é sensível à especificação do modelo: um estudo preliminar incorporando mais defasagens no TVP-VAR encontrou que a volatilidade estimada passa a ser menor (em comparação com o TVP-VAR(1) e os coeficientes das primeiras e segundas defasagens das variáveis em suas próprias equações contemporâneas passam a ter variações de com-

portamento. Em particular, os coeficientes das primeiras defasagens tem comportamento decrescente (ou seja, são menores para os últimos anos) enquanto que os coeficientes das segundas defasagens apresentaram comportamento oposto (são crescentes). Estudos futuros no sentido de investigar melhor a relação temporal e a especificação das defasagens do modelo são necessários para avaliar se estes dados preliminares são robustos.

Referências

AIZENMAN, J.; CHINN, M. D.; ITO, H. The “impossible trinity” hypothesis in an era of global imbalances: Measurement and testing. *Review of International Economics*, Wiley Online Library, v. 21, n. 3, p. 447–458, 2013. Citado na página 8.

ATKINSON, A. B.; BOURGUIGNON, F. *Handbook of income distribution*. [S.l.]: Elsevier, 2014. v. 2. Citado na página 2.

AUCLERT, A. Monetary policy and the redistribution channel. *NBER Working Paper*, 2017. Citado na página 2.

BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, JSTOR, p. 47–78, 1998. Citado na página 20.

BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003. Citado na página 20.

Barbosa Filho, F. d. H.; PESSÔA, S. d. A.; VELOSO, F. A. Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira com ênfase no capital humano-1992-2007. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 64, n. 2, p. 91–113, 2010. Citado na página 3.

BENGTSSON, E.; WALDENSTRÖM, D. Capital shares and income inequality: Evidence from the long run. Cambridge University Press, 2017. ISSN 0022-0507. Citado na página 3.

BIVENS, J. Gauging the impact of the fed on inequality during the great recession. *Hutchins Center Working Papers*, Brookings Institution Press, 2015. Citado na página 3.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. [S.l.], 2000. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/ingles/public/wps/wps01.pdf>>. Acesso em: 01-02-2018. Citado na página 24.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Receita Federal do Brasil. *Rendimentos de Capital*. 2015. Disponível em: <<https://idg.receita.fazenda.gov.br/orientacao/tributaria/declaracoes-e-demonstrativos/dirf-declaracao-do-imposto-de-renda-retido-na-fonte/arquivos-mafon/manual-do-imposto-de-renda-retido-na-fonte-2012/rendimentos-de-capital>>. Acesso em: 30-01-2018. Citado na página 19.

BRASIL. Ministério da Fazenda. Receita Federal do Brasil. *Rendimentos do Trabalho*. 2015. Disponível em: <<https://idg.receita.fazenda.gov.br/orientacao/tributaria/declaracoes-e-demonstrativos/dirf-declaracao-do-imposto-de-renda-retido-na-fonte/arquivos-mafon/manual-do-imposto-de-renda-retido-na-fonte-2012/rendimentos-de-capital>>. Acesso em: 30-01-2018. Citado na página 19.

BROOKS, S.; GELMAN, A. Some issues for monitoring convergence of iterative simulations. *Computing Science and Statistics*, p. 30–36, 1998. Citado na página 43.

CASIRAGHI, M. et al. A “reverse robin hood”? the distributional implications of non-standard monetary policy for italian households. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 2017. Citado na página 3.

COIBION, O. et al. Innocent bystanders? monetary policy and inequality. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 88, p. 70–89, 2017. Citado na página 3.

COPOM. *Ata da 121a reunião do Comitê de Política Monetária*. Banco Central do Brasil, 2006. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?copom121>>. Acesso em: 01-02-2018. Citado na página 24.

DAVTYAN, K. The distributive effect of monetary policy: The top one percent makes the difference. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 65, p. 106–118, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 4, 7 e 8.

DEL NEGRO, M.; PRIMICERI, G. E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum. *The review of economic studies*, Oxford University Press, v. 82, n. 4, p. 1342–1345, 2015. Citado na página 6.

GUERELLO, C. Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: An empirical analysis for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 2017. Citado na página 3.

HERRAN, C. A. *Reduzindo a pobreza e a desigualdade no Brasil*. [S.l.]: BID, 2005. Citado na página 8.

IPEA. *Dados Macroeconômicos e Regionais - IPEA Data*. Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada, 2018. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 02-02-2018. Citado na página 26.

KRUEGER, F. *bvarsv: Bayesian analysis of a vector autoregressive model with stochastic volatility and time-varying parameter*. [S.l.], 2015. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=bvarsv>>. Citado na página 6.

MORGAN, M. Extreme and persistent inequality: New evidence for Brazil combining national accounts, surveys and fiscal data, 2001-2015. *WID. World Working Paper Series*, v. 12, 2017. Citado na página 2.

MUMTAZ, H.; SURICO, P. The transmission mechanism in good and bad times. *International Economic Review*, Wiley Online Library, v. 56, n. 4, p. 1237–1260, 2015. Citado na página 11.

MUMTAZ, H.; THEOPHILOPOULOU, A. *Monetary Policy and Inequality in the UK*. [S.l.], 2015. Citado na página 3.

MUMTAZ, H.; THEOPHILOPOULOU, A. The impact of monetary policy on inequality in the U.K. - an empirical analysis. *European Economic Review*, Elsevier, v. 98, p. 410–423, 2017. Citado 6 vezes nas páginas 2, 4, 5, 8, 15 e 22.

O’FARRELL, R.; RAWDANOWICZ, L. Monetary policy and inequality: Financial channels. *International Finance*, Wiley Online Library, v. 20, n. 2, p. 174–188, 2017. Citado na página 3.

PIKETTY, T. *O capital no século XXI*. [S.l.]: Editora Intrínseca, 2014. Citado na página 3.

PRIMICERI, G. E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 72, n. 3, p. 821–852, 2005. Citado 5 vezes nas páginas 5, 6, 7, 15 e 22.

ROBERT, C.; CASELLA, G. *Introducing Monte Carlo Methods with R*. [S.l.]: Springer New York, 2010. Citado na página 43.

U.S. Census Bureau. *X-13ARIMA-SEATS Reference manual*. [S.l.], 2017. Disponível em: <<https://www.census.gov/ts/x13as/docX13ASHTML.pdf>>. Acesso em: 30-01-2018. Citado na página 19.

Apêndices

Apêndice A Séries utilizadas no VAR

As séries de dados utilizadas no trabalho foram obtidas no Sistema Gerenciador de Séries do Banco Central (SGS). Nos casos onde a série apresentou sazonalidade significativa (considerando significância de 95%), a dessazonalização foi feita utilizando o X-13ARIMA-SEATS (U.S. Census Bureau, 2017) para o ajuste sazonal. O nome da série, seu número no SGS, transformações e outras informações estão descritas abaixo:

- **Receitas tributárias - Regime de competência - Imposto de renda - Retido na fonte - Rendimento do trabalho**

- **Início da série:** Jan/1992.
- **Fim da série:** Fev/2018.
- **Unidade:** u.m.c. milhões.
- **Número da série no SGS:** 7620.
- **Fonte:** Banco Central do Brasil – Departamento de Estatísticas (BCB-DSTAT).

A série de rendimentos do trabalho refere-se ao trabalho assalariado no país ou no exterior (a serviço do país), rendimentos do trabalho sem vínculo empregatício, resgates de previdência privada e remuneração indireta (BRASIL. Ministério da Fazenda. Receita Federal do Brasil, 2015b).

- **Receitas tributárias - Regime de competência - Imposto de renda - Retido na fonte - Rendimento do capital (u.m.c. milhões) (série número 7621)**

- **Início da série:** Jan/1992.
- **Fim da série:** Fev/2018.
- **Unidade:** u.m.c. milhões.
- **Número da série no SGS:** 7621.
- **Fonte:** Banco Central do Brasil – Departamento de Estatísticas (BCB-DSTAT).

A série dos rendimentos do capital compreende os juros sobre o capital próprio (juros pagos a titulares, sócios ou acionistas calculados sobre as contas do patrimônio líquido da pessoa jurídica); as aplicações financeiras de renda fixa; ações; investimento imobiliário; fundos de investimento cultural e artístico; operações com day trade; recebimentos de aluguéis e royalties; operações de swap e operações com fundos de investimentos (para pessoas físicas e jurídicas) (BRASIL. Ministério da Fazenda. Receita Federal do Brasil, 2015a).

A razão Capital-Trabalho, que foi utilizada neste trabalho como variável para desigualdade de renda, é definida como quociente entre a série de rendimentos do capital e rendimentos do trabalho. A série foi dividida em dois pedaços determinados pela quebra

estrutural⁴ em janeiro de 2004. O intervalo de confiança para a quebra estrutural engloba um período de 4 anos, que vai de outubro de 2001 a outubro de 2005. É possível que a mudança na série tenha sido em decorrência da mudança para o regime de metas de inflação, ocorrido no final da década anterior, porém não foram encontradas evidências na literatura que corroborem ou refutem esta hipótese.

Como a série original da razão Capital-Trabalho apresenta um comportamento sazonal com picos nos meses de junho, dezembro e janeiro (Figura 7), os pedaços da série tiveram a sazonalidade tratada individualmente para então dar origem à série final utilizada no VAR. O gráfico da Figura 8 contém a série original e a série filtrada (sem sazonalidade). É possível perceber que o comportamento sazonal foi removido da série e a estatística QS é em favor da hipótese nula de ausência de sazonalidade (p-valores inferiores a 5% para as séries filtradas e para os resíduos).

- **Taxa de juros - Selic**

- **Início da série:** Jul/1986.
- **Fim da série:** Abr/2018.
- **Unidade:** %a.m..
- **Número da série no SGS:** 4390.
- **Fonte:** Banco Central do Brasil – Departamento de Operações do Mercado Aberto (BCB-Demab).

A taxa mensal foi convertida em taxa anual utilizando a fórmula

$$\left((1 + \text{taxa}/100)^{12} - 1 \right) * 100.$$

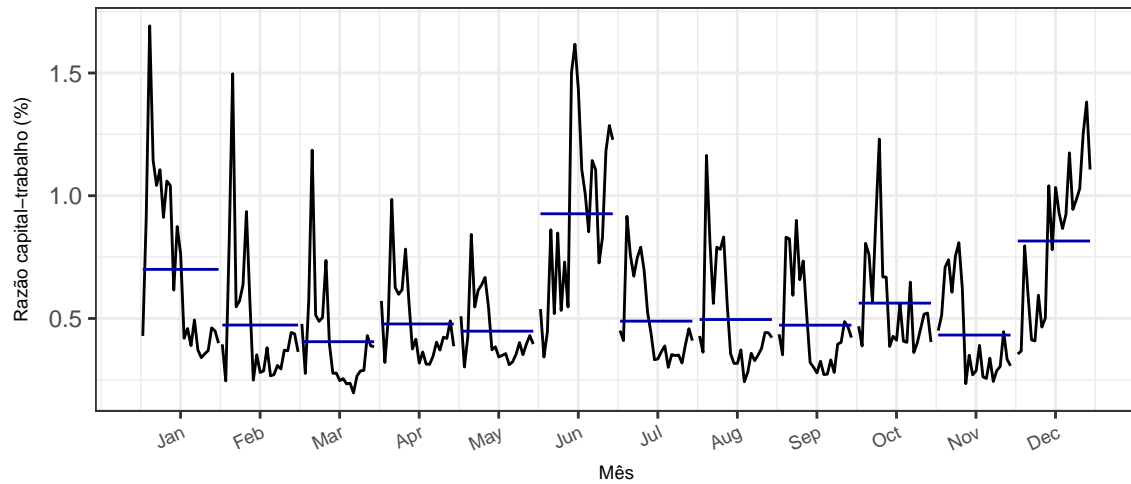
A série da Selic apresenta duas quebras estruturais significativas, sendo a primeira em maio de 1999 (CI95% de abril de 99 a dezembro de 99) e a segunda em agosto de 2006 (CI95% de julho de 2006 a outubro do mesmo ano), conforme exibido no gráfico da Figura 10a. Além disso, a sazonalidade da Selic (Figura 9) é significativa a um nível de confiança de 95%. Sendo assim, a série foi decomposta em 3 pedaços (divididos de acordo com as quebras) cuja sazonalidade foi removida individualmente - no caso do primeiro pedaço, de 1996 a 1999, não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de sazonalidade na série para um nível de significância de 5%. Os pedaços dessazonalizados da série foram combinados novamente dando origem à série final. A taxa Selic foi utilizada para "completar" a série do Swap DI 90 dias nas primeiras 44 observações (que foram integralmente incorporadas como priori no VAR). O mesmo VAR estimado usando a série de Swap foi estimado utilizando somente dados da Selic e resultados similares foram encontrados.

- **Taxa referencial de swaps DI pré-fixada (BM&F) - Prazo de 90 dias (fim de período)**

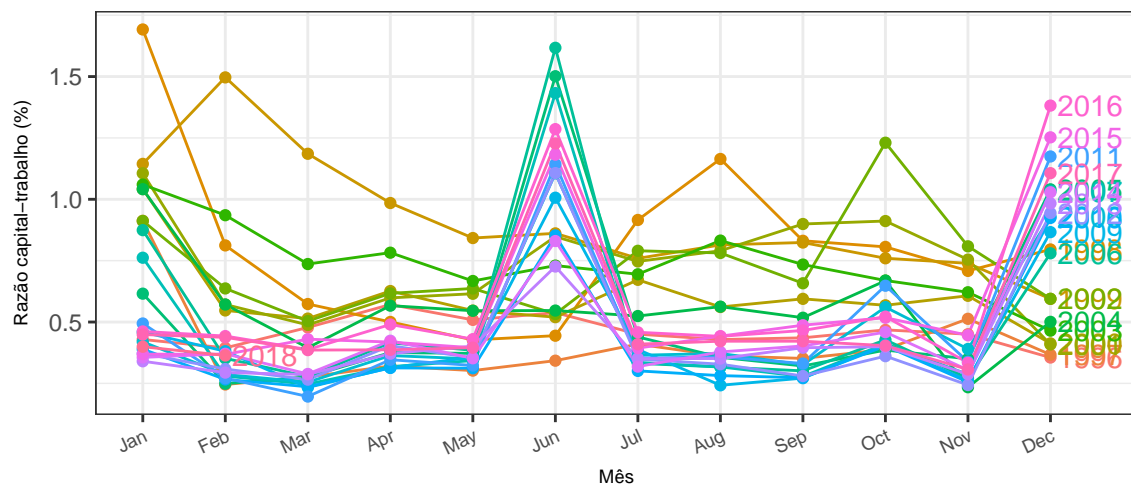
- **Início da série:** Set/1999.
- **Fim da série:** Mar/2018.

⁴ O teste para verificar endogenamente a presença de quebra estrutural na série utilizado em todo o trabalho é baseado no trabalho de Bai & Perron (1998, 2003).

Figura 7 – Gráfico da Razão Capital-Trabalho, agrupada por períodos.
Brasil, 1996-2018.



(a) Valores agrupados por mês.



(b) Valores mensais agrupados por ano.

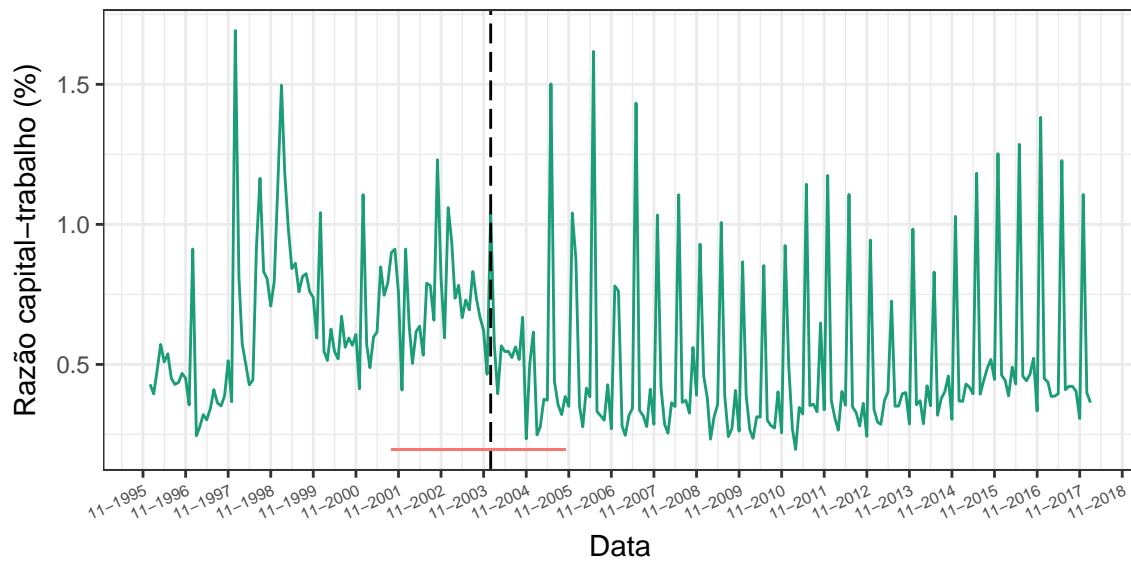
A (razão) Capital-Trabalho é obtida a partir do quociente entre a série de rendimentos do capital e rendimentos do trabalho. Tanto o gráfico do agrupamento das médias diárias agrupadas por mês (Figura 7a) como o gráfico dos valores de médias mensais agrupadas por ano (Figura 7b) evidenciam que os meses de junho, dezembro e janeiro têm valores mais altos que os demais meses. Este comportamento cíclico foi significativo utilizando o teste QS com confiança de 95%.

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-DSTAT.

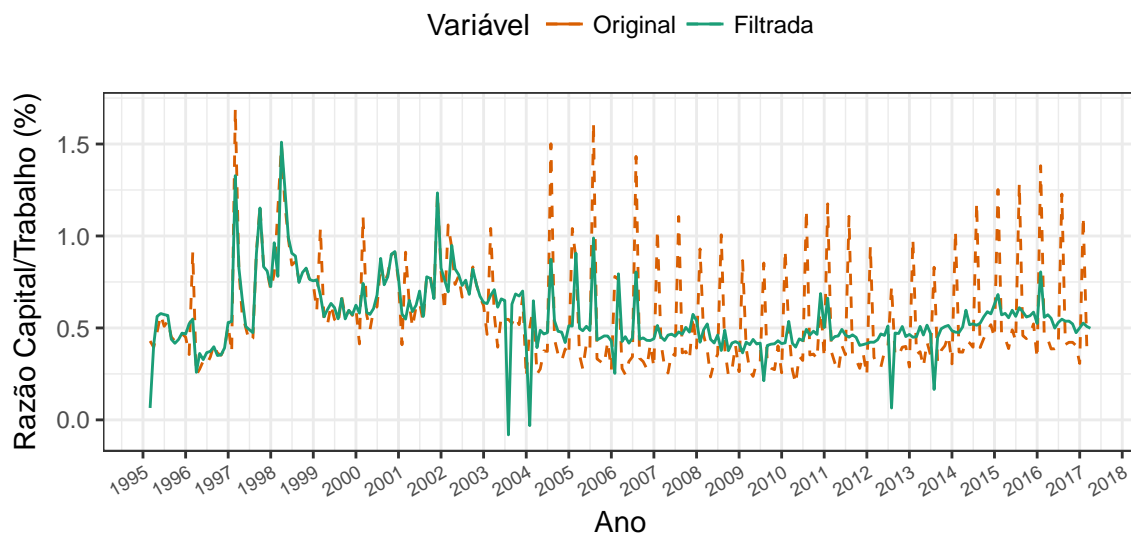
- **Unidade:** %a.a..
- **Número da série no SGS:** 7818.
- **Fonte:** Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros (BM&FBOVESPA).

A taxa de Swaps DI 90 dias é o correspondente brasileiro à taxa *3-month treasury bill rate*, utilizada na literatura internacional (por exemplo, em Muntaz & Theophi-

Figura 8 – Valores mensais da Razão Capital-Trabalho, Brasil, 1996-2018.



- (a) Valores mensais da série original. A linha pontilhada vertical denota a quebra estrutural (janeiro de 2004) e a linha vermelha horizontal denota seu respectivo intervalo de confiança a 95% - outubro de 2001 a outubro de 2005.



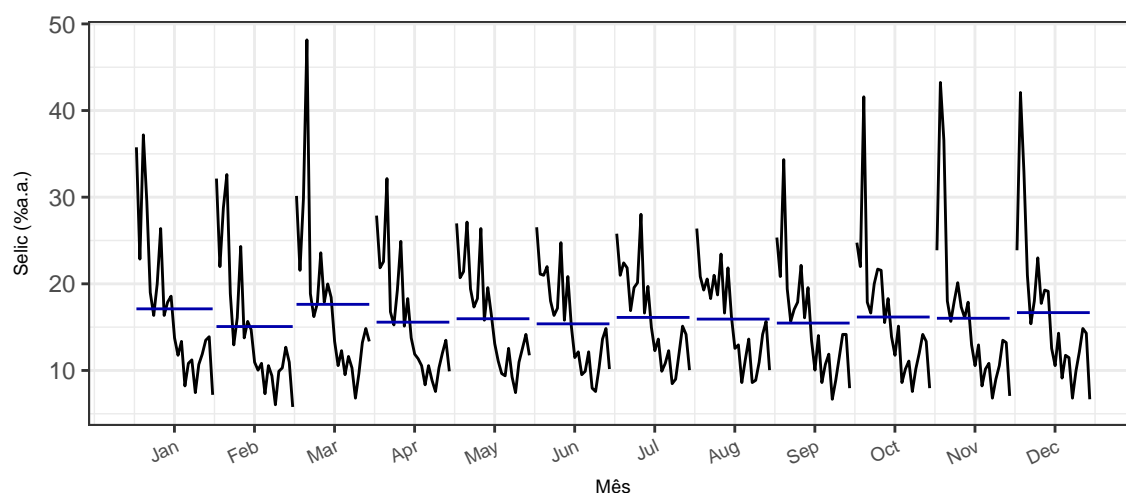
- (b) Série original (laranja - pontilhada) e série após ajuste sazonal (verde - contínua).

As linhas de divisão das datas referem-se aos meses de novembro do respectivo ano indicado no eixo horizontal. O ajuste sazonal foi feito utilizando o X13-ARIMA, sem transformação nos dados. Após o ajuste, não foi rejeitada a hipótese de ausência de sazonalidade considerando o teste QS com significância de 5% tanto para a série filtrada, como para a série dos resíduos e também considerando apenas os 8 anos mais recentes da série de dados. O ajuste sazonal foi feito dividindo a série original em dois pedaços, separados pela quebra estrutural em janeiro de 2004.

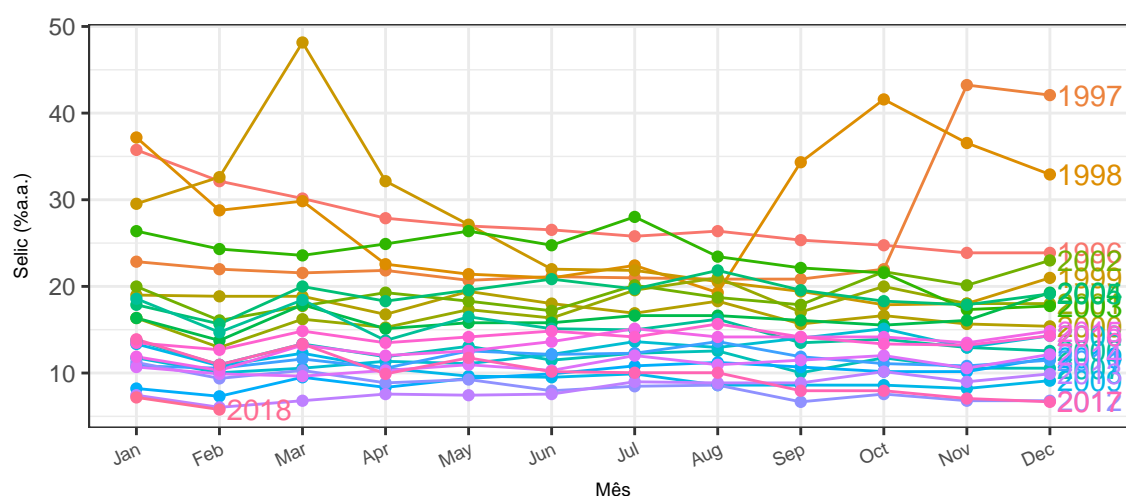
Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-DSTAT.

lopoulou (2017) e Primiceri (2005)). A série de Swaps apresenta comportamento de longo prazo idêntico à taxa básica Selic, porém com menor volatilidade em pequenos espaços de tempo (Figura 12). Uma vez que a série não está disponível para o período de 96 a 99, foram utilizados dados da Selic para completar a série com a finalidade de utilizar estas observações como priori para o modelo. Não houve necessidade de

Figura 9 – Gráfico da Taxa de Juros Básica (SELIC) em porcentagem anual, agrupada por períodos - Brasil, 1996-2018.



(a) Valores agrupadas por mês.



(b) Valores mensais agrupados por ano.

A série da Selic apresenta uma discreta (porém significativa a um nível de confiança de 95%) sazonalidade: nos meses de janeiro há um comportamento de aumento seguido de uma queda em fevereiro e assim consecutivamente. O final do ano de 1998 coincide com a crise internacional, que levou à troca de gestão do Bacen e aumentos expressivos na taxa de juros.

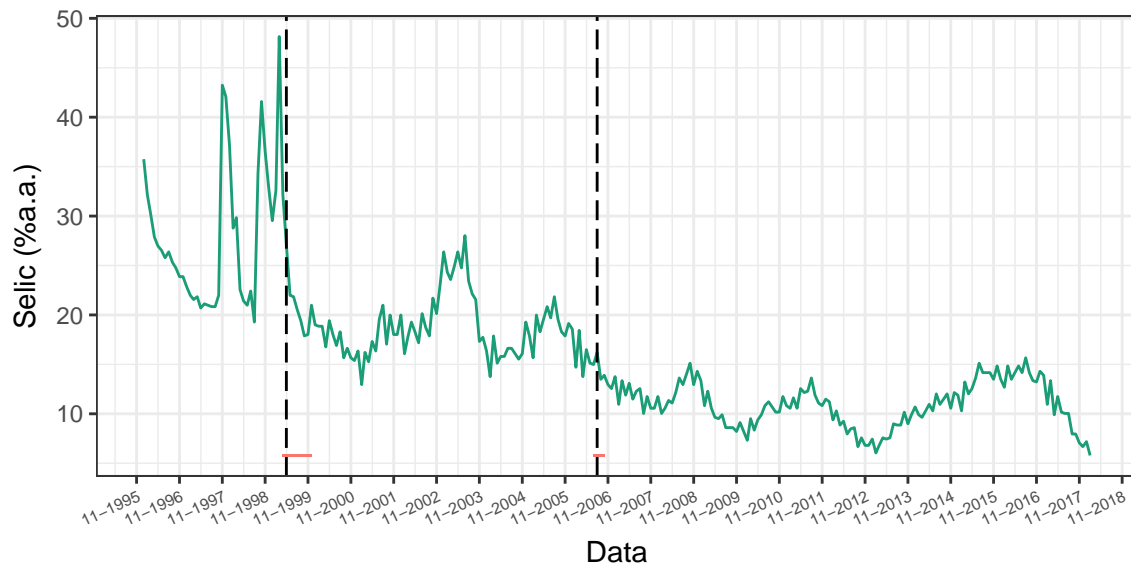
Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Demab.

remoção de sazonalidade e/ou transformações na série.

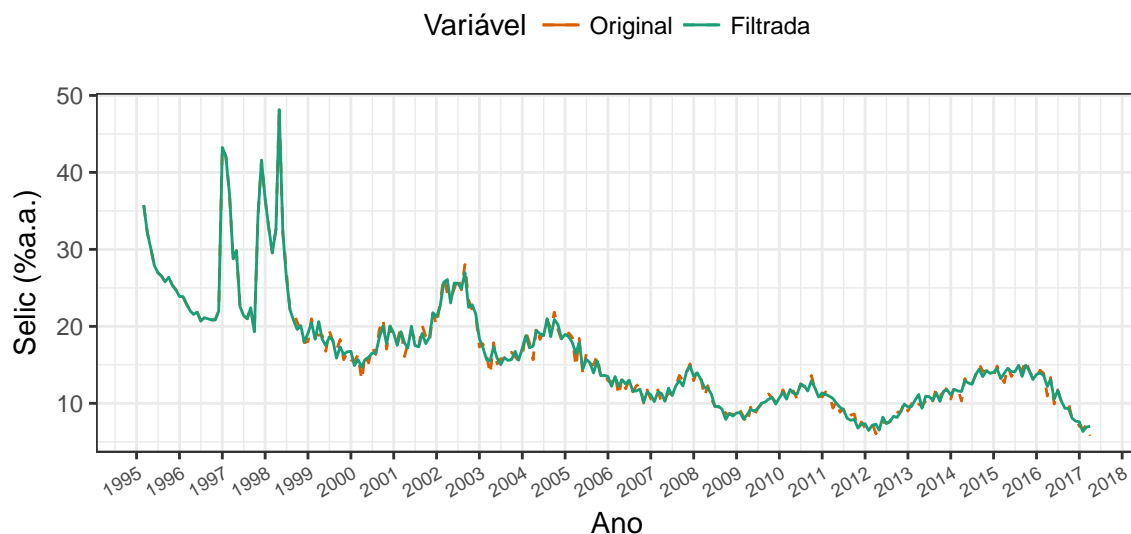
- **Índice nacional de preços ao consumidor-amplio (IPCA)**

- **Início da série:** Jan/1980.
- **Fim da série:** Mar/2018.
- **Unidade:** Variação percentual mensal.

Figura 10 – Valores mensais da taxa de juros Selic. Brasil, 1996-2018.



- (a) Valores mensais da série. As linhas pontilhadas verticais denotam as quebras estruturais (maio de 1999 e agosto de 2006) enquanto que as linhas vermelhas horizontais denotam seus respectivos intervalos de confiança a 95% - abril a dezembro de 1999 e julho a outubro de 2006, respectivamente.



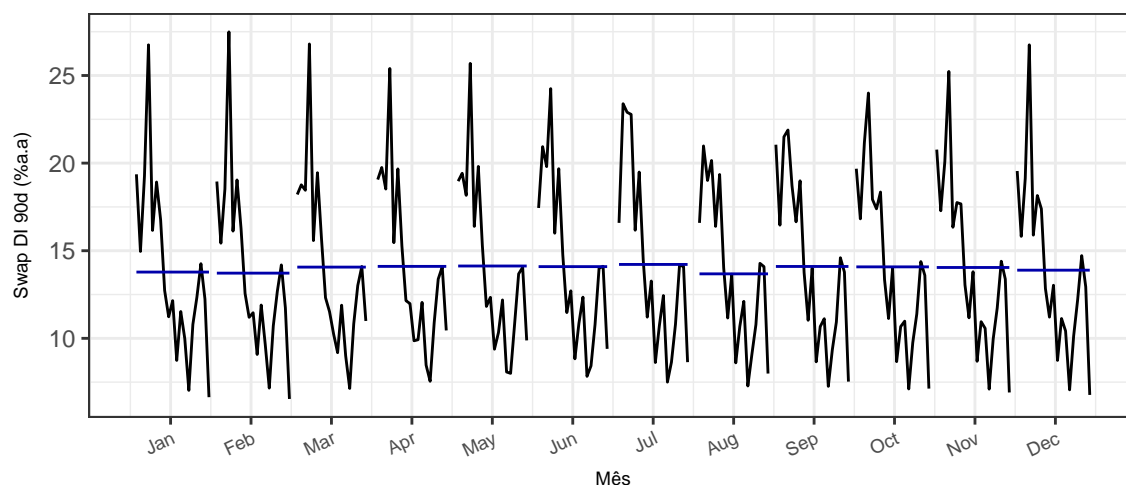
- (b) Série original (laranja - pontilhada) e série após ajuste sazonal (verde - contínua).

(10a) - A quebra estrutural ocorrida 1999 possivelmente tem origem na crise internacional que culminou com a moratória da Rússia (agosto de 1998) e que levou o Brasil ao aumento expressivo da sua taxa de juros no ano seguinte, após a troca da diretoria do Banco Central (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000). Para o ano de 2006, o cenário econômico se mostrava mais favorável desde o ano anterior e o Conselho de Política Monetária (COPOM) optou por diminuições sucessivas da taxa de juros (COPOM, 2006).

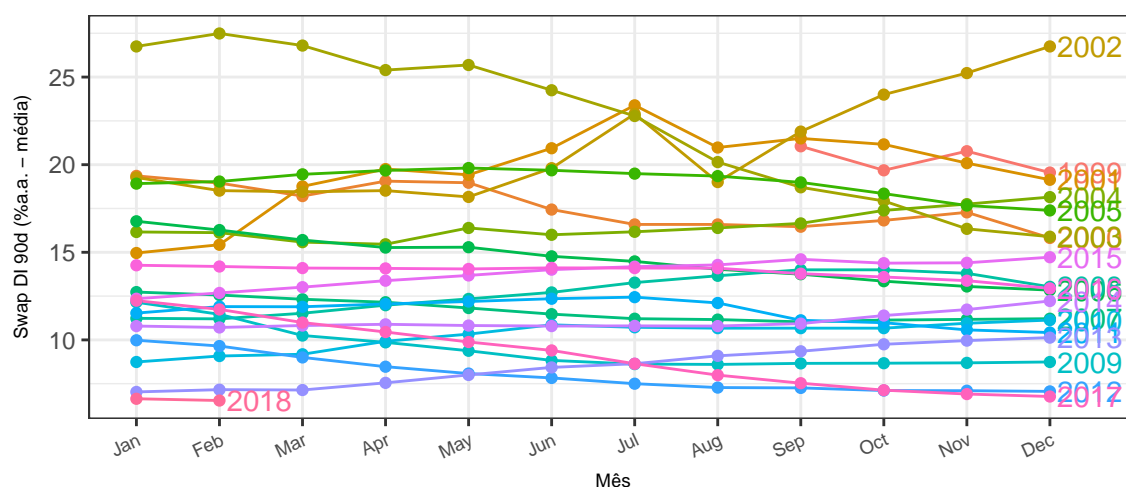
(10b) - As linhas de divisão das datas referem-se aos meses de novembro do respectivo ano indicado no eixo horizontal. Para filtragem do padrão sazonal a série original foi dividida em três pedaços, separados pelas quebras estruturais (Figura 10a), que após o ajuste individual foram combinados novamente em uma série só. A diferença entre a série original (laranja - pontilhada) e com a sazonalidade removida (verde - contínua) é discreta uma vez que o padrão sazonal presente na série original é pouco expressivo (ver Figura 9).

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Demab.

Figura 11 – Gráfico da Taxa referencial de swaps DI de 90 dias, em porcentagem anual, agrupada por períodos - Brasil, 1996-2018.



(a) Valores agrupadas por mês.



(b) Valores mensais agrupados por ano.

Em comparação com a série da taxa Selic, os dados do Swap tem um padrão sazonal praticamente inexistente, o que a torna uma série mais apropriada para a análise de dados. O aumento dos juros no final do ano de 2002 pode estar relacionado com o cenário político brasileiro da época, que foi a troca do governo de Fernando Henrique Cardoso para Luiz Inácio Lula da Silva. Utilizando o teste QS não foi possível rejeitar a hipótese nula de ausência de sazonalidade na série, considerando um nível de significância de 5%.

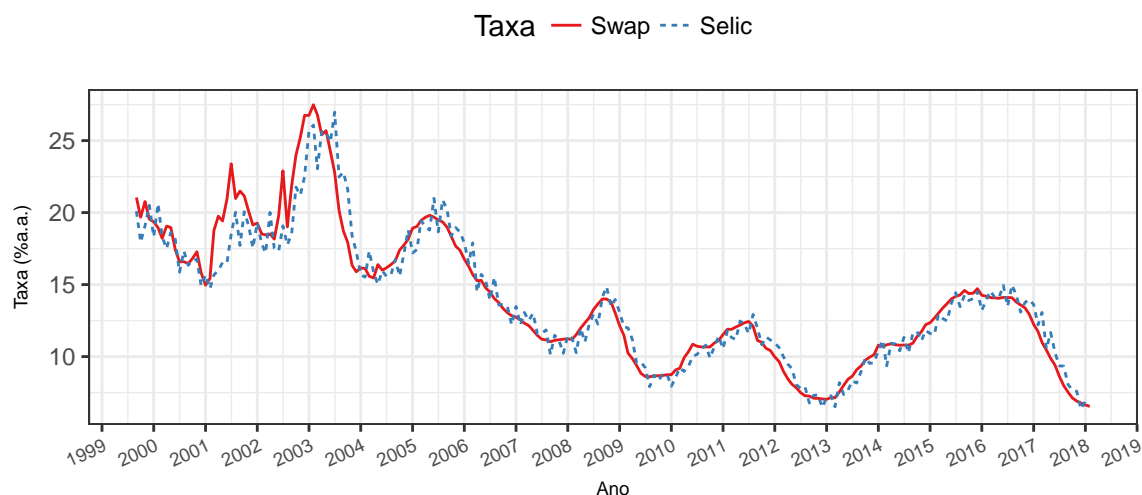
Fonte – Elaboração própria com base nos dados da BM&FBOVESPA S.A..

– **Número da série no SGS:** 433.

– **Fonte:** Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

O IPCA foi transformado para índice acumulado em 12 meses utilizando a seguinte

Figura 12 – Taxa Selic e taxa referencial de Swaps DI pré-fixada - prazo de 90 dias (fim de período), acumuladas no ano - Brasil, 1999-2018.



Comparação das taxas Selic (azul - pontilhada, após ajuste sazonal) e Swap DI 90 dias (vermelha - contínua, sem ajuste sazonal) anualizadas. As linhas de divisão das datas referem-se aos meses de janeiro do respectivo ano indicado no eixo horizontal. O coeficiente de correlação de Spearman calculado entre as duas séries foi de 0.9607 (p-valor < 0.001).

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Demab e BM&FBOVESPA.

fórmula:

$$IPCA_i = \left[\left(\prod_{j=i-11}^i \left(\frac{IPCA_j}{100} + 1 \right) \right) - 1 \right] * 100.$$

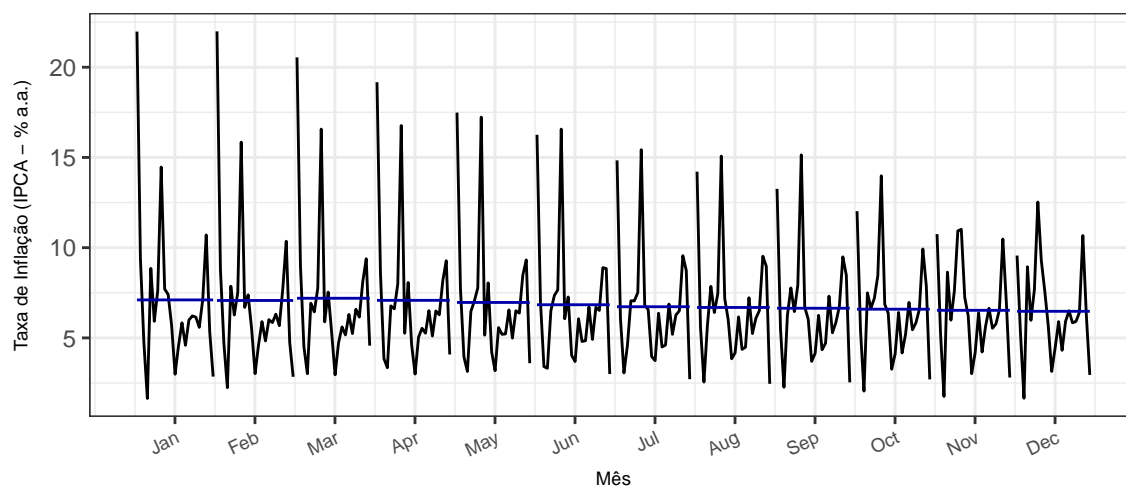
Utilizando a série da inflação mensal, foi calculado o índice com base em dezembro de 1993 e tomada a média harmônica do mês i com o mês $i + 1$. A média harmônica é utilizada pois o índice de preços em i refere-se ao nível de preços médio no mesmo período, enquanto que variáveis como PIB referem-se apenas ao final do período (IPEA, 2018). Após, a base foi transformada para março de 2018.

A inflação no início do ano é mais alta do que no final do ano, como pode ser visto na Figura (13a), o que poderia ser justificado por algum tipo de rigidez de preços na economia, em que os preços são ajustados no início do ano. No entanto, observa-se no gráfico da Figura (13b) que os valores de inflação altos na série são decorrentes principalmente dos anos de 1996 e 2003, que se iniciaram com inflação em valores bem superiores que os demais anos. No restante dos anos não é possível perceber, visualmente, um padrão sazonal nítido.

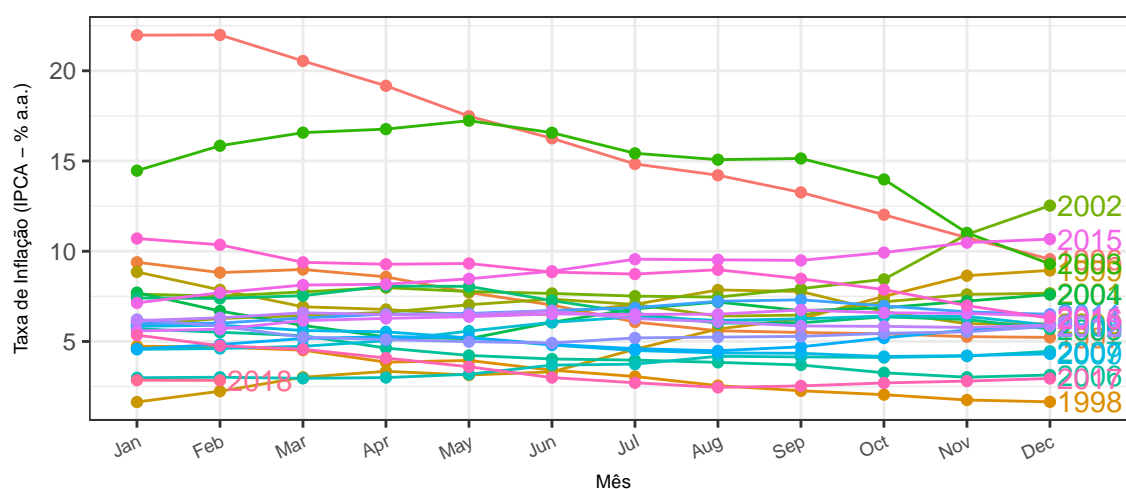
• PIB mensal - Valores correntes

- **Início da série:** Jan/1990.
- **Fim da série:** Fev/2018.
- **Unidade:** R\$ milhões.
- **Número da série no SGS:** 4380.
- **Fonte:** Banco Central do Brasil – Departamento Econômico (BCB-Depec).

Figura 13 – Gráfico do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), agrupado por períodos. Brasil, 1996-2018.



(a) Valores agrupados por mês.



(b) Valores mensais agrupados por ano.

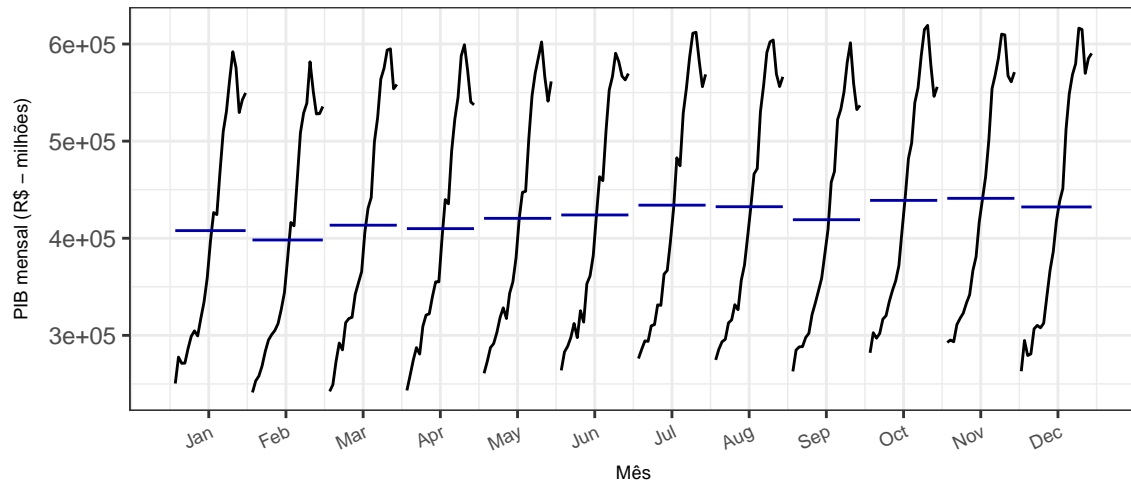
A série do IPCA acumulado em 12 meses mostra claramente um padrão de inflação decrescente ao longo do ano, muito possivelmente em decorrência da rigidez de preços na economia, que faz com que a maioria dos preços sejam atualizados nos meses de janeiro. Utilizando o teste QS rejeitou-se a hipótese nula de ausência de sazonalidade na série, considerando um nível de significância de 5%. A base da série é março de 2018.

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do IBGE.

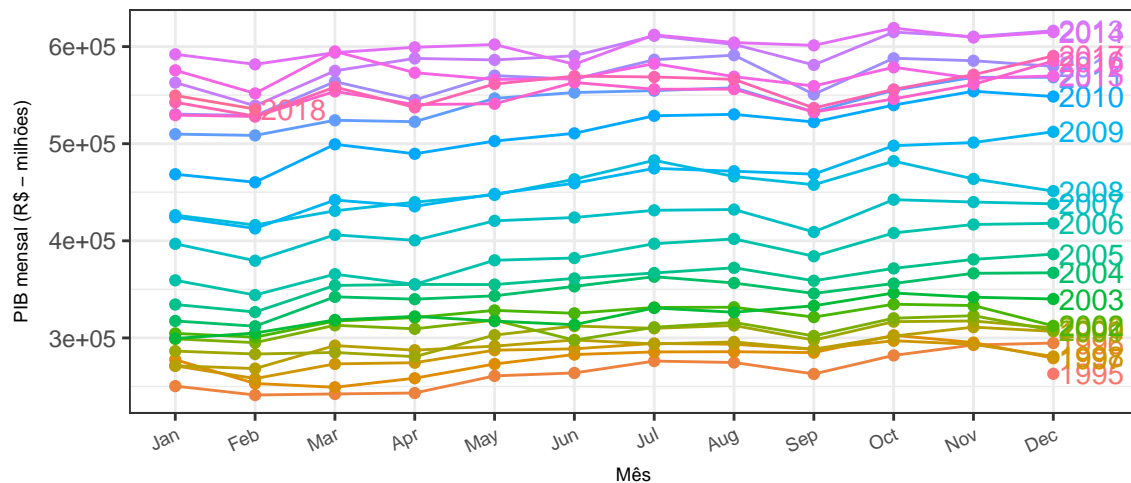
A estimativa do PIB mensal é feita pelo Banco Central a partir do PIB trimestral (divulgado pelo IBGE) através de um procedimento de interpolação, com a finalidade de utilizar a série para relação entre agregados macroeconômicos mensais. A série foi convertida para valores reais utilizando como deflator o IPCA de março de 2018. Além disso, calculou-se a primeira diferença da série em logaritmo (para obter a taxa de variação) e foi removida a sazonalidade da série (Figura 15). Optou-se pelo PIB mensal ao invés do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br)

pois a série do último é iniciada em janeiro de 2003, o que torna a mostra muito pequena para um modelo VAR, em particular para o VAR bayesiano deste estudo, considerando que as primeiras 48 observações são utilizadas para a priori.

Figura 14 – Gráfico das médias do Produto Interno Bruto, em milhões de reais de março de 2018, agrupadas por períodos - Brasil, 1996-2018.



(a) Valores médios agrupadas por mês.



(b) Valores mensais agrupados por ano.

A série do PIB mensal apresenta um discreto padrão sazonal, que é significativo a 95% de confiança, considerando o teste QS. Observa-se que, em média, os valores do PIB são ligeiramente mais baixos na primeira metade do ano do que no segundo semestre (Figura 14a) e que há uma tendência de queda sempre nos meses de setembro (Figura 14b). O deflator utilizado é o valor do IPCA acumulado em 12 meses em março de 2018.

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Depec.

A série do PIB apresenta quatro quebras estruturais significativas: abril de 2000, setembro de 2003, fevereiro de 2007 e junho de 2010 (Figura 15a), porém ao dividir a série em cinco pedaços para tratamento individual da sazonalidade, a componente sazonal deixa de ser significativa, indicando que mesmo com quebras estruturais,

o padrão de sazonalidade não se altera ao longo dos dados. Sendo assim, o filtro sazonal foi aplicado uma única vez na série completa (Figura 15b). Após a remoção da sazonalidade, dividiu-se a série pelas estimativas mensais da população, conforme divulgação do IBGE (). Para os anos de 1996 a 1999, como não haviam valores mensais, utilizou-se o valor anual da estimativa da população repetido em todos os meses do ano, lembrando que os primeiros quatro anos dos dados são utilizados para cálculo dos hiperparâmetros da priori.

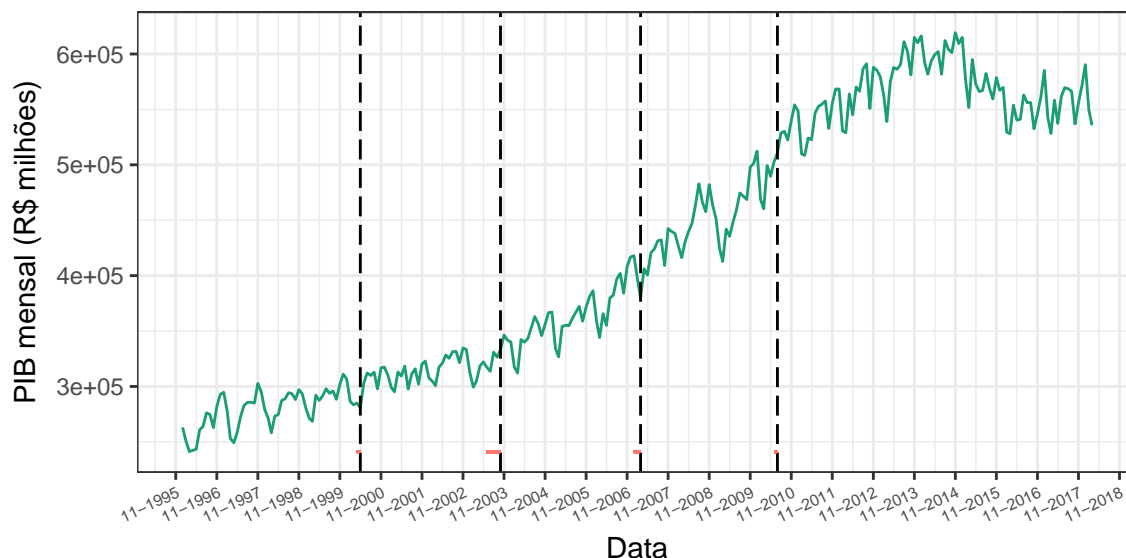
- **Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPCA) - Jun/1994=100**
 - **Início da série:** Jan/1988.
 - **Fim da série:** Mar/2018.
 - **Unidade:** Índice.
 - **Número da série no SGS:** 11752.
 - **Fonte:** Banco Central do Brasil – Departamento de Estatísticas (BCB-DSTAT).

A taxa de câmbio efetiva é calculada considerando uma cesta de taxas de câmbio reais do Brasil com diferentes países, escolhidos de acordo com sua importância nas relações comerciais com o Brasil. A cesta é ponderada de acordo com o volume de comércio entre o Brasil e cada um dos países. Para chegar à taxa real, o Banco Central utiliza o IPCA de junho de 1994. Da forma que é calculada, a série pode ser utilizada como uma *proxy* para o nível de competitividade externa do país.

A análise da série não evidenciou padrão sazonal visual (Figura 16) e também não se rejeitou a hipótese de ausência de sazonalidade para um nível de significância de 5% no teste QS. No entanto, para garantir estacionariedade da série, foi calculada a primeira diferença do logaritmo dos dados originais.

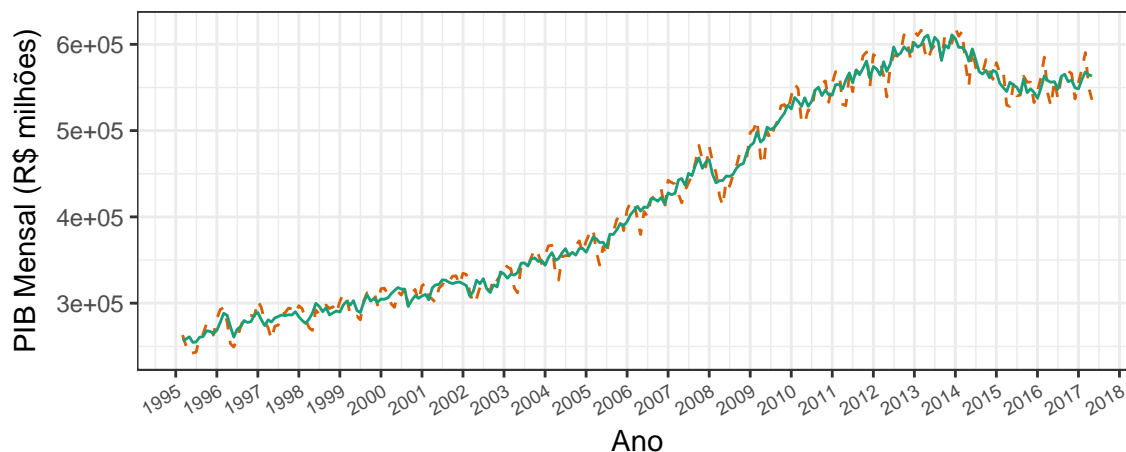
A Figura 17 contém um comparativo entre as séries antes e depois das transformações como remoção da sazonalidade e primeira diferença dos logaritmos, enquanto que a Tabela 3 contém as estatísticas descritivas das séries finais utilizadas no modelo.

Figura 15 – Valores mensais do Produto Interno Bruto, em milhões de reais de março de 2018. Brasil, 1996-2018.



- (a) Valores mensais da série. As linhas pontilhadas verticais denotam as quebras estruturais significativas a 5% de confiança: 04/2000, 09/2003, 02/2007 e 06/2010. As linhas vermelhas horizontais denotam seus respectivos intervalos de confiança a 95% - março a julho de 2000, maio a outubro de 2003, dezembro de 2006 a março de 2007, e maio a julho de 2010, respectivamente.

Variável — Original — Filtrada



- (b) Série original (laranja - pontilhada) e série após ajuste sazonal (verde - contínua).

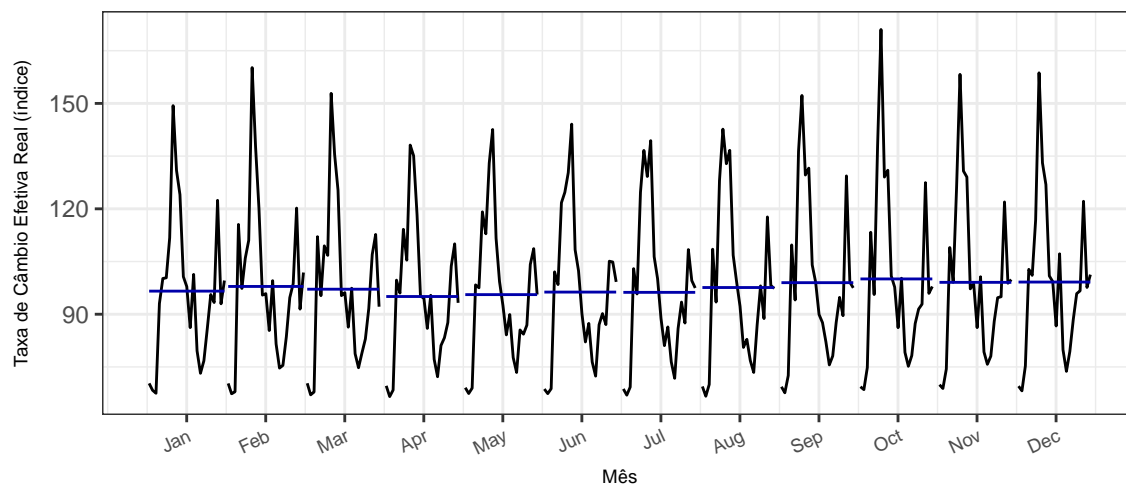
A série mensal do PIB é calculada pelo Bacen a partir da interpolação da série trimestral calculada pelo IBGE. Em ambos gráficos, o deflator utilizado é o valor do IPCA acumulado em 12 meses em março de 2018.

(15a) - As linhas de divisão das datas referem-se aos meses de novembro do respectivo ano indicado no eixo horizontal.

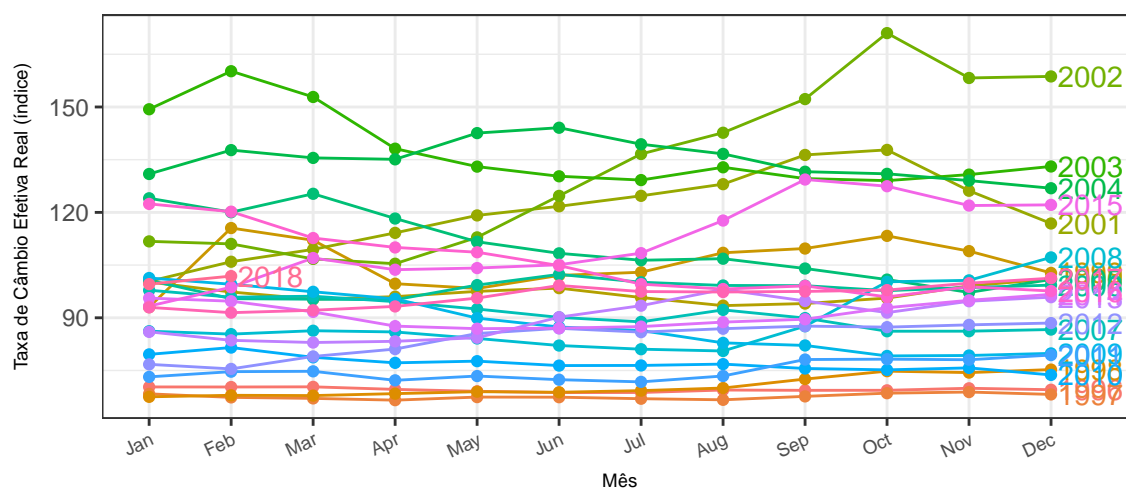
(15b) - Comparação da taxa de variação mensal do PIB - série original (laranja - pontilhada) e série após ajuste sazonal (verde - contínua). As linhas de divisão das datas referem-se aos meses de novembro do respectivo ano indicado no eixo horizontal. O ajuste sazonal foi feito utilizando o X13-ARIMA na série inteira (sem divisão pelas quebras estruturais nem transformação nos dados). Após o ajuste, não foi rejeitada a hipótese de ausência de sazonalidade considerando o teste QS com significância de 5% tanto para a série filtrada, como para a série dos resíduos e também considerando apenas os 8 anos mais recentes da série de dados.

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Depec.

Figura 16 – Gráfico das médias do Índice da taxa de câmbio efetiva real, agrupadas por períodos.
Brasil, 1996-2018.



(a) Valores médios agrupados por mês.



(b) Valores mensais agrupados por ano.

A taxa de câmbio efetiva real é calculada como uma taxa de câmbio considerando uma “cesta” de países, ponderados por sua importância na balança comercial com o Brasil. O índice tem como base o mês de julho de 1994. Não é possível detectar um padrão sazonal nesta variável tanto visualmente como utilizando o teste QS com 5% de significância. Uma vez que a série não apresenta sazonalidade, nenhuma transformação foi feita.

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-DSTAT.

Apêndice B Funções Impulso Resposta

Como as funções impulso resposta no modelo TVP-VAR não são as mesmas em todos os períodos pois a cada instante de tempo são estimados novos valores para os parâmetros. É esperado que algumas funções impulso resposta mudem de comportamento ao longo do tempo quando há mudança no comportamento temporal das estimativas. Sendo

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das cinco séries do VAR

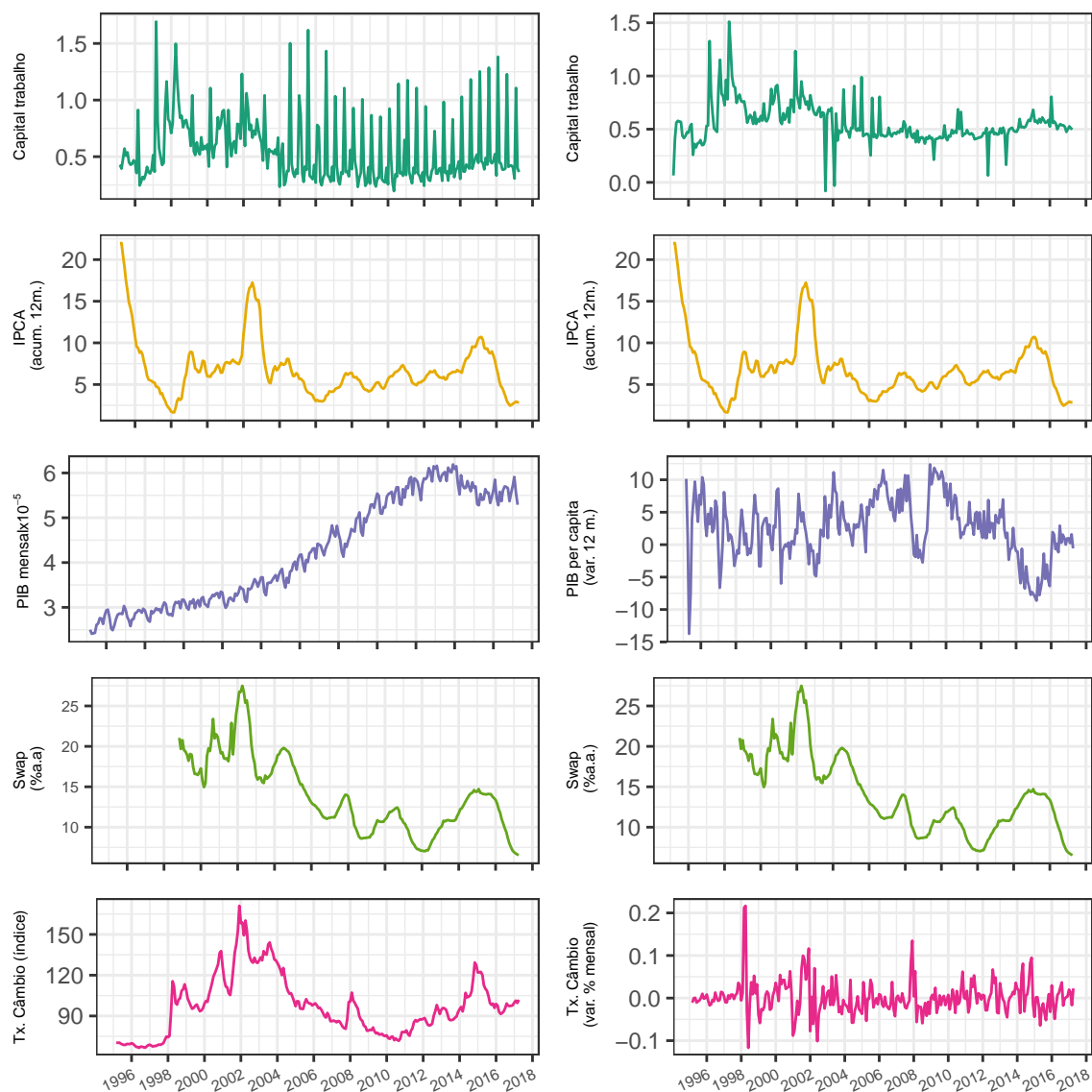
	Capital-Trabalho	IPCA	PIB	Swap	Câmbio
Observações	266	266	266	266	266
Mínimo	−0.0814	6.5400	−13.7417	−0.1169	1.6456
1o quartil	0.4482	10.7125	−0.1639	−0.0195	4.8092
Média	0.5577	13.9905	2.5755	0.0014	6.8280
Mediana	0.5124	13.1600	2.5618	−0.0016	6.2707
3o quartil	0.6369	17.3900	5.8039	0.0144	7.6704
Máximo	1.5100	27.4900	12.3665	0.2167	21.9876
Desv. Pad.	0.1907	4.7089	4.6299	0.0388	3.4314

A série do Swap DI 90 dias (%a.a.) tem início em setembro de 1999 e teve os 44 valores prévios à esta data completados com os valores da Selic, enquanto que as outras variáveis iniciam em janeiro de 1996 e todas as séries utilizadas têm valores até novembro de 2017. As variáveis Razão Capital-Trabalho e PIB foram filtradas para remoção da sazonalidade original, utilizando o X-13ARIMA-SEATS. A (razão) Capital-Trabalho é o quociente entre a renda do capital e a renda do trabalho. A variável IPCA refere-se ao índice acumulado dos últimos 12 meses. A série do PIB refere-se à variação com relação ao mesmo mês do ano anterior da série do PIB mensal (em R\$ milhões) dividida pela estimativa mensal da população brasileira. A variável de câmbio utilizada é a primeira diferença da série em logaritmo do Índice da Taxa de Câmbio Efetiva Real.

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Depec, Sisbacen PTAX800, IBGE, BM&FBOVESPA e BCB-DSTAT.

assim, foram escolhidos alguns períodos de tempo onde houve algum tipo de mudança econômica ou política (como crises, eleições majoritárias, etc) para cálculo das funções impulso resposta. Os períodos escolhidos estão descritos na Tabela (4).

Figura 17 – Comparação das séries utilizadas no VAR, antes e depois das transformações nos dados.



Comparação entre as 5 séries utilizadas no modelo VAR antes (esquerda) e depois (direita) do ajuste de sazonal - utilizando o X-13ARIMA SEATS - e demais transformações. As linhas de divisão das datas referem-se aos meses de novembro do respectivo ano indicado no eixo horizontal. As séries com ajuste sazonal foram: razão capital-trabalho, o PIB mensal e a taxa Selic, sendo que esta última foi utilizada no VAR apenas para completar a série do Swap e por isso não consta neste gráfico. A série do Swap tem início em setembro de 1999 enquanto que as outras variáveis iniciais em janeiro de 1996. A série do PIB per capita, além do filtro sazonal também está em taxa de variação com relação ao mesmo mês do ano anterior (variação anual).

Fonte – Elaboração própria com base nos dados do BCB-Depec, Sisbacen PTAX800, IBGE, BM&FBOVESPA e BCB-DSTAT.

Tabela 4 – Períodos selecionados para cálculo das funções impulso-respostas do TVP-VAR

	Data	t	Contexto
01	Janeiro, 2000	1	Início da série de dados ¹
02	Junho, 2001	18	Crise elétrica ²
03	Junho, 2002	30	Período de Expansão Econômica ³
04	Outubro, 2002	34	Eleições presidenciais ⁴
05	Janeiro, 2003	37	Posse do Presidente ⁵
06	Junho, 2005	66	Crise política ⁶
07	Junho, 2008	102	Crise econômica internacional
08	Junho, 2010	126	Expansão Econômica ³
09	Março, 2016	195	Processo de Impeachment ⁷
10	Fevereiro, 2018	217	Último período dos dados

Notas:

¹ - Apesar dos dados coletados iniciarem em Janeiro de 1996, a série utilizada para estimação do modelo inicia em Janeiro de 2000 pois as primeiras 48 observações foram utilizadas para cálculos dos hiperparâmetros da priori.

² - A crise elétrica no Brasil, que durou de julho de 2001 a fevereiro de 2002, afetou o fornecimento de energia em todo o país.

³ - Conforme classificação do CODACE (Brazilian Business Cycle Dating Committee).

⁴ - Com a possibilidade da eleição de um candidato do Partido dos Trabalhadores, houve incerteza política e instabilidade econômica.

⁵ - Luis Inácio Lula da Silva, eleito no pleito presidencial de 2002, tomou posse como 35º presidente do Brasil em 01/01/2003.

⁶ - A crise política de 2005 e ficou conhecida como *crise do Mensalão* foi um escândalo que atingiu diversos partidos, incluindo o partido do Presidente e culminou, posteriormente, com o julgamento e prisão de políticos acusados de corrupção.

⁷ - O processo de Impeachment da Presidenta Dilma Rousseff iniciou em Dezembro de 2015.

Fonte – Elaboração própria.

Apêndice B.1 Impacto de Choques Monetários nas demais variáveis do modelo

Figura 18 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Juros sobre a taxa de variação do PIB em diferentes períodos.

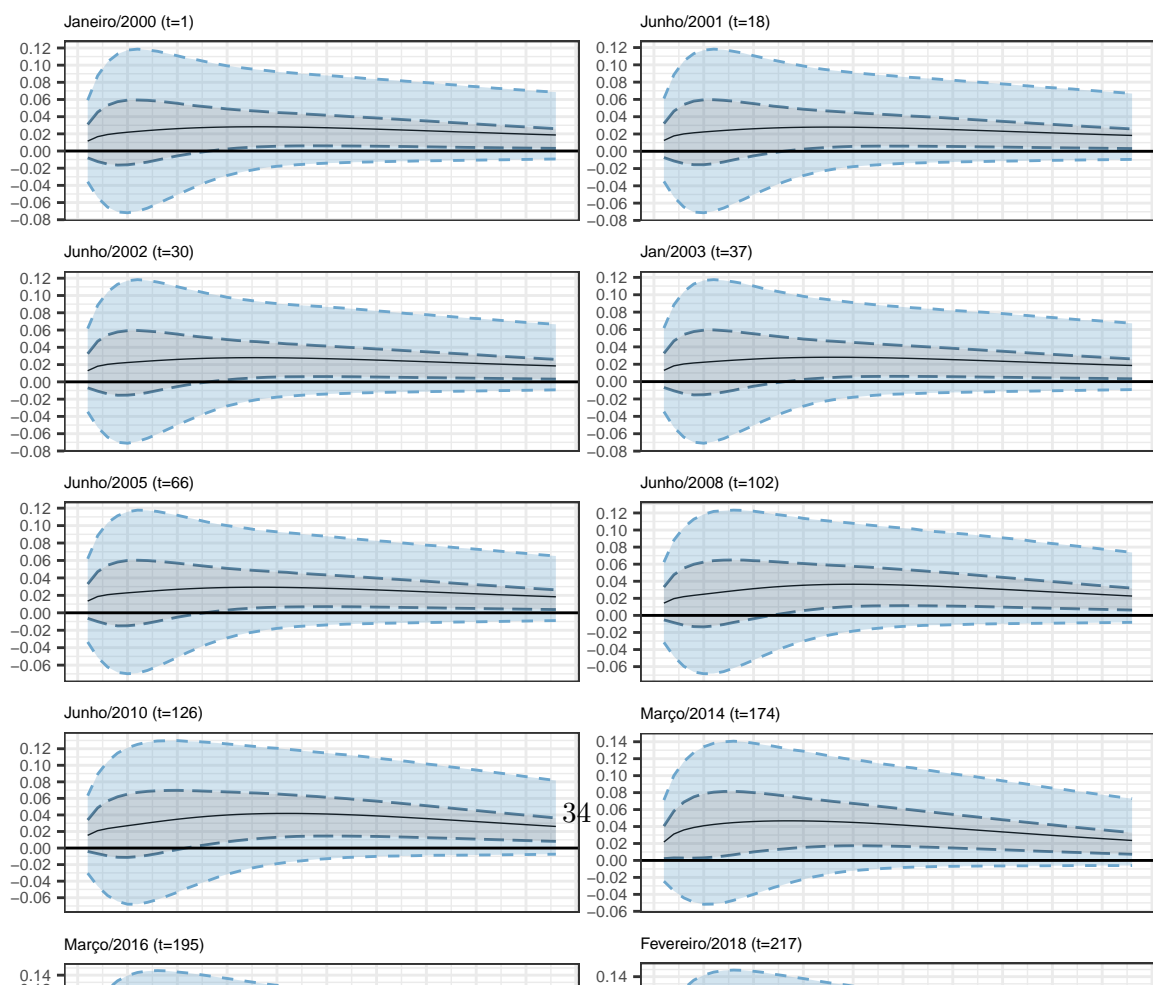
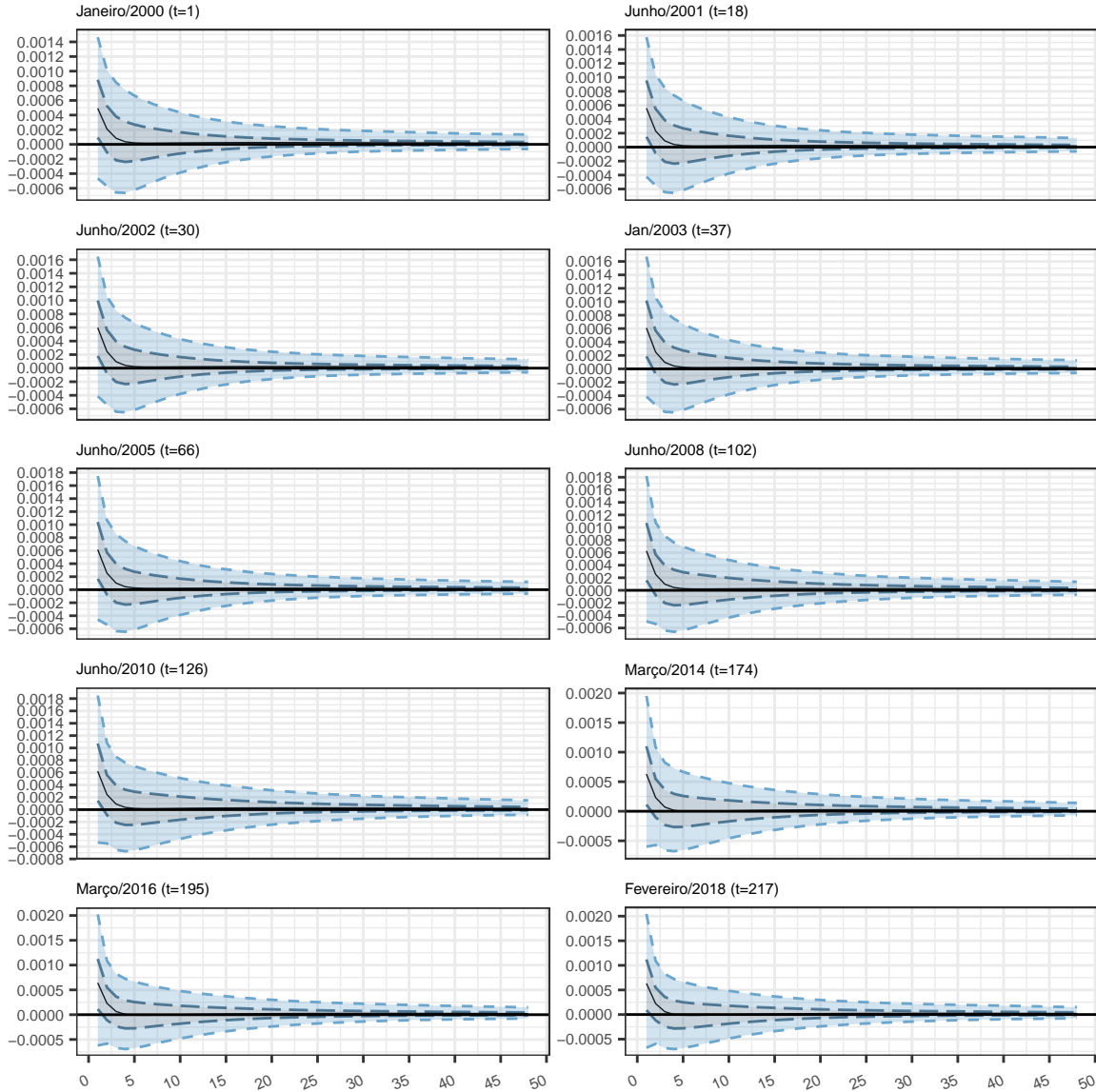


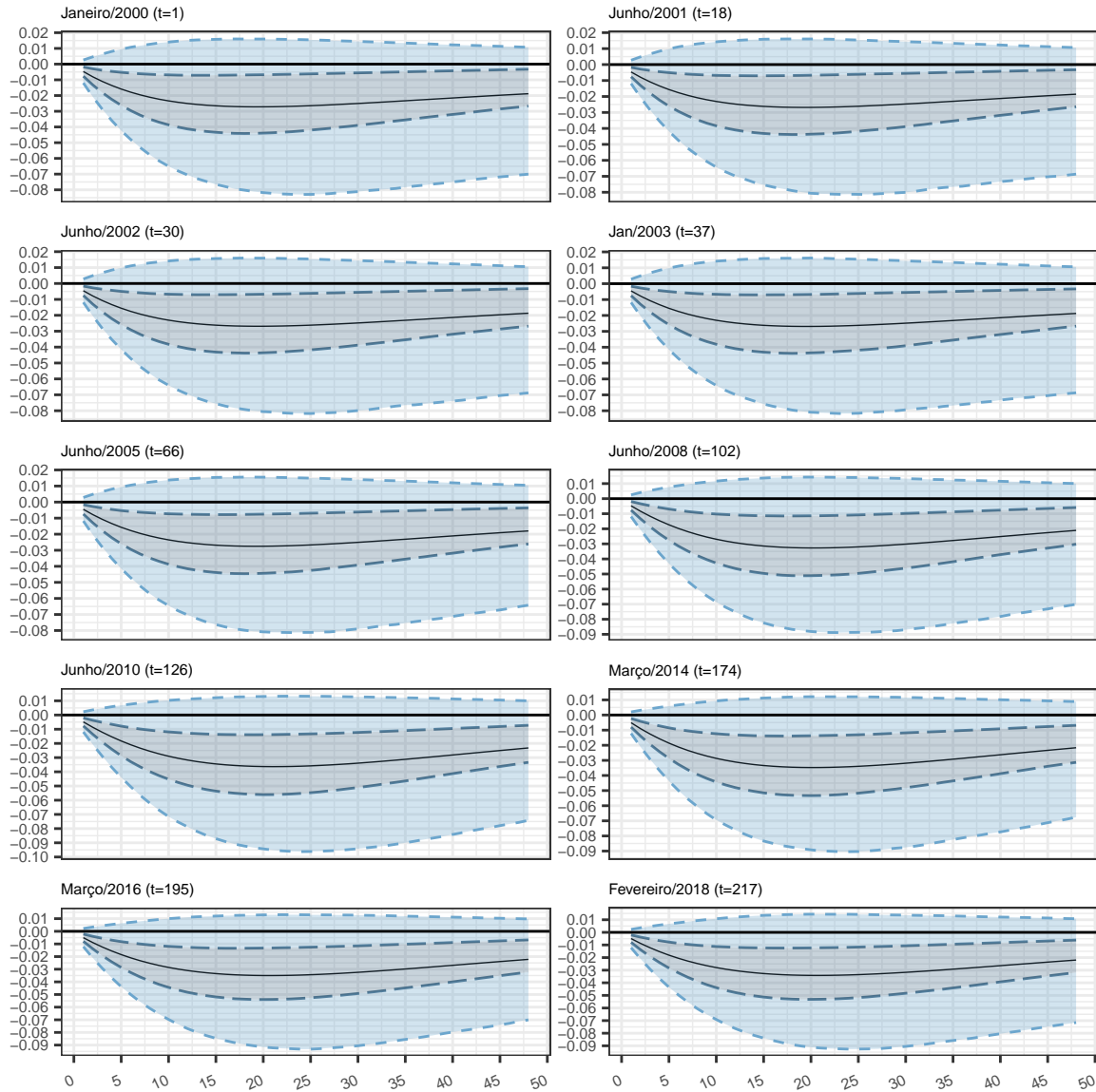
Figura 19 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Juros sobre o Índice da Taxa de Câmbio Real Efetiva em diferentes períodos.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques na taxa de juros sobre o índice da taxa de câmbio não foi significativamente diferente de zero, considerando um intervalo de 90% para nenhum dos 48 horizontes de tempo após o choque inicial, em nenhum dos 10 períodos distintos em que a FIR foi calculada. No entanto, observa-se que há uma aparente tendência aos choques monetários contracionistas afetarem de maneira positiva a taxa de câmbio nos 5 primeiros meses após o choque, considerando-se apenas o intervalo que vai do 25º ao 75º percentil (área cinza). A área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Figura 20 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Juros sobre o Índice de Preços ao Consumidor em diferentes períodos.

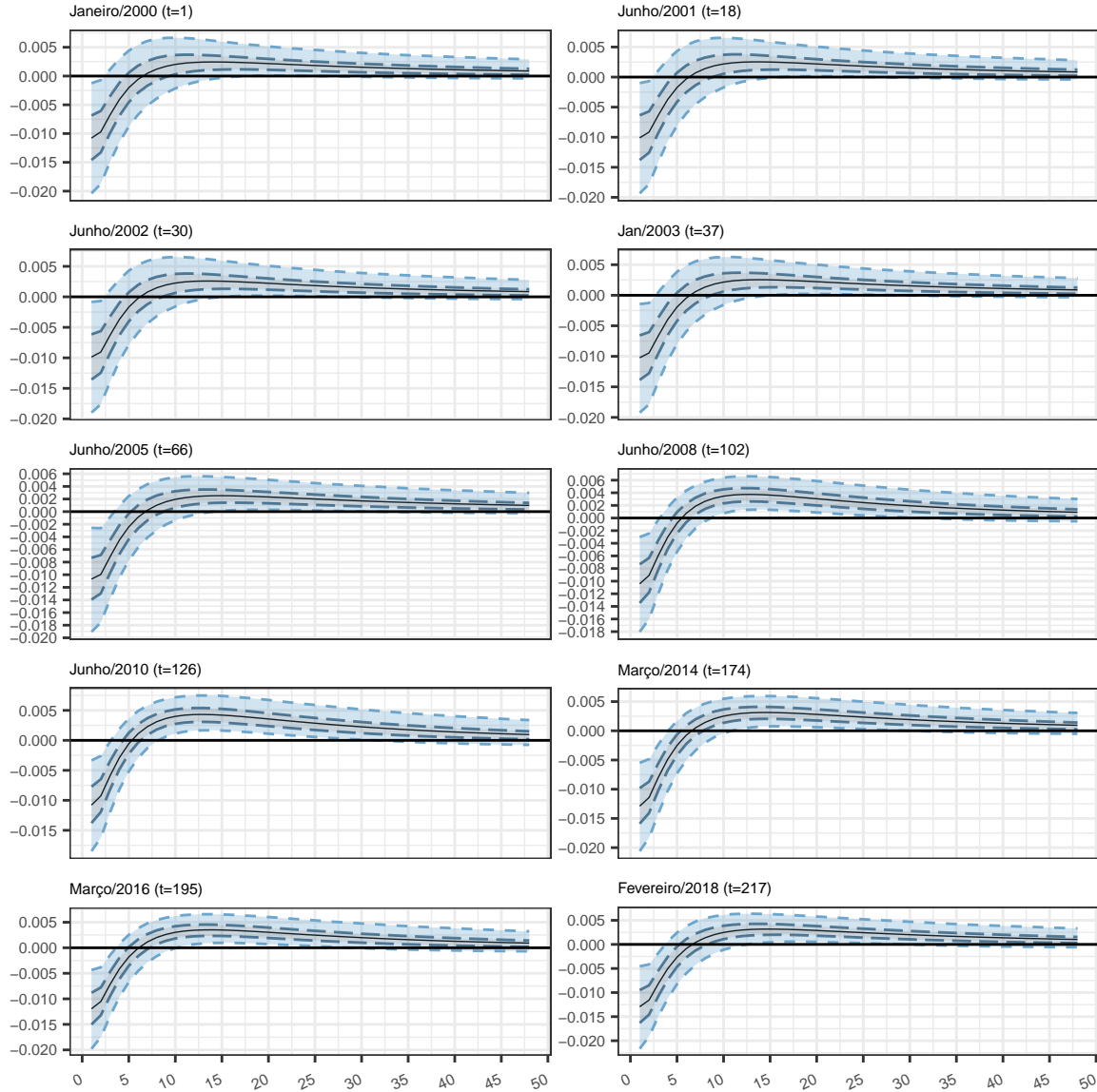


A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques na taxa de juros sobre o IPCA é negativo, conforme esperado, e significativamente diferente de zero por aproximadamente 15 a 20 meses. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Apêndice B.2 Impacto de choques no PIB

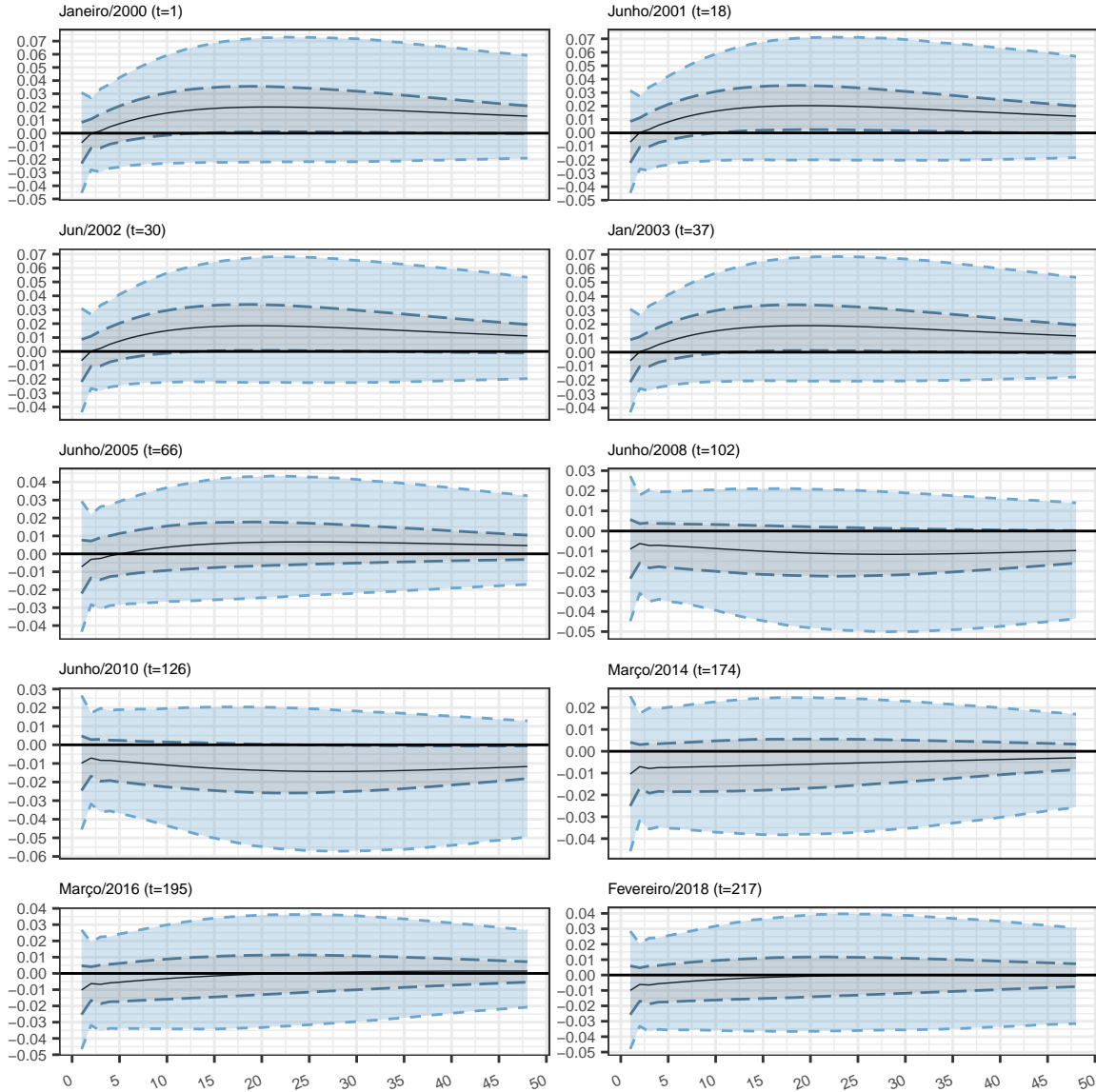
Figura 21 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Variação do PIB sobre a Razão Capital-Trabalho, em diferentes períodos.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques na taxa de variação mensal do PIB sobre a Razão Capital-Trabalho não é estatisticamente diferente de zero, considerando diferentes períodos e uma duração de 48 meses após o choque inicial. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

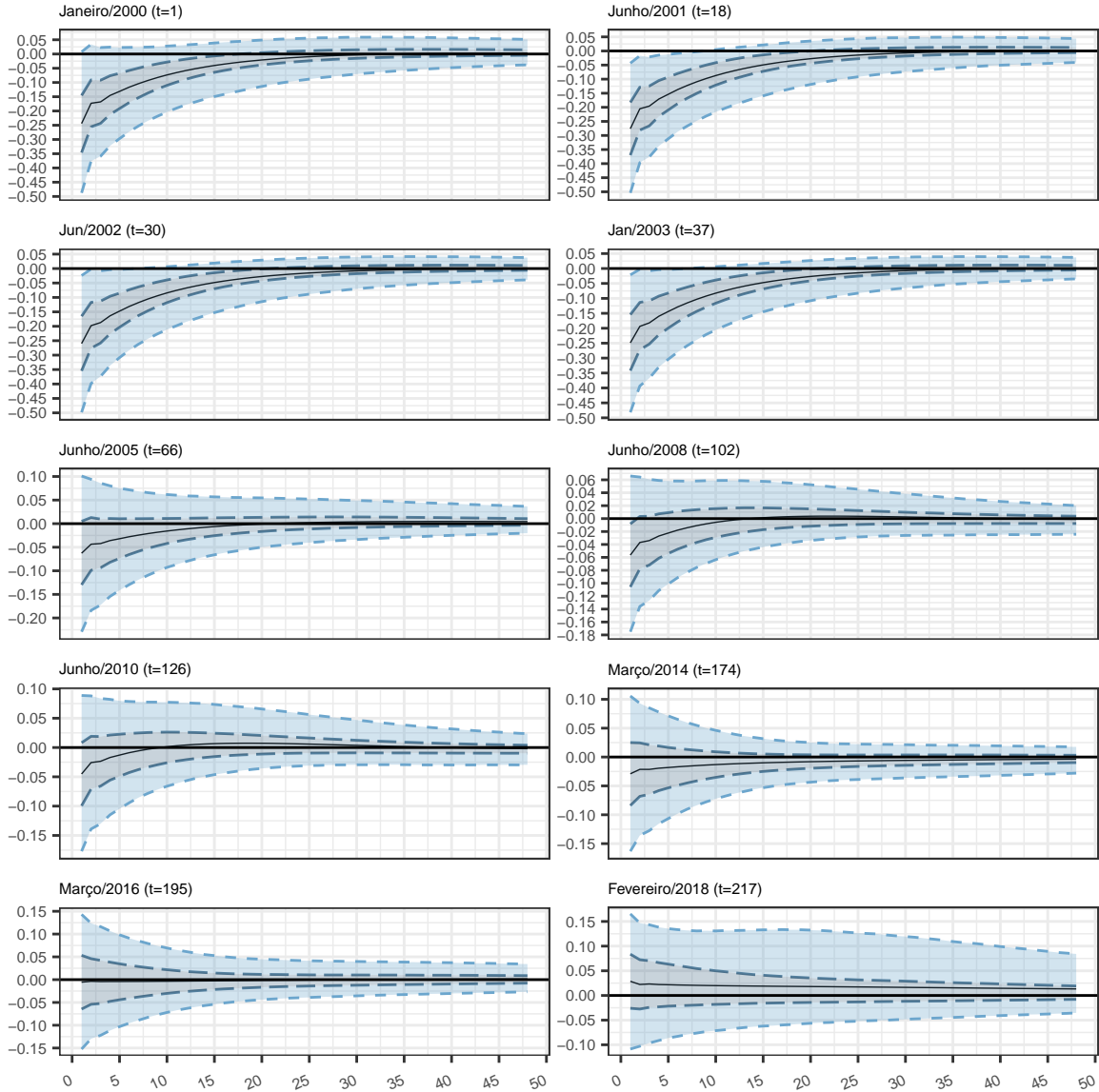
Figura 22 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Variação do PIB sobre o Índice de Preços ao Consumidor, em diferentes períodos.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques na taxa de variação mensal do PIB sobre o Índice de Inflação acumulado em 12 meses não é estatisticamente diferente de zero, considerando diferentes períodos e uma duração de 48 meses após o choque inicial. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

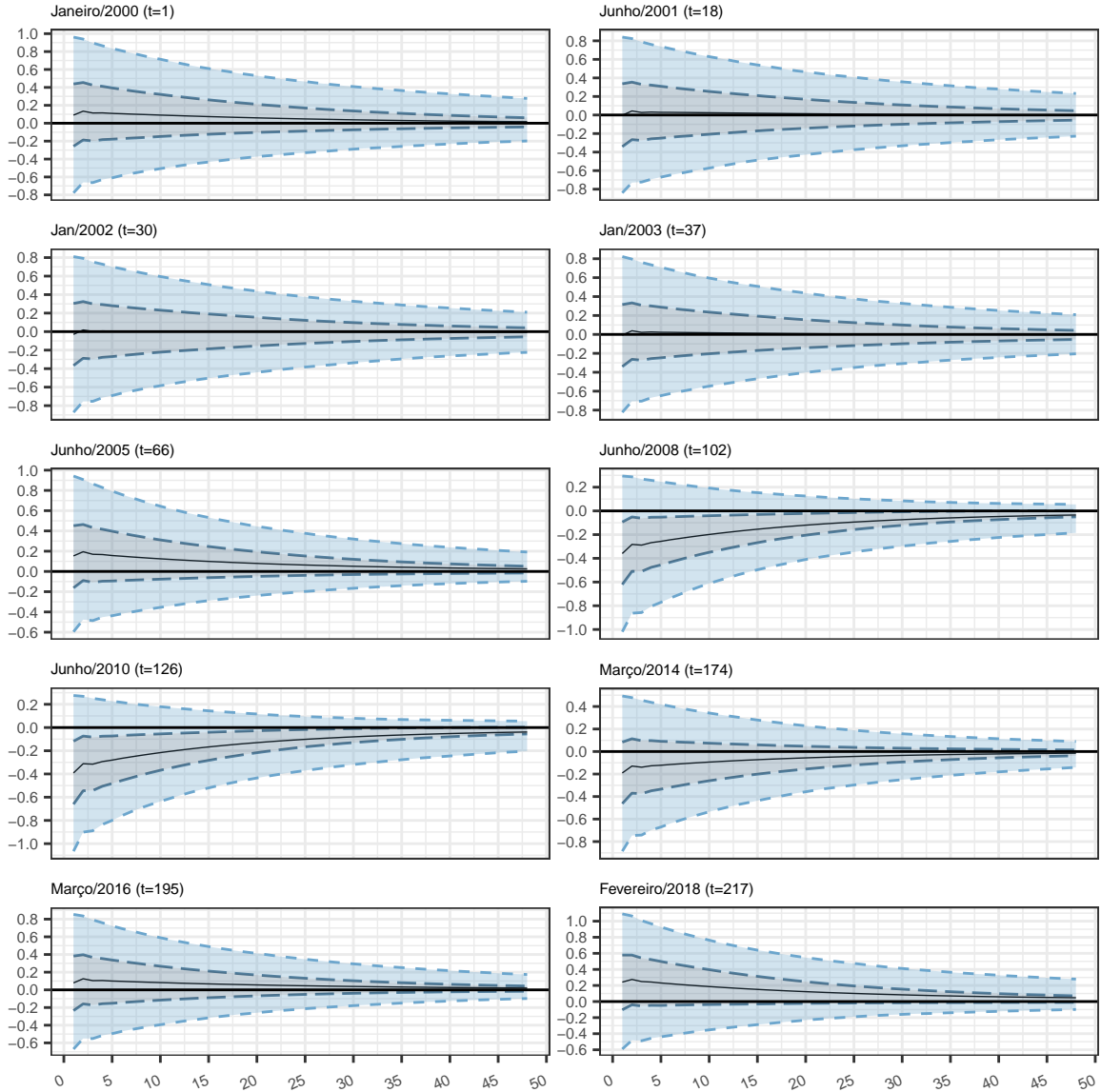
Figura 23 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Variação do PIB sobre o Índice da Taxa de Juros Real Efetiva, em diferentes períodos.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques na taxa de variação mensal do PIB sobre a taxa de juros anualizada não é estatisticamente diferente de zero, considerando diferentes períodos e uma duração de 48 meses após o choque inicial. Apesar disso, nota-se uma tendência à mudança no formato da função impulso resposta, que inicialmente sugeria uma resposta negativa da taxa de juros aos choques positivos na taxa de crescimento do produto mas este efeito, nos últimos 3 gráficos, parece estar atenuado e mais próximo de zero. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Figura 24 – Função impulso resposta de um choque positivo na Taxa de Variação do PIB sobre o Índice da Taxa Real Efetiva de Câmbio, em diferentes períodos.

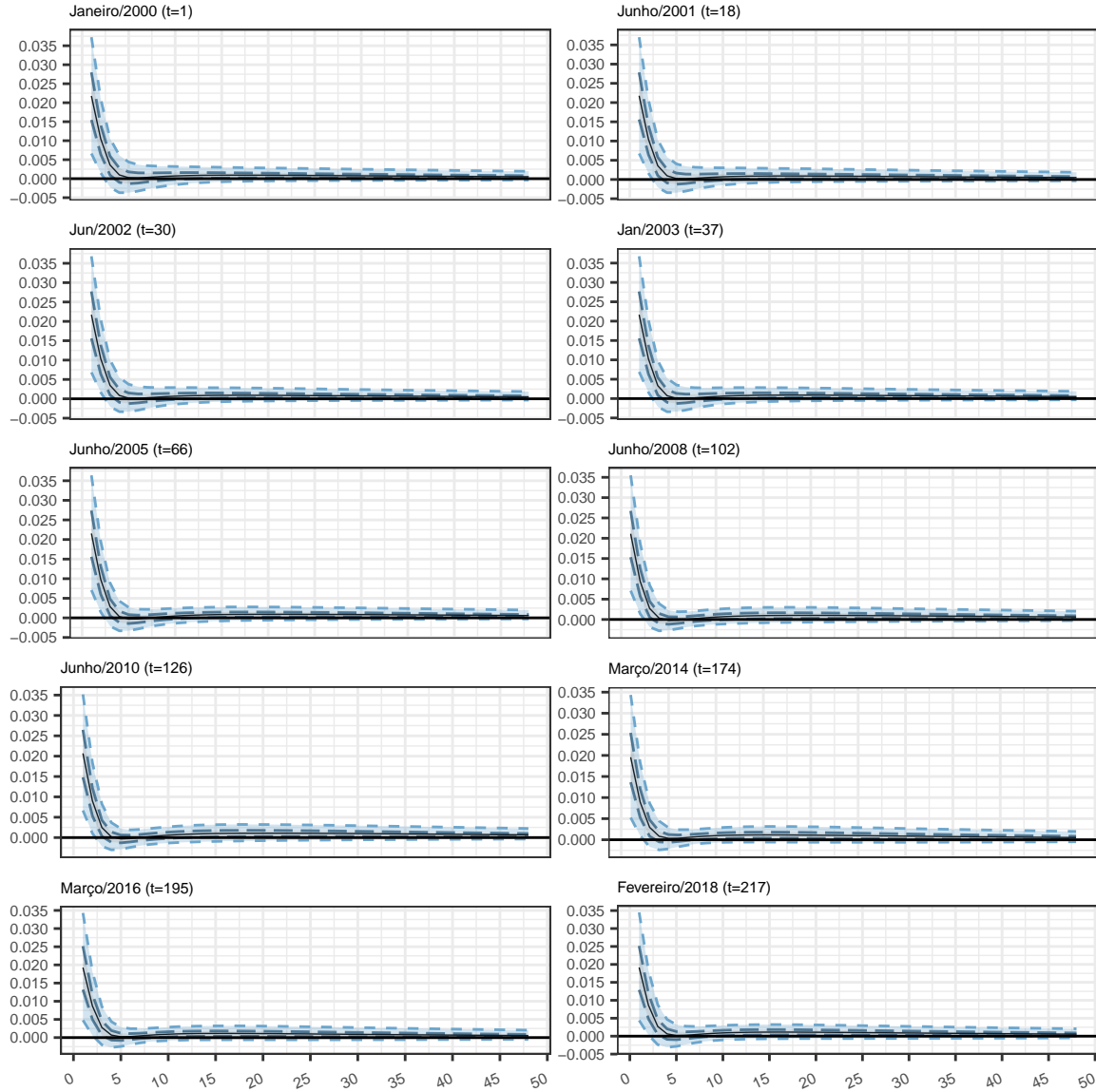


A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques na taxa de variação mensal do PIB sobre o Índice de Inflação acumulado em 12 meses não é estatisticamente diferente de zero, considerando diferentes períodos e uma duração de 48 meses após o choque inicial. Apesar disso, nota-se que há uma diminuição considerável na magnitude do choque, indicada pelo eixo vertical, nos gráficos de Junho/08, Junho/10 e Março/14. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Apêndice B.3 Impacto dos choques na taxa de Câmbio

Figura 25 – Função impulso resposta de um choque positivo no Índice da Taxa de Câmbio Real Efetiva sobre a Razão Capital-Trabalho, em diferentes períodos.

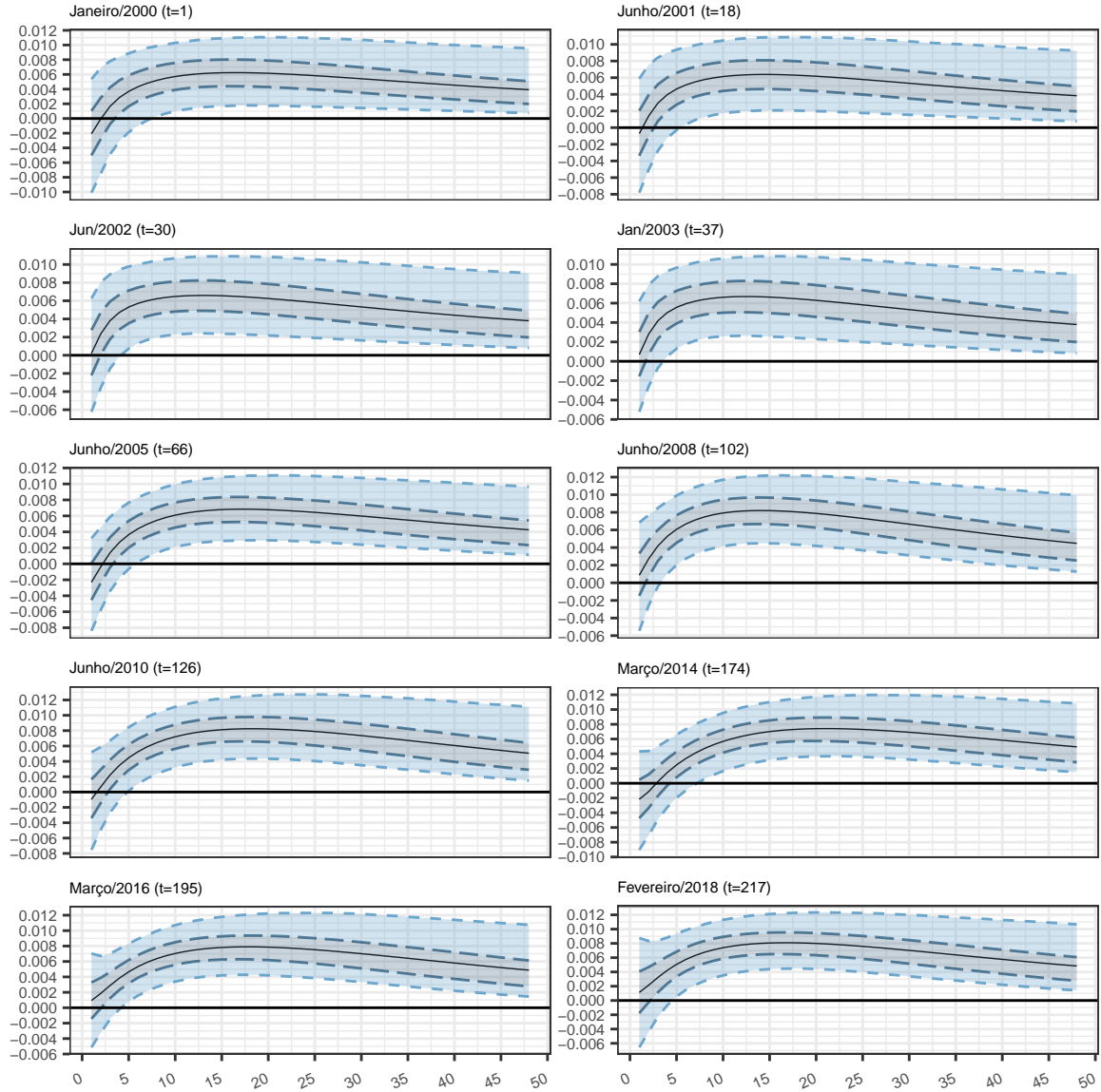


A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto de um choque positivo na taxa de juros (desvalorização da moeda doméstica) causa um aumento na razão capital-trabalho, significativo e persistente, na maioria dos períodos, por pelo menos 2 anos. No entanto, observa-se uma diminuição da duração do choque entre os anos de 2008 e 2010, sugerindo uma mudança nos parâmetros do modelo neste período. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Apêndice B.4 Impactos no Índice de Inflação acumulado em 12 meses

Figura 26 – Função impulso resposta de um choque positivo Índice de Inflação (acumulado em 12 meses) sobre a Razão Capital-Trabalho, em diferentes períodos.



A função impulso resposta (FIR) avalia qual o impacto de um choque positivo em $y_{t,j}$ sobre $y_{t+h,i}$, sendo que neste trabalho foi utilizado $h \in \{1, \dots, 48\}$. No caso de TVP-VAR, uma vez que os parâmetros são variantes no tempo, a cada instante t haverá, em teoria, uma FIR diferente. É esperado que, caso haja variação temporal nos coeficientes, o impacto que o choque em uma variável causa nas outras varie também, mudando a escala (ou até mesmo o formato) da FIR. O impacto dos choques positivos na inflação acumulada em 12 meses sobre a Razão Capital-Trabalho não é estatisticamente diferente de zero, considerando diferentes períodos e uma duração de 48 meses após o choque inicial exceto no gráfico correspondente aos parâmetros estimados para Junho de 2008. Neste caso, o choque no IPCA leva a um aumento significativo na Razão Capital-Trabalho, do segundo ao vigésimo mês após o choque. A área cinza do gráfico corresponde aos valores do 25º ao 75º enquanto que a área azul (incluindo as áreas cinzas) corresponde ao intervalo que vai do 5º ao 95º percentil, em que cada ponto é calculado com base em 25 mil valores. A linha central preta corresponde à média aritmética dos valores gerados pela FIR para cada h . Os instantes de tempo escolhidos para o cálculo da FIR estão descritos na Tabela (4).

Fonte – Elaboração própria com base nos resultados estimados.

Apêndice C Diagnóstico de Convergência do amostrador de Gibbs

Foram simuladas 100 mil iterações de cada parâmetro, após um *burn-in* também de 350 mil (isto é, foram geradas 350 mil observações que foram descartadas e a partir disso foram geradas mais 100 mil realizações). Utilizou-se um fator de encolhimento igual a 4, de forma que restaram 25.000 repetições, por parâmetro, a cada instante de tempo.

Este modelo é altamente parametrizado, então fazer o diagnóstico de cada parâmetro é um desafio. Para o diagnóstico univariado foram feitos o gráfico do traço, densidade (estimada de forma não paramétrica) e o gráfico da média móvel, utilizando uma janela fixa de tamanho 10. A ideia é verificar se as replicações se comportam de maneira aleatória, isto é, se não existem padrões não estocásticos observáveis (ROBERT; CASELLA, 2010). Por questões de economia de espaço, estes gráficos foram omitidos do trabalho, porém todos os códigos com respectivos gráficos encontram-se no apêndice online.

Nem todos os parâmetros apresentaram convergência satisfatória, em particular os desvios padrões σ apresentaram problemas de convergência detectados tanto utilizando o diagnóstico de Geweke, que consiste em comparar um pedaço do início da cadeia de Markov com o pedaço final (aqui foram comparados os primeiros e os últimos 30% dos 25.000 valores gerados). A ideia é que se a cadeia convergiu, então estes valores devem ser próximos suficientes. A verificação é feita de forma similar a um teste assintótico de diferença de médias.

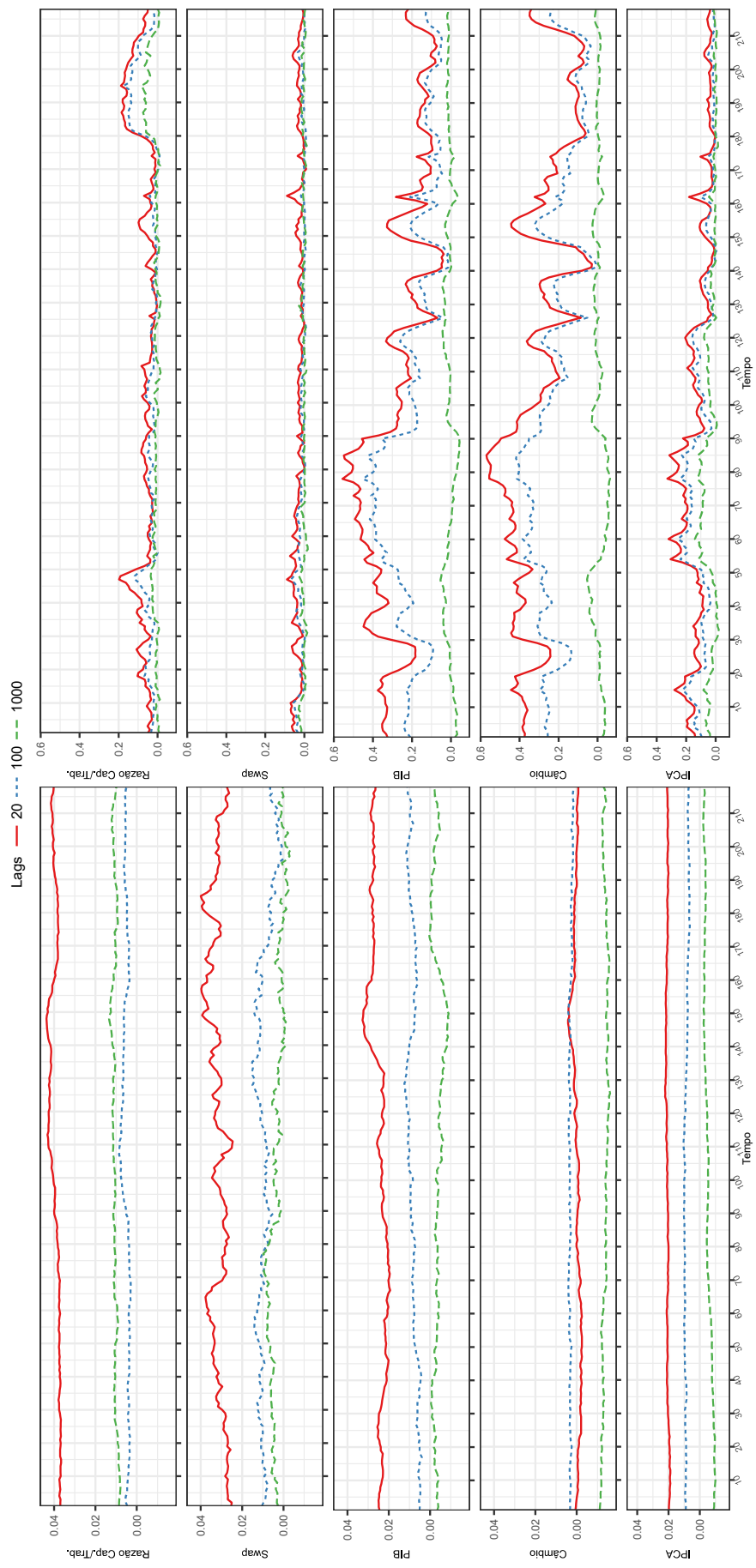
Foi calculada a função de autocorrelação (acp) para cada um dos principais parâmetros⁵, considerando diferentes lags: 20, 100 e 1000, para verificar se há uma componente forte de correlação entre elementos distantes da cadeia. O gráfico da Figura 27 mostra as funções de autocorrelação calculadas para os três lags, para cada os parâmetros que multiplicam a variável defasada na sua própria equação (por exemplo, o parâmetro da razão capital-trabalho em $t - 1$ na equação da razão capital-trabalho) e também para os desvios padrão das equações. Valores baixos de autocorrelação são uma evidência de independência dos valores dentro da cadeia.

Um teste adicional de convergência é feito simulando dois modelos distintos (utilizando sementes aleatórias diferentes, porém com o mesmo conjunto de dados) e calculando um fator de potencial de redução de escala para cada um dos parâmetros e um fator multivariado considerando a convergência total da cadeia (BROOKS; GELMAN, 1998). Nesta etapa, utilizou-se os mesmos critérios para o VAR analisado anteriormente: 100.000 replicações (e salvando uma em cada 4 retiradas) com *burn-in* também de 1.000.000 replicações e estimativa da priori utilizando as 48 primeiras observações.

Foram calculados os fatores de Gelman para cada um dos coeficientes das equações de medida e também para os desvios padrões, em cada um dos instantes de tempo t ($t \in \{1, \dots, 217\}$). A figura 28 exibe os coeficientes calculados com seus respectivos valores (superiores) do intervalo de confiança a 95%. É possível observar a metade direita do gráfico apresenta valores de intervalo de confiança muito superiores que a primeira metade do gráfico. Os últimos valores correspondem justamente às estimativas dos desvios padrões, que também falharam no teste de convergência de Geweke e portanto indicam que há algum problema com os dados estimados. O valor da estatística de Gelman multivariada para todos parâmetros juntos foi igual a 1.17, sugerindo que houve de fato convergência das cadeias de Markov.

⁵ Os parâmetros considerados foram os valores defasados de uma variável em sua própria equação e a volatilidade de cada uma das 5 equações do VAR.

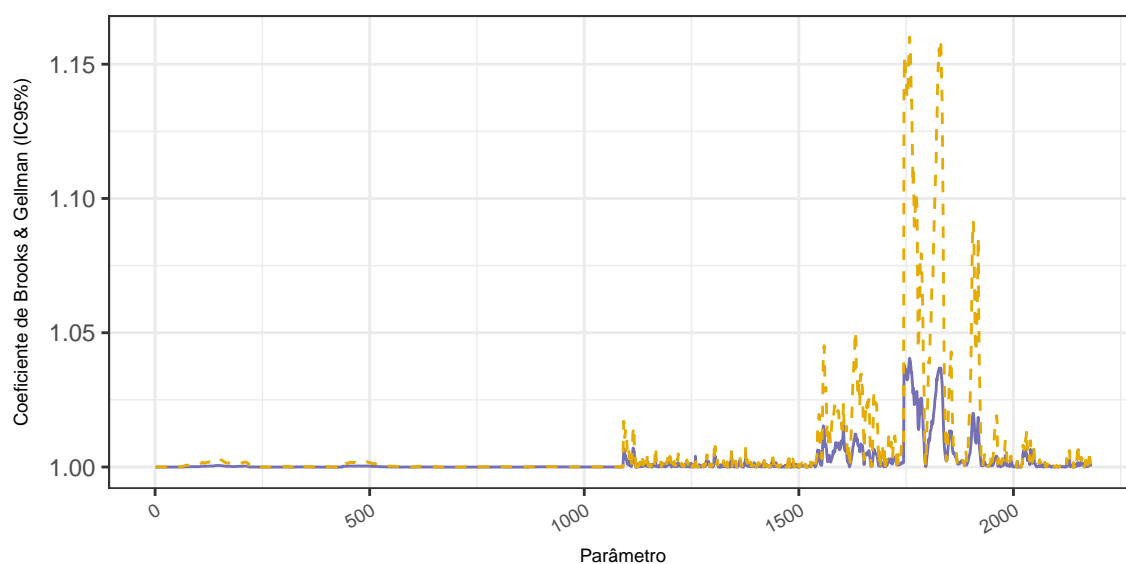
Figura 27 – Função de autocorrelação das cadeias de Markov geradas para parâmetros selecionados do modelo



Valores da correlação das cadeias de cada parâmetro utilizando lag 20, 100 e 1000. A posição do parâmetro está indicada no eixo horizontal. No lado esquerdo estão reportadas as autocorrelações dos coeficientes da própria variável defasada na sua equação e no lado direito estão reportadas as autocorrelações das volatilidades, sendo que a variável está indicada pelo nome no eixo y.

Fonte – Elaboração própria.

Figura 28 – Valores do Diagnóstico de Brooks-Gelman para os coeficientes e variâncias das equações do TVP-VAR



Valores da estatística de Brooks e Gelman para cada um dos 2.140 principais parâmetros do modelo (roxo - linha contínua) e respectivo valor superior do intervalo de confiança de 95% (amarelo - linha pontilhada). A estatística calcula um fator potencial de redução da escala para cada um dos parâmetros e valores próximos de 1 indicam convergência da cadeia. A primeira metade do gráfico corresponde aos coeficientes que multiplicam os valores defasados das variáveis nas equações de medida, enquanto que a segunda metade os coeficientes são os desvios padrões estimados. O valor da estatística de Gelman multivariada para todos parâmetros avaliados conjuntamente foi igual a 1.17.

Fonte – Elaboração própria.