



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

ELIEL DOMINGOS DA SILVA

**AS ASSIMETRIAS REGIONAIS DO *PASS-
THROUGH* CAMBIAL NO BRASIL**

Natal - 2019

ELIEL DOMINGOS DA SILVA

**AS ASSIMETRIAS REGIONAIS DO *PASS-
THROUGH* CAMBIAL NO BRASIL**

Dissertação de Mestrado submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPECO, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Economia Regional.

Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva

Natal – 2019

Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN
Sistema de Bibliotecas - SISBI

Catálogo de Publicação na Fonte. UFRN - Biblioteca Setorial do Centro Ciências Sociais Aplicadas - CCSA

Silva, Eliel Domingos da.

As Assimetrias Regionais do Pass-Through Cambial no Brasil /
Eliel Domingos da Silva. - 2019.

68f.: il.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do
Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Sociais Aplicadas,
Programa de Pós-Graduação em Economia. Natal, RN, 2019.

Orientador: Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva.

1. Pass-Through Cambial (ERPT) - Dissertação. 2. Vetores
Autorregressivos (VAR) - Dissertação. 3. Assimetria Regional -
Dissertação. I. Silva, Igor Ézio Maciel. II. Universidade Federal
do Rio Grande do Norte. III. Título.

ELIEL DOMINGOS DA SILVA

**AS ASSIMETRIAS REGIONAIS DO *PASS-
THROUGH* CAMBIAL NO BRASIL**

Dissertação de Mestrado submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPECO, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em: 04 de dezembro de 2019

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva (Orientador)
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
(UFRN)

Prof. Dr. João Paulo Martins Guedes
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
(UFRN)

Prof. Dr. André de Souza Melo
Universidade Federal Rural de Pernambuco
(UFRPE)

AGRADECIMENTOS

Sou grato primeiramente a Deus - o Criador do Universo -, que, além de doar-me a vida, agraciou-me com a capacidade cognitiva necessária à busca da verdade, busca esta que deriva do interesse de se entender os fenômenos econômicos decorrentes da atividade humana no mundo que nos cerca.

A meus pais, Milson (*in memoriam*) e Marta, que muito contribuíram na formação do meu caráter e me ajudaram com seus conselhos, transmitindo suas experiências de vida, experiências essas que me são tão caras em minha trajetória.

Ao Prof. Igor, que, praticamente desde o meu ingresso no começo do mestrado, em 2017, tem me acompanhado na qualidade de orientador. Com seu olhar atento a todas as etapas da pesquisa, do projeto à metodologia adotada, e sua disposição em me ouvir e tirar dúvidas, analisando capítulo por capítulo, ajudou-me a ser um pesquisador melhor. Estou certo que demos nossa contribuição para o desenvolvimento da Ciência Econômica.

Aos antigos mestres - Eliane Abreu (UFRPE), Rogério Pires e Jorge Mariano - e aos do PPECO (internos e externos ao programa) - Valdênia Apolinário, Janaína Alves, André Lourenço, Cassiano Trovão e William Pereira (todos da UFRN, à exceção da primeira) por compartilharem os seus conhecimentos para a minha formação acadêmica e profissional.

Às contribuições, em forma de correções e recomendações, dadas pelos examinadores, professores João Paulo, Diego André e André de Souza Melo (UFRPE), para a melhoria deste trabalho.

Aos amigos que fiz e por seus incentivos e mãos estendidas para me ajudar em minhas limitações, em especial a Pollyanna, Stefany, Rosciano e Wilker. Também estendo minha gratidão aos técnicos-administrativos e bolsistas da coordenação do PPECO por sua atenção às demandas de caráter administrativo.

Por fim, à minha esposa Michelle e minhas filhas Maria Eduarda e Maria Vitória, que me incentivaram e foram pacientes durante minha ausência durante todo o tempo em que me dediquei aos estudos e à pesquisa. Sei que foram muitos meses de ausência e abdicção do convívio familiar em favor do avanço da Ciência.

RESUMO

O objetivo desta dissertação é investigar se choques cambiais têm efeitos assimétricos ao serem repassados aos preços entre estados das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste do Brasil. Para tanto, foi usado um modelo VAR para a obtenção de funções impulso-resposta e decomposições da variância a partir de uma amostra de 177 observações entre os anos de 2004 e 2018. Os resultados mostram que há evidências de assimetria de *pass-through* cambial. As disparidades estruturais, tais como a abertura ao comércio externo, composição do PIB, e acesso ao crédito, aparentemente exercem influência sobre os efeitos decorrentes de choques cambiais.

Palavras-chave: *Pass-Through* Cambial (ERPT), Vetores Autorregressivos (VAR), Assimetria Regional.

ABSTRACT

This dissertation aims to investigate if the exchange rate shocks have asymmetric effects in terms of the consumer price indexes among states of the North, Northeast, Midwest, South and Southeast regions of Brazil. For that, I estimate a VAR model to obtain impulse-response functions and variance decompositions from a sample of 177 observations between 2004 and 2018. The results show that there is evidence of exchange pass-through asymmetry. Structural disparities, such as openness to foreign trade, GDP composition, and access to credit, apparently influence the effects of exchange rate shocks.

Keywords: Exchange pass-through (ERPT), Autoregressive Vectors (VAR), Regional Asymmetries.

LISTA DE FIGURAS

Figura 3.1: Grau de abertura dos Estados, de 2004 a 2016.....	23
Figura 3.2: Exportações e Importações estaduais – US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018..	24
Figura 3.3: Saldo da Balança Comercial Estadual, Regiões Norte e Nordeste, em US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.	25
Figura 3.4: Saldo da Balança Comercial Estadual, Regiões Sul e Centro-Oeste, em US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.	26
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC/SECEX.....	26
Figura 3.5: Saldo da Balança Comercial Estadual, Regiões Sudeste, em US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.	26
Figura 3.6: Composição do PIB Estadual (%), Regiões Norte e Nordeste, 2004-2016.28	
Figura 3.7: Composição do PIB Estadual (%), Regiões Sul e Centro-Oeste, 2004-2016.	29
Figura 3.8: Composição do PIB Estadual (%), Região Sudeste, 2004-2016.	30
Figura 3.9: Saldo das operações de crédito do SFN em R\$(milhões), 2004-2018.	31
Figura 4.1: Séries das variáveis utilizadas no modelo.	42
Figura 5.1: FIR do INPC-PE ao choque na taxa de câmbio.....	46
Figura 5.2: FIR do INPC-BA ao choque na taxa de câmbio.....	47
Figura 5.3: FIR do INPC-CE ao choque na taxa de câmbio.	47
Figura 5.4: FIR do INPC-MG ao choque na taxa de câmbio.....	48
Figura 5.5: FIR do INPC-SP ao choque na taxa de câmbio.....	48
Figura 5.6: FIR do INPC-RJ ao choque na taxa de câmbio.	49
Figura 5.7: FIR do INPC-GO ao choque na taxa de câmbio.	49
Figura 5.8: FIR do INPC-PA ao choque na taxa de câmbio.	50
Figura 5.9: FIR do INPC-PR ao choque na taxa de câmbio.	50
Figura 5.10: FIR do INPC-RS ao choque na taxa de câmbio.	51
Figura A.1: Índices combinados de exportações versus importações em valores comercializados em 2018 dos principais blocos comerciais do mundo (2011 = 100)...	61
Figura A.2: Índices combinados de exportações versus importações em valores comercializados em 2018 de países selecionados (2011 = 100).	62
Figura B.1: Teste de estabilidade do VAR.....	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1: Participação dos Estados no PIB Nacional, 2004 a 2015.....	27
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.....	27
Tabela 3.2: Ranking do IDHM das Unidades da Federação, 2010.	32
Tabela 3.3: Disparidades regionais no Brasil em 2011.	33
Tabela 4.1: Estatística descritiva das variáveis.	41
Tabela 5.1: Choques cambiais acumulados dos preços estaduais.	52
Tabela 5.2: Decomposição da variância da previsão.....	53
Tabela B.1: Teste ADF sobre as variáveis.	63
Tabela B.2: Seleção de defasagens do VAR.	64
Tabela B.3: Testes diagnósticos dos resíduos do VAR.....	64
Tabela B.4: Teste de cointegração de Johansen (Teste de <i>Rank</i> de Cointegração Irrestrito).....	66
Tabela C1: Ranking do IDHM das Unidades da Federação, 1991.	67
Tabela C.2: Ranking do IDHM das Unidades da Federação, 2000.	68

LISTA DE QUADROS

Quadro 4.1: Variáveis utilizadas.....	39
--	----

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	16
2.1. Revisão Internacional	16
2.2. Revisão Nacional	19
3. EVIDÊNCIAS DAS DISPARIDADES REGIONAIS NO BRASIL	22
4. METODOLOGIA	35
4.1. Modelo VAR.....	36
4.2. Base de Dados.....	38
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	44
5.1 Estimação.....	44
5.2 Funções Impulso Resposta.....	45
5.3 Choques Acumulados das Taxas de Câmbio	51
5.4 Decomposição da Variância	52
6. CONCLUSÕES.....	54
REFERÊNCIAS	56
APÊNDICES	61
APÊNDICE A: gráficos e tabelas da estrutura econômica do Brasil e Estados selecionados	61
APÊNDICE B: dados, seleção de defasagem e testes diagnósticos do VAR.....	63
APÊNDICE C: evolução dos indicadores socioeconômicos	67

1. INTRODUÇÃO

É notável a crescente integração da economia mundial, evidenciada pelo nível dos fluxos comerciais e pela atividade financeira. Tal integração se dá através do grau de abertura ao comércio internacional, das taxas de câmbio entre países (quer por regimes de câmbio flexíveis ou fixos), taxas de inflação, taxas de juros (doméstica ou mundial), agregados monetários, dentre outros índices e variáveis econômicas.

Em um mundo sob a égide do sistema de metas de inflação, o banco central de um país é a autoridade monetária cujo principal mandato consiste em entregar uma taxa de inflação baixa e estável (BERNANKE, 2003). Para isso, ele controla a atividade econômica através de seu instrumento direto: a taxa básica de juros. Por ela, o banco central visa manipular a taxa de juros real da economia, levando em consideração a restrição imposta por uma dada curva de Phillips, que representa a inflação constante propiciada pelo equilíbrio do mercado de trabalho (FRIEDMAN; KUTTNER, 2010).

Complementarmente, é de crucial importância que uma economia signatária do sistema de metas de inflação adote um regime de taxas de câmbio flexível, pois, no caso da manutenção de taxas de câmbio fixas, a política monetária levada a cabo pelo banco central seria inócua pelos movimentos no agregado monetário para a compra ou venda de reservas internacionais a cada valorização ou desvalorização da moeda nacional (MISHKIN, 2000).

Ao considerar isso, vemos que a política monetária de um país aberto é influenciada em medida considerável por choques advindos dos movimentos das taxas de câmbio (ASHRA, 2002). A resposta da inflação face à política monetária sofre interferência do *pass-through* da taxa de câmbio (*Exchange Rate Pass-through*), doravante chamada de ERPT, que se dá através do repasse das taxas de câmbio aos preços dos bens importados.

Conforme Takhtamanova (2008), o ERPT pode ser definido como sendo o efeito das variações da taxa de câmbio sobre a inflação doméstica. Há também a abordagem que define o ERPT como a elasticidade do preço em relação à taxa de câmbio (FERREIRA; BRAGA, 2015).

O Banco Central do Brasil (BCB) é institucionalmente a autoridade de política monetária brasileira e tem como instrumento de política a SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), que é a taxa básica de juros da economia brasileira. Como qualquer outro banco central no mundo, ao determinar a sua taxa de juros, a fim de estimular a demanda agregada, o BCB precisa ter em conta a ação do mercado de câmbio

estrangeiro face à oportunidade de arbitragem criada, por exemplo, devido a uma elevação da taxa de juros real acima da taxa de juros real mundial (BORGES; JÚNIOR, 2010).

Como a economia brasileira é aberta, estará suscetível a choques cambiais¹ que serão repassados aos preços locais. Os desdobramentos desses choques, traduzidos em ERPT, precisam ser estudados a fim de contribuir para uma melhor análise e decisão de política econômica, que é o ensejado por este trabalho, tendo em vista a escassez de estudos sobre o ERPT para o Brasil. Dentre esses estudos, destaca-se o de Belaisch (2003), que chega à conclusão de que o Brasil tem coeficiente de *pass-through* abaixo da média internacional, inclusive quando comparado com países da América Latina. A autora enumerou quatro fatores contribuintes para o que ela chamou de *pass-through* limitado: (i) a expectativa de fugacidade da depreciação cambial, (ii) o lento ajustamento dos preços de não-comercializáveis e salários, (iii) a oferta de bens substitutos aos importados e (iv) a disposição das firmas em comprimir suas margens de lucro ao invés de repassar os custos da depreciação cambial aos consumidores

Em trabalho recente, Amaral (2019) faz um breve apanhado da literatura sobre o ERPT para o Brasil comparando-a com os seus resultados e, de forma conclusiva, argumenta que o Brasil detém um baixo coeficiente de *pass-through*, o que ratifica a narrativa de Belaisch (2003). Amaral (2019), no entanto, atribuiu a basicamente dois fatores contribuintes para o baixo repasse cambial, quais sejam o ambiente de inflação baixa e estável proporcionado pós Plano Real e o Regime de Metas de Inflação.

Comparativamente, os resultados desses autores demonstram semelhanças ao concluírem que o *pass-through* cambial aos preços ao consumidor – portanto, o final da cadeia – é baixo, tendo Belaisch (2003) enumerando quatro fatores contribuintes para o que ela chamou de *pass-through* limitado, ou seja, a expectativa de fugacidade da depreciação cambial, o lento ajustamento dos preços de não-comercializáveis e salários, a oferta de bens substitutos aos importados e a disposição das firmas em comprimir suas margens de lucro ao invés de repassar os custos da depreciação cambial aos consumidores, enquanto Amaral (2019), atribuiu a basicamente dois fatores contribuintes para o baixo repasse cambial, quais sejam o ambiente de inflação baixa e estável proporcionado pós Plano Real e o Regime de Metas de Inflação.

¹ O choque cambial é bem definido por Quadri e Imafidor (2019) como um fenômeno originado do aumento do valor de uma moeda em relação a outra por um período de tempo extremamente curto.

Todavia, Belaisch (2003), que, para seu estudo, se baseou em dados de 1999 a 2002, abrangeu um menor período, diferentemente de Amaral (2019) - cuja análise compreendeu o período de 1995 a 2018. Dessa forma, Amaral (2019) conseguiu captar mais as características do ERPT para o Brasil por ter, em sua análise, compreendido um maior período e por ter coincidido com mudanças estruturais importantes na economia brasileira e eventos no cenário da economia mundial, tais como o estabelecimento do Plano Real, adoção do Regime de Metas de Inflação, a adoção do regime de câmbio flutuante em 1999 e a crise de 2008. Em suma, Belaisch (2003) se apoiou em fatores *latu sensu* para explicar o ERPT para os preços do Brasil, enquanto Amaral (2019) fundamentou seu argumento em fatores *stricto sensu*, ou seja, mais afetos à realidade brasileira.

Na mesma tônica, a literatura econômica também necessita de trabalhos no âmbito regional a respeito do ERPT, dado que também poucos estudos regionais têm sido feitos, a considerar o caráter desigual em que se apresenta a economia brasileira. Nessa linha, se sobressai o trabalho de Ferreira e Braga (2015) para o período compreendido entre 1999 e 2010 ambicionando mensurar o ERPT após a implantação do regime de metas de inflação no Brasil, sugerindo a existência de comportamento assimétrico entre as regiões, bem como entre outros indicadores regionais.

O Brasil se mostra um país com marcantes diferenças regionais em: estrutura produtiva, abertura ao comércio internacional, desenvolvimento industrial, desenvolvimento do sistema bancário e o nível de acesso ao crédito. Diante disso, o ERPT terá maior força a depender da magnitude do choque da taxa de câmbio (mensurado pelo seu desvio da taxa de câmbio corrente), do grau de abertura, do nível da demanda doméstica e da parcela das exportações de insumos para bens comercializáveis domesticamente, como pressuposto por Maciel (2006). Essa percepção é corroborada pelo estudo de Ferreira e Braga (2015) concernente ao ERPT às inflações regionais dentro do regime de metas de inflação, concluindo que o ERPT se transmite de forma assimétrica, isto é, tem comportamentos específicos a depender da região, o que torna a assimetria regional um fator a ser considerado. Semelhante assimetria também é encontrada em Rocha, Silva e Gomes (2011), porém em relação a respostas de produtos estaduais a choques monetários, mas que contribui ilustrativamente em apontar para que se leve em consideração as idiosincrasias regionais.

A importância deste trabalho reside em dar prosseguimento aos estudos sobre o ERPT sob a ótica regional para o Brasil, com a pretensão de contribuir com o BCB na

condução das políticas monetária e cambial e apontar aos governos, tanto o central, quanto os estaduais, as possíveis vulnerabilidades de caráter fiscal com o fito de subsidiá-los em suas decisões de política. Tal afirmativa se deve ao fato de que o BCB, em sua persecução da estabilidade da moeda e da atividade econômica, poderá ser contra-arrastado por choques cambiais (depreciações na taxa de câmbio), os quais poderão dificultar o atingimento da meta de inflação escolhida. Também, quanto às políticas governamentais, eminentemente fiscais, poderão ficar descompassadas com a política monetária em face de choques cambiais, uma vez que, a depender de sua estrutura econômica (PIB, grau de participação dos importados no consumo doméstico e indicadores fiscais) e dos indicadores sociais (dependência de transferências do governo central, nível de pobreza e PIB *per capita*) poderá resultar em piora das desigualdades regionais, redundando em um círculo vicioso.

Desse modo, o objetivo deste trabalho é investigar a relação existente entre o ERPT e os preços domésticos regionais (especificamente os preços ao consumidor); e isso se fará por meio da metodologia da econometria de séries temporais, através do modelo de vetores autorregressivos (VAR – *Vector Autorregressive*). A escolha desse método se deve ao fato de ser adequado² para se expressar modelos econômicos completos³ com a incorporação de choques estruturais que tornarão possível a captação das inter-relações entre as variáveis envolvidas nas estimações, que se dá através da geração de Funções Impulso Resposta (FIR).

Portanto, o principal objetivo de se estimar o VAR é poder analisar as Funções Impulso-Resposta (FIR) dos preços face aos choques cambiais (inclusive seus resultados acumulados), a fim de se medir suas variações, ou seja, o repasse do câmbio aos preços e seu comportamento em um dado horizonte temporal. Para a estimação do modelo VAR, utilizou-se a taxa de câmbio, taxa de juros, índices de atividade econômica, índices de preço e os preços do petróleo bruto (*brent*).

Além desta introdução, o presente trabalho está organizado da seguinte forma: no próximo capítulo discute-se uma revisão da literatura, que partirá de trabalhos

² Não foi preciso, em lugar da estimação do VAR, estimar-se um Vetor com Correção de Erro (VEC), que consiste na inclusão de um vetor de correção de erro nas equações do VAR. Tal decisão foi fundamentada pelo Teste de Cointegração de Johansen, o qual demonstrou não haver relação de cointegração entre as variáveis de nosso estudo. Caso o referido teste apontasse uma relação de cointegração, adotaríamos um modelo VEC, pois, de acordo com Enders (2015), os resultados do VAR perderiam a consistência estatística. Para acesso ao teste de cointegração de Johansen, vide a Tabela B.4 do Apêndice.

³ Os modelos VAR consistem em sistemas compostos de variáveis endógenas que são afetadas por si mesmas defasadamente e afetam e são afetadas pelas outras variáveis, podendo conter variáveis exógenas que influenciam as endógenas.

consolidadores do ERPT ao estado da arte sobre o tema; o terceiro capítulo dá conta das desigualdades regionais e de suas possíveis culminâncias em assimetrias de respostas a choques cambiais; no quarto capítulo, apresenta-se a metodologia norteadora da pesquisa, delimitação dos dados concomitante às suas frequências; no quinto capítulo analisam-se os resultados obtidos; e, por fim, o último capítulo traz as conclusões pertinentes.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Em anos recentes, uma literatura econômica extensa tem sido produzida com o propósito de entender a natureza e os mecanismos de atuação do *pass-through* das taxas de câmbio dentro da estrutura do regime de metas de inflação conduzido pelas autoridades monetárias ao redor do mundo. Neste capítulo, serão apresentadas algumas evidências internacionais e nacionais do *pass-through* cambial.

2.1. Revisão Internacional

Goldberg e Knetter (1997) observaram os movimentos da taxa de câmbio entre o Japão e os Estados Unidos da América (¥/US\$), em especial a apreciação cambial de 34% do iene frente ao dólar entre 1994 e 1995, e buscaram entender como as variações na taxa de câmbio afetam os preços dos bens domésticos e, secundariamente, as causas da segmentação de mercado e a medida de poder de mercado.

Através da estática comparativa entre vários estudos feitos anteriormente com métodos quantitativos diversos, os autores concluem ser relevante o deslocamento da hipótese de competição perfeita para o estudo do ERPT aos preços pelo pressuposto de existência de competição imperfeita nos mercados internacionais em paralelo às mudanças institucionais providas pela mudança do regime de taxas de câmbio fixo para o flexível (recente à época). Também concluem que os mercados nacionais de bens são melhores vistos de forma segmentada que de forma integrada.

Laflèche (1997), em pesquisa sobre a depreciação do dólar canadense de quase 20% entre 1992 e 1994, concluiu, usando a análise comparativa de dados para o ERPT, que a magnitude e a velocidade dos custos passados aos consumidores dependem da parcela das importações na cesta de consumo, das condições da demanda, do custo dos ajustamentos dos preços e das expectativas sobre a temporalidade da depreciação.

Em um estudo concernente ao impacto conjunto das taxas de câmbio e dos preços das importações sobre a inflação doméstica, traduzida nos índices de preço ao consumidor e ao produtor, McCarthy (1999) usou um modelo empírico com um VAR para nove economias industrializadas, dentre elas, EUA, Japão, Reino Unido e Alemanha, com dados trimestrais entre 1996 e 1998. Nele é incorporado um canal de distribuição de preços. O autor usou as seguintes variáveis: preços do petróleo, hiato do produto, taxa de câmbio, preços das importações e os índices de preços ao consumidor e ao produtor.

Concluiu-se que, dadas as funções impulso-resposta e decomposições da variância, fatores externos tem um efeito modesto sobre a inflação doméstica, no contexto da era pós Bretton Woods. Quanto à parcela das importações em relação ao PIB, evidencia-se que o *pass-through* é um pouco forte naqueles países onde as importações ocupam uma maior parcela do PIB.

Goldfajn e Werlang (2000) usam a análise de dados em painel para estimar o *pass-through* da depreciação da taxa de câmbio real à inflação para uma amostra de 71 países utilizando dados mensais entre 1980 e 1998. Para tal, lançam mão de quatro variáveis como determinantes do repasse cambial, a saber: taxa de câmbio real, a inflação inicial, a abertura ao comércio internacional e desvios do PIB. Os autores concluem que o *pass-through* é afetado em diferentes níveis de intensidade por essas variáveis, havendo um aumento do coeficiente do repasse cambial quanto maior for o horizonte de tempo estudado. Também, em termos de previsão, observam a existência de tendência sistêmica para a superestimação da inflação futura em casos de crise cambial.

Devereux (2001), em um artigo objetivando identificar os principais *trade-offs* entre as regras de política monetária de economias que são regidas por taxas de câmbio flexíveis e aquelas que impõem metas para a taxa de câmbio, se serviu de um modelo de Equilíbrio Geral Estocástico e Dinâmico (DSGE) para dados de uma pequena economia aberta. O autor parte do pressuposto de que há bastante diferença entre economias maduras industrializadas (tal como Austrália e Canadá) e economias de mercado emergentes (por exemplo, Brasil, México e Malásia) em termos da natureza do *trade-off* entre taxas de câmbio fixas e flutuantes. A análise é feita em um modelo de economia dependente de dois setores padrão, onde são produzidos um bem doméstico não comercializável e um bem de exportação levando em consideração os preços em que são determinados nos mercados mundiais. As principais variáveis trabalhadas são a inflação, o produto interno bruto e o *pass-through* das taxas de câmbio. Da análise do *trade-off* dos regimes cambiais, resulta na existência de diferença de *pass-through* cambial muito alto em uma economia de mercado emergente e um *pass-through* cambial de curto prazo limitado em uma economia avançada.

Por sua vez, Campa e Goldberg (2002), em uma amostra abarcando 25 países da OECD (*Organization for Economic Cooperation and Development*) com dados trimestrais do período entre 1975 e 1999, buscaram evidências de repasse das taxas de câmbio aos preços dos importados. As variáveis presentes na pesquisa são: Moeda (para taxa de crescimento da oferta monetária em logaritmo), Inflação (medida pelo índice de

preços ao consumidor em logaritmo), PIB (expresso em dólar americano) e Câmbio (medido em variações da taxa de câmbio nominal).

Da análise, concluem que, na média da OECD, no curto prazo 60% das flutuações da taxa de câmbio são refletidas nos preços das importações domésticas, enquanto 80% são refletidas no longo prazo. Por outro lado, o repasse cambial aos preços dos importados nos EUA é de 25% no curto prazo e de 40% no longo prazo. Por fim, o repasse cambial é menor para países com baixa inflação média e com menor variabilidade (volatilidade) da taxa de câmbio.

Hahn (2003), propondo um estudo do *pass-through* de choques externos na Zona do Euro, usa dados trimestrais entre 1970 e 2002 em uma análise com um modelo VAR. Da análise das estimações envolvendo as variáveis Preço do Petróleo, PIB Real da EMU12⁴, Hiato do Produto, Taxa de Câmbio do Euro, Preços das Importações, Preços ao Produtor, Índice de Preços ao Consumidor Harmonizado da EMU12 e Taxa de Juros trimestral da EMU12, a autora conclui haver um grande e rápido repasse cambial para os choques de preços das importações (*non-oil*) e por choques da taxa de câmbio e preços do petróleo, havendo declínio do repasse cambial desses choques ao longo da cadeia de distribuição.

A proposta de Choudhri, Faruqee e Hakura (2005) de examinar, através de uma análise comparativa, a diferenciação de diversos modelos recentes de análise do *pass-through* cambial para os preços em pequenas economias abertas com relação ao modelo econométrico VAR, resultou na evidência de que o melhor modelo incorpora várias características, já declinadas pela literatura sobre o tema, tais como: salários e preços rígidos, distribuição de custos aos preços locais (LCP) e preços ao produtor.

Choudhri e Hakura (2006) testam a hipótese lançada por Taylor (2000) de que uma economia com baixa inflação cria condições para um baixo *pass-through* cambial para os preços domésticos⁵. Os autores utilizam dados de 71 países entre os anos 1979 e 2000 para estimar a relação do repasse cambial através de modelos macroeconômicos para economias abertas, usando variáveis tais como taxa de inflação, taxa de câmbio e razão importações/ PIB. A conclusão do trabalho é de forte evidência de uma associação entre *pass-through* e a inflação média entre os países estudados.

⁴ Dados dos 12 países integrantes da EMU (*European Monetary Union*) em 2003.

⁵ Em resumo, dada a estabilidade da economia, haverá uma perda de poder de precificação das firmas, evidenciada pela diminuição da transferência dos maiores custos das importações aos preços, como resultado de variações da taxa de câmbio. Para maiores detalhes, ver Taylor (2000).

McCarthy (2007), em um artigo homônimo mais recente em relação ao seu trabalho de 1999, tem o mesmo objetivo, que é entender o impacto das taxas de câmbio e dos preços das importações – fatores externos – sobre a inflação doméstica. Nos mesmos moldes de seu trabalho anterior em termos de tamanho e especificidade da amostra, frequência dos dados, modelo e semelhança de variáveis (inclui a taxa de juros e a oferta monetária), ele se diferencia na abrangência do período estudado, que vai de 1976 a 1998. Das estimações, conclui-se que o *pass-through* da taxa de câmbio aos preços ao consumidor (proporcionado pelos fatores externos) se apresenta de forma modesta na maioria dos países estudados e, à exceção dos EUA, teve um efeito desinflacionário no final dos anos 1990 nesses países.

Tunç (2017), em sua análise comparativa da literatura recente com o uso dos variados métodos econométricos de estimação, foca nos principais determinantes do *pass-through* cambial em economias emergentes. Do estudo conclui-se, dentre outros, haver evidências empíricas de declínio do *pass-through* proporcionado por um recente ambiente econômico de baixa e estável inflação e assimetria de *pass-through* cambial entre os diferentes índices de preços para os estudos analisados.

2.2. Revisão Nacional

Bache (2007), em seu estudo para o Reino Unido sobre a evidência do grau de ERPT e a presença de raiz unitária nos dados, usa a modelagem VAR estrutural, que, de forma semelhante, será usada no presente trabalho. A autora salienta o uso recorrente do modelo em tempos recentes como método para a estimação do ERPT. Os dados utilizados para a estimação do modelo VAR são trimestrais e abrangem os anos de 1989 a 2003, obtidos das variáveis: preços das importações, preços das exportações, preços ao produtor, preços ao consumidor, custos nominais por unidade de trabalho e a taxa de câmbio efetiva nominal.

Do estudo resulta que a estimação do modelo VAR para o ERPT mostra-se sensível à presença de não estacionariedade dos dados, uma vez que quando os dados são estacionários e o VAR é estimado em primeira diferença, há um forte viés para a superestimação, enquanto que para dados não estacionários com estimação do VAR em nível, as estimações são igualmente viesadas para a superestimação. Para ela, há a possibilidade de erro de especificação do modelo teórico, dado a não estacionariedade dos dados de preços relativos.

Figueiredo e Gouvea (2011) se propuseram a investigar a hipótese de relação entre o *pass-through* e a rigidez nominal de preços no Brasil através do modelo autorregressivo de distribuições defasadas (ADL) entre janeiro de 1999 e dezembro de 2008, com dados mensais das variáveis taxa de câmbio, preços de bens e serviços substitutos, demanda e custos externos.

Na busca de esclarecimento acerca da possibilidade do repasse cambial incompleto aos preços no curto-prazo devido à rigidez de preços nominais, os autores concluem que os resultados obtidos apontam para a existência de grande heterogeneidade e uma relação negativa entre a rigidez de preços nominais e o *pass-through* cambial. Em resumo, os resultados do trabalho convergem com a literatura que defende que a rigidez de preços é a causa de repasse cambial incompleto na economia.

A presença de assimetrias no *pass-through* da taxa de câmbio ao Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) do Brasil foi estudado por Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) por uma análise com um modelo SVAR – *Structural Vector Autorregressive* (Vetor Estrutural Autorregressivo), confirmando-se uma forte presença de repasse cambial.

O estudo se estende de 1999 a 2013 com dados mensais do Índice de Preços ao Consumidor (IPCA), o índice da produção física (*quantum*) da indústria geral dessazonalizado (IND), o índice de preços das commodities (COMM), cotação internacional do petróleo, em dólares (PET) e a taxa de câmbio real/dólar (CAMBIO). Os resultados da análise do modelo apontam forte assimetria no repasse cambial brasileiro, sendo maior (11,38%) na ocorrência de depreciação cambial e menor (2,84%) para o caso de apreciação cambial do Real frente ao dólar americano.

López-villavicencio e Mignon (2017) estimam o repasse cambial aos preços das importações e aos preços ao consumidor pressupondo a existência de um relacionamento entre as taxas de câmbio nominais e a taxa de inflação em associação com um ambiente econômico estável, proporcionado por um regime de política monetária e um Banco Central comprometido com a estabilidade.

O estudo compreende o período entre 1994 e 2015 com dados trimestrais dentre uma amostra de 14 países emergentes (dentre eles, o Brasil), tendo como principais resultados: (1) o nível e a volatilidade da inflação associados a um banco central com regime de metas de inflação e comprometido com a transparência da condução da política monetária são fatores contribuintes para a redução do repasse cambial para os preços ao consumidor e (2) a incerteza associada à política monetária doméstica não tem tanta relevância na explicação do repasse cambial aos preços das exportações.

Fernandez et al. (2018), em seu recente estudo objetivado pela busca da existência de relação linear de *pass-through* à inflação no Brasil, fizeram uso do modelo TVAR - *Threshold Vector Autoregressive* (Vetor Limiar autorregressivo) e concluíram haver relevância no repasse cambial para a inflação brasileira com resultados assimétricos quanto à direção da variação da taxa de câmbio. Ressalta-se ainda que tais assimetrias eram percebidas em anos precedentes à crise financeira global de 2008, sendo diminuídas após isso, provavelmente devido à corrida para elevação dos *Mark-ups* pelas firmas. Os autores analisaram dados mensais do período compreendido entre janeiro de 2000 e junho de 2015 tomando como variáveis os índices de preços ao consumidor e ao produtor em sua estimação.

Amaral (2019), em seu estudo sobre o *pass-through* cambial no Brasil, analisa as mudanças nos preços domésticos decorrentes de variações cambiais no Brasil a partir da adoção do Real, em 1995, até 2018, lançando mão de dados trimestrais de uma amostra de 79 observações usando a abordagem VAR complementarmente à Análise Insumo-Produto (AIP).

Em seu modelo VAR, ele aplica as variáveis preço do petróleo bruto (brent), a SELIC, a taxa de câmbio nominal, o PIB, o índice de preços dos importados (IPI), índice de preços ao consumidor (IPC) e o índice de preços ao produtor (IPP), seguindo uma abordagem de cadeia de distribuição de preços. O autor conclui que o *pass-through* cambial aos preços ao consumidor final é de 0,07%, o que é baixo em comparação a outros estudos na mesma linha.

3. EVIDÊNCIAS DAS DISPARIDADES REGIONAIS NO BRASIL

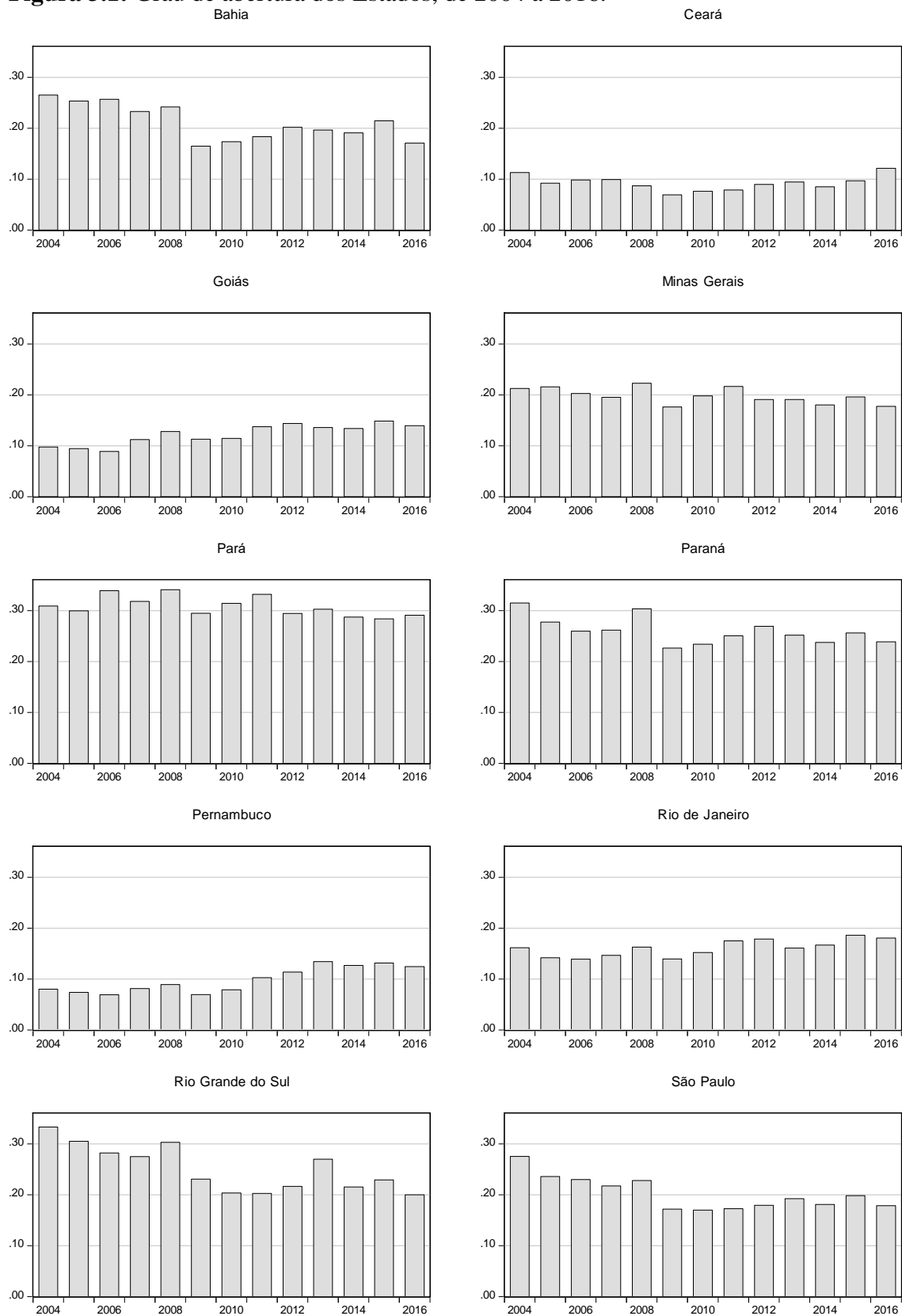
Há uma considerável literatura disponível sobre as diferenças regionais no Brasil⁶, o que nos permite inferir que o estudo da economia regional é uma preocupação antiga, tanto acadêmica, quanto governamental. Neste capítulo, busca-se expor as diferenças regionais que caracterizam a economia brasileira, com base em variáveis econômicas e sociais no âmbito estadual.

A Figura 3.1 apresenta dados referentes ao grau de abertura ao comércio internacional dos estados, e evidencia que as unidades federativas da Região Sudeste têm a maior abertura, sendo liderados por São Paulo. Os estados da Região Sul, Rio Grande do Sul e Paraná, e o Estado do Pará, único representante da Região Norte, acompanham de perto a Região Sudeste. Quanto à Região Nordeste, somente o Estado da Bahia detém abertura à semelhança do Estado de Minas Gerais. Os Estados de Pernambuco, Ceará e Goiás (representante da Região Centro-Oeste) mostram grau de abertura ao comércio exterior muito aquém dos estados da Região Sudeste, com aproximadamente metade da média dos outros estados, inclusive se comparado à abertura da Bahia.

Ademais, há dois aspectos da análise das diferenças entre os graus de abertura apresentados pelos estados estudados que merecem ser ressaltados. Em primeiro lugar, todos os gráficos apresentam a mesma queda para o ano de 2009, como provável reflexo da crise financeira mundial eclodida no ano anterior. Segundo, há uma tendência geral de queda na abertura comercial por volta de 2012, o que pode ser explicado, por exemplo, por uma queda na renda do resto do mundo.

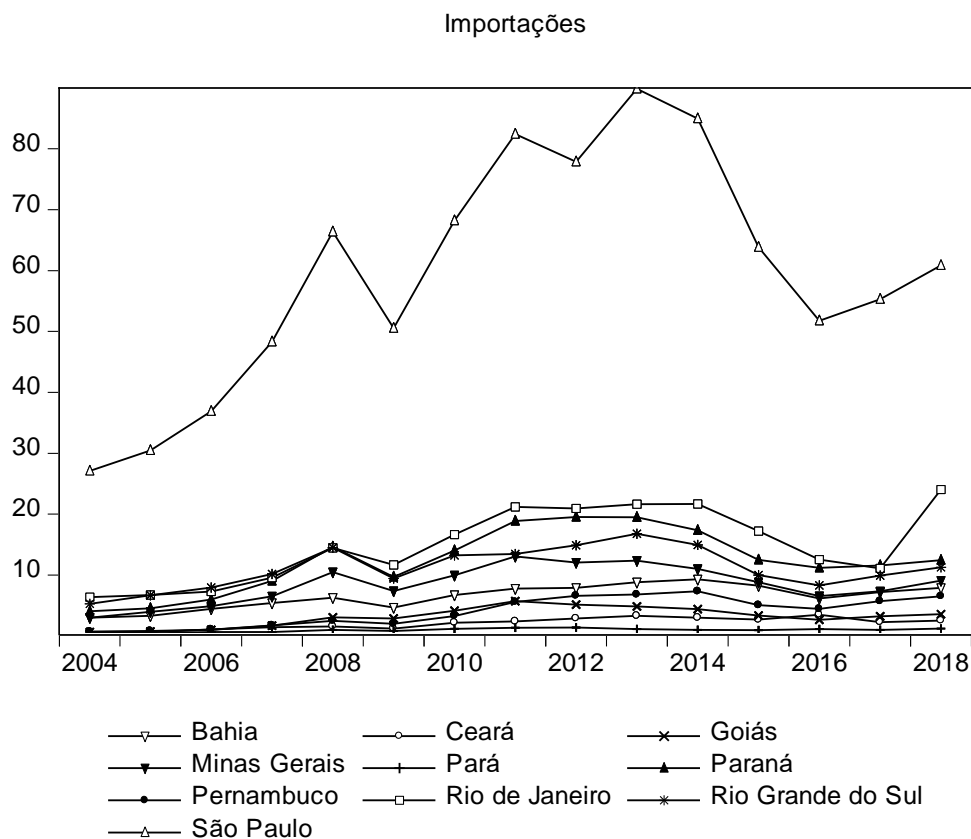
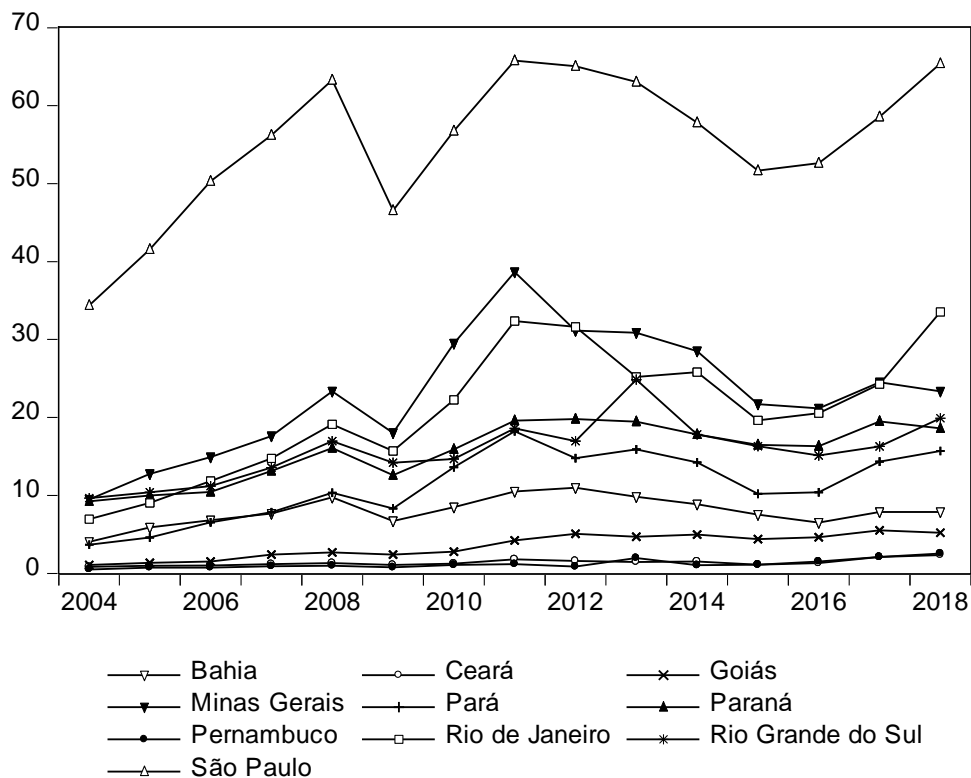
Em relação aos valores exportados e importados pelos estados selecionados, a Figura 3.2 deixa clara a tendência ao crescimento desses valores no período de 2004 a 2018, como também a desigualdade entre as regiões em termos de valores comercializados. Outro fato relevante a respeito das exportações e importações estaduais é que estas tiveram queda tanto em 2009 quanto em 2016, mas sempre com tendência à subida (recuperação do crescimento).

⁶ Para um estudo mais detalhado, ver Furtado (1989), Trompieri Neto, Castelar e Linhares (2008), Penna et al. (2013) e Monteiro Neto (2014).

Figura 3.1: Grau de abertura dos Estados, de 2004 a 2016.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e MDIC/SECEX.

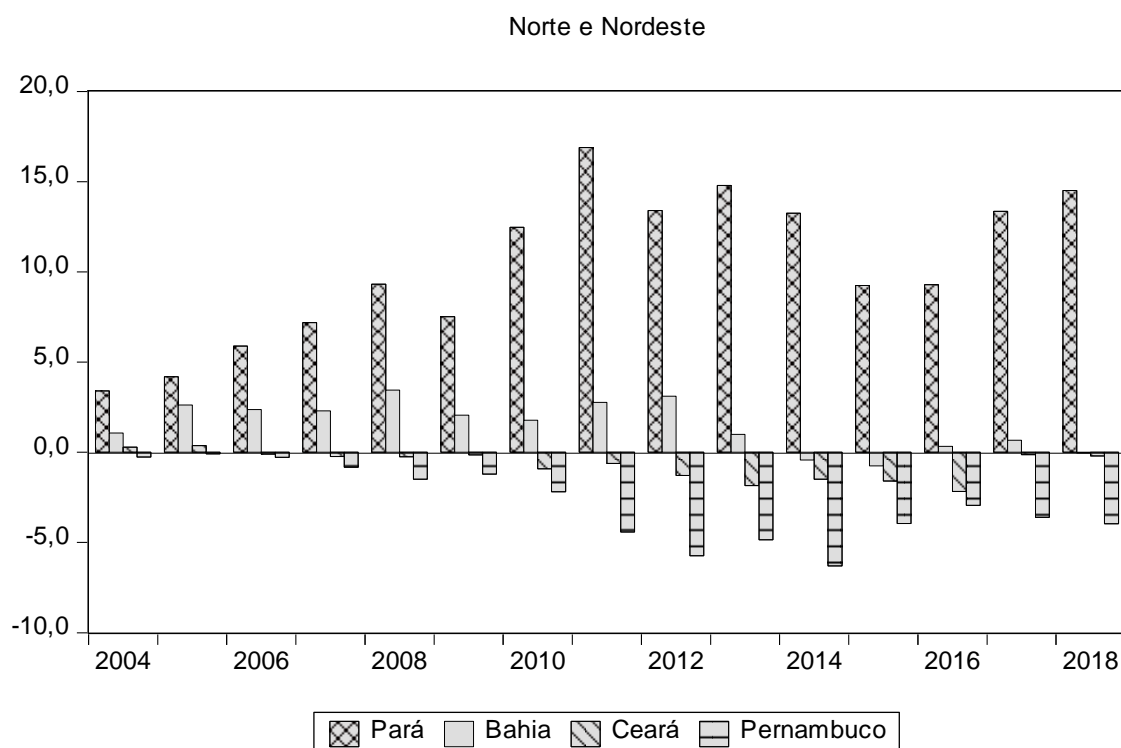
Figura 3.2: Exportações e Importações estaduais – US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC/SECEX.

De acordo com as Figuras 3.3, 3.4 e 3.5, o Estado da Bahia tem mantido superávits na balança comercial na maior parte do período, enquanto os Estados do Ceará e Pernambuco acumularam déficits. Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Rio Grande do Sul e Pará detiveram superávits na balança comercial em todo o período, havendo os Estados de São Paulo e Goiás se alternado entre superávits e déficits comerciais.

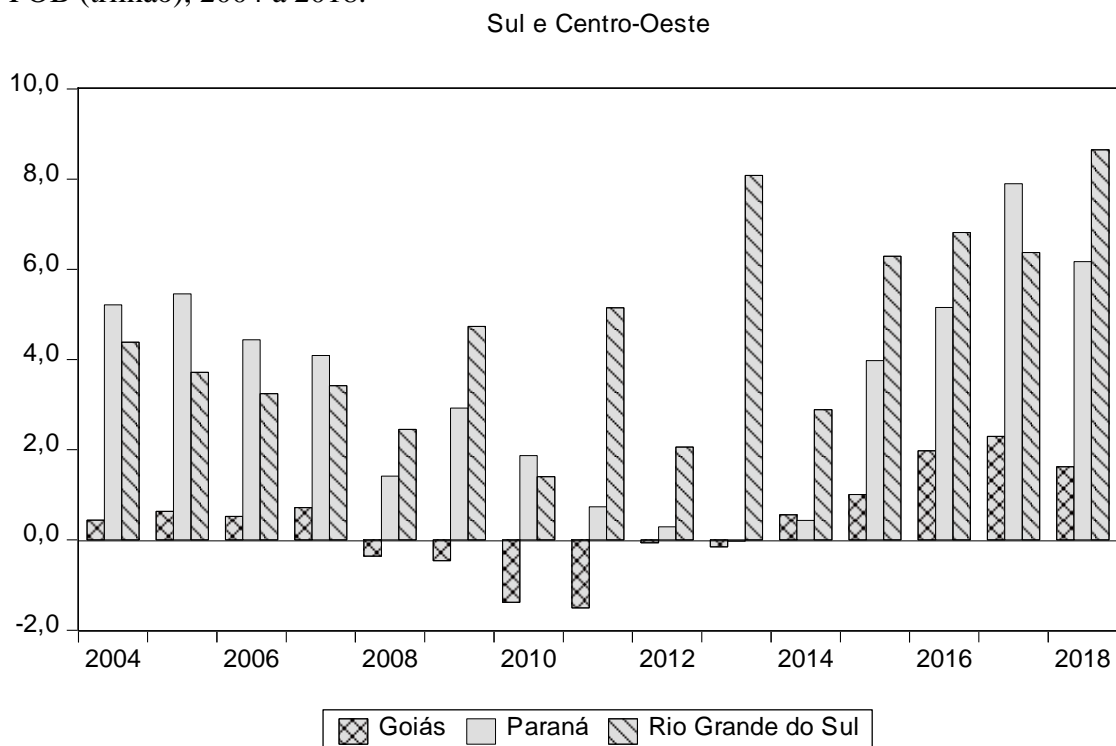
Figura 3.3: Saldo da Balança Comercial Estadual, Regiões Norte e Nordeste, em US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC/SECEX.

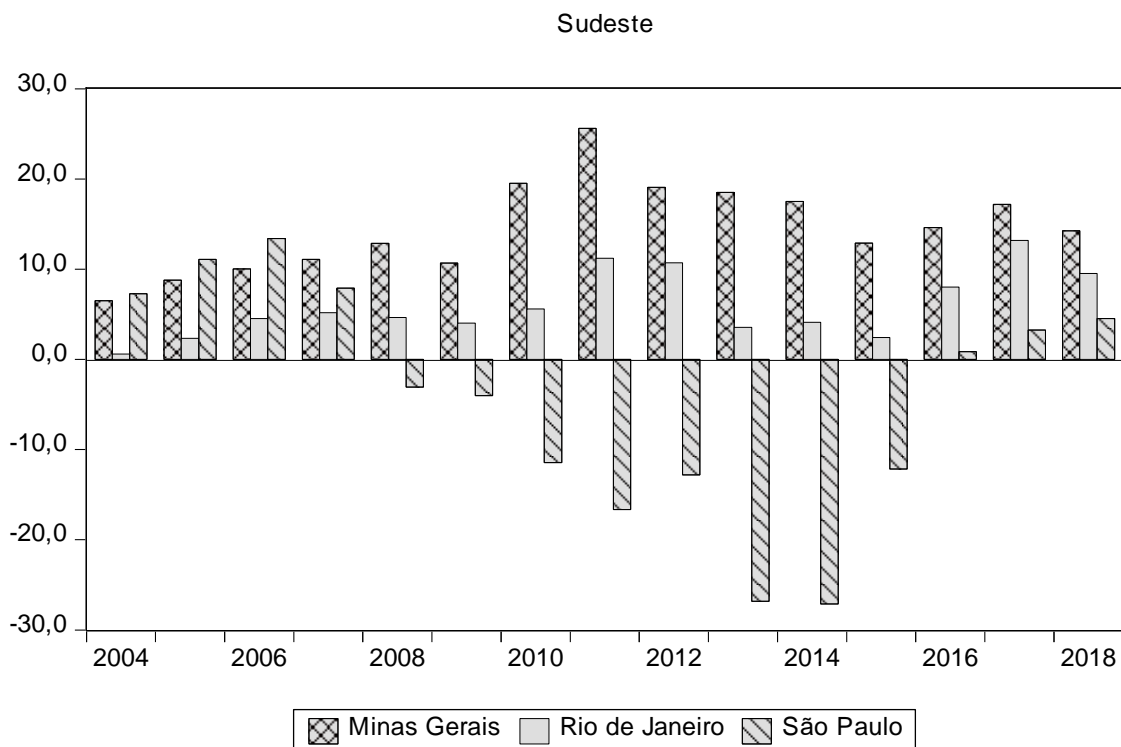
Quanto à análise do produto estadual, a Tabela 3.1 apresenta a participação relativa de cada estado no PIB nacional entre 2004 e 2015. Os Estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo juntos respondem por mais de 50% do PIB nacional ao longo de todo o período, sendo que apenas São Paulo responde por pouco mais de 30%. Os estados da região Sul, Paraná e Rio Grande do Sul, representam aproximadamente 12% do PIB brasileiro. Esse valor é praticamente o mesmo da soma das participações dos demais estados (Bahia, Ceará, Pernambuco, Pará e Goiás), ainda que seja possível perceber um aumento gradativo da participação deste grupo ao longo do período analisado, de 12,7% para 14%.

Figura 3.4: Saldo da Balança Comercial Estadual, Regiões Sul e Centro-Oeste, em US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC/SECEX.

Figura 3.5: Saldo da Balança Comercial Estadual, Regiões Sudeste, em US\$ FOB (trilhão), 2004 a 2018.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do MDIC/SECEX.

Tabela 3.1: Participação dos Estados no PIB Nacional, 2004 a 2015.

Estado	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
BA	4,0%	4,1%	4,0%	4,0%	3,9%	4,1%	4,0%	3,8%	3,8%	3,8%	3,9%	4,1%
CE	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%	2,0%	2,2%	2,2%
PE	2,3%	2,3%	2,3%	2,3%	2,3%	2,4%	2,5%	2,5%	2,7%	2,6%	2,7%	2,6%
PA	1,9%	1,9%	1,9%	1,9%	2,0%	1,9%	2,1%	2,3%	2,2%	2,3%	2,2%	2,2%
GO	2,6%	2,5%	2,5%	2,6%	2,7%	2,8%	2,7%	2,8%	2,9%	2,8%	2,9%	2,9%
RS	6,7%	6,3%	6,1%	6,2%	6,1%	6,1%	6,2%	6,1%	6,0%	6,2%	6,2%	6,4%
PR	6,3%	5,9%	5,7%	6,1%	6,0%	5,9%	5,8%	5,9%	5,9%	6,3%	6,0%	6,3%
MG	8,8%	8,7%	8,8%	8,8%	9,0%	8,6%	9,0%	9,1%	9,2%	9,2%	8,9%	8,7%
RJ	12,3%	12,4%	12,4%	11,9%	12,2%	11,8%	11,6%	11,7%	11,9%	11,8%	11,6%	11,0%
SP	33,4%	34,2%	34,2%	34,4%	33,5%	33,8%	33,3%	32,8%	32,4%	32,2%	32,2%	32,4%

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.

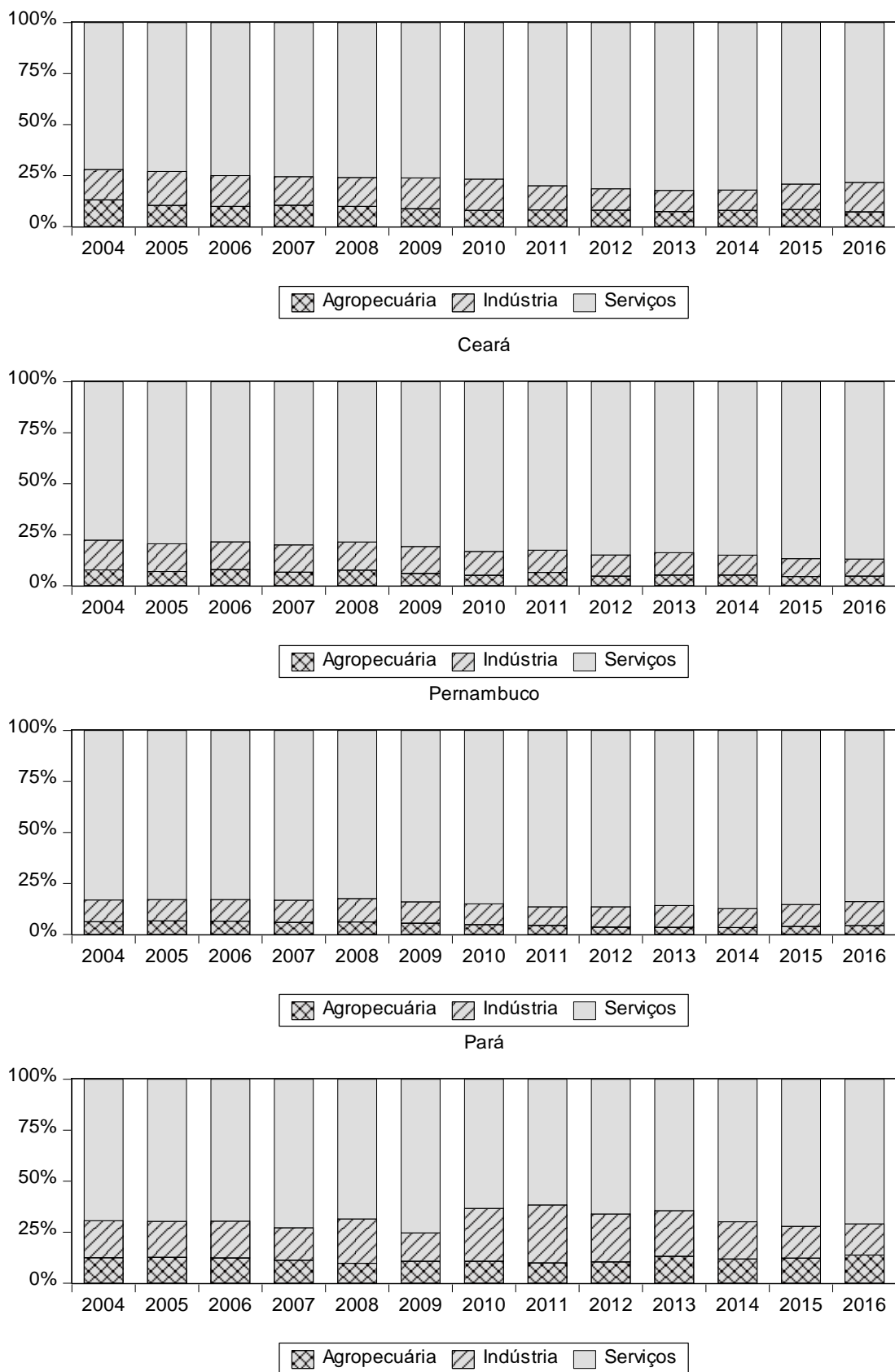
No que concerne à composição PIB para os estados, as Figuras 3.6, 3.7 e 3.8 mostram que o PIB do setor de serviços contribui com a maior parcela do PIB estadual, mantendo sua magnitude até 2016, sendo seguido pelo produto industrial, e, em terceiro, pelo produto da agropecuária.

Os produtos industriais e agropecuários apresentam-se diferenciados entre as regiões. Do PIB industrial, a região com maior importância para o PIB nacional é a Região Sudeste (Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo), com 58,82%, de 2004 a 2016, face aos 2,42% de participação da Região Centro-Oeste (Goiás) no decorrer do mesmo período. As demais regiões contribuem com parcelas de 12,99%, 5,98% e 2,61% do PIB nacional, respectivamente às Regiões Sul (Paraná e Rio Grande do Sul), Nordeste (Bahia, Ceará e Pernambuco) e Norte (Pará).

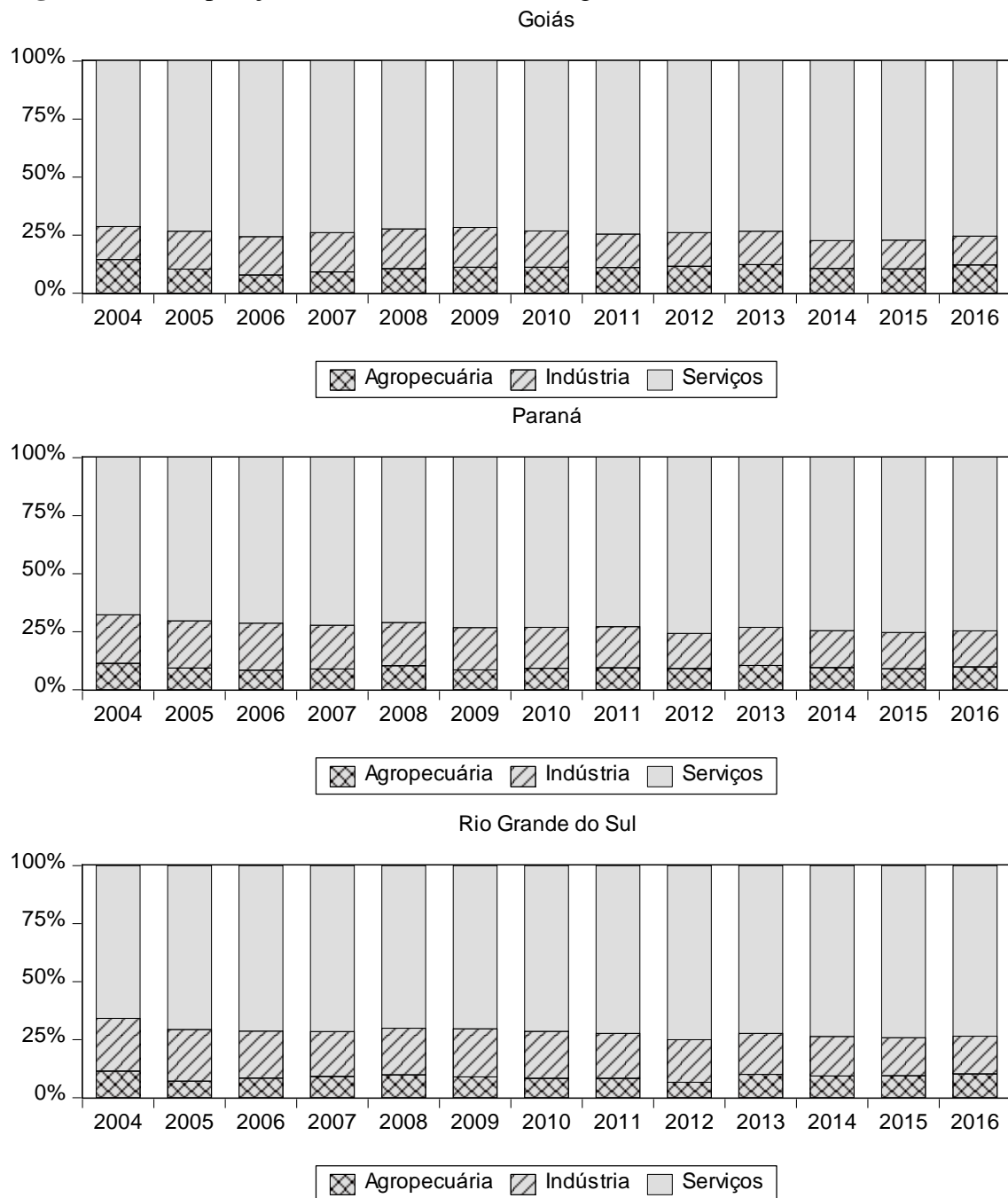
Semelhante assimetria é observada também para o nível de inserção no sistema financeiro (SFN), representado pela participação dos estados na aquisição de crédito. Conforme mostra a Figura 3.9, os estados da Região Sudeste detêm parcela muito além daquela apropriada pelos estados das demais regiões. Salienta-se que, mesmo entre os estados do Sudeste, São Paulo figura com saldo de crédito notadamente superior aos Estados do Rio de Janeiro e Minas Gerais, e ainda evidenciando franca tendência ao crescimento de financiamento no último período da série em apreço.

Este aspecto econômico confere destacada assimetria regional, uma vez que o acesso ao crédito interfere diretamente na capacidade de investimento produtivo dos estados, e, por consequência, na capacidade exportadora, dada a perda de competitividade imposta aos menos favorecidos no sistema financeiro nacional.

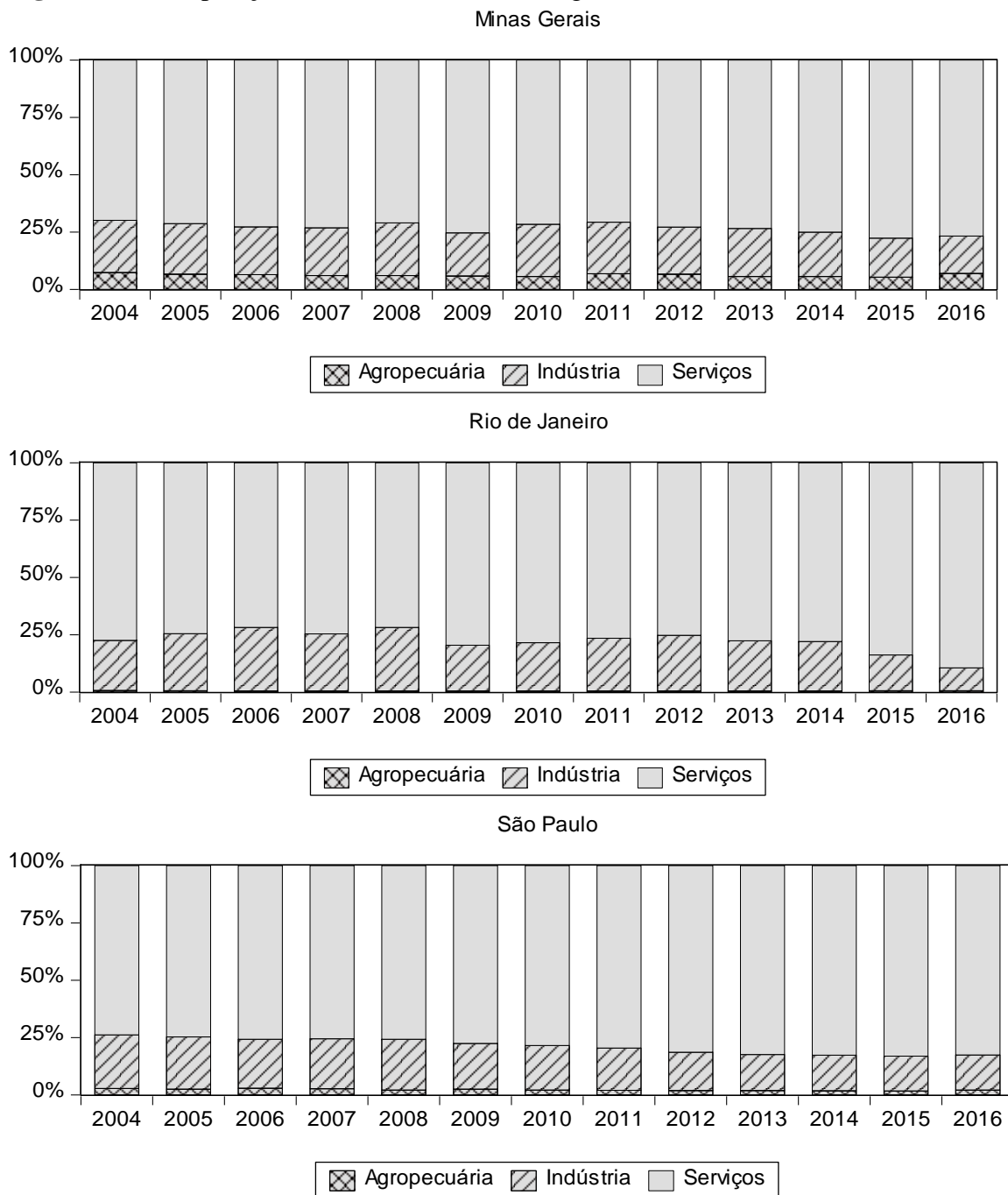
Figura 3.6: Composição do PIB Estadual (%), Regiões Norte e Nordeste, 2004-2016.



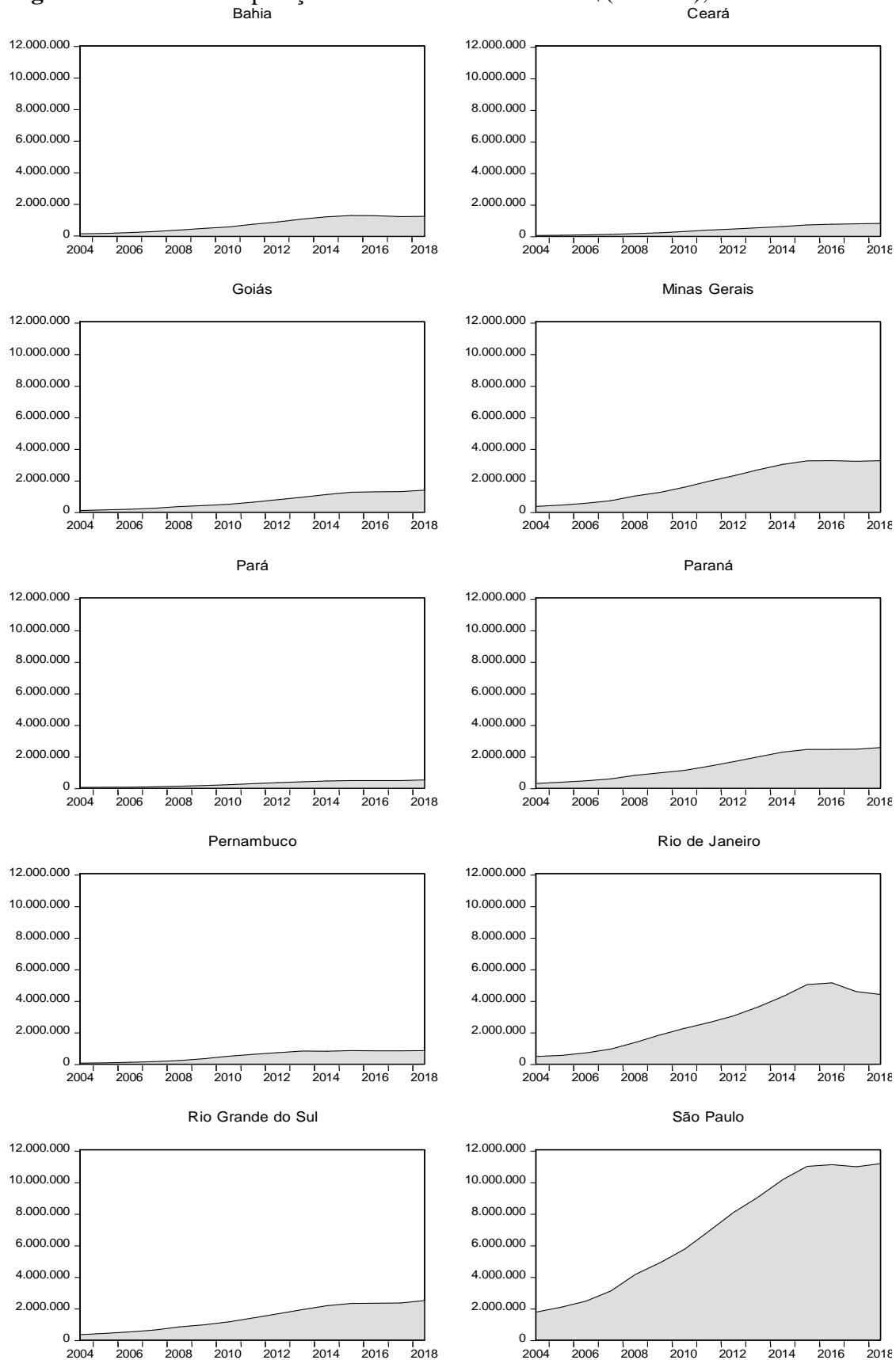
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.

Figura 3.7: Composição do PIB Estadual (%), Regiões Sul e Centro-Oeste, 2004-2016.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.

Figura 3.8: Composição do PIB Estadual (%), Região Sudeste, 2004-2016.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE.

Figura 3.9: Saldo das operações de crédito do SFN em R\$(milhões), 2004-2018.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do BCB.

Finalmente, atingimos a última etapa da análise das diferenças regionais entre os estados brasileiros, focando além da perspectiva econômica com a adição de variáveis sociais. A Tabela 3.2 apresenta os valores do Índice de Desenvolvimento humano (IDH), calculado pela ONU para 2010.

Tabela 3.2: Ranking do IDHM das Unidades da Federação, 2010.

Ranking	UF	IDHM	IDHM Renda	IDHM Longevidade	IDHM Educação
1º	Distrito Federal	0,824	0,863	0,873	0,742
2º	São Paulo	0,783	0,789	0,845	0,719
3º	Santa Catarina	0,774	0,773	0,860	0,697
4º	Rio de Janeiro	0,761	0,782	0,835	0,675
5º	Paraná	0,749	0,757	0,830	0,668
6º	Rio Grande do Sul	0,746	0,769	0,840	0,642
7º	Espírito Santo	0,740	0,743	0,835	0,653
8º	Goiás	0,735	0,742	0,827	0,646
9º	Minas Gerais	0,731	0,730	0,838	0,638
10º	Mato Grosso do Sul	0,729	0,740	0,833	0,629
11º	Mato Grosso	0,725	0,732	0,821	0,635
12º	Amapá	0,708	0,694	0,813	0,629
13º	Roraima	0,707	0,695	0,809	0,628
14º	Tocantins	0,699	0,690	0,793	0,624
15º	Rondônia	0,690	0,712	0,800	0,577
16º	Rio Grande do Norte	0,684	0,678	0,792	0,597
17º	Ceará	0,682	0,651	0,793	0,615
18º	Amazonas	0,674	0,677	0,805	0,561
19º	Pernambuco	0,673	0,673	0,789	0,574
20º	Sergipe	0,665	0,672	0,781	0,560
21º	Acre	0,663	0,671	0,777	0,559
22º	Bahia	0,660	0,663	0,783	0,555
23º	Paraíba	0,658	0,656	0,783	0,555
24º	Piauí	0,646	0,635	0,777	0,547
25º	Pará	0,646	0,646	0,789	0,528
26º	Maranhão	0,639	0,612	0,757	0,562
27º	Alagoas	0,631	0,641	0,755	0,520

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013 (Com dados dos Censos 1991, 2000 e 2010). Disponível em:

<<http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/idh0/rankings/idhm-uf-2010.html>>.

Tal como as variáveis já analisadas neste capítulo, este índice também expõe as assimetrias regionais, porém de forma mais ampla. Os estados das Regiões Norte e Nordeste sempre apresentam desempenho aquém dos estados das Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste no *ranking* do IDH.

A tabela 3.3 mostra mais evidências das disparidades regionais no Brasil, sendo os estados das Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste os mais ricos. Esses estados têm os maiores PIB *per capita*, com maior nível de escolaridade (Frequência escolar entre pessoas de 15 a 17 anos no ensino médio ou com mais de 8 anos de estudo) e menores níveis de pobreza (proporção de domicílios pobres). Exceção é feita ao Estado do Ceará, que figura com nível de escolaridade um pouco acima do Estado do Rio de Janeiro. Estes estados ainda são menos dependentes de transferências do governo federal, por terem menor proporção no Programa Bolsa Família.

Tabela 3.3: Disparidades regionais no Brasil em 2011.

UF	PIB <i>per capita</i> (R\$)	Pobreza (%)	Transferências/PIB (%)
Bahia	10.601,42	26,54	6,34
Ceará	9.642,36	26,99	7,00
Goiás	17.106,52	7,02	3,29
Minas Gerais	18.298,17	6,77	2,85
Pará	10.744,96	27,07	6,87
Pernambuco	11.008,94	29,06	7,24
Paraná	21.286,61	7,07	2,79
Rio de Janeiro	26.826,97	9,78	1,24
Rio Grande do Sul	22.962,65	8,48	2,44
São Paulo	30.335,14	6,94	0,97
UF	Desemprego (%)	Escolaridade (%)	Receitas/Despesas(%)
Bahia	10,5	42,39	99,76
Ceará	6,1	56,70	102,79
Goiás	4,9	61,27	105,60
Minas Gerais	6,4	59,75	100,66
Pará	9,6	39,80	106,58
Pernambuco	9,5	47,47	98,75
Paraná	5,0	63,61	102,03
Rio de Janeiro	8,3	51,62	101,59
Rio Grande do Sul	5,0	55,62	98,65
São Paulo	7,1	74,03	99,55

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IBGE e IPEADATA.

Por seu turno, os estados das Regiões Norte e Nordeste são mais pobres que os estados das demais regiões. Seus valores de PIB *per capita* são inferiores à metade dos valores para os estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste. A proporção de domicílios pobres é cerca de três vezes maior que a encontrada nas outras regiões. Também apresentam as

piores estatísticas de emprego e educação, tendo maior dependência das transferências do governo federal.

Levando em consideração as disparidades regionais entre os estados estudados, são esperadas respostas assimétricas quando do evento de choques cambiais ou da tomada de políticas macroeconômicas.

4. METODOLOGIA

Para investigar o *pass-through* das taxas de câmbio nos preços dos bens finais aos consumidores, será empregado método semelhante ao aplicado por Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) e Hahn (2003). Os autores analisam o ERPT através de um modelo de precificação ao longo de um canal de distribuição de preços composto por três estágios, cujo roteiro pode ser o seguinte:

1. Primeiramente, a depreciação cambial é transmitida apenas aos preços externos elevando-se os preços das importações na moeda doméstica;
2. Dado que houve elevação dos custos dos produtores domésticos em consequência de os preços dos insumos/matérias-primas importados terem ficado mais caros, há uma pressão sobre os preços praticados domesticamente, *vis-à-vis* ao peso dos produtos importados na cesta de consumo doméstico; e
3. Finalmente, os preços ao consumidor poderão sofrer o repasse através das elevações dos custos com insumos importados e salários, além de outros canais de transmissão. Os repasses dos preços de importação serão ao produtor doméstico e ao consumidor final.

Salienta-se que esses choques representam as variações decorrentes do poder de precificação e *mark-ups* das empresas no transcurso de cada estágio.

Diferentemente de Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) e Hahn (2003), a análise deste trabalho será apenas sobre o repasse dos preços aos consumidores finais, excluídos os preços aos produtores domésticos e focando-se sobre as diferenças regionais. Para tanto, um modelo VAR foi estimado, considerando variáveis de produção e índices de preço estaduais, além da taxa de câmbio.

O modelo VAR é uma estratégia adequada para o estudo do fenômeno do *pass-through* das taxas de câmbio e se dará pela análise de Funções de Impulso-Resposta (FIR) resultantes das estimações do modelo. A FIR rastreia a resposta da variável dependente no sistema VAR a choques nos termos de erro, mostrando o impacto de tais choques para vários períodos futuros, ocupando posição central no modelo VAR (BUENO, 2008). Ou ainda, pela visão de Enders (2015), a FIR permite ao pesquisador captar como a variação em umas das variáveis influenciará nas demais variáveis em um dado horizonte temporal.

4.1. Modelo VAR

O VAR se assemelha de forma superficial à modelagem de equações simultâneas, no sentido de que devemos considerar diversas variáveis endógenas em conjunto. Todavia, cada variável endógena é explicada por seus valores defasados, ou seja, valores passados, e pelos valores defasados de todas as demais variáveis endógenas do modelo. O modelo carrega a característica de não ocorrência, em geral, de variáveis exógenas a ele, diferentemente dos modelos de equações simultâneas, nos quais algumas variáveis são tratadas como endógenas e outras como exógenas ou predeterminadas (ENDERS, 2015).

Sims (1980) elaborou a modelagem VAR partindo da ideia de que, caso houvesse verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, o tratamento dispensado a elas deveria se dar de igual forma, isto é, não deveria haver nenhuma distinção, prioritariamente, entre variáveis endógenas e exógenas. O termo “autorregressivo” se deve ao aparecimento do valor defasado da variável dependente no lado direito e o termo “vetorial” se deve ao fato de estarmos tratando de um vetor de duas ou mais variáveis. De acordo com Greene (2003), um VAR na forma matricial de ordem p tem a seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_1 & \varphi_2 & \cdots & \varphi_p \\ I & 0 & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & \cdots & I & 0 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4.1.1)$$

Bueno (2008) alerta para a necessidade de recuperação dos parâmetros estruturais *a posteriori*, dado que somente pela forma estrutural é possível o balizamento de tomadas de decisão de política em consonância com o que se espera das variáveis. De forma similar ao feito por Lütkepohl (2011), adotaremos a representação das variáveis através de um modelo Vetorial Autorregressivo Estrutural (SVAR) da seguinte maneira:

$$A y_t = \alpha + B_l y_{t-l} + u_t, 1 \leq t \leq T, \quad (4.1.2)$$

onde A é uma matriz $n \times n$ de coeficientes contemporâneos, y_t é um vetor coluna $n \times 1$ das variáveis endógenas do modelo, B_l é uma matriz $n \times n$ dos parâmetros das variáveis em defasagens, u_t é um vetor coluna $n \times 1$ dos distúrbios estruturais e T representa o tamanho da amostra.

Para obtermos a forma reduzida do modelo Vetorial Autorregressivo Estrutural, pressupondo a capacidade de inversão da matriz A , multiplicaremos cada elemento por A^{-1} , como segue:

$$A^{-1}A y_t = A^{-1}\alpha + A^{-1}B_l y_{t-l} + A^{-1}u_t, \quad (4.1.3)$$

resultando em

$$y_t = \delta + \varphi y_{t-l} + \epsilon_t, 1 \leq t \leq T. \quad (4.1.4)$$

É notório que, através da representação acima⁷, não há possibilidade de identificação de choques exógenos independentes nas variáveis, dado que os resíduos do VAR na forma reduzida têm correlação contemporânea. Em outras palavras, há o risco de que os resíduos da forma reduzida, ϵ_t , sejam interpretados como resultado de uma combinação linear de choques exógenos não correlacionados contemporaneamente. (BUENO, 2008; MENDONÇA; MEDRANO; SACHSIDA, 2010).

Nessa linha, a distinção de qual choque afetará uma determinada variável fica impossibilitada na análise do VAR na forma reduzida. Portanto, para se avaliar determinada política econômica, somente faz sentido pela verificação do efeito de um choque independente. Uma vez conhecidos os resíduos da forma reduzida, ϵ_t , então será possível a recuperação dos erros da forma estrutural, u_t , impondo-se ao menos $n(n + 1)$ restrições ao sistema. Nesse sentido, utilizou-se a decomposição de Cholesky, a qual atuará na identificação de cada elemento do vetor de erros, ϵ_t . O significado da identificação proporcionada pela decomposição de Cholesky é que a primeira variável na ordenação não é afetada, contemporaneamente, pelas demais variáveis do sistema, enquanto que a segunda variável é afetada contemporaneamente pela primeira, mas não é afetada pelas demais, e assim sucessivamente. Por fim, a última variável na ordenação é afetada contemporaneamente pelas anteriores, porém não pode afetá-las contemporaneamente. Esse processo é também visto, de forma geral, em Sims (1980), Carlino e Defina (1999) e Owyang e Wall (2006), além de ser também usado para o estudo

⁷ Partindo da ideia de que os modelos em sua forma reduzida serão estimados através de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), os resíduos de cada modelo serão testados quanto à presença de autocorrelação e de heterocedasticidade condicional.

do *pass-through* por Araújo , Rocha e Besarria (2015) e Amaral (2019); tendo estes últimos o olhar sobre o Brasil.

A decomposição de Cholesky como estratégia de identificação a ser usada neste trabalho, parte do pressuposto que a matriz de coeficientes contemporâneos, A , é triangular inferior, o que assegura as condições necessárias para se identificar choques estruturais. Em consonância com McCarthy (2007), tais restrições serão representadas como segue:

$$\begin{bmatrix} u_t^{11} \\ u_t^{22} \\ \vdots \\ u_t^{nn} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & a_{22} & \dots & 0 \\ \vdots & \dots & \ddots & 0 \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \epsilon_t^{11} \\ \epsilon_t^{22} \\ \vdots \\ \epsilon_t^{nn} \end{bmatrix}, \quad (4.1.5)$$

onde a matriz ϵ_t se constitui na expressão dos resíduos da equação do VAR na forma reduzida, enquanto que u_t exprime os erros estruturais advindos do VAR em sua forma estrutural, isto é, o SVAR.

Pretendemos examinar o choque da taxa de câmbio sobre a inflação como consequência do repasse da taxa de câmbio aos preços praticados na economia doméstica. Para o nosso estudo do *pass-through* cambial, o modelo será composto das variáveis Taxa de Câmbio, Taxa de Juros, Preços e Produto. A ordenação por nós adotada no presente trabalho é a seguinte: oferta agregada, demanda agregada, preços, taxa de juros e taxa de câmbio.

4.2. Base de Dados

Os dados deste estudo são de uma amostra composta por dez estados brasileiros componentes das regiões Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sul e Sudeste, a saber: Pará, Bahia, Ceará, Pernambuco, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul, Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo, os quais, daqui em diante, serão referidos por suas siglas PA, BA, CE, PE, GO, MG, RJ, SP, PR e RS, respectivamente. A base de dados é mensal e compreende o período de vigência do regime de taxas de câmbio flutuante no Brasil. Com o fito de compensar defasagens na construção de algumas variáveis e nas especificações do modelo por ausência de dados para um período mais abrangente, o período da estimação vai de janeiro de 2004 a dezembro de 2018 para todos os estados, com dados coletados nas fontes contidas no Quadro 1.

Quadro 4.1: Variáveis utilizadas.

Variável	Série	Fonte
Oferta	Preço do Petróleo Bruto <i>brent</i> em US\$ – PPB	FED
Demanda	Índices de Atividade Econômica Regional – IBCR	BCB
Taxa de Juros	Taxa Selic/over – SELIC	BCB
Taxa de Câmbio	Taxa de Câmbio Efetiva Real – TXCER	IPEA
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC	IBGE

Fonte: Elaboração própria.

Seguindo McCarthy (1999), a escolha das variáveis ancora-se na concepção de que:

- os choques de oferta tem nos preços internacionais do petróleo, cotados em moeda local, a *proxy* mais adequada;
- os choques de demanda são melhor captados pelos indicadores de atividade econômica doméstica, desconsiderados os efeitos contemporâneos dos choques de oferta; e
- choques externos tem a representação da taxa de câmbio nominal como *proxy*, havendo o cuidado de se excluir os efeitos contemporâneos dos choques de oferta e de demanda.

Quanto à identificação das variáveis, TXCER⁸ é a taxa câmbio comercial média bilateral obtida em relação a 23 parceiros comerciais do Brasil em R\$/ unidade de moeda estrangeira, obtida pelo IPEA. Como variável de oferta, foi escolhido o preço do petróleo bruto *brent*⁹ FOB (PPB) em R\$, transformado em média mensal a partir de dados diários informados pelo FED (*Federal Reserve*). A política monetária se faz presente aqui pela Taxa SELIC, a taxa básica de juros da economia brasileira.

⁸ De acordo com IPEA, ela é a ‘Média aritmética ponderada das taxas de câmbio reais bilaterais do país em relação a 23 parceiros comerciais selecionados. A taxa de câmbio real bilateral é definida pelo quociente entre a taxa de câmbio nominal (em R\$/unidade de moeda estrangeira) e a relação entre o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) do Brasil e o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) do país em caso. As ponderações utilizadas variam a cada ano, sendo obtidas pelas participações de cada parceiro no total das exportações brasileiras para os países considerados nos 2 anos imediatamente anteriores. Obs.: A metodologia de cálculo foi atualizada e revisada em outubro de 2015, implicando o recálculo de toda a série histórica’. Ver <<http://ipeadata.gov.br/Default.aspx>>.

⁹ De acordo com o Serviço Geológico do Brasil, prestado pela Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (CPRM), ‘Petróleo Brent: é petróleo na sua forma bruta (cru) sem passar pelo sistema de refino. É produzido na região do mar do Norte, proveniente dos sistemas de exploração petrolífera de Brent e Ninian’.

Para maiores informações sobre o tema, consultar o *site* <<http://www.cprm.gov.br/publique/Redes-Institucionais/Rede-de-Bibliotecas---Rede-Ametista/Canal-Escola/Petroleo-1256.html>>.

O Índice de Preços ao Consumidor por estados (INPC), obtido do IBGE, é o índice geral de preços ao consumidor para fornecer a medida mais ampla da inflação no nível do consumidor. O produto é dado pelos índices de atividade econômica regional, IBCR, do BCB. Os apêndices fornecem detalhes específicos das variáveis por estado, bem como da estrutura econômica e abertura ao comércio internacional.

Cabe ressaltar que a escolha dos estados é justificada pelo fato de que os dez estados contribuíram com cerca de 80% do PIB nacional em 2004. Dessa parcela, os Estados da Bahia, Pernambuco e Ceará representaram 64,75% do PIB da Região Nordeste e, por seu turno, os Estados de São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais geraram 96,29% do PIB da Região Sudeste.

O Estado de Goiás respondeu por quase a terça parte do PIB da Região Centro-Oeste, enquanto o Pará teve participação de aproximadamente 37% do PIB da Região Norte.

Finalmente, os Estados do Rio Grande do Sul e Paraná detiveram 77% do PIB da Região Sul. Tudo isso é reforçado pelo fato da existência de pesquisas de preços continuadas emanadas do IBGE para a construção do Índice de Preços ao Consumidor (INPC) para os citados estados da federação.

Na Tabela 4.1 são apresentados, de forma resumida, as estatísticas descritivas das variáveis-objeto deste estudo. Os índices de preços estaduais (INPC) apresentaram comportamento inflacionário bastante semelhantes, em torno de 0,45%.

A taxa de câmbio efetiva real (TXCER) média no período foi de R\$ 2,45, atingindo R\$ 4,11 e com valor mínimo de R\$ 1,56; obteve um desvio padrão de 0,68% - o maior dentre as variáveis.

A inflação média do preço do petróleo bruto (PPB) foi nula, porém com grande variabilidade e amplitude, com máxima de 0,25% e mínima de -0,26%.

A taxa SELIC instrumentalizada pelo BCB também ficou em torno de zero e apresentou grande amplitude, com máxima de 0,30% e mínima de -0,34%.

Por sua vez, os produtos estaduais (IBCR) resultaram em uma média similarmente nula e uma amplitude muito baixa.

Tabela 4.1: Estatística descritiva das variáveis.

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
D_SELIC	0,00	0,00	0,30	-0,34	0,10
INPC_BA	0,43	0,380	2,07	-0,39	0,42
INPC_CE	0,45	0,43	1,82	-0,48	0,41
INPC_GO	0,46	0,42	1,99	-0,63	0,44
INPC_MG	0,45	0,43	2,12	-0,64	0,40
INPC_PA	0,46	0,45	1,83	-0,66	0,44
INPC_PE	0,45	0,44	1,72	-0,86	0,43
INPC_PR	0,45	0,42	2,30	-0,46	0,41
INPC_RJ	0,46	0,40	2,41	-0,61	0,46
INPC_RS	0,45	0,43	2,17	-0,54	0,41
INPC_SP	0,44	0,41	2,14	-0,43	0,38
LD_IBCR_BA	0,00	0,00	0,06	-0,09	0,01
LD_IBCR_CE	0,00	0,00	0,04	-0,05	0,01
LD_IBCR_GO	0,00	0,00	0,05	-0,08	0,01
LD_IBCR_MG	0,00	0,00	0,06	-0,05	0,01
LD_IBCR_PA	0,00	0,00	0,03	-0,05	0,01
LD_IBCR_PE	0,00	0,00	0,03	-0,02	0,01
LD_IBCR_PR	0,00	0,00	0,06	-0,06	0,01
LD_IBCR_RJ	0,00	0,00	0,02	-0,03	0,00
LD_IBCR_RS	0,00	0,00	0,07	-0,05	0,01
LD_IBCR_SP	0,00	0,00	0,04	-0,03	0,01
LD_PPB	0,00	0,01	0,25	-0,26	0,08
TXCER	2,45	2,24	4,11	1,56	0,68

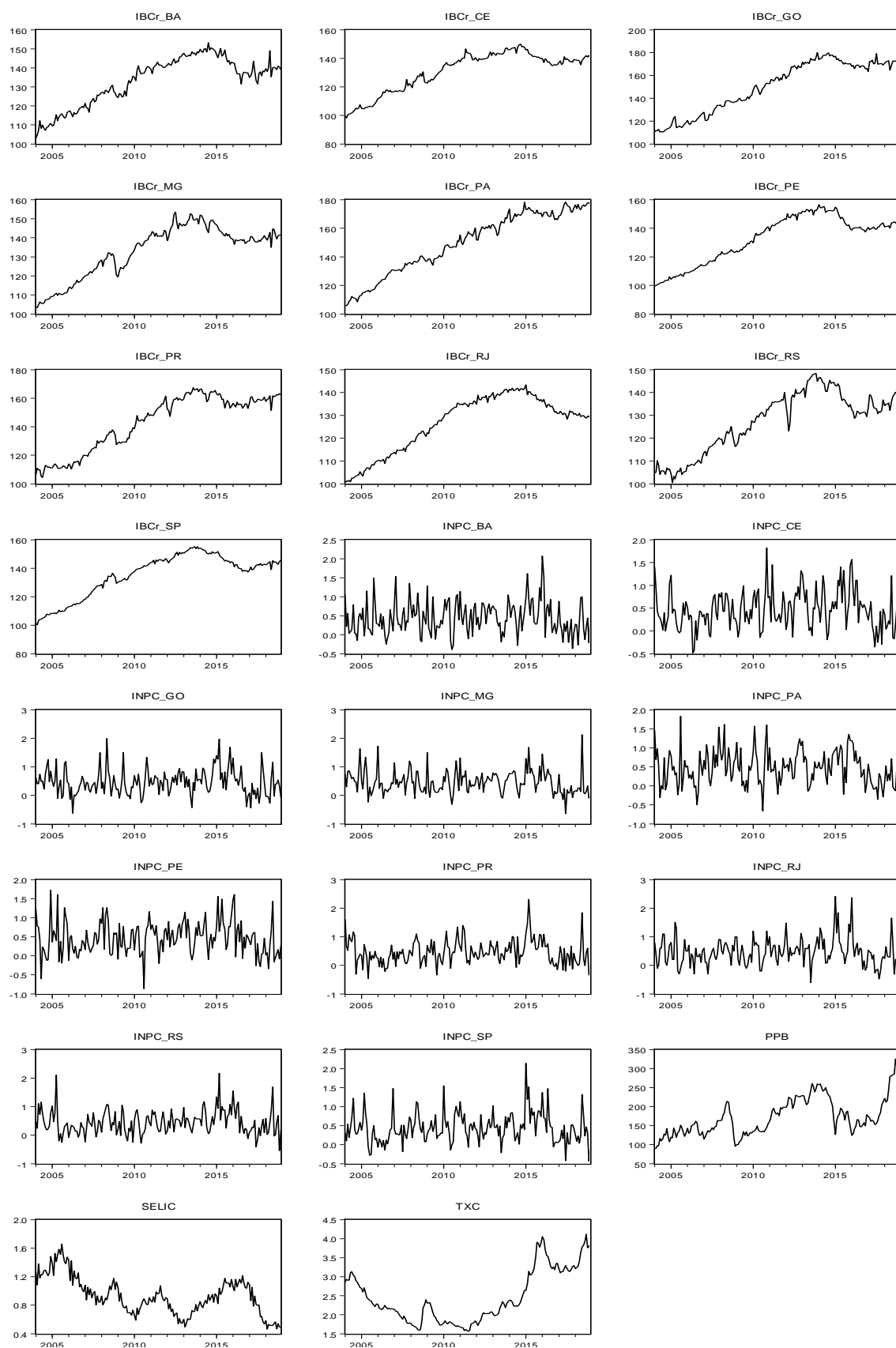
Fonte: Elaboração Própria.

As séries de nosso estudo, todas em nível, apresentam comportamento tal como a exposição gráfica da Figura 4.1. De uma análise qualitativa e dispensando o uso de métodos mais sofisticados, observa-se a existência de consideráveis picos e volatilidade em grande parte das trajetórias das variáveis. A volatilidade marca todas as séries na inflação do INPC para todo o período sem a presença de tendência temporal definida.

Por seu turno os valores de IBCR dos estados demonstram tendência ao crescimento da atividade econômica durante todo o período, enquanto que a TXCER se valorizou entre 2004 e 2008, tendo, a partir daí retomado a desvalorização até final de 2018, acima do inicial.

A crise financeira mundial de 2008 foi causa de movimentos notáveis em quase todas as séries, excetuando-se os INPC. Adicionalmente, é perceptível uma queda do IBCR para todos os estados por volta de 2016, apontando queda na atividade da economia brasileira e nos estados selecionados.

Figura 4.1: Séries das variáveis utilizadas no modelo.



Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 4.2 apresenta as correlações entre as variáveis taxa de câmbio (TXCER) e os índices de preços estaduais (INPC), os quais serão expressos simplificadaamente pelas próprias siglas estaduais. Da relação entre as variações da TXCER e os INPC estaduais, há uma forte conexão entre as desvalorizações cambiais e o INPC do Rio Grande do Sul, demonstrada pela correlação de 11,7% em contraposição à correlação inversa, de -9,7%, entre as desvalorizações cambiais e o INPC do Estado do Pará. Os preços do Rio Grande do Sul e do Paraná têm uma correlação de 66%, relação mais forte entre as variáveis.

Tabela 4.2: Valores das correlações entre as variáveis.

	BA	CE	GO	MG	PA	PE	PR	RJ	RS	SP	TXCER
BA	1,000										
CE	0,507	1,000									
GO	0,494	0,470	1,000								
MG	0,595	0,534	0,538	1,000							
PA	0,556	0,521	0,354	0,477	1,000						
PE	0,659	0,590	0,435	0,492	0,497	1,000					
PR	0,417	0,521	0,497	0,573	0,375	0,379	1,000				
RJ	0,580	0,490	0,511	0,652	0,440	0,476	0,523	1,000			
RS	0,449	0,531	0,584	0,615	0,360	0,489	0,663	0,591	1,000		
SP	0,476	0,468	0,579	0,592	0,340	0,445	0,603	0,653	0,626	1,000	
TXCER	-0,001	-0,030	0,058	-0,009	-0,097	-0,032	0,037	0,013	0,117	0,047	1,000

Fonte: Elaboração própria.

Vale ressaltar que os valores das correlações são maiores entre estados de uma mesma região e diminuem gradativamente ao se correlacionar estados com maior distanciamento. Isso dá indícios que o efeito proximidade (vizinhança) deve ser considerado em estudos futuros, pela adoção modelos espaciais, por exemplo.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Goldberg e Knetter (1997), seguidos por McCarthy (1999), se amparam na teoria econômica da transmissão dos choques para seu estudo do *pass-through* cambial, o que é reproduzido aqui, através de um modelo VAR. As variáveis foram agrupadas com o intuito de se captar os encadeamentos de transmissão dos choques cambiais às taxas de inflação dos estados da federação. O modelo foi estimado com as variáveis: Inflação do Preço do Petróleo *Brent* (LD_PPB), representando o lado da oferta, Taxa de Crescimento dos Índices Estaduais de Atividade Econômica (LD_IBCR), pelo lado da demanda, Taxa de Inflação de Índices de Preços Estaduais (INPC), Taxa de juros básica (SELIC), variável da política monetária, e Taxa de Câmbio Efetiva Real (TXCER)¹⁰.

Os testes ADF apontaram a existência de raiz unitária apenas para as séries em nível de TXCER e SELIC, e estacionaridade para todas as demais¹¹. Dado que o teste de Johansen não confirmou a hipótese de cointegração entre TXCER e SELIC¹², optou-se por incluir no sistema a primeira diferença da taxa SELIC e a diferença logarítmica de TXCER.

Finalmente, as defasagens foram selecionadas considerando principalmente o resultado do teste de autocorrelação dos resíduos, buscando o modelo mais parcimonioso sem esse problema. Além disso, foram considerados os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e de Hannan-Quinn (HQC), sendo oferecida uma ordem de defasagem ótima por cada uma dessas estatísticas¹³. Com base nesses critérios, escolheu-se a menor ordem apontada pela maioria dos critérios, ou seja, quatro defasagens.

5.1 Estimação

Como discutido anteriormente, o modelo VAR foi estimado com as variáveis: inflação do preço do petróleo, taxa de crescimento dos índices de atividade econômica dos estados, especificados em diferenças logarítmicas, as taxas de inflação dos estados com base nos índices de preços ao consumidor (INPC), taxa de juros básica da economia e a taxa de câmbio. Para

¹⁰ Além das variáveis endógenas, foram acrescentadas duas variáveis exógenas ao modelo VAR. Consistem em duas variáveis *dummies* para os anos de 2008 e 2018 (D2008, de setembro a dezembro, e D2018, no mês de outubro) a fim de se captar prováveis quebras estruturais nas séries para a crise econômica mundial e a conjuntura política doméstica, respectivamente.

¹¹ Os resultados estão organizados na Tabela B.1 do Apêndice B.

¹² Resultado apresentado na Tabela B.4 do apêndice B.

¹³ Os resultados dos testes de especificação do modelo e dos critérios de seleção de defasagem estão na Tabela B.2 e Tabela B.3, do Apêndice B, respectivamente.

recuperar os choques estruturais, utilizou-se o método da decomposição de Cholesky, que ortogonaliza os resíduos estimados através de uma estrutura recursiva, obedecendo a seguinte sequência:

Oferta => Demanda => Preços => Política Monetária => Taxa de Câmbio.

As restrições impostas à identificação do VAR partem do estabelecimento do suposto de existência de uma ordenação causal entre as variáveis. Para isso, os primeiros choques não podem ser afetados contemporaneamente pelos choques subsequentes, mesmo sendo evidente que estes são afetados pelos antecessores.

À exceção da ordenação das variáveis, nos diferenciamos do processo de estimação em relação às abordagens de McCarthy (1999) e Belaisch (2003), que se basearam e fizeram estimações em diferentes canais de transmissão dos choques de oferta, de demanda e externos, trilharemos em apenas um canal de transmissão: o impacto de um choque externo (choque na taxa de câmbio nominal) sobre os preços domésticos¹⁴. Dado isso, os choques de oferta e de demanda serão isolados, não sendo considerados os efeitos de choques de preços do petróleo (*proxy* para as *commodities* internacionais) bem como de oscilações cíclicas da atividade econômica. Com base nesses modelos, foram estimadas as respostas às matrizes de impulso elaboradas, apresentadas na subseção seguinte, a fim de serem calculados os coeficientes de *pass-through* a partir das respostas acumuladas do câmbio e índices de preços.

5.2 Funções Impulso Resposta

A estimação do VAR é usada para a simulação das funções de respostas a impulso. Elas indicam a magnitude das variações nas variáveis provocadas por choques estruturais. A interpretação dos resultados das FIR se dará pela mensuração da magnitude do repasse do choque cambial aos preços estaduais e o comportamento dessas respostas em um horizonte de tempo. As Figuras 5.1 a 5.10 mostram as respostas das inflações estaduais a um choque cambial, no transcorrer de 12 meses, acompanhadas por seus respectivos intervalos de confiança (IC),

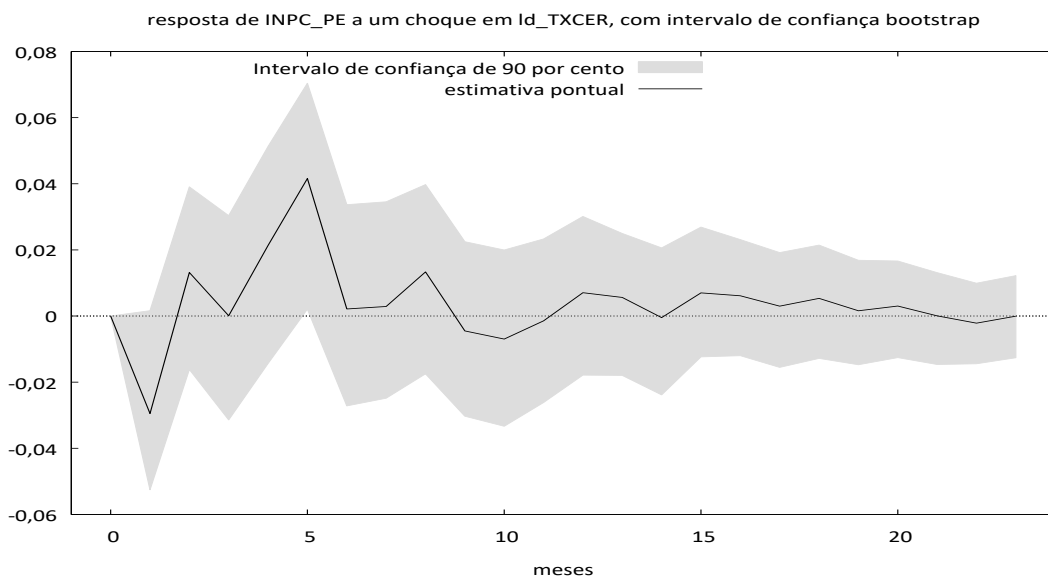
¹⁴ Essa limitação deve-se à ausência de séries de preços de produtos importados e a nível do produtor para as unidades federativas do Brasil.

com nível de 90%, obtidos através do método *Bootstrap*¹⁵. O choque cambial foi dado por um aumento inesperado em 1,5 pontos percentuais (p.p.) na taxa de variação do câmbio.

De modo geral, as taxas de inflação em todos os estados apresentaram maior resposta (e positiva) ao choque após quatro meses, com retorno à estabilidade a partir do sexto mês.

A intensidade do choque, no entanto, foi bastante diferente entre os estados. No caso da região Nordeste, Figuras 5.1 a 5.3, o choque na taxa de câmbio promove crescimento do INPC_CE, do INPC_BA e do INPC_PE em 0,032 p.p., 0,035 p.p. e 0,042 p.p. respectivamente. No entanto, apenas a variação para o Estado de Pernambuco se mostrou significativa.

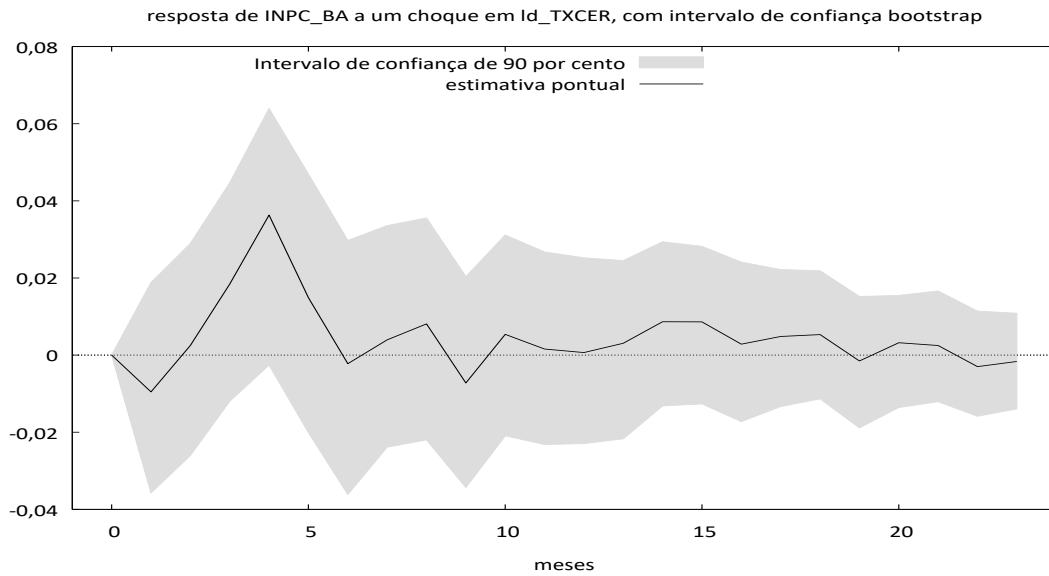
Figura 5.1: FIR do INPC-PE ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

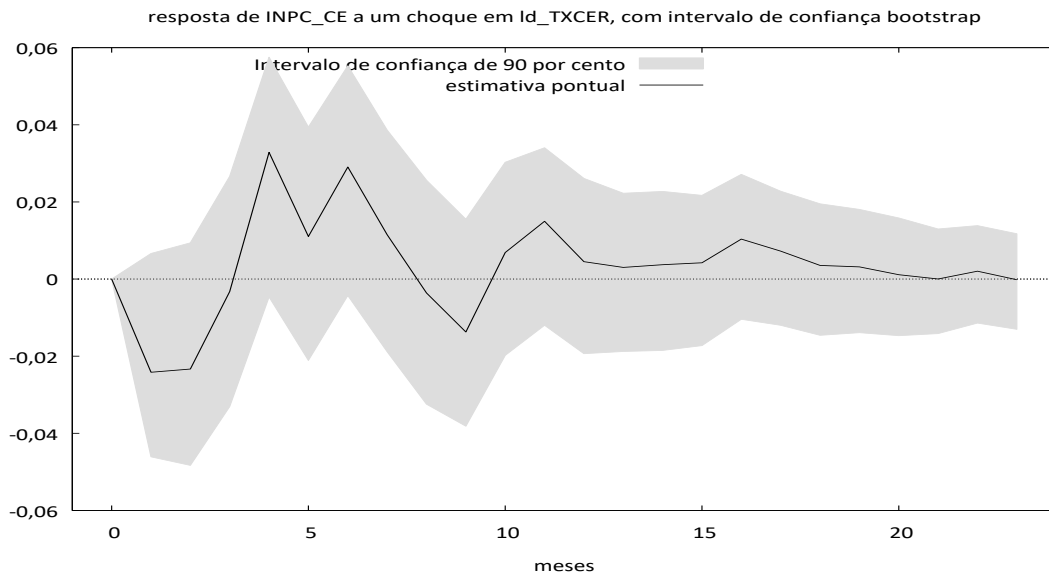
¹⁵ Este método de reamostragem foi criado por Efron (1979) e consiste em aproximar a distribuição amostral de um levantamento estatístico. Ramos e Ferreira (2009) reconhecem que “O poder do teste *bootstrap* é maior do que o do teste original em H_0 parcial ou H_1 , seu desempenho é considerado superior e é robusto em relação à ausência de normalidade, sendo recomendada a sua utilização”.

Figura 5.2: FIR do INPC-BA ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

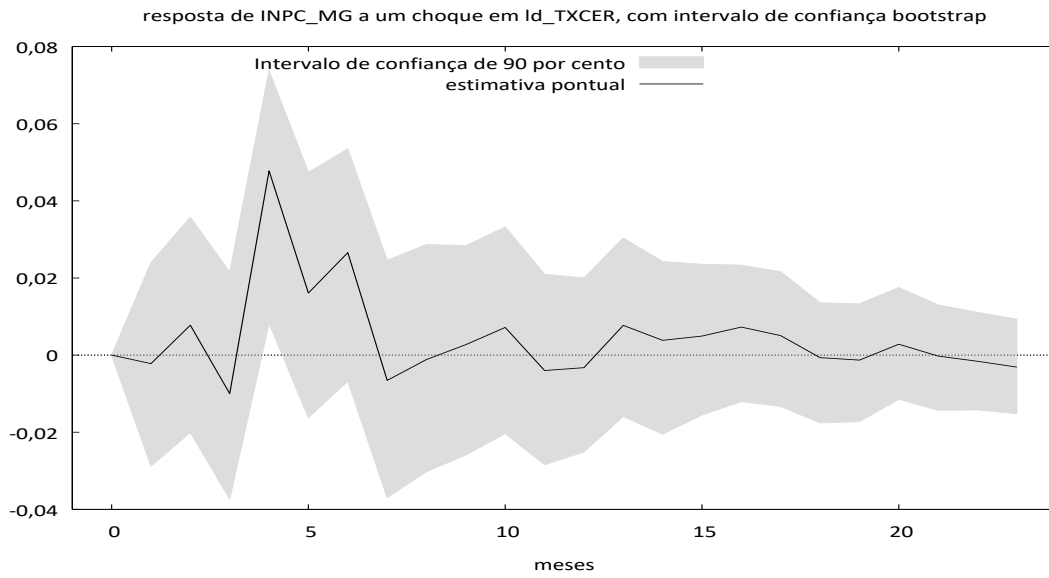
Figura 5.3: FIR do INPC-CE ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

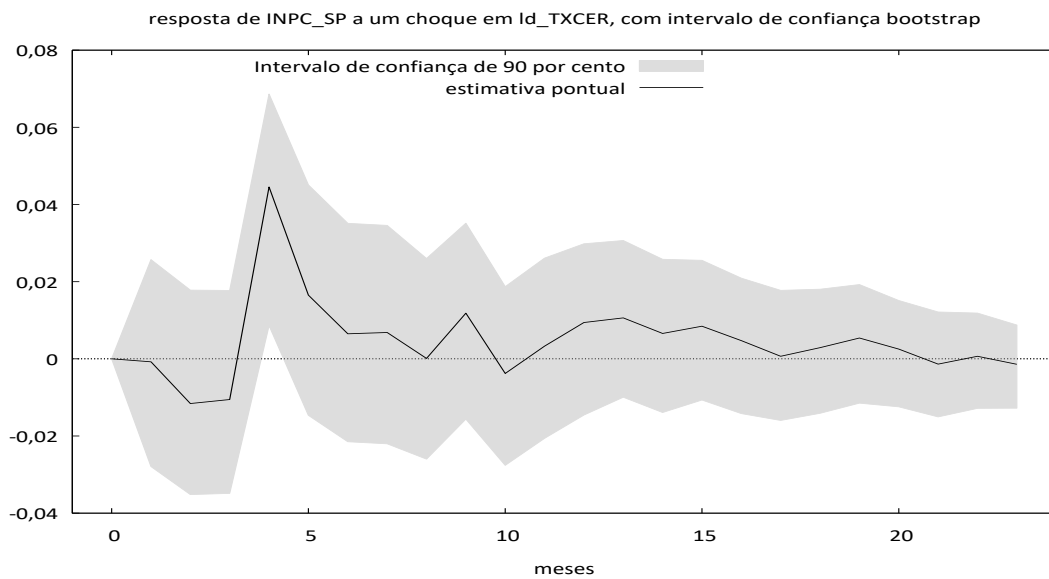
Dentre os estados da região Sudeste, Figuras 5.4 a 5.6, as respostas das inflações dos índices INPC_MG, INPC_RJ e INPC_SP foram de 0,05 p.p., 0,07 p.p. e 0,045 p.p. respectivamente. Com base nos intervalos de confiança, os três valores foram significativos.

Figura 5.4: FIR do INPC-MG ao choque na taxa de câmbio.



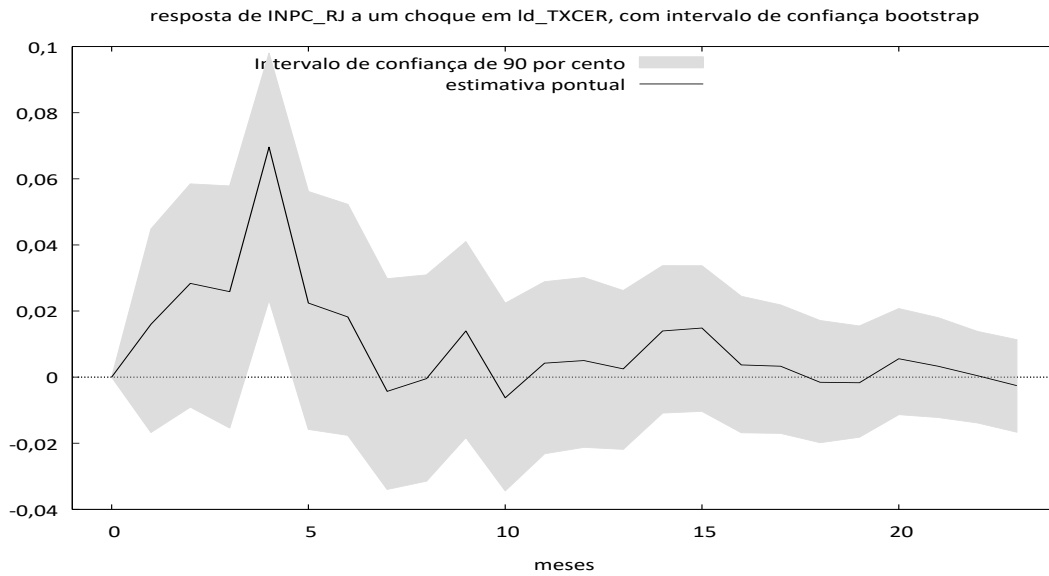
Fonte: Elaboração própria.

Figura 5.5: FIR do INPC-SP ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

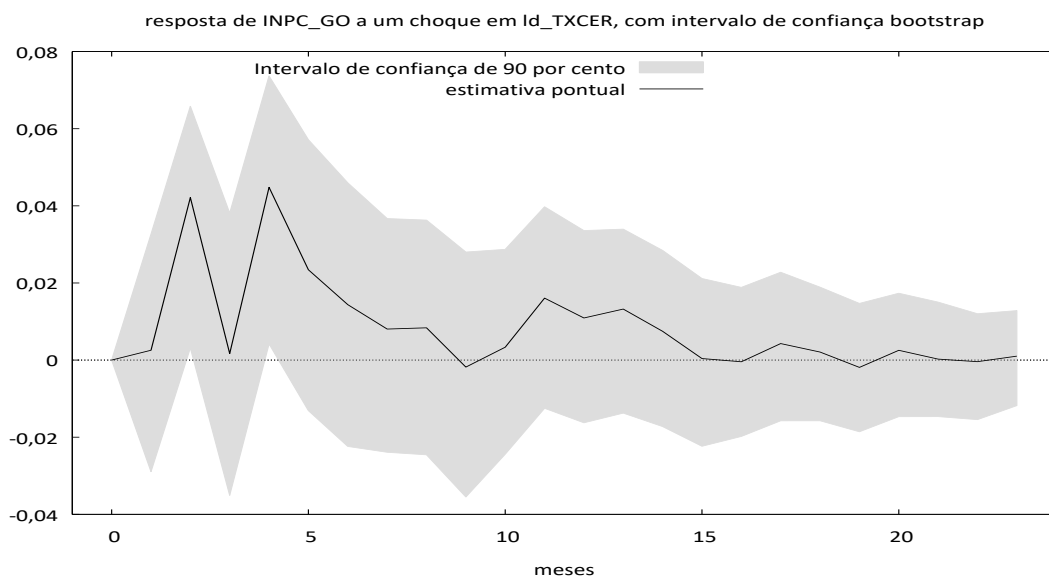
Figura 5.6: FIR do INPC-RJ ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

O nível de preços do Estado de Goiás, na Figura 5.7, tem respostas significativas de aproximadamente 0,045 p.p., tanto no segundo, quanto no quarto mês após o choque cambial. A resposta dos preços do Pará, na Figura 5.8, é de cerca de 0,03 p.p., mas esse valor não foi significativo.

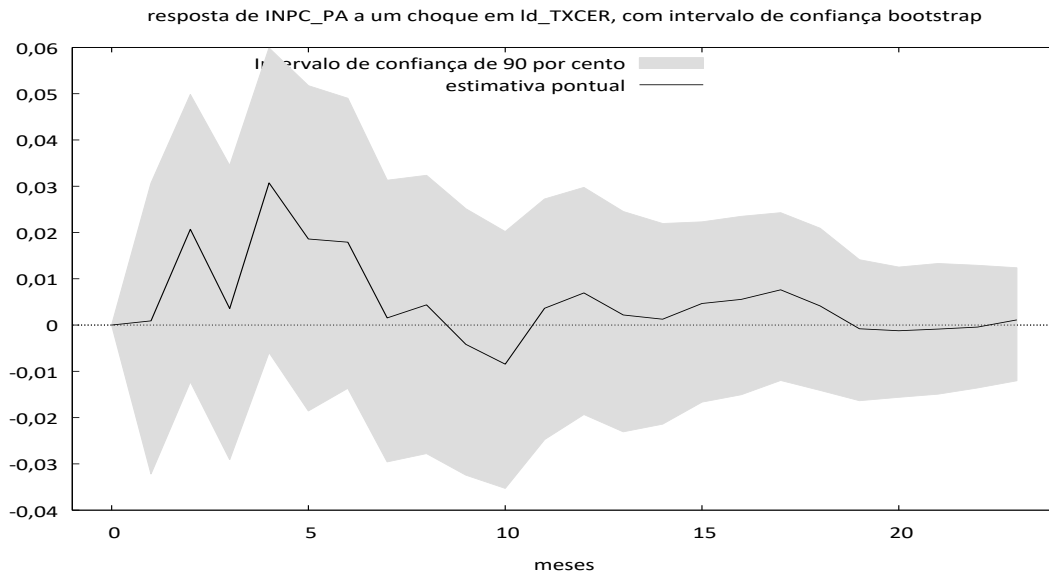
Figura 5.7: FIR do INPC-GO ao choque na taxa de câmbio.



Elaboração própria.

Fonte:

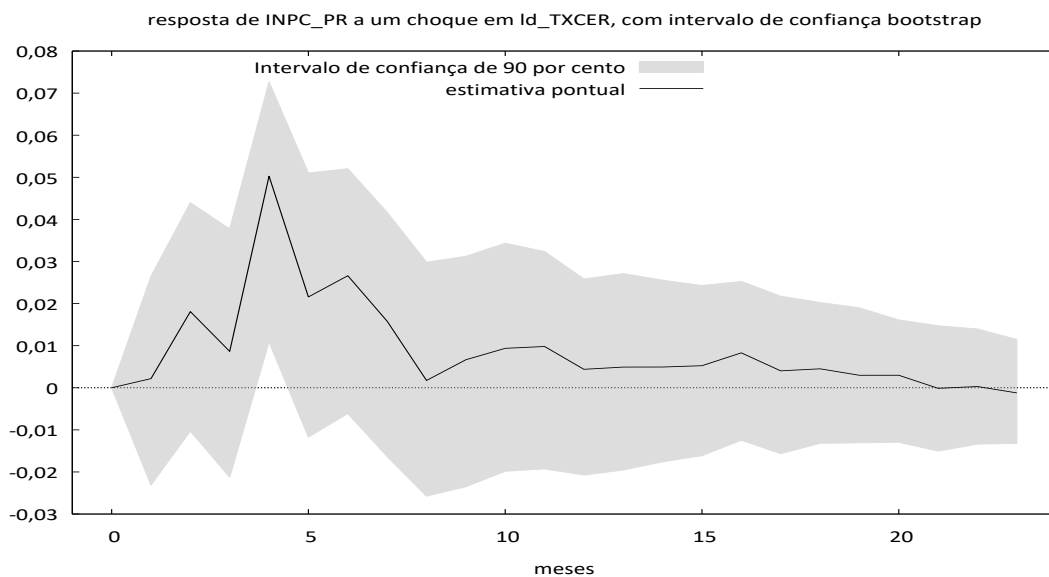
Figura 5.8: FIR do INPC-PA ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

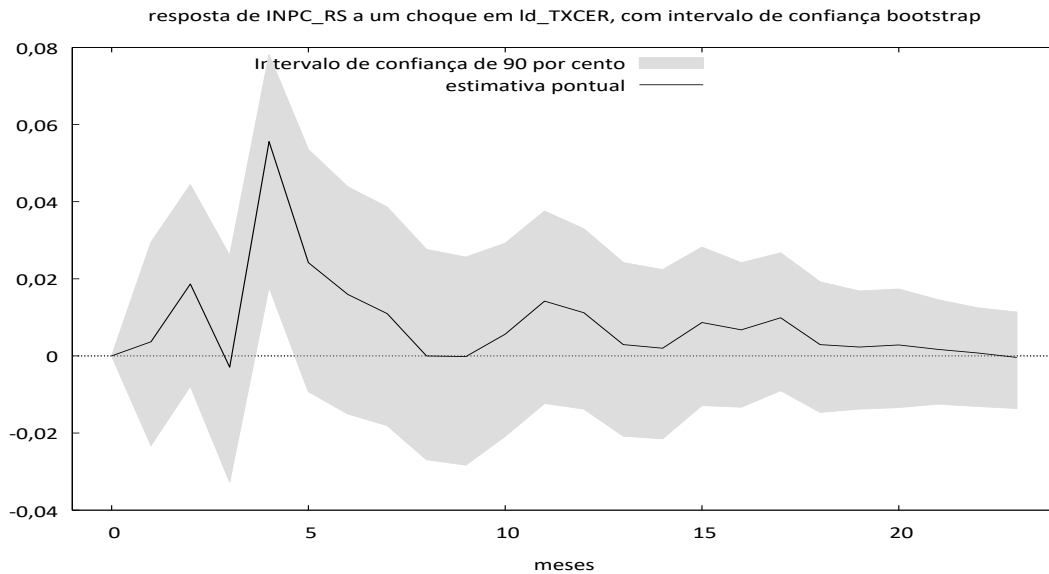
Por último, os preços dos estados da Região Sul, Figuras 5.9 e 5.10, têm respostas semelhantes ao choque na taxa de câmbio. O Rio Grande do Sul e o Paraná, respondem com crescimento em torno de 0,057 e 0,05 p.p.

Figura 5.9: FIR do INPC-PR ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

Figura 5.10: FIR do INPC-RS ao choque na taxa de câmbio.



Fonte: Elaboração própria.

Nota-se, portanto, que o choque cambial produz efeitos maiores e significativos nos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste em comparação aos estados das regiões Norte e Nordeste. Assim, fica evidente a assimetria regional do ERPT aos preços no Brasil.

5.3 Choques Acumulados das Taxas de Câmbio

Após a análise das respostas a impulsos decorrentes de inovações cambiais, faremos uma exposição dos choques acumulados das taxas de câmbio com a intenção de melhor vislumbre das respostas dos preços dos estados a um choque na taxa de câmbio e sua análise comparativa.

Diferentemente das FIR's, as FIR's acumuladas expressam o retorno do índice de preços à sua própria variação, de forma sobreposta.

Levando em consideração que as FIR mostram o comportamento dos preços após um choque econômico (neste caso, na taxa de câmbio), observam-se algumas nuances no contexto regional brasileiro quanto às respostas dos preços estaduais em um horizonte de tempo de dois anos, tendo como base as repostas acumuladas de oito trimestres.

A Tabela 5.1, explora, em valores absolutos, algumas medidas de intensidade de respostas.

Tabela 5.1: Choques cambiais acumulados dos preços estaduais.

UF	1º Trim.	2º Trim.	3º Trim.	4º Trim.	5º Trim.	6º Trim.	7º Trim.	8º Trim.
INPC_PE	-0,016	0,047	0,065	0,052	0,064	0,080	0,090	0,088
INPC_BA	-0,007	0,063	0,072	0,072	0,085	0,101	0,108	0,106
INPC_CE	-0,048	-0,007	0,030	0,038	0,049	0,071	0,079	0,081
INPC_MG	0,006	0,059	0,078	0,084	0,092	0,110	0,111	0,106
INPC_SP	-0,012	0,038	0,052	0,063	0,089	0,103	0,114	0,112
INPC_RJ	0,044	0,162	0,176	0,188	0,209	0,231	0,233	0,234
INPC_GO	0,045	0,115	0,145	0,163	0,195	0,199	0,202	0,202
INPC_PA	0,022	0,075	0,098	0,089	0,100	0,118	0,120	0,119
INPC_PR	0,020	0,101	0,145	0,171	0,185	0,203	0,213	0,212
INPC_RS	0,022	0,099	0,126	0,146	0,162	0,187	0,195	0,197

Fonte: Elaboração própria.

O Estado do Rio de Janeiro lidera os demais por deter a maior resposta acumulada: 0,234 p.p. Ele é seguido pelos Estados do Paraná, Goiás e Rio Grande do Sul, que possuem impulsos respostas acumulados em torno de com 0,212 p.p., 0,202 p.p. e 0,197 p.p., respectivamente.

Ao fim do período, os Estados do Pará, São Paulo, Minas Gerais, Bahia, Pernambuco e Ceará apresentam respostas menos intensas a choques cambiais, com impulsos-resposta acumulados de 0,119 p.p., 0,112 p.p., 0,106 p.p., 0,106 p.p., 0,088 p.p. e 0,081 p.p., respectivamente.

Esses resultados dão registro de aumento nos preços para grande parte dos estados entre o segundo e o sexto trimestre, o que indica que choques cambiais impactam os preços domésticos de curto a médio prazo.

Além de dar sustentáculo a estudos teóricos e empíricos sobre o ERPT aos preços domésticos de uma economia aberta, os dados resultantes dão indícios de que essas economias estaduais tem a propensão a respostas assimétricas face a choques nas taxas de câmbio, mostrando a relevância das heterogeneidades regionais do Brasil.

5.4 Decomposição da Variância

Para um melhor entendimento do poder de explicação da variação do erro de previsão dos índices de preços estaduais, foi calculada a decomposição da variância do erro de previsão para os níveis de preços dos estados em relação a choques na taxa de câmbio. De acordo com Enders (2015), ela explicita a proporção (decomposição) da variação do erro de previsão de

uma das variáveis decorrente de variações ela mesma e das demais variáveis envolvidas. A Tabela 5.2 abaixo mostra esses resultados.

Tabela 5.2: Decomposição da variância da previsão.

UF	1º mês	4º mês	8º mês	12º mês	16º mês	20º mês	24º mês
INPC_PE	0,0000	0,8870	2,1087	2,0710	2,0877	2,1056	2,1040
INPC_BA	0,0000	0,3647	1,2649	1,2633	1,3101	1,3262	1,3365
INPC_CE	0,0000	0,9863	2,2031	2,3112	2,2493	2,3097	2,3008
INPC_MG	0,0000	0,1475	2,2949	2,1532	2,1614	2,1864	2,1911
INPC_SP	0,0000	0,2377	1,9146	1,8531	1,9939	2,0079	2,0044
INPC_RJ	0,0000	1,1910	3,8447	3,7311	3,8230	3,7903	3,7949
INPC_GO	0,0000	1,2238	2,4793	2,4401	2,5444	2,5387	2,5367
INPC_PA	0,0000	0,3288	1,1596	1,1444	1,1561	1,1989	1,1981
INPC_PR	0,0000	0,3806	2,8174	2,7216	2,7032	2,7308	2,7254
INPC_RS	0,0000	0,3676	3,0906	2,9211	2,9374	2,9795	2,9739

Fonte: Elaboração própria.

Do exposto na tabela, verifica-se que os choques provenientes da taxa de câmbio explicam entre 1,19% e 3,79% das variações dos erros de previsão dos preços dos estados estudados ao final de dois anos. Corroborando a análise das funções de impulso-resposta, os Estados de Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e Rio de Janeiro apresentaram os valores mais elevados.

6. CONCLUSÕES

Diante das evidências, teóricas e empíricas, de repasse da taxa de câmbio (ERPT) para os preços domésticos do Brasil, este estudo buscou respostas de seu *modus operandi*. Nesse sentido, o presente trabalho se dedicou à verificação, de modo empírico, da hipótese de assimetrias do ERPT entre estados. Para tanto, foi estimado um modelo VAR para estados selecionados entre as regiões brasileiras, nos moldes de uma economia aberta, a qual é suscetível a choques via canal cambial.

Como resultado, conclui-se que a taxa de câmbio tem poder de influência sobre os preços da economia brasileira, corroborando com estudos anteriores. Além disso, essa influência se propaga pela economia de forma assimétrica, haja vista que os estados da região Norte e Nordeste, os quais têm os menores produtos (PIB), participação no saldo total de crédito e abertura ao comércio internacional, acabam apresentando menor ERPT, face aos estados das Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, exceto o Estado de Pernambuco. O único estado da região Sudeste que apresenta baixo ERPT é Minas Gerais, cujo comportamento é destoante dos demais integrantes de sua região.

Quanto às diferenças de resposta a inovações nas taxas de câmbio, abre-se um campo para o estudo em prol da identificação das especificidades que possam dar explicações sobre tais efeitos assimétricos. As possíveis razões das assimetrias dos efeitos entre os estados e/ou regiões brasileiras são as diferenças de grau de abertura ao comércio internacional, a inserção no sistema financeiro e a estrutura produtiva de cada estado, além de características demográficas e sociais. Estas últimas características não são contempladas neste trabalho em profundidade, mas esboçadas superficialmente no Apêndice C, em termos de Índice de Desenvolvimento Humano, calculado pela ONU (Organização das Nações Unidas), no qual os estados das regiões Norte e Nordeste permanecem sempre atrás dos estados das demais regiões.

Pesquisas recentes¹⁶ dirigidas pelo BCB, IBGE, MDIC/SECEX e OMC dão conta da estrutura econômica do Brasil. O país ocupa posição de abertura ao comércio exterior consideravelmente alta. Todavia, a grande parcela da pauta exportadora ocupada por commodities e produtos com médio e baixo teor tecnológico, somada ao também volume importado de produtos de alto teor tecnológico podem ensejar em fragilidade da economia doméstica, podendo tornar o Brasil vulnerável a variações cambiais.

¹⁶ Para um aprofundamento sobre a estrutura econômica do Brasil e os estados selecionados, consultar o Apêndice A.

Adicionalmente, há o ensejo de futuros estudos sobre as interações entre os preços estaduais. A possibilidade de que desse efeito ocorra é plausível, uma vez que as economias estaduais interagem espacialmente por meio de efeito de transbordamento, dado que são economias com certo grau de interdependência.

Por fim, espera-se que a análise desenvolvida neste trabalho proporcione dados importantes ou, ao menos, aponte um norte aos *policy makers*, mais precisamente o BCB, para a otimização de suas tomadas de decisão no que concerne a políticas econômicas de câmbio e monetária, sendo recomendado que as assimetrias regionais sejam sempre ponderadas em tais processos.

REFERÊNCIAS

AMARAL, Stefany Silva. **Pass-Through Cambial no Brasil**. 2019. 70 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Mestrado em Economia, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2019. Disponível em: <<https://repositorio.ufrn.br/jspui/handle/123456789/27260>>. Acesso em: 05 dez. 2018.

AMITRANO, Alessandra; GRAUWE, Paul de; TULLIO, Giuseppe. Why Has Inflation Remained So Low After the Large Exchange Rate Depreciations of 1992? **Jcms: Journal of Common Market Studies**, [s.l.], v. 35, n. 3, p.329-346, set. 1997. Wiley. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-5965.00065>. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/1468-5965.00065>>. Acesso em: 29 dez. 2018.

ARAÚJO, Hérica Gabriela Rodrigues de; ROCHA, Roberta Moraes; BESARRIA, Cássio da Nóbrega. Pass-through cambial para os preços de importação: uma análise para as principais commodities agrícolas importadas pela região Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 4, p.45-59, 2015. Trimestral. Disponível em: <<https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/603/479>>. Acesso em: 29 nov. 2018.

ASHRA, Sunil. Inflation and Openness: A Study of Selected Developing Economies. **Working Paper n. 84**, New Delhi, p. 1-32, mai. 2002. Indian Council for Research On International Economic Relations. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/255641782_INFLATION_AND_OPENNESS_A_STUDY_OF_SELECTED_DEVELOPING_ECONOMIES>. Acesso em 28 out. 2018.

BACHE, Ida Wolden. **Econometrics of exchange rate pass-through**. 2007. 277 f. Tese (Doutorado) - Curso de Phd Degree In Economics, University Of Oslo, Oslo, 2007. Disponível em: <<https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2483074/dde-6.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em: 18 jan. 2019.

BELAISCH, Agnes. Exchange Rate Pass-Through in Brazil. **Imf Working Papers**, [s.l.], v. 03, n. 141, p.1-19, jul. 2003. International Monetary Fund (IMF). <http://dx.doi.org/10.5089/9781451856200.001>. Disponível em: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03141.pdf>>. Acesso em: 18 dez. 2018.

BERNANKE, Ben S. **A Perspective on Inflation Targeting**. 2003. Disponível em: <<https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20030325/default.htm>>. Acesso em: 25 mar. 2003.

BORGES, Rodrigo da Rosa; ROSSI JÚNIOR, José Luiz. Intervenções do Banco Central e a previsibilidade da taxa de câmbio: evidências a partir da utilização de regras de negociação baseadas em análise técnica. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico (ppe)**, [s. L.], v. 40, n. 3, p.349-366, dez. 2010. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5095>>. Acesso em: 14 jan. 2019.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CAMPA, José Manuel; GOLDBERG, Linda S. Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon? **Nber Working Paper No. W8934**, [s.l.], n. 149, p.1-33, maio 2002. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.920835>. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=312647>. Acesso em: 23 dez. 2019.

CARLINO, Gerald; DEFINA, Robert. The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States. **Journal Of Regional Science**, [s.l.], v. 39, n. 2, p.339-358, maio 1999. Wiley. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9787.00137>.

CHOUDHRI, Ehsan U.; FARUQEE, Hamid; HAKURA, Dalia S. Explaining the exchange rate pass-through in different prices. **Journal Of International Economics**, [s.l.], v. 65, n. 2, p.349-374, mar. 2005. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2004.02.004>.

CHOUDHRI, Ehsan U.; HAKURA, Dalia S. Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? **Journal Of International Money And Finance**, [s.l.], v. 25, n. 4, p.614-639, jun. 2006. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>.

DEVEREUX, Michael B. Monetary policy, exchange rate flexibility, and exchange rate pass-through. In: REVISITING THE CASE FOR FLEXIBLE EXCHANGE RATES, 2., 2000, Ottawa. **Proceedings**. Ottawa: Bank Of Canada, 2000. v. 2, p. 47 - 89. Disponível em: <<https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/08/devereux.pdf>>. Acesso em: 02 fev. 2019.

EFRON, Bradley. Bootstrap methods: another look at the jackknife. **The Annals Of Statistics**, California, v. 7, n. 1, p.1-26, jan. 1979. Disponível em: <http://jet1.uni-freiburg.de/studenten_seminar/stud_sem_SS_09/EfronBootstrap.pdf>. Acesso em: 04 mar. 2019.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 4. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2015.

FERNANDEZ, Rodrigo Nobre et al. Assimetria no repasse da taxa de câmbio para a inflação: evidências para o Brasil. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 4, n. 38, p.659-682, mar. 2018. Trimestral. Disponível em: <<https://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/view/4062>>. Acesso em: 26 nov. 2018.

FERREIRA, Douglas Marcos; BRAGA, Marcelo José. O pass-through cambial para as inflações regionais do Brasil no regime de metas. **Gestão & Regionalidade**, [s.l.], v. 31, n. 92, p.25-38, 14 ago. 2015. USCS Universidade Municipal de São Caetano do Sul. <http://dx.doi.org/10.13037/gr.vol31n92.2238>. Disponível em: <https://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:mpNMBokvTOQJ:https://seer.usc.br/index.php/revista_gestao/article/download/2238/1771+&cd=1&hl=pt-BR&ct=clnk&gl=br>. Acesso em: 16 nov. 2018.

FIGUEIREDO, Francisco Marcos Rodrigues; GOUVEIA, Solange. Repasse cambial para a inflação: o papel da rigidez de preços. In: BANCO CENTRAL DO BRASIL (Ed.). **Dez Anos**

de Metas para a Inflação - 1999-2009. Brasília. 2011. p. 127-168. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf>. Acesso em: 27 out. 2018.

FRIEDMAN, Benjamin; KUTTNER, Kenneth. Implementation of Monetary Policy: How Do Central Banks Set Interest Rates? **Handbook Of Monetary Economics**, [s.l.], v. 3, n. 1, p.1-94, jul. 2010. National Bureau of Economic Research. <http://dx.doi.org/10.3386/w16165>. Disponível em: <<https://web.williams.edu/Economics/wp/FriedmanKuttnerImplementationOfMonetaryPolicy.pdf>>. Acesso em: 23 dez. 2018.

FURTADO, Celso. **A Fantasia Desfeita.** Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1989.

GOLDBERG, Pinelopi; KNETTER, Michael. Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? **Journal Of Economic Literature**, [s.l.], v. 35, n. 3, p.1243-1272, dez. 1996. National Bureau of Economic Research. <http://dx.doi.org/10.3386/w5862>. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w5862>>. Acesso em: 05 out. 2018.

GOLDFAJN, Ilan; WERLANG, Sergio R. da C. The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. **Banco Central do Brasil Working Paper Series Nº 5**, [s.l.], v. 2000, n. 5, p.1-47, 2000. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.224277>. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps05.pdf>>. Acesso em: 06 dez. 2018.

GREENE, William H. **Econometric analysis.** 5. ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2003.

HAHN, Elke. Pass-through of external shocks to euro area inflation. In: **WORKING PAPER SERIES. Working Paper no. 243.** Frankfurt: European central Bank, 2003. Disponível em: <<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp243.pdf>>. Acesso em: 04 fev. 2019.

LAFLÈCHE, Thérèse. The impact of exchange rate movements on consumer prices. **Bank Of Canada Review**, Ottawa, v. 1996-1997, n. 1, p.21-32, 11 jan. 1997. Disponível em: <<https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/r971a.pdf>>. Acesso em: 29 jan. 2019.

LÓPEZ-VILLAVICENCIO, Antonia; MIGNON, Valérie. Exchange rate pass-through in emerging countries: Do the inflation environment, monetary policy regime and central bank behavior matter? **Journal Of International Money And Finance**, [s.l.], v. 79, n. 1, p.20-38, dez. 2017. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.09.004>.

LÜTKEPOHL, Helmut. **Vector Autoregressive Models.** Florence: European University Institute, 2011. 28 p. Disponível em: <https://cadmus.eui.eu/bitstream/handle/1814/19354/ECO_2011_30.pdf?sequence=1>. Acesso em: 11 jan. 2019.

MACIEL, Luiz Felipe Pires. **Pass-through cambial:** uma estimação para o caso brasileiro. 2006. 44 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Mestrado em Economia, Escola de Pós-graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10438/1612>>. Acesso em: 12 dez. 2018.

MCCARTHY, Jonathan. Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies. **Bis Working Paper No. 79**, Basel, v. 1, n. 79, p.1-48, nov. 1999. Elsevier BV. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.856284>. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=856284>. Acesso em: 05 jan. 2019.

MCCARTHY, Jonathan. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. **Eastern Economic Journal**. [S. l.], p. 511-537. out. 2007. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1057/eej.2007.38>>. Acesso em: 14 out. 2018.

MENDONÇA, Mario Jorge C.; MEDRANO, Luis; SACHSIDA, Adolfo. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. **Revista Pesquisa e Planejamento Econômico (ppe)**, [S. l.], v. 40, n. 3, p.367-394, dez. 2010. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5094>>. Acesso em: 17 fev. 2019.

MISHKIN, Frederic. Inflation Targeting in Emerging Market Countries. **American Economic Review**, [s.l.], v. 9, n. 2, p.105-109, ago. 2000. National Bureau of Economic Research. <http://dx.doi.org/10.3386/w7618>. Disponível em: <<https://www.nber.org/papers/w7618.pdf>>. Acesso em: 09 out. 2018.

MONTEIRO NETO, Aristides. Desigualdades regionais no Brasil: características e tendências recentes. In: IPEA (Ed.). **Boletim Regional, Urbano e Ambiental nº 9**. Brasília: Dirur, 2014. p. 67-81. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/boletim_regional/141211_bru_9_web_ca p8.pdf>. Acesso em: 24 jul. 2019.

OWYANG, Michael T; WALL, Howard J. Regional VARs and the Channels of Monetary Policy. **Working Paper Series**, [s.l.], v. 2006, n. 002, p.1-10, jan. 2006. Federal Reserve Bank of St. Louis. <http://dx.doi.org/10.20955/wp.2006.002>. Disponível em: <<https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/wp/2006/2006-002.pdf>>. Acesso em: 22 dez. 2018.

PENNA, Christiano Modesto et al. Análise das disparidades de bem-estar entre os estados do Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, São Paulo, v. 1, n. 43, p.51-78, 28 fev. 2013. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/46729/56185>>. Acesso em: 21 jul. 2019.

PIMENTEL, Débora Mesquita; LUPORINI, Viviane; MODENESI, André de Melo. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: Uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). **Estudos Econômicos (São Paulo)**, [s.l.], v. 46, n. 2, p.343-372, jun. 2016. FapUNIFESP (SciELO). <http://dx.doi.org/10.1590/0101-416146233dva>. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/83940>>. Acesso em: 31 jan. 2019.

QUADRI, Umar Faruq; IMAFIDOR, Omokhagbo Mike. The Dynamism of Exchange Rate Shocks: Evidence from Nigeria. **Review Of Innovation And Competitiveness: A Journal of Economic and Social Research**, [s.l.], v. 4, n. 4, p.79-102, jan. 2019. Juraj Dobrila University of Pula. <http://dx.doi.org/10.32728/ric.2018.44/4>. Disponível em: <https://hrcak.srce.hr/index.php?show=clanak&id_clanak_jezik=315909>. Acesso em: 21 dez. 2019.

RAMOS, Patrícia de Siqueira; FERREIRA, Daniel Furtado. Agrupamento de médias via bootstrap de populações normais e não-normais. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 56, n. 2, p.140-149, abr. 2009. Disponível em: <<http://www.ceres.ufv.br/ojs/index.php/ceres/article/view/3413>>. Acesso em: 17 jan. 2019.

ROCHA, Roberta de Moraes; SILVA, Marcelo Eduardo Alves da; GOMES, Sônia Maria Fonseca Pereira Oliveira. Por que os estados brasileiros têm reações assimétricas a choques na política monetária? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 65, n. 4, p.413-441, out. 2011. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/2895>>. Acesso em: 21 nov. 2018.

SIMS, Christopher. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**. [S. l.], p. 1-48. jan. 1980. Disponível em: <<https://www.pauldeng.com/pdf/Sims%20macroeconomics%20and%20reality.pdf>>. Acesso em: 02 fev. 2019.

TAKHTAMANOVA, Yelena. Understanding Changes in Exchange Rate Pass-Through. **Federal Reserve Bank Of San Francisco, Working Paper Series**, [s.l.], v. 2008, n. 13, p.1-40, 1 fev. 2008. Federal Reserve Bank of San Francisco. <http://dx.doi.org/10.24148/wp2008-13>. Disponível em: <<https://www.frbsf.org/economic-research/files/wp08-13bk.pdf>>. Acesso em: 12 abr. 2019.

TAYLOR, John B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European Economic Review**, [s.l.], v. 44, n. 7, p.1389-1408, jun. 2000. Elsevier BV. [http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921\(00\)00037-4](http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921(00)00037-4).

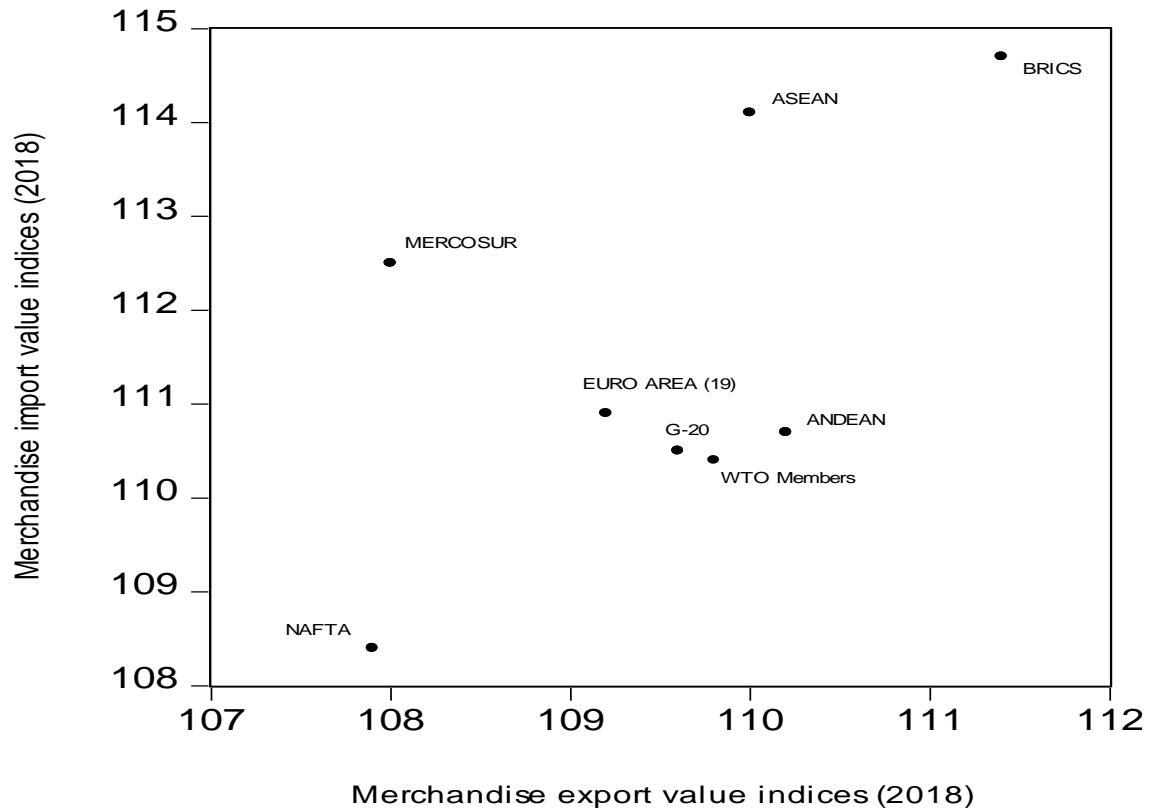
TROMPIERI NETO, Nicolino; CASTELAR, Ivan; LINHARES, Fabrício Carneiro. Convergência de Renda dos Estados Brasileiros: Uma Abordagem de Pannel Dinâmico com Efeito Threshold. In: 36° ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 36., 2008, Salvador. **Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia**. [S. l.]: Anpec, 2008. p. 1 - 19. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807212130050-.pdf>>. Acesso em: 15 jul. 2019.

TUNÇ, Cengiz. A Survey on Exchange Rate Pass through in Emerging Markets. **Ekonomik Teori Ve Analiz Dergisi**, [s.l.], v. 2, n. 3, p.205-233, 29 nov. 2017. Bulletin of Economic Theory and Analysis. <http://dx.doi.org/10.25229/beta.334253>. Disponível em: <<https://dergipark.org.tr/en/pub/beta/issue/32368/334253>>. Acesso em: 31 out. 2018.

APÊNDICES

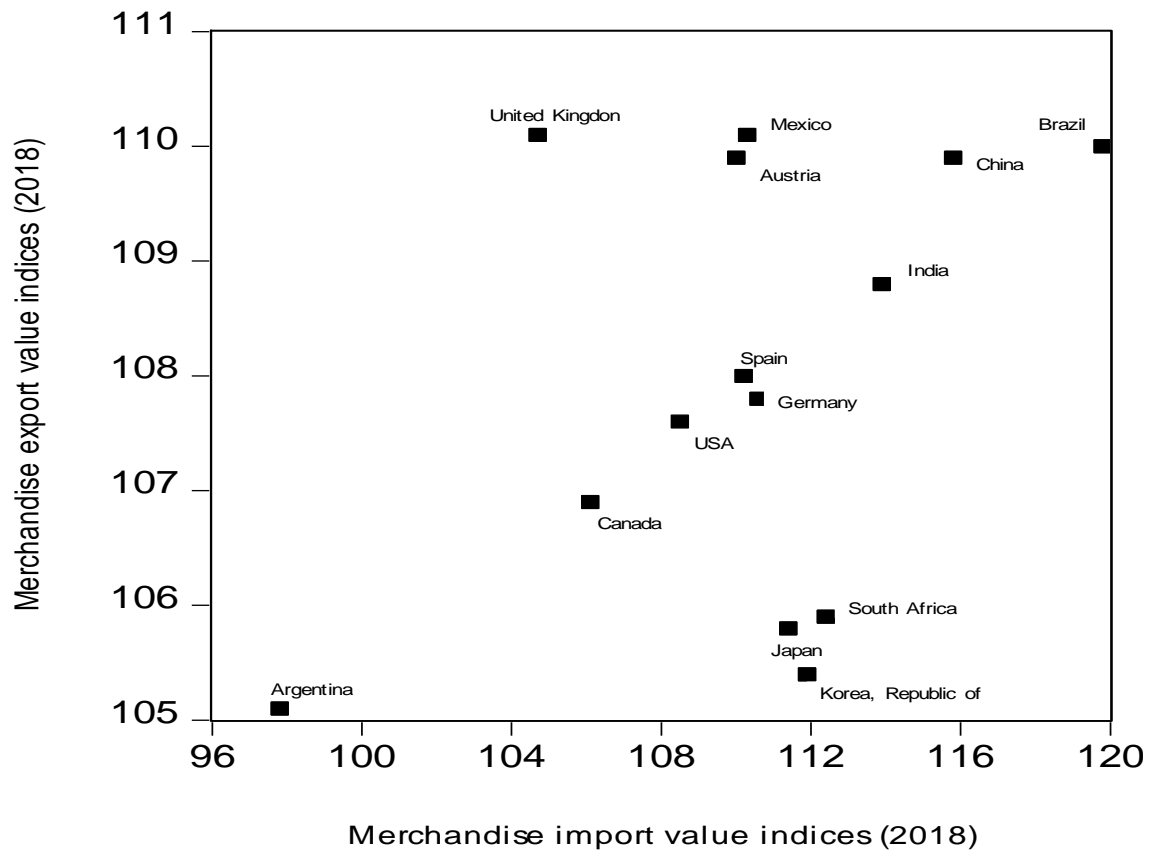
APÊNDICE A: gráficos e tabelas da estrutura econômica do Brasil e Estados selecionados

Figura A.1: Índices combinados de exportações versus importações em valores comercializados em 2018 dos principais blocos comerciais do mundo (2011 = 100).



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da OMC. Disponível em: <<https://data.wto.org/>>.

Figura A.2: Índices combinados de exportações versus importações em valores comercializados em 2018 de países selecionados (2011 = 100).



Fonte: Elaboração própria a partir de dados da OMC. Disponível em: <<https://data.wto.org/>>.

APÊNDICE B: dados, seleção de defasagem e testes diagnósticos do VAR

Tabela B.1: Teste ADF sobre as variáveis.

Variáveis	ADF: Nível		ADF: 1ª Diferença	
	Estat.	p-valor	Estat.	p-valor
Petróleo	-2,28989	0,1753	-9,19777	1,158e-016
Hiato_BA	-2,06757	0,2581	-10,9075	3,839e-022
Hiato_CE	-2,66162	0,08084	-16,6345	1,707e-024
Hiato_GO	-1,72478	0,4187	-8,82298	1,68e-015
Hiato_MG	-2,17746	0,2147	-11,348	1,403e-023
Hiato_PA	-1,94291	0,3127	-8,97214	5,826e-016
Hiato_PE	-1,93651	0,3156	-11,4018*	1,006e-025*
Hiato_PR	-1,3463	0,61	-15,9127	3,327e-024
Hiato_RJ	-2,5113	0,1127	-14,1618*	8,884e-039*
Hiato_RS	-1,25578	0,6522	-10,954	2,709e-022
Hiato_SP	-2,47761	0,121	-5,19336	8,073e-006
Câmbio	-2,61809	0,08923	-10,5116	7,604e-017
SELIC	-2,42103	0,1359	-2,93591	0,04133
INPC_BA	-6,56676	4,616e-009	-	-
INPC_CE	-8,1743	8,167e-012	-	-
INPC_GO	-8,6955	5,648e-013	-	-
INPC_MG	-7,26781	6,129e-011	-	-
INPC_PA	-8,93114	1,7e-013	-	-
INPC_PE	-9,7292	3,122e-015	-	-
INPC_PR	-8,41905	2,325e-012	-	-
INPC_RJ	-8,46673	1,821e-012	-	-
INPC_RS	-8,90634	1,928e-013	-	-
INPC_SP	-6,14275	5,391e-008	-	-

Fonte: Elaboração própria.

* com constante e tendência.

Tabela B.2: Seleção de defasagens do VAR.

Defasagens	AIC	BIC	HQC
1	-63,646910	-52,747093*	-59,224920*
2	-62,446983	-41,905020	-54,113233
3	-61,942682	-31,758573	-49,697172
4	-63,595141	-23,768886	-47,437870
5	-67,387397	-17,918996	-47,318367
6	-82,130135*	-23,019588	-58,149344

Fonte: Elaboração própria.

*Ordem de defasagem preferível por cada critério.

AIC = critério de Akaike

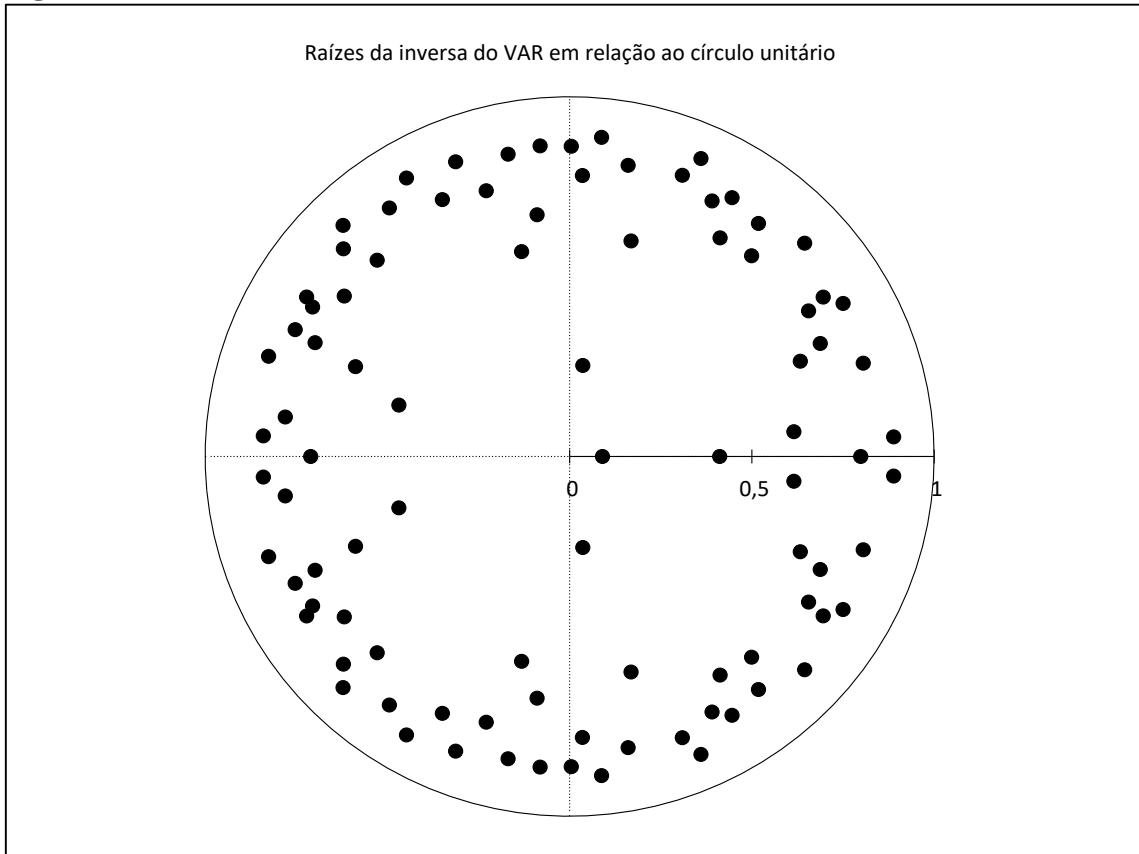
BIC = critério Bayesiano de Schwarz

HQ = critério de Hannan-Quinn

Tabela B.3: Testes diagnósticos dos resíduos do VAR.

Testes	Defasagem	Estatística	Prob.
Autocorrelação (Teste LM)	1	F(529, 690)	0,1272
	2	F(1058, 439)	0,0031
	3	F(1587, -18)	nan
Normalidade Teste de Doornik-Hansen	-	110,465	[0,0000]

Fonte: Elaboração própria.

Figura B.1: Teste de estabilidade do VAR.

Elaboração própria via pacote estatístico Gretl.

Tabela B.4: Teste de Cointegração de Johansen.

Ordem	Autovalor	Estatística de Traço	P-Valor**
Nenhum	0.043254	11.665	NA
No máximo 1	0.021820	3.8828	NA

Fonte: Elaboração própria via pacote estatístico Gretl.

APÊNDICE C: evolução dos indicadores socioeconômicos

Tabela C1: Ranking do IDHM das Unidades da Federação, 1991.

Ranking	UF	IDHM	IDHM Renda	IDHM Longevidade	IDHM Educação
1°	Distrito Federal	0,616	0,762	0,731	0,419
2°	São Paulo	0,578	0,729	0,730	0,363
3°	Rio de Janeiro	0,573	0,696	0,690	0,392
4°	Santa Catarina	0,543	0,648	0,753	0,329
5°	Rio Grande do Sul	0,542	0,667	0,729	0,328
6°	Paraná	0,507	0,644	0,679	0,298
7°	Espírito Santo	0,505	0,619	0,686	0,304
8°	Mato Grosso do Sul	0,488	0,641	0,699	0,259
9°	Goiás	0,487	0,633	0,668	0,273
10°	Minas Gerais	0,478	0,618	0,689	0,257
11°	Amapá	0,472	0,620	0,668	0,254
12°	Roraima	0,459	0,643	0,628	0,240
13°	Mato Grosso	0,449	0,627	0,654	0,221
14°	Pernambuco	0,440	0,569	0,617	0,242
15°	Amazonas	0,430	0,605	0,645	0,204
16°	Rio Grande do Norte	0,428	0,547	0,591	0,242
17°	Pará	0,413	0,567	0,640	0,194
18°	Sergipe	0,408	0,552	0,581	0,211
19°	Rondônia	0,407	0,585	0,635	0,181
20°	Ceará	0,405	0,532	0,613	0,204
21°	Acre	0,402	0,574	0,645	0,176
22°	Bahia	0,386	0,543	0,582	0,182
23°	Paraíba	0,382	0,515	0,565	0,191
24°	Alagoas	0,370	0,527	0,552	0,174
25°	Tocantins	0,369	0,549	0,589	0,155
26°	Piauí	0,362	0,488	0,595	0,164
27°	Maranhão	0,357	0,478	0,551	0,173

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013 (Com dados dos Censos 1991, 2000 e 2010). Disponível em:

<<http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/idh0/rankings/idhm-uf-1991.html>>.

Tabela C.2: Ranking do IDHM das Unidades da Federação, 2000.

Ranking	UF	IDHM	IDHM Renda	IDHM Longevidade	IDHM Educação
1°	Distrito Federal	0,725	0,805	0,814	0,582
2°	São Paulo	0,702	0,756	0,786	0,581
3°	Santa Catarina	0,674	0,717	0,812	0,526
4°	Rio Grande do Sul	0,664	0,720	0,804	0,505
5°	Rio de Janeiro	0,664	0,745	0,740	0,530
6°	Paraná	0,650	0,704	0,747	0,522
7°	Espírito Santo	0,640	0,687	0,777	0,491
8°	Minas Gerais	0,624	0,680	0,759	0,470
9°	Goiás	0,615	0,686	0,773	0,439
10°	Mato Grosso do Sul	0,613	0,687	0,752	0,445
11°	Mato Grosso	0,601	0,689	0,740	0,426
12°	Roraima	0,598	0,652	0,717	0,457
13°	Amapá	0,577	0,638	0,711	0,424
14°	Rio Grande do Norte	0,552	0,608	0,700	0,396
15°	Pernambuco	0,544	0,615	0,705	0,372
16°	Ceará	0,541	0,588	0,713	0,377
17°	Rondônia	0,537	0,654	0,688	0,345
18°	Tocantins	0,525	0,605	0,688	0,348
19°	Sergipe	0,518	0,596	0,678	0,343
20°	Pará	0,518	0,601	0,725	0,319
21°	Acre	0,517	0,612	0,694	0,325
22°	Amazonas	0,515	0,608	0,692	0,324
23°	Bahia	0,512	0,594	0,680	0,332
24°	Paraíba	0,506	0,582	0,672	0,331
25°	Piauí	0,484	0,556	0,676	0,301
26°	Maranhão	0,476	0,531	0,649	0,312
27°	Alagoas	0,471	0,574	0,647	0,282

Fonte: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil 2013 (Com dados dos Censos 1991, 2000 e 2010).

Disponível em:

< <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/idh0/rankings/idhm-uf-2000.html> >.