

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA

FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Programa de Pós-Graduação em Economia

SAMUEL BORGES FERNANDES

**CHOQUES DE PREÇOS DE *COMMODITIES* E
CICLOS DE NEGÓCIOS NO BRASIL**

BRASÍLIA-DF

Fevereiro de 2018

SAMUEL BORGES FERNANDES

**CHOQUES DE PREÇOS DE *COMMODITIES* E CICLOS DE
NEGÓCIOS NO BRASIL**

Dissertação apresentada no Mestrado Acadêmico do Departamento de Economia, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, da Universidade de Brasília, como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade

BRASÍLIA-DF
Fevereiro de 2018

SAMUEL BORGES FERNANDES

CHOQUES DE PREÇOS DE *COMMODITIES* E CICLOS DE
NEGÓCIOS NO BRASIL

Dissertação apresentada no Mestrado Acadêmico do Departamento de Economia, da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, da Universidade de Brasília, como requisito à obtenção do título de Mestre em Economia.

Data da defesa: 09/02/2018.

Banca examinadora:

Prof. Dr. Joaquim Pinto de Andrade (Orientador)
Universidade de Brasília

Prof. Dr. Roberto de Góes Ellery Júnior
Universidade de Brasília

Prof. Dr. José Ângelo Costa do Amor Divino
Universidade Católica de Brasília

BRASÍLIA-DF
Fevereiro de 2018

AGRADECIMENTOS

A Deus, autor e consumidor da vida, com o qual tudo é possível.

À minha esposa Glaucia e ao meu filho Davi, por serem fontes de inspiração em minha vida e pela compreensão nos momentos que lhes furtei a convivência para me dedicar a esse objetivo.

Aos demais familiares e amigos, pelo suporte e incentivos constantes em minha vida.

Ao meu orientador, Professor Joaquim Pinto de Andrade, pela amizade e pelos conhecimentos transmitidos.

Aos demais professores e funcionários da UnB que contribuíram direta ou indiretamente para a conquista desse objetivo.

Aos colegas do mestrado, pelos momentos de alegria e de dificuldades que compartilhamos juntos.

Ao Banco Central do Brasil, por permitir que eu me ausentasse das minhas atividades de trabalho e me dedicasse exclusivamente a esse objetivo por dois anos, e particularmente aos colegas do Departamento Econômico (Depec), pelo apoio e incentivos.

RESUMO

Este trabalho estuda o efeito de choques de preço de *commodities* na economia brasileira, usando dados trimestrais no período de 1996 a 2017. Para tanto, duas abordagens são empregadas. Na primeira, é estimado um modelo SVAR relacionando o preço das exportações de *commodities*, tomado como exógeno à economia doméstica, com os principais agregados macroeconômicos. Esses choques afetam positivamente os termos de troca da economia e reduz o prêmio de risco atrelado às taxas de juros externas pagas pelo país. O resultado conjunto desses efeitos se traduz numa elevação do produto, do consumo e do investimento, por um lado, e causa um efeito negativo sobre o saldo da balança comercial. Além disso, as flutuações desses preços explicam, em média, cerca de um quarto da volatilidade das variáveis domésticas incluídas no modelo. Na segunda parte da análise, calibra-se um modelo DSGE representando uma pequena economia aberta com três setores de produção para destacar o papel exercido pelo setor de *commodities*. A direção dos efeitos do choque de preço de *commodities* prevista pelo modelo DSGE é análoga à do modelo SVAR, porém ele exagera a magnitude e subestima a persistência dos efeitos. Esse segundo modelo também é útil para analisar como esses choques afetam os diversos setores da economia.

Palavras-chave: *commodities*, ciclos reais de negócios, economias emergentes, prêmio de risco.

Classificação JEL: E32, F41, F44.

ABSTRACT

This paper studies the effect of commodity price shocks on the Brazilian economy, using quarterly data from 1996 to 2017. Two approaches are employed. In the first, an SVAR model is estimated, relating the price of commodity exports, taken as exogenous to the domestic economy, to the main macroeconomic aggregates. These shocks positively affect the terms of trade of the economy and reduce the risk premium tied to the external interest rates paid by the country. The combined result of these effects is a rise in output, consumption and investment, and a negative effect on the trade balance. In addition, fluctuations in these prices explain, on average, about a quarter of the volatility of domestic variables included in the model. In the second part of the analysis, a DSGE model representing a small open economy with three production sectors is calibrated to highlight the role played by the commodities sector. The direction of the effects of the commodity price shock predicted by the DSGE model is analogous to that of the SVAR model, but it exaggerates the magnitude and underestimates the persistence of the effects. The model in this second approach is also useful for analyzing how these shocks affect the various sectors of the economy.

Keywords: commodities, business cycles, emerging economies, country risk.

JEL Classification: E32, F41, F44.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	- Brasil: Exportações de produtos básicos	10
Figura 2	- Ciclos do preço de <i>commodities</i> e do PIB	11
Figura 3	- Modelo SVAR: Resposta a um choque de 10% no preço de <i>commodities</i>	23
Figura 4	- Respostas dos modelos SVAR e DSGE a um choque de 10% no preço de <i>commodities</i>	39
Figura 5	- Respostas a um choque de 10% no preço de <i>commodities</i> – variáveis selecionadas	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	- Brasil: Estatísticas de ciclos de negócios.	19
Tabela 2	- Percentual da variância explicado por choques de preço de <i>commodities</i> .	25
Tabela 3	- Calibração dos parâmetros do modelo.	35
Tabela 4	- Comparação do ajuste do modelo DSGE com os dados.	37

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
2. REVISÃO DA LITERATURA	13
3. MODELO SVAR	17
3.1. Variáveis Utilizadas	18
3.2. Especificação do Modelo Empírico	19
3.3. Estimação e Funções de Respostas ao Impulso	22
3.4. Decomposição da Variância	24
4. MODELO DSGE COM <i>COMMODITIES</i>	26
4.1. Famílias	26
4.2. Produção de Bens <i>Commodities</i> e de Bens Não Comercializáveis	29
4.3. Produção de Bens Comercializáveis Industrializados	30
4.4. Produção do Bem de Consumo Final	31
4.5. Equilíbrio Competitivo	32
4.6. Calibração e Fontes dos Parâmetros	34
4.7. Resultados do Modelo	36
5. CONCLUSÃO	41
REFERÊNCIAS	43
APÊNDICE A: DESCRIÇÃO E FONTES DAS VARIÁVEIS	46

1 INTRODUÇÃO

O estudo das flutuações da atividade econômica é um dos temas centrais da macroeconomia, uma vez que essas oscilações de curto prazo afetam o crescimento e o bem-estar econômico dos países. Uma questão importante e ainda em aberto na literatura macroeconômica sobre ciclos econômicos é quais os fatores que levam as economias em desenvolvimento a serem muito mais voláteis que as economias ditas “maduras”. Schmitt-Grohé e Uribe (2017, cap. 1), usando dados anuais num painel com 120 países, estimam que a volatilidade do produto nos países emergentes é, em média, 40% maior que a média mundial e quase três vezes a dos países ricos no período de 1965 a 2010. Ao longo dos anos, a pesquisa macroeconômica tem apontado diversos fatores para essa maior volatilidade das economias emergentes, no entanto a importância relativa desses fatores ainda não é uma questão pacífica.

Dentre as variáveis consideradas, choques de termos de troca ou de taxa de juros geralmente são apontados como duas das principais fontes externas que influenciam o desempenho econômico de curto prazo desses países. Nesse sentido, diversos estudos, tanto empíricos quanto teóricos, tem se dedicado a mensurar a importância relativa dessas duas variáveis na atividade econômica, particularmente em termos do impacto e da capacidade que elas têm para explicar os movimentos dos principais agregados macroeconômicos.

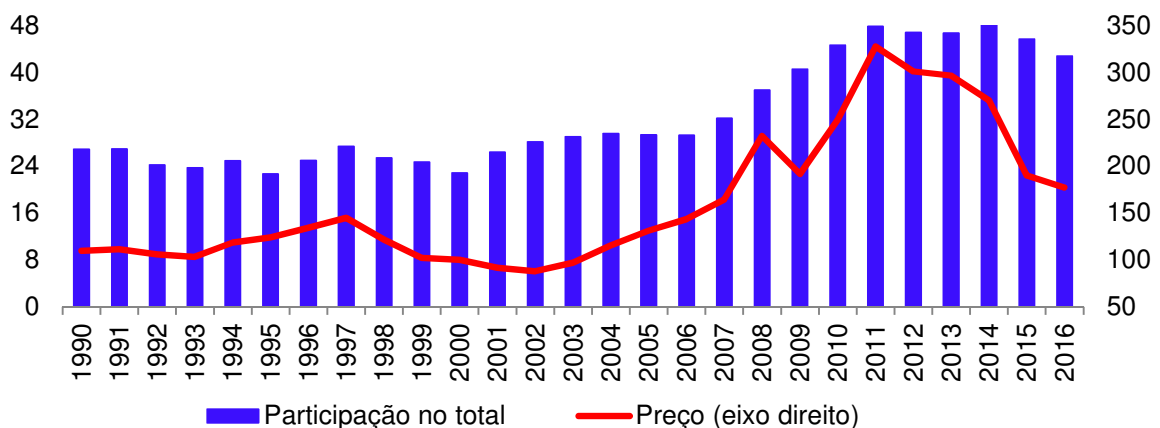
Tendo em vista ainda a ausência de consenso sobre esse tema, mais recentemente vários trabalhos tem voltado seu foco de análise para os movimentos de preços de *commodities* no mercado internacional, uma vez que muitos países emergentes têm sua pauta de exportações fortemente dependente desse tipo de mercadorias, e as evidências encontradas mostram um relevante papel desses preços no desempenho dessas economias. Por exemplo, de acordo com Shousha (2016), no último *boom* de preços de *commodities*, ocorrido na primeira década dos anos 2000, o crescimento do produto nos países emergentes exportadores de *commodities*, em média, mais que dobrou em relação ao crescimento da década anterior.

No Brasil, a primeira década dos anos 2000 e o início da década atual foram marcados como um período de crescimento econômico e relativa estabilidade de preços. Entre 2004 e 2013, o PIB brasileiro cresceu em média 4% ao ano e a taxa de inflação, medida pelo IPCA, oscilou em torno dos 5,5% anuais¹. Segundo Giambiagi (2011), dentre os fatores que contribuíram para esse período de bonança, o cenário econômico internacional teve papel determinante, particularmente devido ao *boom* de *commodities* ocorrido nesse período².

A Figura 1 mostra o comportamento das exportações brasileiras de produtos básicos no período de 1990 a 2016. Após um período de estabilidade até o início dos anos 2000, houve uma forte elevação dos preços desses produtos no mercado internacional, atingindo uma alta de 227% em 2011 em relação ao período base do gráfico, seguindo-se uma forte queda nos cinco anos seguintes. Esse movimento nos preços foi acompanhado também por semelhante aumento da demanda externa por essas mercadorias, o que resultou numa elevação significativa da participação de *commodities* nas receitas de exportações brasileiras, passando de uma média em torno de 25% nos anos 1990 para quase 50% entre 2011 e 2014.

Figura 1: Brasil - Exportações de produtos básicos

Participação % no valor total, em US\$, e Preços, 2000=100



Fontes: MDIC/Secex e Funcex. Elaboração própria do autor.

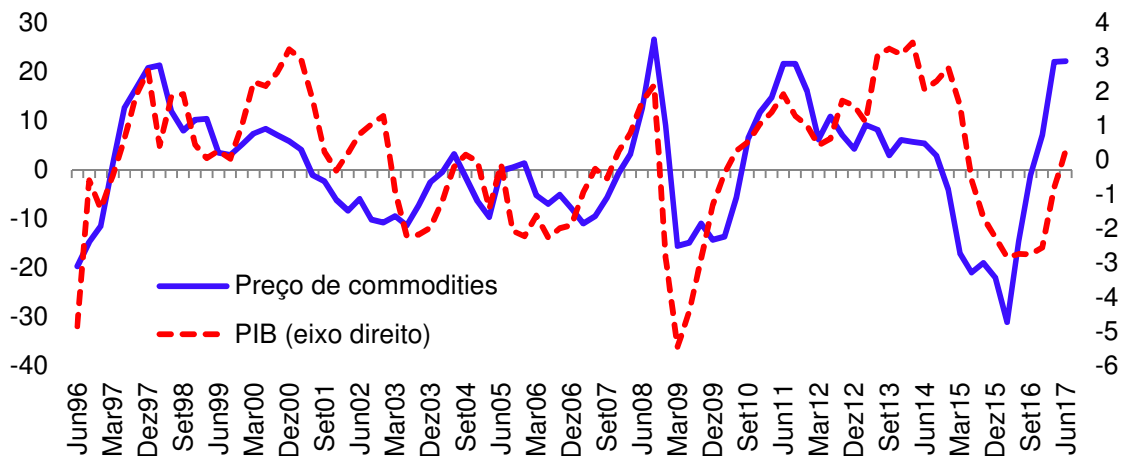
A relevância do comportamento dos preços de *commodities* na economia brasileira também fica evidente quando se compara o comportamento dos ciclos

¹ Números calculados com base nos dados do IBGE.

² Outros fatores importantes destacados pelo autor foram a consolidação da estabilidade da inflação, com a adoção do regime de metas de inflação, a política de superávits primários e a realização de reformas estruturais, embora parciais, como a reforma da previdência e tributária.

dessa variável com as flutuações da atividade econômica doméstica. A Figura 2 mostra que há uma boa correlação entre os movimentos dos preços das *commodities* exportadas pelo Brasil e o Produto Interno Bruto (PIB) no período compreendido no gráfico, sugerindo que os ciclos desses preços são um importante determinante da volatilidade da atividade econômica no país.

Figura 2: Ciclos do preço de *commodities* e do PIB
Desvio percentual em relação à tendência



Fontes: Funcex e IBGE. Elaboração própria do autor.

Assim, tendo em vista a importância crescente das *commodities* na economia brasileira, o presente trabalho tem o objetivo de estudar a seguinte questão: Quanto e como choques nos preços de *commodities* podem afetar os principais agregados macroeconômicos do Brasil? O conhecimento da dinâmica da economia diante de uma inovação nesses preços contribui para aprimorar o desenho de políticas econômicas, bem como para estimar os efeitos esperados nesses cenários em termos agregados e setoriais.

A maioria da pesquisa macroeconômica geralmente emprega dois tipos de modelos para estudar essa temática. O primeiro deles são os modelos de vetores autorregressivos (VAR), difundidos na literatura a partir do clássico artigo de Sims (1980). Os modelos VAR geralmente são usados para estimar as relações empíricas entre as variáveis estudadas, através da imposição de algum tipo de restrição para a identificação dos parâmetros. O segundo tipo de modelos mais usados são os modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE, na sigla em inglês), que se tornaram o principal instrumento de análise da escola dos ciclos reais de negócios (RBC) a partir da publicação dos artigos seminais de Kydland e

Prescott (1982) e Long e Plosser (1983), e mais tarde também foram recepcionados pela escola novo-keynesiana, como no trabalho de Rotemberg e Woodford (1997), com a introdução de diferentes tipos de rigidez nesses modelos. Uma das principais características desses modelos, considerada como uma vantagem sobre os modelos VAR, é que eles apresentam uma estrutura analítica teoricamente mais robusta, onde as relações macroeconômicas são construídas a partir de fundamentos microeconômicos sobre o comportamento dos agentes, o que permite uma análise mais consistente dos efeitos dos choques e dos canais pelos quais eles são transmitidos. Além disso, e talvez mais importante, outra vantagem dos modelos DSGE é que eles estariam fora do alcance da famosa crítica de Lucas (1976), que considera inapropriado o uso de modelos não estruturais, onde os parâmetros estimados não são constantes, para a análise de mudanças de política.

Para alcançar o objetivo pretendido, o presente trabalho segue o capítulo oito de Schmitt-Grohé e Uribe (2017) e utiliza as duas ferramentas citadas acima. No primeiro passo, estima-se um modelo SVAR para a economia brasileira, com o objetivo de avaliar empiricamente a importância dos choques de preços de *commodities* para as flutuações da atividade econômica no Brasil. Na segunda abordagem do problema, usa-se um modelo DSGE de uma pequena economia aberta com três setores de produção que permitem avaliar melhor os efeitos dos preços de *commodities* em diferentes setores da economia.

Além dessa breve introdução, o trabalho está dividido em mais quatro seções. A seção 2 faz uma revisão concisa da ampla literatura dedicada ao estudo das causas e efeitos das flutuações econômicas em pequenas economias emergentes, destacando algumas controvérsias ainda abertas nessa temática. A seção 3 apresenta a abordagem empírica ao problema estudado, descrevendo o modelo SVAR, juntamente com as variáveis utilizadas e as hipóteses de identificação dos parâmetros do modelo, assim como os resultados estimados para o Brasil. Em seguida, a abordagem teórica é apresentada na quarta seção, onde é apresentado um modelo DSGE calibrado para replicar algumas características da economia brasileira e estudar como choques de preço de *commodities* impactam e são transmitidos para as demais variáveis econômicas selecionadas. Por fim, a quinta seção resume as principais conclusões do trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

O presente trabalho está relacionado de modo geral à parte da literatura macroeconômica que estuda os efeitos de choques externos em pequenas economias abertas e, em particular, àquela que investiga a influência desses efeitos nas economias exportadoras de *commodities*. Nas duas últimas décadas, houve um grande aumento no volume de pesquisas dedicadas a esse tema e vários fatores têm sido apontados como fontes de flutuações nessas economias³. No entanto, a importância relativa desses choques ainda não é pacífica na literatura.

Mendoza (1995) é uma referência clássica na investigação dos efeitos de choques de preços externos em pequenas economias abertas. Para medir a importância de choques de termos de trocas nessas economias, ele usa um modelo intertemporal dinâmico estocástico de uma economia que produz três tipos de bens (exportáveis, importáveis e não comercializáveis) e os termos de troca são tomados como um processo exógeno. Choques de termos de troca são transmitidos via mobilidade de capitais internacionais, custo de insumo importados e mudanças no poder de compra das exportações. Após computar a variância induzida pelos choques nas variáveis macroeconômicas e comparar com os valores reais correspondentes a cada variável, o estudo conclui que os termos de troca explicam quase metade da variância do produto⁴.

Lubik e Teo (2005) criticam os trabalhos que atribuem grande relevância dos choques de termos de troca na explicação dos ciclos de negócios de pequenas economias abertas em detrimento dos choques oriundos das taxas de juros internacionais. Para os autores, esses resultados estariam relacionados principalmente a um problema de identificação dos parâmetros dos modelos, devido ao uso extensivo de métodos de calibração. Para avaliar a relevância dos diversos

³ De acordo com Schmitt-Grohé e Uribe (2017), o aumento no volume de pesquisas decorreu principalmente de três fatores: avanços teóricos na modelagem macroeconômica de economias abertas, como a introdução de fricções nominais e financeiras em modelos DSGE, maior disponibilidade de bases de dados para um grande número de países, proporcionada por agências nacionais e internacionais de estatística, e avanços recentes nas ferramentas econométricas e computacionais para estimação e simulação desses modelos.

⁴ Kose (2002) usando uma estrutura teórica similar encontra resultado semelhante para uma amostra de países emergentes.

tipos de choques externos, eles propõem um modelo DSGE e estimam os parâmetros usando técnicas bayesianas, o que, segundo os autores, fornecem meios teoricamente mais consistentes e eficientes de identificação. Usando dados da Austrália, Canadá, Chile, México e Nova Zelândia, eles encontram que choques de taxas de juros internacionais respondem por uma parcela entre 40% e 75% das flutuações do produto, enquanto a contribuição dos termos de troca é próxima de zero. Os autores, no entanto, advertem que uma das possíveis razões de tamanha discrepância entre os seus resultados e os de Mendoza (1995), por exemplo, é que o modelo deste possui uma estrutura produtiva mais realística.

Aguirre (2011) investiga a relação entre taxa de juros externa, risco soberano, termos de troca e ciclos de negócios numa amostra de 15 países emergentes. Primeiro, ele estima um modelo SVAR em painel com as três variáveis acima e agregados macroeconômicos domésticos e encontra que choques de risco soberano e taxa de juros externa explicam uma parcela maior da variância do produto do que choques de termos de troca. Na segunda parte da investigação, ele estima um modelo DSGE para pequenas economias abertas incluindo fricções como custos de ajustes de portfólio e de investimento em capital, restrição de capital de giro das firmas e risco soberano dependente das condições macroeconômicas domésticas. Um dos principais resultados dessa parte da análise é que o produto e outros agregados macroeconômicos respondem muito mais a um choque de termos de troca no modelo teórico do que o fazem na abordagem empírica.

Essa discrepância da importância de choques de termos de troca entre modelos teóricos e empíricos também ficou evidente no estudo de Schmitt-Grohé e Uribe (2017, cap. 8). Eles fizeram estimativas individuais com modelos SVAR e DSGE para uma amostra de 51 países emergentes e pobres, com dados anuais de 1980 a 2011, para avaliar a importância dos termos de troca para esses países. O estudo encontra que, em média, esses choques têm baixo poder de explicação das variações do produto, consumo e investimento, nos dois tipos de abordagem, atingindo cerca de 10%. Além disso, analisando os resultados individuais por país, nota-se uma ausência de correlação entre a importância atribuída por cada tipo de modelo aos choques de termos de troca.

Diante dessa indefinição dos resultados teóricos e empíricos quanto à importância dos termos de troca para a volatilidade da atividade econômica nos países emergentes e tendo como pano de fundo o recente *boom* dos preços de *commodities* na primeira década dos anos 2000 e ainda a importância relativa dessas mercadorias nas exportações de muitos desses países, diversos estudos passaram a investigar os efeitos de choques de preços de *commodities* nesse grupo de países. Conforme observam Fornero, Kirchner e Yany (2014), até então a maior parte da literatura macroeconômica nessa temática, tanto empírica quanto teórica, era voltada para o estudo de choques de preço de petróleo e com foco nos países desenvolvidos, que são importadores líquidos dessa matéria-prima.

Fornero, Kirchner e Yany (2014) estudam os efeitos de choques de preços de *commodities* em pequenas economias abertas exportadoras de *commodities* metálicas. Na primeira parte do estudo, eles usam um modelo SVAR com dados da África do Sul, Austrália, Canadá, Chile, Nova Zelândia e Peru e depois estimam um modelo DSGE de tradição novo keynesiana para a economia chilena para estudar os canais de propagação de choques de preços de *commodities*. Os resultados sugerem um efeito expansionista desses choques na atividade econômica da maioria dos países da amostra, causado principalmente pelo aumento do investimento no setor produtor de *commodities* e o consequente transbordamento desse impulso aos demais setores da economia. Além disso, a magnitude dessas respostas depende, principalmente, da participação das *commodities* nas exportações e do grau de persistência dos choques⁵.

Shousha (2016) analisa os efeitos macroeconômicos de eventos de *booms* e *busts* de preços de *commodities* em economias cujas exportações são intensivas nessas mercadorias, destacando o papel de fricções financeiras na propagação desses choques. Na primeira parte da análise, ele estima um modelo SVAR em painel para dois grupos de países exportadores de *commodities*, o primeiro com países desenvolvidos e o segundo formado por países emergentes⁶. Na segunda parte, estima um modelo DSGE multi-setorial, com três setores produtivos, incluindo

⁵ Outros fatores apontados como relevantes para as respostas aos choques de preços de *commodities* foram a presença de regimes flexíveis de metas de inflação e de taxas de câmbio e regras fiscais estruturais.

⁶ O grupo de países desenvolvidos inclui Austrália, Canadá, Noruega e Nova Zelândia, e o grupo de países emergentes é formado por África do Sul, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Peru.

um setor de *commodities*, e um setor bancário, para avaliar a contribuição de diferentes fricções financeiras na transmissão dos choques de preços de *commodities*. Os resultados desse trabalho evidenciam dois fatos relevantes. Primeiro, choques de preços de *commodities* têm maior impacto nos países emergentes relativamente às economias desenvolvidas⁷. Essa diferença estaria relacionada principalmente à forte correlação negativa entre preço de *commodities* e a taxa de juros dos países emergentes e à significativa redução da restrição de capital de giro enfrentada pelas firmas desses países em períodos de *booms* nos preços de suas *commodities*. Segundo, a inclusão de choques de preços de *commodities* em modelos SVAR torna a contribuição de choques de taxas de juros insignificante para as flutuações da atividade econômica nas economias emergentes, resultado que se opõe ao de Lubik e Teo (2005) visto acima e a outros trabalhos que atribuem relativa importância para a taxa de juros, como Neumeyer e Perri (2005) e Uribe e Yue (2006)⁸. O autor sugere que, pelo menos para exportadores de *commodities*, a omissão dos choques de preço de *commodities* da análise faz com que os choques de taxa de juros capturem os efeitos que seriam atribuídos àqueles.

Fernández et al. (2017) investigam a influência conjunta de choques em vários preços externos usando um modelo SVAR com um painel de 138 países no período de 1960 a 2015. Ao invés de usar um índice geral de preço de *commodities* ou de termos de troca, por exemplo, eles utilizam índices mais desagregados de preços de *commodities* (agrícolas, combustíveis e metálicas). O resultado mediano mostra que o efeito conjunto de choques nesses preços explica cerca de um terço das flutuações da atividade econômica dos países da amostra, enquanto que o índice agregado explica apenas 10% dessas variações. O trabalho mostra ainda que, mesmo para países cuja pauta de exportação seja restrita a um determinado tipo de *commodities*, a especificação da análise com múltiplos preços ainda é necessária para capturar o impacto dos choques externos nas variáveis domésticas, pois em geral o uso de um único índice de preço específico explica bem os

⁷ Por exemplo, o modelo SVAR sugere que, para o grupo de países emergentes, choques de preços de *commodities* explicam 23% das flutuações do produto e 32% no caso dos investimentos. Para os países avançados, esses números foram 7% e 15%, respectivamente.

⁸ Estes dois trabalhos encontram que choques de taxas de juros externas explicam cerca de 30% das flutuações econômicas nos países emergentes.

movimentos em determinado agregado macroeconômico, mas não os efeitos na economia como um todo.

Teles e Mendonça (2013) analisam os efeitos de choques externos como *sudden-stops* e depreciação dos termos de troca na economia brasileira no período de 2000 a 2012, com foco principalmente nos efeitos da crise internacional de 2008 e implicações para a política monetária. Para tanto, eles propõem um modelo de *cash-in-advance* com fricções financeiras e restrição de capital de giro das firmas. A ideia é que os choques externos afetam a alocação dos fatores de produção das firmas, alterando assim a produtividade total dos fatores da economia. Dentre os resultados encontrados, os autores reportam que choques de termos de troca representam uma parcela importante da explicação das variações do produto, principalmente no período pós-crise.

3 MODELO SVAR

Esta seção realiza uma análise empírica dos efeitos e da importância de choques de preços de *commodities* na economia brasileira. Para isso, estima-se um modelo SVAR com sete variáveis, baseado nos capítulos sete e oito de Schmitt-Grohé e Uribe (2017), e procede-se à análise das funções resposta ao impulso e à decomposição da variância do erro de previsão.

3.1 Variáveis Utilizadas

As variáveis incluídas no modelo são o índice de preço das exportações brasileiras de *commodities*, p_{c_t} , o produto interno bruto (PIB), y_t , o consumo das famílias, c_t , o investimento, i_t , o saldo da balança comercial em porcentagem do PIB, bc_t , a taxa de juros real a qual a economia brasileira toma emprestado no exterior, r_t , e a taxa de câmbio real, e_t . Os detalhes e fontes dos dados utilizados se encontram no Apêndice.

Para a inclusão das variáveis no modelo, estimou-se o componente de ciclo de cada série através da extração de uma tendência cúbica do logaritmo natural da série original, com exceção da taxa de juros e do saldo da balança comercial, para os quais a tendência foi extraída do nível das séries⁹.

A inclusão da taxa de juros no modelo decorre da observação de vários estudos¹⁰ que reportam significativa correlação negativa entre o preço de *commodities* e as taxas de juros pagas pelas economias emergentes no mercado internacional, o que torna essa variável um importante canal pelo qual os choques de preço das *commodities* se propagam pela economia real nesses países. Essa relação inversa se deve principalmente à redução do prêmio de risco soberano, que compõe parte das taxas de juros, nos períodos de alta dos preços das *commodities*.

A Tabela 1 fornece algumas estatísticas sobre os ciclos de negócios das variáveis selecionadas para o modelo nos últimos vinte anos. A coluna 2 mostra o desvio-padrão do componente cíclico das séries, a coluna 3 traz o coeficiente de correlação entre cada série e o PIB e a última coluna mostra a correlação entre índice de preço de *commodities* e as demais variáveis do modelo. Como se pode observar, o consumo e, principalmente, o investimento são bem mais voláteis que o produto, uma característica comum das economias emergentes. O consumo e o investimento também são altamente correlacionados com o produto, enquanto o saldo da balança comercial é contra-cíclico. As flutuações de preços de *commodities* são mais correlacionadas com os ciclos do produto e do investimento e têm baixa correlação com os ciclos da balança comercial em proporção do PIB. Ressalte-se ainda a correlação negativa entre as taxas de juros e os preços de *commodities*, fato em linha com os resultados dos trabalhos citados acima.

⁹ Mais precisamente, para cada série x_t foi estimada a regressão $x_t = c + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3 + e_t$. O termo $x_t^T = c + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \beta_3 t^3$ corresponde à tendência da série e $x_t^C = e_t$, correspondente ao resíduo da regressão, é o componente cíclico da série. A equação cúbica foi a que melhor se ajustou à maioria das séries usadas no modelo e os resultados também são robustos ao uso do filtro HP.

¹⁰ Alguns exemplos são Fernández et al. (2015), Shousha (2016) e Drechsel e Tenreyro (2017).

Tabela 1: Estatísticas de ciclos de negócios.

Variável (X)	dp(X)	corr(X,y)	corr(X, pc)
pc	12,36	0,61	1,00
y	2,01	1,00	0,61
c	3,05	0,83	0,47
i	7,38	0,91	0,63
bc	1,64	-0,76	-0,56
r	1,97	0,04	-0,26
e	12,89	-0,29	-0,61

Fonte: Elaboração própria do autor com base nas séries de ciclos das variáveis no período de 1996T1 a 2017T2. dp = desvio-padrão em %, corr = correlação, pc = preço de commodities, y = PIB, c = consumo, i = investimento, bc = razão balança comercial/PIB, r = taxa real de juros e e = taxa real de câmbio.

3.2 Especificação do Modelo Empírico

A especificação do modelo empírico é baseada nos capítulos sete e oito de Schmitt-Grohé e Uribe (2017) e consiste num modelo SVAR com as sete variáveis definidas acima. Com base no critério de informação de Akaike (AIC), foram incluídas duas defasagens das variáveis no modelo.

A primeira equação do modelo define o comportamento dos preços das *commodities*. É comum na literatura considerar que pequenas economias abertas, como é o caso do Brasil, têm pouco ou nenhum poder para influenciar os preços de mercadorias transacionadas no mercado internacional¹¹. Portanto, o modelo assume que os preços das *commodities* são exógenos à economia doméstica e seguem um processo autorregressivo de segunda ordem definido como:

$$pc_t = a_0 + a_1 pc_{t-1} + a_2 pc_{t-2} + u_t, \quad (3.1)$$

onde a_0 , a_1 e a_2 são parâmetros e u_t é um termo de erro não estrutural com média zero e variância σ_u^2 . As demais variáveis do modelo são representadas pelo vetor $x_t = [y_t, c_t, i_t, bc_t, r_t, e_t]'$ e evoluem de acordo com a seguinte regra:

¹¹ Esta hipótese não é rejeitada nos dados através de um teste F contra a hipótese alternativa de que o preço de *commodities* depende de valores defasados das variáveis domésticas, com *p-valor* de 0,2179.

$$x_t = B_0 + B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + c_0 p c_t + c_1 p c_{t-1} + c_2 p c_{t-2} + v_t, \quad (3.2)$$

onde B_0 é uma matriz 6×1 de constantes, B_1 e B_2 são matrizes 6×6 e c_0 , c_1 e c_2 são vetores 6×1 de coeficientes. O vetor v_t contém os erros não estruturais das equações do sistema e tem média zero e matriz de variância-covariância igual a Σ_v .

Observe-se que $p c_t$ aparece contemporaneamente na equação (3.2), o que implica que os termos de erro u_t e v_t são ortogonais, isto é, $E(u_t v_t') = 0$ para todo t . Substituindo a equação (3.1) na equação (3.2) e reorganizando os termos, obtém-se o seguinte modelo VAR:

$$\begin{bmatrix} p c_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ c_0 a_0 + B_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 & 0 \\ c_0 a_1 + c_1 & B_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p c_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & 0 \\ c_0 a_2 + c_2 & B_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p c_{t-2} \\ x_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ c_0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad (3.3)$$

Para analisar os efeitos de choques exógenos nas variáveis do modelo (3.3), é necessário expressar os erros em função dos choques estruturais. Para isso, assume-se que os erros não estruturais são uma combinação linear dos choques estruturais, dada pela matriz $\Gamma = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}$, ou seja:

$$\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix}, \quad (3.4)$$

onde

$$\omega_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix} \quad (3.5)$$

é um vetor de choques estruturais idêntica e independentemente distribuído com média zero e matriz de variância-covariância $\Sigma_\omega = I$.

Para a identificação dos elementos da matriz Γ , impõe-se que ε_t é o único choque estrutural que afeta os preços das *commodities*, o que significa que $\gamma_{11} > 0$ e $\gamma_{12} = 0$. Como $E(u_t v_t') = 0$, tem-se também que:

$$E(u_t v_t') = \gamma_{11} \gamma'_{21} + \gamma_{12} \gamma'_{22} = 0. \quad (3.6)$$

Como já foi assumido que $\gamma_{11} > 0$ e $\gamma_{12} = 0$, para que a segunda igualdade acima seja verdadeira, deve-se ter também $\gamma_{21} = 0$. Assim:

$$\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & 0 \\ 0 & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix}. \quad (3.7)$$

A matriz de variância-covariância dos erros não estruturais é dada por¹²:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11}^2 & 0 \\ 0 & \gamma_{22}\gamma'_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_v \end{bmatrix}. \quad (3.8)$$

Logo, tem-se que $\gamma_{11} = \sigma_u$ e $\gamma_{22}\gamma'_{22} = \Sigma_v$. Como o objetivo do trabalho é analisar apenas o efeito de choques de preços de *commodities*, a ordem das variáveis domésticas no vetor x_t é irrelevante e, assim, sem perda de generalidade, impõe-se que $\gamma_{22} = \Gamma_v$, onde a matriz Γ_v é igual à decomposição de Cholesky da matriz Σ_v .

Identificados os elementos da matriz Γ , o vetor de erros do modelo pode ser decomposto em função dos choques estruturais como:

$$s_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ c_0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ c_0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_u & 0 \\ 0 & \Gamma_v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_u & 0 \\ c_0\sigma_u & \Gamma_v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

E a matriz de variância-covariância de s_t é:

$$\Sigma_s = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ c_0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & c_0' \\ 0 & I \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

Substituindo a expressão (3.9) na equação (3.3), chega-se à seguinte formulação do modelo SVAR, que será usada para calcular as funções resposta ao impulso:

$$\begin{bmatrix} pc_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ c_0a_0 + B_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 & 0 \\ c_0a_1 + c_1 & B_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} pc_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & 0 \\ c_0a_2 + c_2 & B_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} pc_{t-2} \\ x_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_u & 0 \\ c_0\sigma_u & \Gamma_v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_t \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

Observe-se que na formulação acima estão explícitas as hipóteses usadas para identificação dos parâmetros e dos choques exógenos do modelo. Os três vetores nulos impõem que o preço das *commodities* não é afetado por um eventual choque em quaisquer das variáveis domésticas nem por realizações passadas das

¹²O lado esquerdo de (3.8) decorre de $E\left(\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t' & v_t' \end{bmatrix}\right) = E(\Gamma\omega_t\omega_t'\Gamma') = \Gamma E(\omega_t\omega_t')\Gamma' = \Gamma\Gamma'$ e o lado direito resulta de $E\left(\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t' & v_t' \end{bmatrix}\right) = E\left(\begin{bmatrix} u_t u_t' & u_t v_t' \\ v_t u_t' & v_t v_t' \end{bmatrix}\right) = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & 0 \\ 0 & \Sigma_v \end{bmatrix}$.

mesmas. Além disso, o impacto inicial de um choque de preço de *commodities* em cada variável doméstica é dado pelos elementos do vetor $c_0\sigma_u$.

3.3 Estimação e Funções Respostas ao Impulso

As equações (3.1) e (3.2) foram estimadas por mínimos quadrados ordinários (MQO), equação por equação, fornecendo as estimativas de $a_0, a_1, a_2, B_0, B_1, B_2, c_0, c_1, c_2, \sigma_u$ e Σ_v . O modelo foi estimado para uma amostra de dados no período compreendido entre o primeiro trimestre de 1996 e o segundo trimestre de 2017. A Figura 3 mostra as funções de respostas de cada variável considerada no modelo a um choque positivo de 10% nos preços das *commodities* exportadas pelo Brasil. Para o cálculo do intervalo de 95% de confiança, foi utilizado experimentos de Monte Carlo com dez mil repetições do modelo e *bootstrap* dos resíduos¹³.

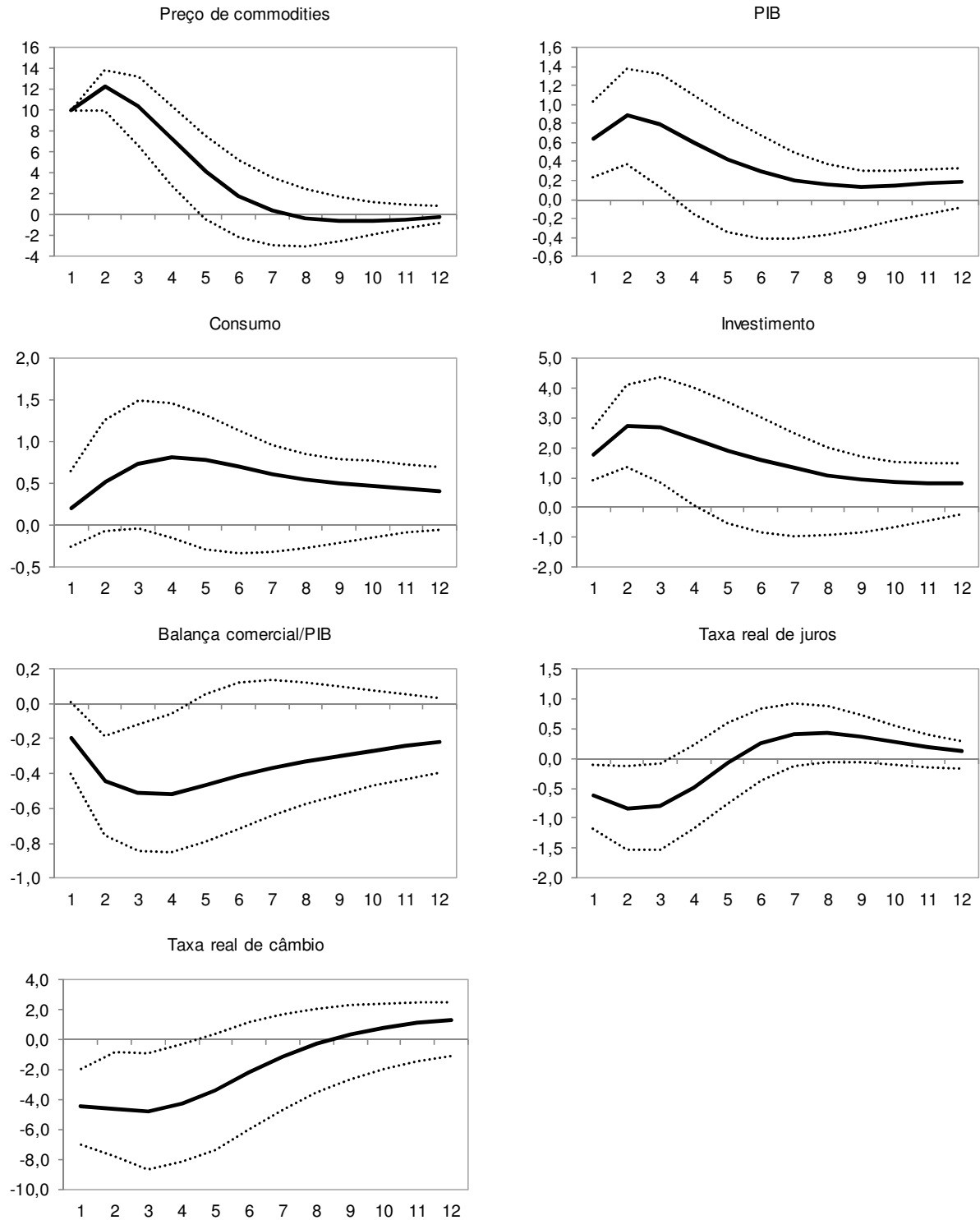
O choque nos preços das *commodities* tem um efeito positivo nos principais indicadores do nível de atividade econômica do Brasil. O impacto inicial aumenta o PIB em 0,6 p.p. de sua tendência, elevando-se ainda a 0.9 p.p. no segundo trimestre após o choque. O investimento é o agregado macroeconômico mais afetado pela elevação dos preços das *commodities*, alcançando um pico de 2,7 p.p. de sua tendência no segundo período após choque. O consumo das famílias é afetado de forma modesta, e a estimativa do intervalo de confiança mostra que esse efeito não é significativo a 95% de confiança.

Em sentido contrário, o saldo comercial se deteriora nos quatro trimestres imediatamente após o choque de preços das *commodities*, necessitando de um longo período de tempo para voltar ao seu equilíbrio inicial. Esse comportamento se deve principalmente ao aumento da absorção doméstica e da apreciação da taxa de câmbio. Por fim, em linha com os resultados encontrados por Fernández et al. (2015) e Shousha (2016), a melhora nos termos de troca causada pelo choque de preços das exportações de *commodities* reduz o prêmio de risco dos países

¹³ A estimação dos intervalos de confiança das funções respostas ao impulso (FRI) consiste, resumidamente, em estimar os parâmetros do modelo e salvar os resíduos. Em seguida, sorteia-se os resíduos com reposição e simula-se uma nova série das variáveis usando os coeficientes estimados no passo anterior. Esse procedimento é repetido milhares de vezes e em cada uma delas é estimada uma FRI. Finalmente, o intervalo de 95% de confiança é obtido excluindo-se as 2,5% menores e maiores respostas. Para maiores detalhes, ver Lütkepohl (2000).

emergentes, reduzindo a taxa de juros à qual a economia doméstica toma emprestado no exterior.

Figura 3: Resposta a um choque positivo de 10% nos preços de *commodities*.



Fonte: Elaboração própria do autor. As linhas pontilhadas marcam o intervalo de confiança de 95% baseado em 10 mil estimativas do modelo. Valores em %, exceto nos casos da balança comercial e da taxa de juros, que são expressos em pontos percentuais.

3.4 Decomposição da Variância

Outra forma de avaliar a importância dos choques de preço das *commodities* na economia brasileira é através da decomposição da variância do erro de previsão. Para isso, o sistema representado pela equação (3.3) pode ser escrito de forma mais compacta como:

$$z_t = D_0 + D_1 z_{t-1} + D_2 z_{t-2} + s_t, \quad (3.12)$$

onde $z_t = \begin{bmatrix} pc_t \\ x_t \end{bmatrix}$, $D_0 = \begin{bmatrix} a_0 \\ c_0 a_0 + B_0 \end{bmatrix}$, $D_1 = \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 \\ c_0 \alpha_1 + c_1 & B_1 \end{bmatrix}$, $D_2 = \begin{bmatrix} \alpha_2 & 0 \\ c_0 \alpha_2 + c_2 & B_2 \end{bmatrix}$ e s_t é definido como em (3.9).

A representação de média móvel (MA) infinita do processo representado por (3.12) é dada por¹⁴:

$$z_t = \bar{z} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i P P^{-1} s_{t-i} = \bar{z} + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \omega_{t-i}, \quad (3.13)$$

onde a matriz P é a decomposição de Cholesky da matriz Σ_s , ou seja, $PP' = \Sigma_s$, a matriz $\Theta_i = \Phi_i P$, com $\Phi_i = \sum_{j=1}^i \Phi_{i-j} D_j$, e o vetor $\omega_t = P^{-1} s_t$ é o vetor de choques estruturais definido em (3.5). O erro de previsão h passos à frente do vetor z_t é:

$$e(h) = z_{t+h} - E_t z_{t+h} = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i \omega_{t+h-i}. \quad (3.14)$$

Seja θ_{mn} o mn -ésimo elemento da matriz Θ_i . Assim, o erro de previsão h passos à frente da variável j do vetor z_t é:

$$z_{j,t+h} - E_t z_{j,t+h} = \sum_{k=1}^K (\theta_{jk,0} \omega_{k,t+h} + \dots + \theta_{jk,h-1} \omega_{k,t+1}). \quad (3.15)$$

Como os $\omega_{k,t}$ são ortogonais e têm variância unitária, o erro quadrático médio (MSE) de $E_t z_{j,t+h}$ é dado por:

¹⁴ Para maiores detalhes, ver o capítulo 2 de Lütkepohl (2007). Note-se que $\Sigma_\omega = P^{-1} \Sigma_s (P^{-1})' = I$.

$$MSE[E_t z_{j,t+h}] = E[z_{j,t+h} - E_t z_{j,t+h}]^2 = \sum_{k=1}^K (\theta_{jk,0}^2 + \dots + \theta_{jk,h-1}^2). \quad (3.16)$$

Portanto, a contribuição do choque da variável k para a variância do erro de previsão h passos à frente da variável j é:

$$\sum_{i=0}^{h-1} (e'_j \Theta_i e_k)^2 = \theta_{jk,0}^2 + \dots + \theta_{jk,h-1}^2, \quad (3.17)$$

onde e_k é a k -ésima coluna da matriz identidade I_k . Dividindo-se a expressão (3.17) por (3.16), chega-se à porcentagem da variância do erro de previsão h passos à frente da variável j que é explicada pelo choque da variável k ¹⁵:

$$\varphi_{jk,h} = \frac{\sum_{i=0}^{h-1} (e'_j \Theta_i e_k)^2}{MSE[E_t z_{j,t+h}]} \quad (3.18)$$

A Tabela 2 mostra o percentual da variância de cada variável do modelo explicado por um choque de preço de *commodities*. Em média, os preços de *commodities* explicam quase um quarto da variância dos agregados macroeconômicos selecionados, com destaque para os casos do investimento e da balança comercial, onde esses percentuais aproximam-se dos 30%. Esses resultados estão em concordância com o trabalho de Shousha (2016), que encontrou que choques de preços de *commodities* são responsáveis por 23% da variância do produto e de 32% no caso do investimento para o grupo de países emergentes por ele estudado, além de outros trabalhos como o de Drechsel e Tenreyro (2017) para a Argentina.

Tabela 2: Percentual da variância explicado por choques de preço de *commodities*.

y	c	i	bc	r	e
25,4	21,2	29,4	27,8	17,5	22,3

Fonte: Elaboração própria do autor. Para os cálculos, foi considerado um horizonte de previsão de 20 períodos. y = PIB, c = consumo, i = investimento, bc = balança comercial/PIB, r = taxa real de juros, e = taxa real de câmbio.

¹⁵ De acordo com Lütkepohl (2007), uma forma mais direta de obter os $MSE[E_t z_{j,t+h}]$ usados na equação (3.7) é calcular a matriz $MSE[E_t z_{j,t+h}] = \sum_{i=0}^{h-1} \phi_i \Sigma_s \phi_i'$ e tomar os elementos de sua diagonal principal.

4 MODELO DSGE COM *COMMODITIES*

Esta seção apresenta uma abordagem teórica ao problema estudado. Para isso, desenvolve-se um modelo DSGE de uma pequena economia aberta com três setores de produção, baseado no capítulo oito de Schmitt-Grohé e Uribe (2017) e calibra-se o modelo de forma a espelhar as características da economia brasileira. Os setores da economia foram divididos como em Shousha (2016), para enfatizar o papel de choques de preços das *commodities*. Os setores produtivos são bens *commodities* (C), bens comercializáveis industrializados (T) e bens não comercializáveis (N).

Os setores de bens *commodities* e de bens não comercializáveis usam capital e trabalho para a produção de seus bens. No setor de bens comercializáveis industrializados, além daqueles dois fatores, usa-se também *commodities* como insumo de produção. O produto do setor de *commodities* é exportado ou vendido internamente como insumo ao setor de bens comercializáveis industrializados. Toda a produção do setor de não comercializáveis é destinada ao mercado doméstico para composição do bem final, juntamente com a parcela da produção do setor de comercializáveis industrializados que não foi exportada. O bem final da economia é vendido às famílias, que podem utilizá-lo para consumo ou investimento.

4.1 Famílias

Existe um grande número de famílias idênticas na economia, com preferências descritas por uma função de utilidade que combina uma função do tipo CRRA (*constant relative risk aversion*) e preferências do tipo GHH, em referência a Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988), acrescidas de um termo de formação de hábito de consumo¹⁶:

$$V(C_t, H_t^C, H_t^N, H_t^T) = \frac{[C_t - \eta C_{t-1} - G(H_t^C, H_t^N, H_t^T)]^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma},$$

¹⁶ Essa forma funcional das preferências das famílias é amplamente usada em modelos de economia aberta. De acordo com Shousha (2016), sem o termo de formação de hábito de consumo, as preferências do tipo GHH eliminam o efeito renda da oferta de trabalho.

onde

$$G(H_t^C, H_t^N, H_t^T) = \frac{(H_t^C)^{\omega_C}}{\omega_C} + \frac{(H_t^N)^{\omega_N}}{\omega_N} + \frac{(H_t^T)^{\omega_T}}{\omega_T}.$$

C_t é o consumo de bens finais e H_t^j é a quantidade de horas trabalhadas no setor $j = \{C, N, T\}$. O parâmetro $\sigma > 0$ é o coeficiente de aversão relativa ao risco e seu inverso, $1/\sigma$, corresponde à elasticidade de substituição intertemporal do consumo. Os parâmetros $\omega_C, \omega_N, \omega_T > 0$ determinam a elasticidade da oferta de trabalho em cada setor em relação ao salário e η estabelece a formação de hábito no consumo.

A renda das famílias é oriunda dos salários recebidos pelas horas trabalhadas, do aluguel de capital em cada setor e de empréstimos tomados no mercado internacional. Elas usam esses recursos para financiar o consumo, o investimento e pagar as dívidas contraídas no período anterior. Assim, elas maximizam seu fluxo de utilidade observando a seguinte restrição orçamentária, expressa em termos de bens finais:

$$C_t + \sum_j I_t^j + \sum_j \Phi_j(K_{t+1}^j - K_t^j) + (1 + R_{t-1})D_{t-1} = D_t + \sum_j W_t^j H_t^j + \sum_j U_t^j K_t^j,$$

onde I_t^j, K_t^j, W_t^j e U_t^j denotam o investimento, o estoque de capital, o salário real e o retorno real do capital em cada setor $j = \{C, N, T\}$ da economia, respectivamente. D_t é o montante de dívidas contraídas no período atual com vencimento no período seguinte e R_t é a taxa de juros à qual as famílias tomam emprestado no mercado internacional.

O estoque de capital em cada setor evolui de acordo com a seguinte regra padrão:

$$K_{t+1}^C = (1 - \delta)K_t^C + I_t^C, \quad (4.1)$$

$$K_{t+1}^N = (1 - \delta)K_t^N + I_t^N, \quad (4.2)$$

$$K_{t+1}^T = (1 - \delta)K_t^T + I_t^T, \quad (4.3)$$

onde δ é a taxa de depreciação do capital, considerada idêntica entre os três setores da economia. A função Φ_j na restrição orçamentária impõe um custo de ajuste do

estoque de capital em cada setor e assume-se que ela é não negativa, convexa e satisfaz $\Phi_j(0) = \Phi'_j(0) = 0$, com a seguinte forma¹⁷:

$$\Phi_j = \frac{\phi_j}{2} (K_{t+1}^j - K_t^j)^2,$$

onde $\phi_j > 0$.

Note-se que duas hipóteses dessa economia contribuem para atenuar a realocação dos fatores trabalho e capital entre os setores de produção. O fato de que as horas trabalhadas em cada setor entram de forma separada na função de utilidade das famílias e a introdução de funções específicas de custo de ajuste do estoque de capital em cada setor. Essas características capturam o fato de que os fatores de produção exibem certo grau de especificidade, impondo, assim, algum custo de realocação entre os diferentes setores da economia.

Além disso, as famílias ainda se submetem à seguinte condição para evitar esquemas do tipo Ponzi e se endividem indefinidamente:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \frac{D_{t+n+1}}{\prod_{i=0}^n (1 + R_{t+i})} \leq 0.$$

Usando as regras de evolução do capital para eliminar I_t^j e substituindo a forma funcional do custo de ajuste do capital na restrição orçamentária, o lagrangeano do problema de maximização das famílias fica:

$$\mathcal{L} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ V(C_t, H_t^C, H_t^N, H_t^T) + \lambda_t \left[D_t + \sum_j (W_t^j H_t^j + (U_t^j + 1 - \delta) K_t^j - K_{t+1}^j - \frac{\phi_j}{2} (K_{t+1}^j - K_t^j)^2) - C_t - (1 + R_{t-1}) D_{t-1} \right] \right\}.$$

As condições de primeira ordem em relação a $C_t, H_t^C, H_t^N, H_t^T, D_t, K_{t+1}^C, K_{t+1}^N$ e K_{t+1}^T são, respectivamente¹⁸:

$$\lambda_t = [C_t - \eta C_{t-1} - G(H_t^C, H_t^N, H_t^T)]^{-\sigma} - \beta \eta [C_{t+1} - \eta C_t - G(H_{t+1}^C, H_{t+1}^N, H_{t+1}^T)]^{-\sigma} \quad (4.4)$$

¹⁷ Os custos de ajuste do capital expressos dessa forma são simétricos (aumentar o estoque de capital é tão custoso quanto diminuí-lo na mesma quantidade) e, por serem quadráticos, quanto maior o ajuste, mais caro é o ajuste por unidade de capital. Além disso, a reposição do capital depreciado não gera custos.

¹⁸ O operador de esperança será omitido para simplificar a notação.

$$\lambda_t W_t^C = [C_t - \eta C_{t-1} - G(H_t^C, H_t^N, H_t^T)]^{-\sigma} (H_t^C)^{\omega_C - 1}, \quad (4.5)$$

$$\lambda_t W_t^N = [C_t - \eta C_{t-1} - G(H_t^C, H_t^N, H_t^T)]^{-\sigma} (H_t^N)^{\omega_N - 1}, \quad (4.6)$$

$$\lambda_t W_t^T = [C_t - \eta C_{t-1} - G(H_t^C, H_t^N, H_t^T)]^{-\sigma} (H_t^T)^{\omega_T - 1}, \quad (4.7)$$

$$\lambda_t = \beta(1 + R_t)\lambda_{t+1}, \quad (4.8)$$

$$\lambda_t [1 + \phi_C(K_{t+1}^C - K_t^C)] = \beta \lambda_{t+1} [U_{t+1}^C + 1 - \delta + \phi_C(K_{t+2}^C - K_{t+1}^C)], \quad (4.9)$$

$$\lambda_t [1 + \phi_N(K_{t+1}^N - K_t^N)] = \beta \lambda_{t+1} [U_{t+1}^N + 1 - \delta + \phi_N(K_{t+2}^N - K_{t+1}^N)], \quad (4.10)$$

$$\lambda_t [1 + \phi_T(K_{t+1}^T - K_t^T)] = \beta \lambda_{t+1} [U_{t+1}^T + 1 - \delta + \phi_T(K_{t+2}^T - K_{t+1}^T)]. \quad (4.11)$$

Observe-se que as equações 4.9 a 4.11 mostram que, no equilíbrio, as taxas de retorno do capital em cada setor são iguais. Isso se deve à ausência de custos de ajuste de capital no estado estacionário da economia e à taxa comum de depreciação. O mesmo não ocorre com os salários, que podem apresentar diferenças setoriais mesmo no estado estacionário (equações 4.5 a 4.7).

4.2 Produção de Bens *Commodities* e de Bens Não Comercializáveis

Os bens *commodities* e os bens não comercializáveis são produzidos por firmas que operam num ambiente perfeitamente competitivo, utilizando capital e mão de obra, fornecidos pelas famílias, como insumos de produção. A tecnologia de produção dessas firmas é do tipo Cobb-Douglas, dada por:

$$Y_t^C = A^C (K_t^C)^{\alpha_C} (H_t^C)^{1-\alpha_C} \quad (4.12)$$

$$Y_t^N = A^N (K_t^N)^{\alpha_N} (H_t^N)^{1-\alpha_N} \quad (4.13)$$

onde Y_t^j e A^j representam, respectivamente, o produto e um parâmetro tecnológico em cada setor $j = \{C, N\}$. O parâmetro $\alpha_j \in (0, 1)$ define a participação do capital na renda de cada setor. O lucro das firmas em cada setor é:

$$\pi_t^j = P_t^j Y_t^j - U_t^j K_t^j - W_t^j H_t^j$$

As escolhas ótimas de capital e trabalho que maximizam o lucro de cada firma são:

$$U_t^C = \alpha_C \frac{P_t^C Y_t^C}{K_t^C} \quad (4.14)$$

$$W_t^C = (1 - \alpha_C) \frac{P_t^C Y_t^C}{H_t^C} \quad (4.15)$$

$$U_t^N = \alpha_N \frac{P_t^N Y_t^N}{K_t^N} \quad (4.16)$$

$$W_t^N = (1 - \alpha_N) \frac{P_t^N Y_t^N}{H_t^N} \quad (4.17)$$

4.3 Produção de Bens Comercializáveis Industrializados

Os bens comercializáveis industrializados são produzidos com tecnologia similar a dos outros bens da economia, com a diferença de que, além de capital e trabalho, as firmas desse setor também utilizam bens *commodities* como insumo. Assim, a função de produção desse setor é dada por:

$$Y_t^T = A^T (K_t^T)^{\alpha_T} (Z_t^C)^{\gamma_T} (H_t^T)^{1-\alpha_T-\gamma_T}, \quad (4.18)$$

onde Z_t^C é a demanda doméstica por bens *commodities*. O lucro de cada firma nesse setor é:

$$\pi_t^T = P_t^T Y_t^T - U_t^T K_t^T - P_t^C Z_t^C - W_t^T H_t^T.$$

As escolhas ótimas de capital, insumos de *commodities* e trabalho que maximizam o lucro das firmas são:

$$U_t^T = \alpha_T \frac{P_t^T Y_t^T}{K_t^C}, \quad (4.19)$$

$$P_t^C = \gamma_T \frac{P_t^T Y_t^T}{Z_t^C}, \quad (4.20)$$

$$W_t^T = (1 - \alpha_T - \gamma_T) \frac{P_t^T Y_t^T}{H_t^T}. \quad (4.21)$$

4.4 Produção do Bem de Consumo Final

O bem de consumo final da economia é um composto produzido a partir de bens comercializáveis industrializados e de bens não comercializáveis. Esse bem é vendido às famílias, que podem utilizá-lo tanto para consumo como para investimento em qualquer setor.

A tecnologia de produção do bem de consumo final é dada por um agregador do tipo Armington¹⁹ na forma de uma CES (*constant elasticity of substitution*):

$$B_t = \left[\chi (Z_t^N)^{1-\frac{1}{\mu}} + (1-\chi) (Z_t^T)^{1-\frac{1}{\mu}} \right]^{\frac{1}{1-\frac{1}{\mu}}}, \quad (4.22)$$

onde B_t é a produção total de bens finais e Z_t^N e Z_t^T são as absorções domésticas de bens não comercializáveis e de bens comercializáveis industrializados. O parâmetro $\mu > 0$ mede a elasticidade de substituição intratemporal entre bens comercializáveis industrializados e bens não comercializáveis²⁰ e o parâmetro $\chi \in (0,1)$ ²¹. O lucro da produção de bens finais é dado por:

$$\pi_t = B_t - P_t^N Z_t^N - P_t^T Z_t^T.$$

As quantidades de Z_t^N e Z_t^T que maximizam o lucro são:

¹⁹ O nome desse agregador se deve ao trabalho de Armington (1969). Assume-se que esse agregador é crescente, côncavo e homogêneo de grau um.

²⁰ Combinando-se as equações (4.23) e (4.24) abaixo, obtém-se $\frac{Z_t^T}{Z_t^N} = \left(\frac{1-\chi}{\chi}\right)^\mu \left(\frac{P_t^T}{P_t^N}\right)^{-\mu}$. Dessa expressão, tem-se que a elasticidade de substituição intratemporal entre os bens que compõem o bem final é dada por $\frac{\partial \ln(Z_t^T/Z_t^N)}{\partial \ln(P_t^T/P_t^N)} = -\mu$. Assim, um aumento de 1% no preço dos bens comercializáveis industrializados em relação ao preço dos bens não comercializáveis causa uma redução de $\mu\%$ na absorção relativa dos bens comercializáveis industrializados.

²¹ No caso particular em que $\mu = 1$, o parâmetro χ é conhecido como o *share* dos bens não comercializáveis na absorção doméstica, uma vez que, usando a expressão $\frac{Z_t^T}{Z_t^N} = \left(\frac{1-\chi}{\chi}\right)^\mu \left(\frac{P_t^T}{P_t^N}\right)^{-\mu}$, obtém-se que $\chi = \frac{P_t^N Z_t^N}{P_t^N Z_t^N + P_t^T Z_t^T}$. No entanto, quando $\mu \neq 1$, essa interpretação não é válida.

$$\chi \left(\frac{B_t}{Z_t^N} \right)^{\frac{1}{\mu}} = P_t^N, \quad (4.23)$$

$$(1 - \chi) \left(\frac{B_t}{Z_t^T} \right)^{\frac{1}{\mu}} = P_t^T. \quad (4.24)$$

4.5 Equilíbrio Competitivo

O equilíbrio competitivo da economia requer que a oferta de bens em cada setor seja igual à demanda por esses bens. Começando pelo setor de bens não comercializáveis, onde toda a produção é consumida localmente, temos que:

$$Z_t^N = Y_t^N. \quad (4.25)$$

Nos setores de bens *commodities* e de bens comercializáveis industrializados, esse equilíbrio é dado por:

$$TB_t^C = P_t^C (Y_t^C - Z_t^C), \quad (4.26)$$

$$TB_t^T = P_t^T (Y_t^T - Z_t^T), \quad (4.27)$$

onde TB_t^j é o saldo da balança comercial do respectivo setor, expresso em termos de bens finais, e que corresponde ao total da produção menos a absorção doméstica de cada tipo de bem.

O equilíbrio no mercado do bem de consumo final evidencia a igualdade entre sua oferta doméstica e o uso que as famílias fazem desses recursos, destinando-os para consumo e investimento:

$$B_t = C_t + I_t^C + I_t^N + I_t^T + \frac{\phi_C}{2} (K_{t+1}^C - K_t^C)^2 + \frac{\phi_N}{2} (K_{t+1}^N - K_t^N)^2 + \frac{\phi_T}{2} (K_{t+1}^T - K_t^T)^2. \quad (4.28)$$

O produto, o investimento e o saldo da balança comercial da economia são dados pelas seguintes identidades:

$$Y_t = C_t + I_t + TB_t, \quad (4.29)$$

$$I_t = I_t^C + I_t^N + I_t^T, \quad (4.30)$$

$$TB_t = TB_t^C + TB_t^T. \quad (4.31)$$

Combinando-se a restrição orçamentária das famílias com as equações (4.26), (4.27) e (4.28), e tendo em vista que as firmas, por atuarem num ambiente perfeitamente competitivo em todos os mercados, obtêm lucro zero em todos os períodos, chega-se à seguinte restrição externa da economia:

$$D_t = (1 + R_{t-1})D_{t-1} - TB_t. \quad (4.32)$$

A taxa de juros à qual as famílias tomam emprestado é composta por três componentes:

$$R_t = R^* + \psi_D(e^{D_t-D} - 1) + \psi_{PC}(e^{P_t^C - PC} - 1). \quad (4.33)$$

O primeiro termo, R^* , corresponde à taxa de juros internacional livre de risco, acrescida do componente global do *spread* da taxa de juros, considerado comum a todos os países emergentes. Seguindo Schmitt-Grohé e Uribe (2003), o segundo termo impõe que o *spread* seja elástico ao endividamento da economia, o que garante que a dívida tenha uma trajetória estacionária. O terceiro termo, oriundo de Shousha (2016), captura a relação negativa entre o preço das *commodities* e as taxas de juros pagas pelos países emergentes no mercado internacional, conforme visto na seção anterior. Os parâmetros ψ_D e ψ_{PC} capturam a sensibilidade da taxa de juros em relação ao nível de endividamento e ao preço das *commodities*, respectivamente, e as variáveis sem o subscrito temporal denotam valores do estado estacionário.

Em linha com as hipóteses da seção 3, assume-se que o preço das *commodities* é exógeno, definido no mercado internacional, e segue um processo autorregressivo de segunda ordem:

$$\log\left(\frac{P_t^C}{PC}\right) = \rho_1 \log\left(\frac{P_{t-1}^C}{PC}\right) + \rho_2 \log\left(\frac{P_{t-2}^C}{PC}\right) + \varepsilon_t^P. \quad (4.34)$$

onde ε_t^P é um choque normalmente distribuído, com média zero e variância σ_ε^2 .

4.6 Calibração e Fontes dos Parâmetros

O equilíbrio do modelo é formado pelo sistema composto pelas equações (4.1) a (4.34). Seguindo Schmitt-Grohé e Uribe (2017), a estratégia de calibração do modelo é baseada na reprodução de algumas características da economia brasileira inferidas nas séries de dados disponíveis ou em trabalhos que modelaram a economia brasileira e, ainda, para aqueles parâmetros onde não há um referencial específico para o Brasil, adotou-se valores padrões usados na literatura internacional. A Tabela 3 mostra os valores calibrados para os parâmetros do modelo. A unidade de tempo de referência é o trimestre.

Começando pela função de utilidade das famílias, o coeficiente de aversão relativa ao risco foi estabelecido como $\sigma = 1,25$. Esse valor está próximo da estimação realizada por Issler e Piqueira (2001) para o Brasil com dados trimestrais. Seguindo Mendoza (1991) e Schmitt-Grohé e Uribe (2017), o parâmetro da elasticidade da oferta de trabalho foi calibrado como $\omega_C = \omega_N = \omega_T = 1,455$. A igualdade desses parâmetros entre setores se deve à falta de estimativas setoriais para os mesmos na literatura. O parâmetro de formação de hábito do consumo foi calibrado como $\eta = 0,35$.

A taxa de juros à qual a economia se financia no mercado internacional foi estabelecida em $R^* = 0,18$, o que corresponde a uma taxa de juros anual próxima de 7,2%, que é a média da série histórica da taxa de juros utilizada no modelo SVAR. Ressalte-se que nesse valor está inserida a parcela de risco global atribuída aos países emergentes. Definida a taxa de juros, o fator de desconto intertemporal resulta em $\beta = 1/(1 + R^*) = 0,9823$.

A taxa de depreciação do capital foi calibrada como $\delta = 0,015$, correspondendo a uma taxa anual de 6%, e é aplicada igualmente aos três setores da economia explicitados no modelo. Esse valor está em linha com o modelo SAMBA do Banco Central do Brasil. Vale ressaltar, porém, que não há consenso

sobre este parâmetro para a economia brasileira, com as estimativas geralmente ficando um pouco abaixo desse valor²².

Tabela 3 – Calibração dos Parâmetros do modelo DSGE.

Parâmetro	Valor	Descrição
σ	1,25	Coeficiente de aversão relativa ao risco
$\omega_C, \omega_N, \omega_T$	1,455	Parâmetro da elasticidade da oferta de trabalho nos setores C, N e T
η	0,35	Parâmetro de hábito de consumo
δ	0,015	Taxa de depreciação do capital
R^*	0,18	Taxa de juros internacional (trimestre)
β	0,98	Fator de desconto intertemporal
α_C, α_T	0,45	Participação do capital na renda dos setores C e T
α_N	0,35	Participação do capital na renda do setor N
γ_T	0,10	Participação dos insumos de <i>commodities</i> no setor T
A^C, A^N, A^T	1	Parâmetro tecnológico nos setores C, N e T
μ	0,50	Elast. de subst. entre bens comercializáveis e não comercializáveis na CES
χ	0,78	Peso dos bens não comercializáveis na CES
ψ_D	0,05	Coeficiente da dívida no prêmio de risco da taxa de juros
ψ_{PC}	-0,70	Coeficiente do preço de commodities no prêmio de risco da taxa de juros
D	-0,15	Valor da dívida no estado estacionário
P^C	0,32	Preço de commodities no estado estacionário
ϕ_C	20,5	Fator de ajuste do custo de capital no setor C
ϕ_N	8,7	Fator de ajuste do custo de capital no setor N
ϕ_T	15,3	Fator de ajuste do custo de capital no setor T
ρ_1	1,23	Coeficiente AR1 na equação de preço de <i>commodities</i>
ρ_2	-0,45	Coeficiente AR2 na equação de preço de <i>commodities</i>

Fonte: Elaboração própria do autor. C = bens commodities, N = bens não comercializáveis e T = bens comercializáveis industrializados.

A participação do capital na renda dos setores produtores de *commodities* e bens comercializáveis industrializados foi calibrada como $\alpha_C = \alpha_T = 0,45$ e a do setor de bens não comercializáveis como $\alpha_C = 0,35$. Esses valores implicam que a participação agregada do capital na renda total da economia seja de 0,38, o que está em linha com o trabalho de Gomes, Pessoa e Veloso (2003), que estimaram um valor próximo a 0,40 para o Brasil. Além disso, os valores calibrados assumem a hipótese, normalmente aceita para países emergentes, de que o setor de bens não

²² O modelo SAMBA do Banco Central é descrito em Castro et al. (2011). Outras referências para a taxa de depreciação do capital no Brasil são Carvalho (1996), Bonelli e Fonseca (1998) e da Silva Filho (2001).

comercializáveis é mais intensivo em mão de obra relativamente aos demais setores da economia. A participação dos insumos de *commodities* no setor de bens comercializáveis industrializados foi calibrada como $\gamma_T = 0,1$, com base na Tabela de Recursos e Usos das Contas Nacionais Trimestrais, divulgada pelo IBGE. Os parâmetros tecnológicos foram calibrados como $A^C = A^N = A^T = 1$.

A elasticidade de substituição entre bens não comercializáveis e bens comercializáveis industrializados na composição do bem final foi fixada em $\mu = 0,5$, obtida do trabalho de Akinci (2011), que sugere esse valor médio baseado em várias estimativas desse parâmetro na literatura internacional para os países emergentes. O parâmetro $\chi = 0,78$ reflete a participação do setor de bens não comercializáveis na economia brasileira que é de aproximadamente 78%, valor obtido nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE²³.

Os valores da dívida e do preço das *commodities* no estado estacionário da economia foram calibrados como $D = -0,15$ e $P^C = 0,32$ de forma a refletir a razão saldo da balança comercial/PIB igual a -0,3% e a participação de 7,4% do setor de *commodities* na produção nacional²⁴.

Os parâmetros das funções de custo de ajustamento do capital (ϕ_C, ϕ_N, ϕ_T) e do *spread* da taxa de juros (ψ_D, ψ_{PC}) foram calibrados visando-se replicar a volatilidade do investimento (7,38%) e da razão balança comercial/PIB (1,64%) dos dados brasileiros. Os coeficientes AR1 e AR2 da equação de preços de *commodities* (4.34) foram calibrados como $\rho_1 = 1,23$ e $\rho_2 = -0,45$ e correspondem aos coeficientes a_1 e a_2 estimados na equação (3.1) do modelo SVAR.

4.7 Resultados do Modelo

A Tabela 4 compara as estatísticas do modelo, obtidas com a calibração dos parâmetros e considerando um choque de preço de *commodities* de 10%, e as estatísticas da economia brasileira inferidas dos dados. A simulação do modelo

²³ Esse valor foi computado considerando-se o valor adicionado dos setores de serviços, construção e eletricidade e gás, água, esgoto e limpeza urbana entre 1996 e 2016.

²⁴ Esse percentual se refere à participação média da soma dos setores de agropecuária e indústria extrativa no valor adicionado no período de 1996 a 2016.

mostra um bom ajuste aos dados²⁵. A participação dos agregados macroeconômicos no PIB e o grau de abertura comercial da economia gerados pelo modelo ficaram bem próximos aos valores obtidos nos dados. Por outro lado, o modelo superestimou as participações dos setores produtores de *commodities* e de bens comercializáveis industrializados em detrimento da participação do setor de não comercializáveis no produto.

Tabela 4: Comparação dos resultados do modelo com os dados.

Estadística	Dados	Modelo
Participação no PIB		
Consumo	82,00	82,52
Investimento	18,30	17,74
Balança comercial	-0,30	-0,26
Bens <i>commodities</i>	7,40	10,60
Bens comercializáveis industrializados	14,60	21,70
Bens não comercializáveis	78,00	67,70
Grau de abertura comercial	22,70	24,80
Desvio-padrão		
PIB	2,01	1,96
Consumo	3,05	2,38
Investimento	7,38	7,38
Balança comercial/PIB	1,64	1,73
Taxa de juros	1,97	4,35
Preço de <i>commodities</i>	12,36	20,95
Correlação com o PIB		
Consumo	0,83	0,91
Investimento	0,91	0,75
Balança comercial/PIB	-0,76	-0,44
Taxa de juros	0,04	-0,83
Preço de <i>commodities</i>	0,61	0,84
Autocorrelação de primeira ordem		
PIB	0,82	0,88
Consumo	0,90	0,81
Investimento	0,89	0,61
Balança comercial/PIB	0,91	0,68
Taxa de juros	0,67	0,83
Preço de <i>commodities</i>	0,84	0,85

Fonte: Elaboração própria do autor. Estatísticas com base nas séries de ciclos das variáveis no período de 1996T1 a 2017T2.

Os desvios-padrão do produto, do investimento e da razão balança comercial/PIB ficaram em linha com movimentos apresentados nos dados. Além disso, o modelo obteve sucesso em mostrar uma volatilidade do consumo maior que

²⁵ Note-se, porém, que algumas dessas características foram impostas ao modelo durante a calibração dos parâmetros.

a do produto, uma característica comum nas economias emergentes²⁶, mas, como observam Ellery e Pereira (2011), em geral esse resultado não é reproduzido pelos modelos para o Brasil. Em relação à correlação linear com o PIB e à autocorrelação de primeira ordem, o modelo apresentou resultados menos satisfatórios. subestimando alguns resultados e superestimando outros.

A Figura 4 mostra as respostas das principais variáveis do modelo a um choque positivo de 10% no preço das *commodities* exportadas pelo Brasil e as compara com os resultados do modelo SVAR da seção anterior²⁷. Como se pode observar, o modelo teórico reproduz com sucesso o sinal do impacto do choque em todas as variáveis, porém com maior magnitude e menor persistência. Com efeito, com exceção do produto, as demais variáveis apresentam respostas bem mais elevadas, chegando a quase seis vezes o valor previsto pelo modelo SVAR. Além disso, nos casos do investimento e da balança comercial, o modelo prevê que o efeito máximo do choque ocorre logo no primeiro trimestre após a elevação do preço das *commodities*, enquanto no modelo SVAR isso ocorre em períodos posteriores.

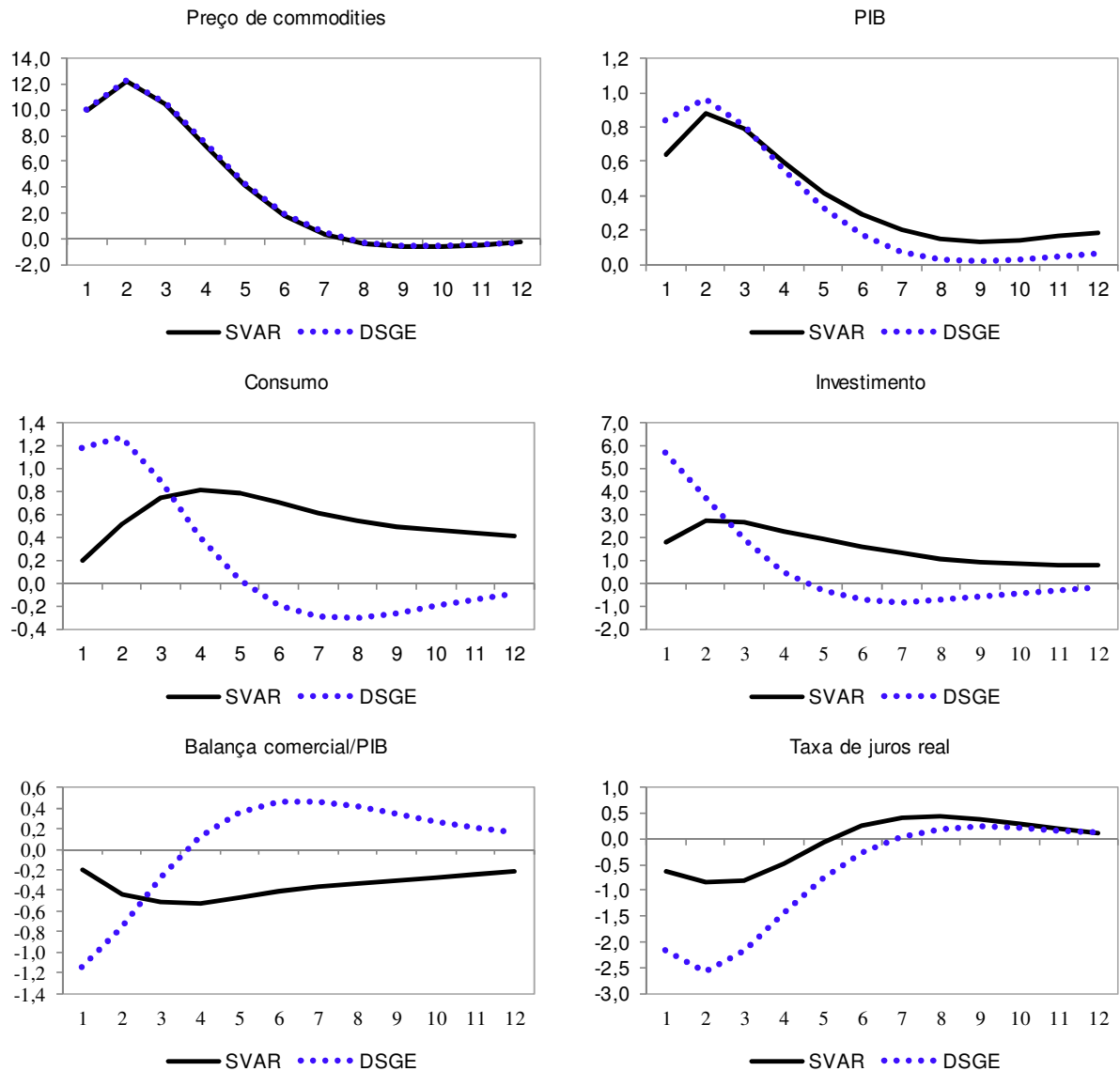
A transmissão do choque de preço de *commodities* na economia, proposta pelo modelo DSGE, pode ser analisada a partir do comportamento das demais variáveis do modelo. Para isso, a Figura 5 traz as respostas de variáveis selecionadas que não foram incluídas no modelo SVAR. De modo geral, o aumento de preço das *commodities* provoca uma melhora nos termos de troca da economia, resultando em alterações de preços relativos externa e internamente. Além disso, esse aumento de preço também reduz o prêmio de risco soberano, o que reduz a necessidade de endividamento da economia.

No âmbito externo, a melhora nos termos de troca valoriza as exportações ao mesmo tempo em que torna os bens domésticos mais caros relativamente aos bens produzidos pelo resto do mundo. Internamente, a alteração nos preços relativos dos bens provoca mudanças na composição da demanda doméstica e, conseqüentemente, nos incentivos setoriais para produção. Assim, o efeito líquido do choque de preço é resultante da combinação dos efeitos renda e substituição externos e internos provocados pelo mesmo.

²⁶ Ver, por exemplo, a Tabela 1.6 de Schmitt-Grohé e Uribe (2017).

²⁷ Note-se que essa comparação ignora o fato de que o conjunto de variáveis explicativas difere entre os dois modelos, o que, em tese, implica um erro de especificação em algum deles.

Figura 4: Respostas dos modelos SVAR e DSGE a um choque de 10% no preço de *commodities*.

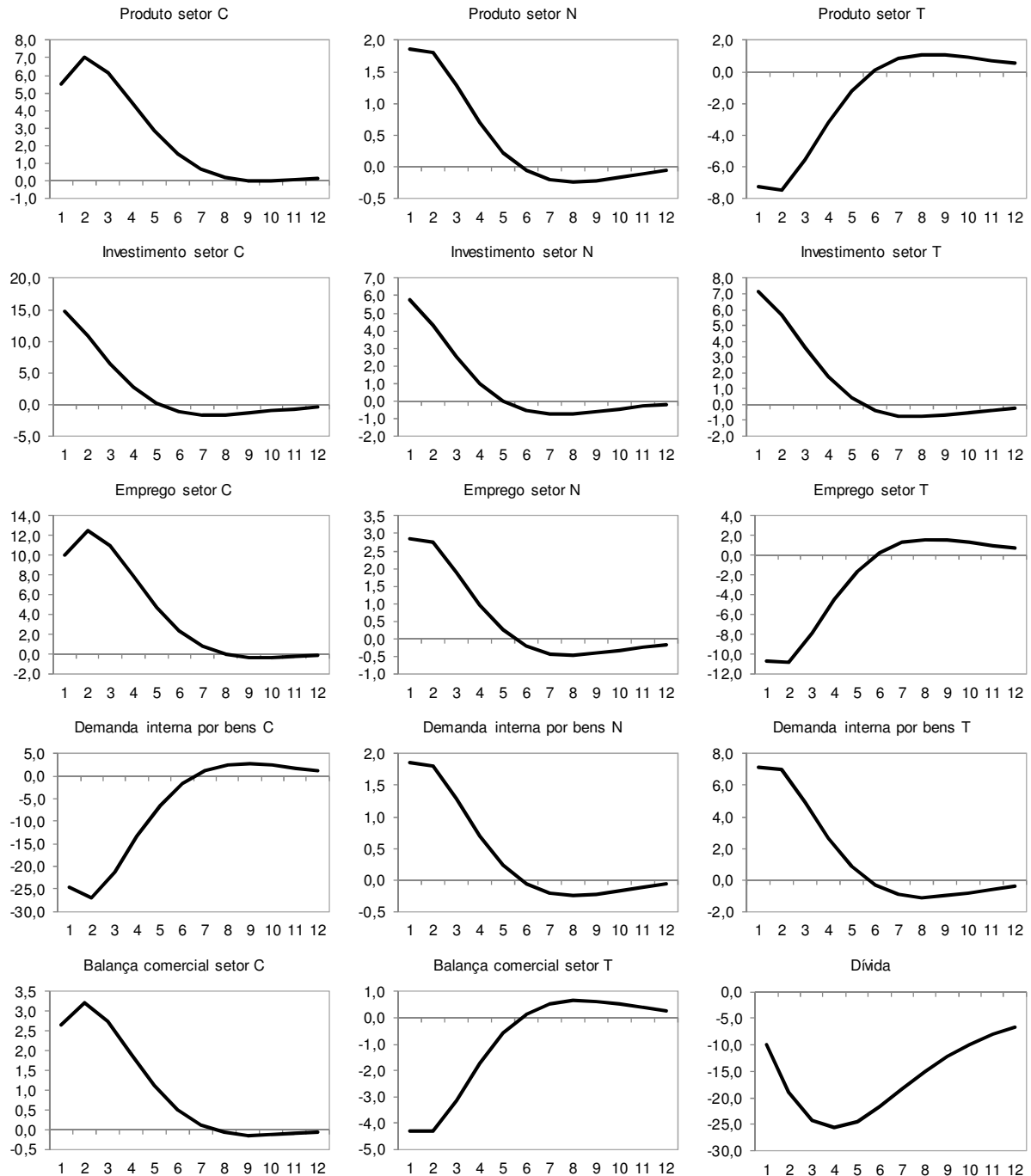


Fonte: Elaboração do próprio autor. Valores em %, exceto nos casos da balança comercial e da taxa de juros, que são expressos em pontos percentuais.

Considerando-se a Figura 5, o aumento de preço das *commodities* provoca uma elevação no investimento e no emprego e, conseqüentemente, na renda desse setor. Esse aumento de renda se reflete numa alta da demanda agregada da economia, o que eleva a produção e o preço no setor de bens não comercializáveis. No setor de bens comercializáveis industrializados, o aumento do preço das *commodities* é visto como um aumento de custo, reduzindo a produção e o emprego nesse setor. Por outro lado, como os bens não comercializáveis ficam mais caros, há um efeito substituição na cesta de composição do bem final da economia em favor

dos bens comercializáveis, resultando num aumento da demanda doméstica por esses bens, porém insuficiente para evitar a queda na produção do setor.

Figura 5: Respostas a um choque de 10% nos preços de *commodities* - variáveis selecionadas.



Fonte: Elaboração do próprio autor. Valores em %, exceto no caso da balança comercial que está em pontos percentuais. C = bens *commodities*, N = bens não comercializáveis e T = bens comercializáveis industrializados.

Em relação ao equilíbrio externo da economia, a melhora nos termos de troca gera um déficit comercial provocado por um déficit no setor de bens industrializados,

que é atenuado, em parte, pelo superávit apresentado pelo setor de *commodities*. A melhora nas vendas externas do setor de *commodities* decorre do aumento de sua produção e da redução da demanda interna por esse tipo de bem. De forma oposta, no setor de bens comercializáveis industrializados há um aumento da absorção interna combinado com uma redução em sua produção.

Por fim, o choque de preço das exportações de *commodities* reduz o *spread* da taxa de juros externa da economia, diminuindo significativamente o pagamento de juros ao exterior (equação 4.32). O resultado desse efeito é uma melhora do saldo em conta corrente, o que reduz a necessidade de financiamento externo da economia.

5 CONCLUSÃO

Este trabalho realizou um estudo sucinto dos efeitos de choques de preço de *commodities* nos principais agregados macroeconômicos da economia brasileira, no período 1996-2017, usando duas abordagens diferentes: um modelo SVAR e um modelo DSGE de uma pequena economia aberta exportadora de *commodities*.

O modelo SVAR foi estimado sob a hipótese de que o preço das exportações de *commodities* é exógeno à economia brasileira e mostrou que choques positivos nessa variável aumentam o produto, o consumo e o investimento e tem um impacto negativo sobre a balança comercial, a taxa externa de juros e a taxa de câmbio real. Além disso, verificou-se que esses choques respondem por cerca de um quarto da volatilidade da atividade econômica no Brasil, o que mostra que eles são uma importante fonte de flutuações dos ciclos de negócios.

O modelo DSGE apresentou uma abordagem teórica ao problema, compreendendo um modelo de tradição da escola dos ciclos reais de negócios, com três setores de produção para destacar o papel das *commodities* na economia. Nesse modelo, as respostas obtidas da atividade econômica ao choque de preço de *commodities* foram no mesmo sentido daquelas apresentadas pelo modelo SVAR, porém, em geral, com uma intensidade bem mais elevada e também com menor

persistência. Esse tipo de modelo também permitiu uma análise melhor da propagação do choque entre os diversos setores da economia, dada sua estrutura analítica mais robusta. Com ele foi possível inferir que os setores produtores de bens *commodities* e de bens não comercializáveis são beneficiados com a melhora dos termos de troca da economia provocada pelo aumento de preço das exportações de *commodities*, enquanto o setor de bens comercializáveis industrializados tende a reduzir sua produção e emprego com a perda de competitividade e o aumento de custos no setor.

A estrutura de abordagem do problema usada nesse trabalho pode ser ampliada em várias dimensões. O papel do governo na economia não foi considerado, omitindo assim como o desenho da política econômica pode influenciar a reação da economia a esses tipos de choques. No caso do modelo DSGE, pode-se também usar uma estrutura de tradição novo-keynesiana, com a incorporação de rigidez de preços, e ainda empregar métodos bayesianos para estimar alguns parâmetros importantes em detrimento do uso da calibração.

REFERÊNCIAS

AGUIRRE, E.; Business cycles in emerging markets and implications for the real exchange rate. **Ph.D. Dissertation**, Columbia University, 2011.

AKINCI, O.; A note on the estimation of the atemporal elasticity of substitution between tradable and nontradable goods. **Manuscript**, Columbia University, 2011.

AKINCI, O.; Global financial conditions, country spreads and macroeconomics fluctuations in emerging countries. **Journal of International Economics**, 91:358-371, 2013.

ARMINGTON, P.; A theory of demand for products distinguished by place of production. **IMF Staff Papers**, 16:159-176, 1969.

BONELLI, R.; FONSECA, R.; Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 28(2), 1998.

CARVALHO, J. C.; Estimativas do produto potencial, relação capital/produto e depreciação do estoque de capital. **Texto para Discussão** 44, BNDES, 1996.

CASTRO, M. R. de; GOUVEA, S. N.; MINELLA, A.; SANTOS, R. C.; SOUZA-SOBRINHO, N. F.; SAMBA: stochastic analytical model with a bayesian approach. **Working Papers Series** 239, Banco Central do Brasil, 2011.

CESPEDES, L. F.; VELASCO, A.; Macroeconomic performance during commodity price booms and busts. **IMF Economic Review**, 60(4): 570-99, 2012.

da SILVA FILHO, T. N. T.; Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção. **Trabalhos para Discussão**, 17, Banco Central do Brasil, 2001.

ELLERY, R. G.; PEREIRA, F. M.; Política fiscal, choques externos e ciclo econômico no Brasil. **Revista Economia**, 12(3):445-474, 2011.

FERNÁNDEZ, A.; GONZÁLEZ, A.; RODRIGUEZ, D.; Sharing a ride on the commodities roller coaster. **IDB Working Papers**, 2015.

FORNERO, J.; KIRCHNER, M.; YANY, A.; Terms of trade shocks and investment in commodity-exporting economies. **Manuscript**, 2014.

GIAMBIAGI, F., “Rompendo com a ruptura: o governo Lula (2003-2010)”. Em: GIAMBIAGI, F. et al. (orgs), **Economia brasileira contemporânea (1945-2010)**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011.

GOMES, V.; PESSOA, S.; VELOSO, F.; Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: Uma análise comparativa. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 33(3): 389-434, 2003.

ISSLER, J. V.; PIQUEIRA, N. S.; Estimando a aversão ao risco, a taxa de desconto intertemporal e a substitubilidade intertemporal do consumo no Brasil usando três tipos de função de utilidade. **Ensaio Econômico da EPGE**, 424, 2001.

KOSE, M. A.; Explaining business cycles in small open economies: how much do world prices matter? **Journal of International Economics**, 56(2): 299–327, 2002.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E.C.; Time to build and aggregate fluctuations. **Econometrica**, 50, 1345-1371, 1982.

LONG, J. B.; PLOSSER, C.; Real business cycles. **Journal of Political Economy**, 91(1):39-69, 1983.

LUBIK, T. A.; TEO, W. L.; Do world shocks drive domestic business cycles? Some evidence from structural estimation. **Manuscript**, 2005.

LUCAS, R. E.; Monetary neutrality. **Prize lecture**, Universidade de Chicago, 1976.

LÜTKEPOHL, H.; Bootstrapping impulse response in VAR analyses. **Working Paper** 2000-22, Humboldt University, Berlin, 2000.

LÜTKEPOHL, H.; **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 2007.

MENDOZA, E.; Real business cycles in a small-open economy. **American Economic Review**, 81: 797-818, 1991.

MENDOZA, E.; The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations. **International Economic Review**, 36(1): 101-37, 1995.

NEUMEYER, P. A.; PERRI, F.; Business cycles in emerging economies: the role of interest rates. **Journal of Monetary Economics**, 52(2), 345-380, 2005.

ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M.; An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy. **NBER Macroeconomics Annual**, 12, 297-346, 1997.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M.; Closing small open economy models. **International Economic Review**, 61(1): 163-185, 2003.

SCHMITT-GROHÉ, S.; URIBE, M.; **Open economy macroeconomics**, New Jersey: Princeton University Press, 2017.

SHOUSA, S.; Macroeconomics effects of commodities booms and busts: the role of financial frictions. **Job Market Paper**, Columbia University, 2016.

SIMS, C. A.; Macroeconomics and reality. **Econometrica**, 48(1): 1-48, 1980.

TELES, V. K.; MENDONÇA, D. P.; Política monetária em tempos de crise. **Revista Brasileira de Economia**, vol. 67(4): 501-519, 2013.

URIBE, M.; YUE, Z. V.; Country spreads and emerging countries: who drives whom? **Journal of International Economics**, 69: 6-36, 2006.

APÊNDICE: DESCRIÇÃO E FONTES DAS VARIÁVEIS

Índice de Preço de *Commodities*

Índice de preço das exportações de produtos básicos, calculado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex), deflacionado pelo índice de preços ao consumidor (*Consumer Price Index*) dos EUA, disponível no *International Financial Statistics* do Fundo Monetário Internacional (IFS/FMI).

PIB, Consumo e Investimento

Séries encadeadas dos índices de volume trimestral com ajuste sazonal (média de 1995 = 100) do PIB, do consumo das famílias e da formação bruta de capital fixo das Contas Nacionais Trimestrais divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (CNT/IBGE).

Razão Balança Comercial/PIB

Diferença entre as séries de exportação e importação dividida pela série do PIB, todas em milhões de R\$ de 1995 com ajuste sazonal, divulgadas nas CNT/IBGE.

Taxa Real de Juros

A taxa de juros a qual o Brasil se financia no exterior foi calculada como a soma da taxa de juros real de três meses dos títulos do tesouro americano, disponível no sistema FRED do Federal Reserve Bank de St. Louis (código TB3MS - 3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate, Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted) e o índice EMBI+ do J. P. Morgan²⁸, disponível no IPEADATA.

Taxa Real de Câmbio

Série 11752 - Índice da taxa de câmbio efetiva real (IPCA) - Jun/1994=100 – disponível no Sistema Gerenciador de Série Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (BCB).

²⁸ Esse método de calcular esse tipo de taxa de juros é comum na literatura macroeconômica internacional. Ver, por exemplo, Akinci (2013) e Shousha (2016).