

Universidade Federal de Minas Gerais
Faculdade de Ciências Econômicas
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

Marcelo Randolfo da Costa Januário

**Choques globais e respostas do setor externo
brasileiro: a curva J e as condições de
Marshall-Lerner são observadas?**

Belo Horizonte

2020

Marcelo Randolfo da Costa Januário

Choques globais e respostas do setor externo brasileiro: a curva J e as condições de Marshall-Lerner são observadas?

Dissertação apresentada ao Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Universidade Federal de Minas Gerais

Faculdade de Ciências Econômicas

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

Orientador: Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira

Belo Horizonte

2020

Ficha Catalográfica

J35c
2020

Januário, Marcelo Randolfo da Costa.

Choques globais e respostas do setor externo brasileiro
[manuscrito] : a curva J e as condições de Marshall-Lerner são
observadas? / Marcelo Randolfo da Costa Januário – 2020.
65 f.: il.

Orientador: Mauro Sayar Ferreira.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas
Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (f. 45-46) e apêndices.

1. Balança comercial – Teses. 2. Oferta e procura – Teses. 3.
Economia – Teses. I. Ferreira, Mauro Sayar. II. Universidade Federal de
Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. III.
Título.

CDD: 330

Elaborado por Leonardo Vasconcelos Renault CRB-6/2211
Biblioteca da FACE/UFMG – LVR/100/2020

Marcelo Randolfo da Costa Januário

Choques globais e respostas do setor externo brasileiro: a curva J e as condições de Marshall-Lerner são observadas?

Dissertação apresentada ao Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Trabalho aprovado. Belo Horizonte, 21 de agosto de 2020.

Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira
Orientador

Prof. Dr. Ronaldo Nazaré
UFMG

Prof. Dr. Mauro Rodrigues Junior
FEA/USP

Belo Horizonte
2020

Curso de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE **MARCELO RANDOLFO DA COSTA JANUÁRIO** Nº. REGISTRO 2018651336. Às onze horas do dia vinte e um do mês de agosto de dois mil e vinte, reuniu-se, **por videoconferência**, a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 05/08/2020, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**Choques globais e respostas do setor externo brasileiro: a curva J e as condições de Marshall-Lerner são observadas?**”, requisito final para a obtenção do Grau de *Mestre em Economia*, área de concentração em Economia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Mauro Sayar Ferreira, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão composta pelos professores: Mauro Sayar Ferreira, Ronaldo Nazaré e Mauro Rodrigues Junior se reuniu, sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão Aprovou o candidato por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 21 de agosto de 2020.

Prof. Mauro Sayar Ferreira
(Orientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)



Prof. Ronaldo Nazaré
(FACE/UFMG)

assinatura em ata anexa

Prof. Mauro Rodrigues Junior
(USP)

assinatura em ata anexa

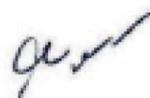


Prof. Gilberto de Assis Libânio
Coordenador do Curso de Pós-Graduação
em Economia

Curso de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE **MARCELO RANDOLFO DA COSTA JANUÁRIO** Nº. REGISTRO 2018651336. Às onze horas do dia vinte e um do mês de agosto de dois mil e vinte, reuniu-se, **por videoconferência**, a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 05/08/2020, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**Choques globais e respostas do setor externo brasileiro: a curva J e as condições de Marshall-Lerner são observadas?**”, requisito final para a obtenção do Grau de *Mestre em Economia*, área de concentração em Economia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Mauro Sayar Ferreira, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão composta pelos professores: Mauro Sayar Ferreira, Ronaldo Nazaré e Mauro Rodrigues Junior se reuniu, sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão APROVOU o candidato por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 21 de agosto de 2020.

Prof. Ronaldo Nazaré
(FACE/UFMG)

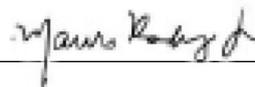


Prof. Gilberto de Assis Libânio
Coordenador do Curso de Pós-Graduação
em Economia

Curso de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE **MARCELO RANDOLFO DA COSTA JANUÁRIO** Nº. REGISTRO 2018651336. Às onze horas do dia vinte e um do mês de agosto de dois mil e vinte, reuniu-se, **por videoconferência**, a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, indicada “*ad referendum*” pelo Colegiado do Curso em 05/08/2020, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**Choques globais e respostas do setor externo brasileiro: a curva J e as condições de Marshall-Lerner são observadas?**”, requisito final para a obtenção do Grau de *Mestre em Economia*, área de concentração em Economia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Mauro Sayar Ferreira, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão composta pelos professores: Mauro Sayar Ferreira, Ronaldo Nazaré e Mauro Rodrigues Junior se reuniu, sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão Aprovou o candidato por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 21 de agosto de 2020.

Prof. Mauro Rodrigues Junior
(USP)





Prof. Gilberto de Assis Libânio
Coordenador do Curso de Pós-Graduação
em Economia

Agradecimentos

Primeiramente, agradeço aos meus pais, Marcos e Isabel, por todo o amor e incentivo aos meus estudos e por me darem uma estrutura sem a qual eu não poderia me dedicar tanto ao mestrado. Obrigado por tudo!

À Raquel, por estar ao meu lado desde o primeiro dia do nivelamento. Sem o seu companheirismo, seu carinho e sua atenção sei que eu não teria conquistado tudo que conquistei. Obrigado por acreditar em mim em momentos em que até eu mesmo não acreditava.

À Isabela, minha irmã, por ser minha fonte de inspiração. Você é e sempre foi meu exemplo de dedicação, seja na vida ou no ambiente acadêmico. Agradeço também ao meu cunhado, Daniel, por ser um irmão mais velho pra mim.

Ao professor Mauro Sayar, pela confiança e orientação em todo o processo de elaboração deste trabalho. Obrigado por todas as reuniões e pela prontidão em me ajudar quando precisei.

Aos meus amigos da PUC Minas, por todas as discussões sobre conjuntura econômica e conversas aleatórias. Espero vê-los em breve na defesa de dissertação de vocês!

Agradeço também a todos que conheci no CEDEPLAR. Aos colegas por todas as conversas no corredor dos gabinetes que tornaram esses anos de mestrado menos exaustivos. Aos professores por todo o conhecimento transmitido.

Agradeço aos professores da banca, pela disponibilidade e interesse.

Por fim, agradeço à CAPES pelo suporte financeiro durante todo o mestrado.

Resumo

A curva J e as condições de Marshall-Lerner consideram impactos na balança comercial em decorrência de alterações nos termos de troca. Exercícios empíricos que avaliam ambas são realizados a partir de um choque nos termos de troca a fim de se observar a dinâmica da balança comercial. No entanto, a variável dos termos de troca é endógena e oscila a partir de choques econômicos que também afetam diversas variáveis globais e domésticas, todas elas com potencial de afetar a balança comercial. O presente trabalho analisa a possibilidade de ocorrência da curva J e das condições de Marshall-Lerner diante de choques de demanda e oferta mundiais que afetam endogenamente os termos de troca da economia brasileira, a balança comercial e outras variáveis domésticas. Análises feitas a partir da estimação de modelos SVAR por procedimentos Bayesianos mostram que o choque positivo de demanda e adverso de oferta valorizam os termos de troca brasileiros e causam deterioração da balança comercial desde instantes iniciais ao choque, não sendo verificada a curva J. As condições de Marshall-Lerner são observadas continuamente. As simulações também mostram heterogeneidade nas respostas das balanças comerciais desagregadas por tipo de bem.

Palavras-chaves: Curva J; Condição de Marshall-Lerner; Choques externos; SVAR Bayesiano.

Abstract

The J-curve and Marshall-Lerner conditions consider impacts on the trade balance due to changes in terms of trade. Empirical exercises that evaluate both apply a shock in terms of trade to observe the dynamics of the trade balance. Nonetheless, terms of trade are an endogenous variable that fluctuates from economic shocks that also affect several global and domestic variables, all of which have the potential to affect the trade balance. The present work analyzes the possibility of occurrence of the J-curve and Marshall-Lerner conditions in the face of world demand and supply shocks that endogenously affect the terms of trade of the Brazilian economy, the trade balance, and other domestic variables. The analyzes made from the estimation of SVAR models by Bayesian procedures show that the positive demand shock and supply adverse shock value Brazilian terms of trade and cause deterioration of the trade balance from the moment of the shock, with the J-curve not being verified. Marshall-Lerner conditions are observed continuously. The simulations also show heterogeneity in the responses of trade balances disaggregated by type of good.

Key-words: J-curve; Marshall-Lerner condition; External shocks; Bayesian SVAR.

Lista de Figuras

Figura 1 – Resposta das variáveis do modelo de referência a um choque nos termos de troca	33
Figura 2 – Resposta das variáveis internacionais aos choques externos	34
Figura 3 – Resposta das variáveis do modelo expandido aos choques externos . . .	36
Figura 4 – Resposta aos choques externos das variáveis agregadas do modelo de comércio	38
Figura 5 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens de consumo	39
Figura 6 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens de consumo não duráveis	40
Figura 7 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens intermediários	41
Figura 8 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens de capital	42
Figura 9 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para combustíveis	43

Lista de Tabelas

Tabela 1 – Descrição e fonte dos dados	65
--	----

Lista de abreviaturas e siglas

ARDL	<i>Autoregressive Distributed Lag</i>
FMI	Fundo Monetário Internacional
FRI	Funções de Resposta ao Impulso
FUNCEX	Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior
GDP	<i>Gross Domestic Product</i>
BSVAR	Vetores Autoregressivos Estruturais Bayesianos
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PIB	Produto Interno Bruto
SIDRA	Sistema IBGE de Recuperação Automática
SVAR	Vetores Autoregressivos Estruturais
VAR	Vetores Autoregressivos
VECM	Modelo de Vetor de Correção de Erros

Sumário

1	INTRODUÇÃO	10
2	REVISÃO DE LITERATURA	13
3	DADOS E METODOLOGIA	20
3.1	Modelo de Vetores Autoregressivos Estrutural - SVAR	20
3.2	Perspectiva Bayesiana	23
3.3	Dados	24
3.4	Identificação do modelo SVAR Bayesiano	26
3.4.1	Modelo de referência	27
3.4.2	Modelo expandido	28
3.4.3	Modelo de comércio	30
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	32
4.1	Modelo de referência	32
4.2	Modelo expandido	33
4.3	Modelo de comércio agregado e desagregado	37
4.3.1	Variáveis de comércio agregadas	37
4.3.2	Variáveis de comércio desagregadas por tipo de bem	37
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	44
	REFERÊNCIAS	45
	APÊNDICES	47
	APÊNDICE A – DERIVAÇÃO DA CONDIÇÃO DE MARSHALL-LERNER	48
	APÊNDICE B – PRIORS E POSTERIOR	54
	APÊNDICE C – DESCRIÇÃO DOS DADOS	65

1 Introdução

Segundo Chen e Rogoff (2003), pequenas economias exportadoras de *commodities* estão entre as mais afetadas por oscilações na economia mundial em função do impacto nos preços desses produtos. No entanto, os diversos efeitos que choques globais podem produzir não permitem uma direta inferência sobre seus impactos sobre as economias domésticas.

Isso ocorre, pois as variações nos preços internacionais são transmitidas para as economias por meio dos termos de troca (medida de preços relativos de exportação e importação) e conforme Uribe e Schmitt-Grohé (2016), há um efeito ambíguo produzido pela valorização dos termos de troca (aumento relativo dos preços das exportações) sobre a economia. A elevação dos preços exportados tenderia a melhorar os saldos externos. Contudo, essa apreciação também poderia produzir aumento da renda doméstica, favorecendo uma deterioração na balança comercial.

A possibilidade de efeitos ambíguos também é considerada por Rose e Yellen (1989), que abordam essa questão sob a perspectiva da condição de Marshall-Lerner e a ocorrência da curva J. A primeira impõe condições para que uma deterioração nos termos de troca (encarecimento relativo dos produtos importados ou desvalorização real da taxa de câmbio) gere saldos positivos. A segunda enfatiza que, mesmo sob a validade das condições de Marshall-Lerner, a economia poderia não responder instantaneamente, de forma que uma desvalorização nos preços relativos poderia resultar em piora na balança comercial no curto prazo.

Percebe-se que abordar essas diversas possibilidades, que relacionam preço, quantidade e renda, não é trivial, merecendo ser analisada em um ambiente de equilíbrio geral. Além disso, dado que preços internacionais e variáveis domésticas respondem de forma distinta a diferentes choques globais, uma análise mais completa também requer a distinção entre choques de oferta e demanda em nível mundial.

Dadas essas necessidades, chama atenção que a literatura não tem procurado avaliar a origem dos choques globais por trás das alterações nos termos de troca. Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998) são exceções. Os primeiros mostram que a variação dos termos de troca e a dinâmica de ajustamento das variáveis domésticas diferem dependendo da origem do choque. No entanto, os autores desenvolvem um modelo de equilíbrio geral para dois países grandes, de forma que choques domésticos influenciam os termos de troca. Dessa maneira, não é direta a conversão dos resultados obtidos pelos autores para o contexto vivenciado por uma pequena economia aberta.

Para superar essa questão, Senhadji (1998) estende o trabalho de Backus, Kehoe e Kydland para uma pequena economia aberta. Contudo, o equilíbrio geral em nível da economia mundial não é modelado, não sendo possível inferir sobre os distintos impactos produzidos por choques globais de oferta e de demanda. Como mostra Ferreira e Valério (2020), choques globais, além de serem responsáveis por parte expressiva das oscilações cíclicas de diversas variáveis do Brasil, produzem efeitos distintos dependendo da sua natureza.

Esta dissertação procura preencher essa importante lacuna na literatura empírica. Avalia-se, para a economia brasileira, a possibilidade de ocorrência da curva J e as condições de Marshall-Lerner decorrentes de choques globais de demanda e oferta. Para isso estima-se modelos de Vetores Autoregressivos Estruturais por métodos Bayesianos, com a imposição de exogeneidade em bloco para se incorporar a hipótese de pequena economia aberta (Zha, 1999). Assim, as variáveis brasileiras não afetam as internacionais nem mesmo ao longo da dinâmica de ajuste, como feito por Ferreira e Valério (2020).

Em linhas gerais, os resultados mostram que a resposta dos termos de troca a um choque positivo de demanda mundial é de uma valorização. Pelas conjecturas da curva J era esperado que com os preços importados relativamente mais baratos haveria uma melhora da balança comercial no curto prazo. Entretanto, é observado uma piora da balança comercial, indicando como válida somente a condição de Marshall-Lerner. Além disso, as variáveis do PIB, consumo e investimento, apresentam um crescimento, sendo que as variações no investimento e no consumo são superiores às variações no produto, justificando a piora na balança comercial, visto que o excedente da demanda doméstica deve ser suprida por importações. A dinâmica de ajustamento dos índices quantum de exportação e importação mostra que ambos variam de forma positiva após o choque de demanda, com o segundo variando em maior magnitude. Toda essa dinâmica permite afirmar que o efeito que se sobressai sobre a balança comercial brasileira é o efeito quantidade.

A dinâmica observada após um choque adverso na oferta mundial é semelhante à do choque de demanda global: valorização nos termos de troca e piora na balança comercial, sendo percebida somente a condição de Marshall-Lerner. Apesar da recessão na economia mundial provocada pelo choque, as variáveis domésticas apresentam um crescimento, característica já observada em economias *commodities* exportadora (Ferreira e Valério, 2020). Esse crescimento da economia doméstica aliado a um termo de troca mais favorável gera um crescimento no quantum importado. Assim, tem-se mais uma vez que o efeito que sobressai sobre a balança comercial é o efeito quantidade.

De forma desagregada, os resultados mostram que as balanças comerciais de bens de consumo e de bens intermediários comportam-se de forma semelhante a balança comercial agregada. Por outro lado, as respostas das balanças comerciais de bens de capital e combustíveis são heterogêneas, tendo suas variações justificadas pelas oscilações no preço

e no quantum comercializado dos respectivos bens.

O presente trabalho é composto por cinco capítulos, sendo o primeiro essa introdução. No segundo capítulo está exposta a revisão de literatura, no terceiro capítulo está a metodologia. No quarto capítulo apresenta-se os resultados encontrados e no quinto as conclusões deste trabalho.

2 Revisão de literatura

Segundo Rose e Yellen (1989), a condição de Marshall-Lerner¹ sugere melhoria da balança comercial após uma desvalorização real da moeda doméstica. As exportações ficam relativamente mais baratas que as importações, favorecendo a ampliação na quantidade exportada e a redução das importações. Contudo, é possível que esse efeito (quantidade) não seja observado no curto prazo, uma vez que o encarecimento dos bens importados (efeito preço) poderia prejudicar a balança comercial antes que a mencionada melhoria ocorresse. A deterioração inicial seguida pela futura ampliação nas vendas externas, caso fossem observadas as condições de Marshall-Lerner, resultaria em uma dinâmica da balança comercial em formato de J, movimento que deu nome à teoria.

Magee (1973), ao estudar a desvalorização da moeda norte americana em 1971, expõe que o efeito preço sobrepõe ao efeito quantidade nos períodos imediatamente posteriores à desvalorização. Esse efeito seria causado principalmente pela rigidez dos contratos firmados antes da desvalorização.

Moffett (1989) amplia o que é indicado por Magee (1973) em três etapas de ajustamento após uma desvalorização cambial. Na primeira etapa, indicada como *Currency Contract Period*, ocorre a execução dos contratos assinados antes da desvalorização. Na segunda etapa, denominada como *Pass-Through Period*, ocorre o ajuste dos preços de exportação e importação, mas sem a contrapartida de uma alteração nas quantidades. Na última etapa, *Quantity Response Period*, ocorre o ajuste das quantidades comercializadas dado os novos preços relativos. Segundo o autor, é na terceira etapa que ocorre a melhoria na balança comercial.

Após Magee (1973), diversos trabalhos têm procurado entender melhor a relação entre as oscilações na taxa de câmbio e a balança comercial. Destacam-se Boyd, Caporale e Smith (2001), Narayan (2006) e Bahmani-Oskooee e Kovyryalova (2008).

Boyd, Caporale e Smith (2001) analisam a relação entre a taxa de câmbio real e a balança comercial para oito diferentes países: Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Reino Unido e Estados Unidos. Utilizando três diferentes modelos: VAR, VECM e ARDL. Os resultados encontrados não permitem afirmar de forma definitiva o padrão de resposta das balanças comerciais frente às oscilações cambiais, muito embora tenha sido consensual a melhoria ocasionada pela desvalorização cambial.

Narayan (2006) analisa a relação entre a balança comercial e a taxa real de câmbio para a China, desagregando os dados de comércio e considerando somente o comércio com

¹ A derivação da condição de Marshall-Lerner pode ser observada no Apêndice A.

os Estados Unidos. O resultado sugere que a desvalorização cambial tende a melhorar a balança comercial tanto no curto quanto no longo prazo, não apresentando indícios de curva J. Bahmani-Oskooee e Kovyryalova (2008) também testam a validade das condições de Marshall-Lerner e da curva J considerando uma relação bilateral de comércio, nesse caso entre Estados Unidos e Reino Unido. Além da relação bilateral, os autores desagregam a balança comercial e observam o efeito da desvalorização da taxa de câmbio real sobre cada produto comercializado entre os países. Os resultados evidenciam a presença da curva J na balança comercial de mais da metade dos bens, mostrando assim que cada bem possui uma resposta própria à desvalorização cambial.

Apesar de integrarem a literatura acerca da condição de Marshall-Lerner e da curva J, os trabalhos citados não avançaram no sentido de explicar porquê em algumas situações é possível observar a curva J, enquanto em outras somente a condição de Marshall-Lerner é percebida. No caso, buscam somente identificar qual é a resposta da balança comercial a uma desvalorização da taxa real de câmbio. Bleaney e Tian (2014) avançam nesse sentido ao evidenciar que a resposta da balança comercial a uma desvalorização da taxa real de câmbio no curto prazo difere em relação ao nível de desenvolvimento de um país. Em um país emergente, os importadores tendem a diminuir estoques previamente acumulados como forma de proteção às oscilações cambiais desfavoráveis, fazendo com que não ocorra um aumento no custo das importações dado que a quantidade comercializada diminui. Ao mesmo tempo, economias emergentes tendem a exportar bens pouco diferenciáveis, de forma que é mais rápido ajustar a produção para um maior volume de exportação. Ou seja, Bleaney e Tian (2014) encontram que a velocidade do ajustamento na quantidade comercializada, *Quantity Response Period* segundo Moffett (1989), é mais rápida em economias emergentes, o que influencia na ocorrência de uma curva J.

Embora os estudos citados tenham procurado analisar a reação da balança comercial em decorrência de oscilações na taxa de câmbio real, uma análise correlata estende-se para os termos de troca. Uribe e Schmitt-Grohé (2016) destacam que choques nos termos de troca são transmitidos para as variáveis reais da economia por meio da balança comercial. Como mostram, mantendo as quantidades exportadas e importadas constantes, uma valorização dos termos de troca melhoraria a balança comercial, dado que haveria um ganho de valor das exportações. Além disso, preço de produtos exportados relativamente mais caros induziria as empresas domésticas a produzirem mais bens de exportação, o que também poderia atuar na melhora da balança comercial. Essas possibilidades teóricas estão alinhadas com o que é chamado pela literatura como efeito Harberger-Laursen-Metzler.

Entretanto, com os bens de exportação relativamente mais caros, pode haver na economia doméstica um efeito substituição para bens de importação². De forma simétrica,

² Bens de importação sob a ótica da economia doméstica, isto é, na ótica da economia estrangeira seria bens de exportação.

preços de exportação mais elevados podem reduzir a demanda externa pelos produtos domésticos. Nesse caso, o efeito líquido seria uma deterioração na balança comercial. Além disso, se juntamente com a valorização dos termos de troca houver aumento na renda, a absorção adicional poderia piorar ainda mais a balança comercial. No caso de economias emergentes esse efeito poderia ser ainda mais exacerbado dado que parte expressiva dos investimentos ocorre através da importação de bens de capital, algo que torna-se mais atraente na medida em que os preços de produtos exportados ficam mais valorizados.

Uribe e Schmitt-Grohé (2016) também destacam a possibilidade de ocorrência do efeito Obstfeld-Razin-Svensson, que ressalta os efeitos intertemporais dos termos de troca sobre a balança comercial. Se a valorização dos termos de troca for percebida como permanente, a demanda por consumo ou investimento irá aumentar de forma elevada, o que pioraria a balança comercial. Por outro lado, se a valorização dos termos de troca for percebida como temporária, os consumidores poupariam parte do aumento na renda, não elevando a quantidade importada de forma intensa. Nesse caso, o efeito líquido na balança comercial seria positivo.

A fim de verificar qual efeito predomina sobre a balança comercial, Uribe e Schmitt-Grohé (2016) estimam modelos SVAR para 51 pequenas economias abertas. Os autores observam uma melhoria na balança comercial em 38 delas após choques nos termos de troca que os valorizam. Ou seja, para 38 países o encarecimento relativo dos bens exportados implica em melhoria do saldo comercial, resultado oposto ao previsto pelas condições de Marshall-Lerner. Para a maioria dos países, verifica-se ainda uma elevação no produto e no investimento e queda no consumo.

Um problema para se analisar tais resultados é que diversos choques em nível global afetam os termos de troca, que podem ser considerados exógenos em relação à uma pequena economia aberta, mas não em relação à economia mundial. Com isso, a interpretação dos resultados apresentados por Uribe e Schmitt-Grohé (2016) fica comprometida, pois não se sabe, por exemplo, se choques mundiais de oferta ou de demanda são responsáveis pela alteração na relação de preços. Embora reconheçam essas questões, os autores não as incorporam em suas análises³.

Os modelos de equilíbrio geral propostos por Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998) constituem um grande avanço, na medida em que permitem que os efeitos potenciais de alterações nos termos de troca sejam considerados, permitindo avaliar qual deles predomina. Além disso, também preocupam-se em gerar movimentações nos termos de troca a partir de choques estruturais que alteram as relações de preços, facilitando a interpretação dos resultados.

Backus, Kehoe e Kydland (1994) constroem um modelo de dois países, de forma

³ Como destacado por Chen e Rogoff (2003), oscilações nos preços mundiais de *commodities* explicam a maior parte das flutuações nos termos de troca.

que choques em um deles produz efeitos globais e alteram a dinâmica de comércio entre eles. Os autores consideram dois choques na economia doméstica: produtividade e gastos do governo. Além disso, definem os termos de troca como a divisão entre o índice preço de importação e o índice preço de exportação para manter a mesma lógica e direção de uma desvalorização do câmbio. Assim, uma desvalorização cambial corresponderia à elevação (deterioração) nos termos de troca.

Diante de um choque positivo na produtividade doméstica, ocorre uma queda no preço dos bens exportados e consequente deterioração dos termos de troca. A maior produtividade eleva o produto, o consumo e o investimento, resultado padrão dos modelos de equilíbrio geral. Produto e investimento elevam-se mais acentuadamente após o choque, sendo que o investimento reage mais intensamente. Esse efeito dissipa-se ao longo do tempo. A suavização do consumo garante reação mais moderada mas mais constante dessa variável. O resultado agregado é uma expansão na absorção doméstica que supera a do produto imediatamente após o choque, provocando uma piora da balança comercial. Ou seja, a deterioração nos termos de troca ($\uparrow TT$) relaciona-se com uma piora na balança comercial ($\downarrow BC$), resultado oposto ao sugerido pelas condições de Marshall-Lerner.

Em períodos posteriores, a absorção interna começa a ceder em virtude da queda do investimento que migra para patamares originais. Com isso, começa-se a gerar excedente de produção que passa a ser exportado, melhorando a balança comercial. Ou seja, é em prazos mais elásticos que ocorre uma melhoria na balança comercial, ($\uparrow BC$). Essa movimentação gera a curva J na balança comercial.

Por outro lado, um choque positivo de consumo da administração pública eleva os preços internos e, conseqüentemente, dos bens exportados, causando uma valorização dos termos de troca. A demanda adicional do governo eleva o produto mas reduz o investimento e o consumo das famílias. Ainda assim, a absorção eleva-se mais que a produção, deteriorando a balança comercial. A valorização nos termos de troca não permite aumento no volume exportado nem mesmo no longo prazo, logo, a balança comercial não melhora a ponto de tornar-se positiva, embora o déficit inicial seja dissipado. Nesse caso, o efeito do choque de gastos do governo produz uma melhora nos termos de troca ($\downarrow TT$) mas uma piora na balança comercial ($\downarrow BC$), o que não produz uma curva J⁴ mas encontra o que é sugerido pelas condições de Marshall-Lerner. Os resultados encontrados pelo modelo teórico de Backus, Kehoe e Kydland (1994) indicam que além da dinâmica entre termos de troca e balança comercial, deve-se considerar também a origem da variação nos termos de troca.

Na construção de seu modelo teórico, Backus, Kehoe e Kydland (1994) assumem

⁴ Com a valorização nos termos de troca, pela teoria de curva J era esperado que a balança comercial apresentasse uma melhoria no curto prazo, dado que o valor das exportações estaria maior, e uma piora no longo prazo, dado a queda no volume exportado que fica relativamente mais caro.

que a quantidade comercializada de bens de consumo é igual a quantidade comercializada de bens de capital, isto é, a pauta de exportação tanto da economia doméstica quanto da economia estrangeira não é especializada em nenhum tipo de bem. Mas segundo Senhadji (1998), essa característica somente é crível quando o modelo pretende representar uma economia desenvolvida. Em economias menos desenvolvidas, *LDCs*⁵, é coerente assumir que as importações se concentrem mais em bens de capital. Com essa mudança na construção do modelo teórico, Senhadji (1998) procura entender o efeito de choques de produtividade local e de demanda mundial na relação entre os termos de troca e a balança comercial de *LDCs*.

Os resultados mostram deterioração nos termos de troca⁶ após um choque positivo de produtividade local, uma vez que os preços dos produtos exportados caem. O choque eleva a produção e o investimento, com o segundo reagindo de forma mais intensa. As famílias respondem alterando pouco o consumo, suavizando sua oscilação ao longo do tempo. Embora as exportações se elevem, o aumento da absorção em proporção superior ao da produção garante queda na balança comercial. Conforme o choque de produtividade é dissipado, as importações diminuem, mas o volume exportado permanece elevado dado a deterioração dos termos de troca. Essa dinâmica produz um efeito positivo na balança comercial no longo prazo. A piora na balança comercial no curto prazo e a melhoria no longo prazo garantem a curva J.

Para o choque positivo de demanda mundial, há uma valorização nos termos de troca dado que o preço das exportações oscila em magnitude superior ao preço das importações. A melhoria nos termos de troca e a expansão da economia mundial estimulam o produto doméstico, aumentando também o consumo e o investimento em proporção superior à produção. Ou seja, as importações aumentam mais que as exportações, piorando a balança comercial. A ampliação das exportações em cenário de termos de troca mais valorizado ocorre pelo efeito da maior demanda mundial. O fato dos termos de troca estarem valorizados não é suficiente para produzir um ganho de valor na balança comercial, nem o aumento do volume exportado. Nesse caso, um choque de demanda mundial melhora os termos de troca ($\downarrow TT$) e piora a balança comercial ($\downarrow BC$), sem indícios da curva J, mas garante a condição de Marshall-Lerner.

Apesar de algumas hipóteses distintas, os resultados de Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998) são próximos: choques de produtividade interna deterioram os termos de troca e produzem uma curva J na balança comercial. Por sua vez, choques de demanda, interna ou externa, melhoram os termos de troca e pioram a balança comercial, sem indícios de uma curva J, mas garante a condição de Marshall-Lerner.

Diferentemente dos estudos de Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998)

⁵ *Less Developed Countries*, segundo definição de Senhadji (1998).

⁶ Senhadji (1998) define os termos de troca da mesma forma que Backus, Kehoe e Kydland (1994).

que procuram observar a resposta a choques internos e externos das variáveis macroeconômicas sob a ótica das condições de Marshall-Lerner e da curva J, trabalhos como Kose (2002), Charnavoki e Dolado (2012) e Valério (2016) inferem sobre a resposta dos agregados macroeconômicos sob a ótica dos ciclos econômicos. Apesar dos objetivos distintos, é possível integrar ambas as literaturas com o intuito de avançar na discussão de forma geral.

Kose (2002) analisa também o efeito de um choque de produtividade sobre a balança comercial, mas avança na literatura ao incorporar em seu modelo teórico de pequenas economias abertas um choque de preços de importação⁷. O choque positivo de produtividade causa uma expansão da economia doméstica, aumentando o produto e o consumo das famílias. Com a maior produtividade há um aumento na quantidade importada de bens intermediários e de capital (resposta comum de pequenas economias abertas), deteriorando a balança comercial no curto prazo. Em períodos posteriores, o choque se dissipa e os bens intermediários que antes era importados passam a ser exportados, o que contribui para uma melhora na balança comercial. Ou seja, a dinâmica de ajuste observada na balança comercial é de uma curva J. O resultado encontrado é o mesmo verificado em Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998), mas a inclusão das respostas desagregadas por tipo de bem gera um ganho no entendimento dos resultados.

Por sua vez, o aumento nos preços de importação gera uma recessão na economia doméstica. Há uma diminuição na quantidade importada de bens de capital e intermediários e uma queda no produto dado os custos mais elevados. As famílias acabam por reduzir também seu consumo. A balança comercial apresenta uma melhora, tanto pela redução do volume importado quanto pelo aumento das exportações, já que que estão relativamente mais baratas. Ou seja, é percebida a condição de Marshall-Lerner. Pelos resultados é possível observar que na pequena economia aberta o efeito quantidade se sobrepõe ao efeito preço, não garantindo assim a curva J conforme exposto por Bleaney e Tian (2014).

Em uma perspectiva empírica, Charnavoki e Dolado (2012) analisam o efeito de choques positivos no preço de *commodities* e de demanda mundial sobre uma pequena economia *commodities* exportadora, no caso o Canadá. Ambos os choques valorizam os termos de troca da economia canadense mas a balança comercial apresenta resposta distinta para cada choque. No choque de preço de *commodities* há uma melhora na balança comercial de *commodities* primárias apesar da diminuição do volume exportado, representando assim um ganho de valor conforme esperado pelas condições da curva J. O ganho de valor na balança comercial não é suficiente para gerar um aumento no produto, consumo e investimento, logo não há um aumento no volume importado. Ou seja, mesmo

⁷ Kose (2002) não observa a resposta dos termos de troca aos choques de produtividade e preços, porém as respostas encontradas nas demais variáveis macroeconômicas se assemelham ao que é mostrado por Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998).

sendo uma pequena economia aberta o efeito preço se sobrepõe ao efeito quantidade na resposta da balança comercial ao choque positivo no preço de *commodities*.

A balança comercial de *commodities* apresenta uma melhora após o choque positivo de demanda mundial, porém essa melhora não é tão forte quanto a observada no choque no preço de *commodities*. Com a expansão da economia mundial, tanto o volume exportado quanto o volume importado apresentam uma resposta positiva, assim como o produto, investimento e consumo.

Também em uma perspectiva empírica, Valério (2016) observa o efeito de choques externos sobre os ciclos econômicos de cinco países latino-americanos que são *commodities* exportadores: Brasil, Chile, Colômbia, Peru e México. São identificados como choques externos uma variação positiva não esperada no preço de *commodities* e uma oscilação positiva na incerteza mundial. Valério (2016) avança na literatura ao fazer uso de um modelo SVAR bayesiano com estrutura recursiva, de modo que as variáveis internacionais são exógenas às variáveis domésticas dos países. Além de verificar que oscilações de preços com diferentes origens são transmitidas na economia de forma distinta.

Para a economia brasileira, um choque positivo no preço de *commodities*, eleva o produto ao passo que valoriza o câmbio. Considerando o câmbio como uma *proxy* para os termos de troca, os resultados são os mesmos obtidos por Senhadji (1998). Porém, nos resultados obtidos por Valério (2016), não há mudança estatisticamente significativa na balança comercial. Para o choque de incerteza, os resultados são opostos, com a balança comercial apresentando uma melhora nos períodos posteriores ao choque, o que pode ser explicada pela desvalorização cambial.

Para o Chile e Peru, tem-se que um choque positivo no preço de *commodities* valoriza o câmbio e piora a balança comercial. Nesse caso, é possível inferir que o câmbio valorizado produz uma variação líquida negativa no volume de comércio, não sendo possível observar ganhos de valor. Ou seja, somente a condição de Marshall-Lerner é percebida. Para a Colômbia e o México, tem-se que o choque de preço de *commodities* também valoriza o câmbio, mas gera uma melhora na balança comercial. Com isso, infere-se que há um ganho de valor na valorização cambial. Os resultados evidenciam que não há um padrão na resposta das balanças comerciais para os referidos países.

Posto isso, é possível observar que a literatura acerca das condições de Marshall-Lerner e curva J pode avançar ao incluir em suas análises diferentes origens para a oscilação dos termos de trocas conforme é realizado na literatura dos ciclos econômicos. Além disso, o uso de uma modelagem mais indicada à pequenas economias abertas pode trazer uma perspectiva empírica mais adequada, da mesma forma que foi realizado no modelo teórico de Senhadji (1998) ao expandir o modelo de Backus, Kehoe e Kydland (1994).

3 Metodologia

A análise empírica realizada no presente trabalho é feita por meio da estimação de modelos de Vetores Autoregressivos Estruturais por métodos Bayesianos (SVAR). As estimações seguem as contribuições de Sims e Zha (1998) e Cushman e Zha (1997)¹.

A principal razão para se utilizar o procedimento Bayesiano é a obtenção de menores desvios-padrão das estimativas dos coeficientes quando comparado a modelos VAR estimados por métodos não bayesianos (Litterman, 1986). Mais relevante, os modelos SVAR Bayesianos permitem a obtenção de menores intervalos de confiança das funções de resposta ao impulso a um baixo custo computacional. Essa característica é bastante relevante quando se tem uma quantidade grande de variáveis que elevam consideravelmente os diversos desvios-padrão estimados por métodos convencionais. Tais vantagens decorrem da imposição de *priors* que disciplinam as estimativas.

3.1 Modelo de Vetores Autoregressivos Estrutural - SVAR

Seguindo o que é demonstrado por Waggoner e Zha (2003), podemos formalizar o modelo SVAR de acordo com a Equação 3.1.

$$y_t' A = \sum_{l=1}^p y_{t-l}' A_l + z_t' D + \varepsilon_t', \text{ para } t = 1, \dots, T \quad (3.1)$$

onde y_t é um vetor $n \times 1$ das n variáveis endógenas do modelo no tempo t . A e A_l são matrizes de parâmetros $n \times n$, onde A é a matriz de parâmetros contemporâneos e A_l é a matriz de parâmetros para as relações entre as variáveis na defasagem. z_t é um vetor $h \times 1$ das h variáveis exógenas do modelo e D é uma matriz $h \times n$ dos parâmetros que medem o efeito da variável exógena no modelo. ε_t é um vetor $n \times 1$ de choques estruturais no tempo t , p é o número de defasagens e T é o tamanho da amostra.

Simplificando a Equação 3.1, temos a relação mostrada na Equação 3.2.

$$y_t' A = x_t' F + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

onde $x_t' = [y_{t-1}' \dots y_{t-p}' z_t']$ com dimensão $1 \times k$, $F' = [A_1' \dots A_p' D]$ com dimensão $n \times k$, sendo que $k = np + h$. Além disso, a matriz F contém tanto parâmetros da relação na defasagem das variáveis quanto parâmetros relacionados as variáveis exógenas.

¹ Os modelos foram estimados no Matlab a partir dos códigos disponibilizados por Tao Zha em: <<http://www.tzha.net/>>.

Waggoner e Zha (2003) ressaltam ainda que as restrições lineares podem ser apresentadas de acordo com as Equações 3.3 e 3.4, quando $1 \leq i \leq n$.

$$Q_i a_i = 0, \quad i = 1, \dots, n. \quad (3.3)$$

$$R_i f_i = 0, \quad i = 1, \dots, n. \quad (3.4)$$

onde a_i é a i -ésima coluna de A , f_i é a i -ésima coluna de F , Q_i é uma matriz $n \times n$ de posto q_i e R_i é uma matriz $k \times k$ de posto r_i . Segundo os autores, a restrição exibida na Equação 3.3 é não-degenerada, quando existir ao menos uma matriz não-singular A satisfazendo a restrição.

Observando a Equação 3.1, temos que as matrizes A e A_l são compostas pelos parâmetros estruturais do modelo de SVAR que medem as relações entre as variáveis presentes no vetor y_t . Entretanto, ao se estimar os parâmetros presentes em A e A_l , as estimativas incorrem em problemas de endogeneidade. Isso ocorre pois, dada a exibição do modelo de acordo com a Equação 3.1, todas as variáveis presentes no vetor y_t são dadas como endógenas. Com o objetivo de obter os parâmetros estruturais da Equação 3.1, e evitar o problema de endogeneidade, é necessário estimar o modelo em sua forma reduzida. Para tanto, multiplica-se ambos os lados da Equação 3.1 por A^{-1} , obtendo a Equação apresentada em 3.5.

$$y'_t = \sum_{l=1}^p y'_{t-l} A_l A^{-1} + z'_t D A^{-1} + \epsilon'_t \quad (3.5)$$

onde ϵ_t representa a ligação entre as inovações do modelo estrutural e a equação na sua forma reduzida. Então, ϵ_t pode ser representado de acordo com a Equação 3.6.

$$\epsilon_t = A^{-1} \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Considerando a equação 3.6, tem-se que variações em ε_t , ou seja, choques no termo de erro estrutural do modelo, impactam os termos de erro do modelo na forma reduzida, ϵ_t , após serem filtrados por A^{-1} . Cabe ressaltar que a estrutura proposta na Equação 3.6 é direcionada para a estrutura contemporânea entre as variáveis, nesse caso, a relação entre os termos de erro estrutural e na forma reduzida é dado no tempo t e não na defasagem. No modelo SVAR a matriz de relações contemporâneas do modelo, A , é uma forma de corrigir a endogeneidade, e o filtro mais utilizado na matriz A é identificá-la por meio de

uma decomposição de Cholesky, de acordo com a Equação 3.7.

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 & 1 \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

De acordo com a Equação 3.7, a matriz A , após ser decomposta por Cholesky, é identificada como uma matriz triangular inferior. Como dito anteriormente, a estimação do modelo SVAR através da Equação 3.1 incorre em parâmetros com problemas de endogeneidade, pois todas as variáveis do vetor y_t são consideradas como endógenas, ou seja, influenciam e são influenciadas pelas demais variáveis. Ao estimar o modelo a partir de sua forma reduzida, Equação 3.5, a matriz A se torna um filtro da endogeneidade, justamente por considerar que nem todas as variáveis presentes no modelo são endógenas. Dessa forma, de acordo com Sims (1986), os parâmetros estimados após o filtro, são os verdadeiros parâmetros do sistema de equações.

Considerando as Equações 3.6 e 3.7, é possível verificar que um choque no termo de erro estrutural da primeira variável do vetor y_{1t} , após ser filtrado pela matriz A , irá impactar os termos de erro na forma reduzida de todas as demais variáveis. Ao mesmo tempo, choques nos termos de erro estrutural das demais variáveis não irão influenciar no termo de erro na forma reduzida da primeira variável. Essa relação pode ser visualizada através da Equação 3.8.

$$\begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \\ \vdots \\ \epsilon_{n-1} \\ \epsilon_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 0 \\ 1 & 1 & \cdots & 1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_{n-1} \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \quad (3.8)$$

Analisando a Equação 3.8, é possível inferir que após a decomposição de Cholesky na matriz A , y_{1t} é considerada totalmente exógena ao modelo, ao mesmo tempo em que a última variável, y_{nt} , é endógena à todas as variáveis.

3.2 Perspectiva Bayesiana

A perspectiva Bayesiana para o modelo SVAR se baseia na estimativa *a priori* dos parâmetros do modelo, onde em cada coeficiente do modelo existe uma probabilidade condicional do seu verdadeiro valor, dada suas características teóricas. Doan, Litterman e Sims (1984) apresentam a ótica Bayesiana de acordo com duas *priors*, demonstradas na Equação 3.9 e Equação 3.10.

$$\beta_i \sim N(1, \sigma_{\beta_i}^2) \quad (3.9)$$

$$\beta_j \sim N(0, \sigma_{\beta_j}^2) \quad (3.10)$$

Segundo Doan, Litterman e Sims (1984), dado um vetor autoregressivo, é possível separar os parâmetros em dois diferentes grupos. O primeiro grupo de coeficientes, classificados como β_i , seguem uma distribuição de probabilidade em que seu valor esperado é não nulo, enquanto para o segundo grupo de coeficientes, classificados como β_j , o valor esperado é igual a zero. Para os autores, o primeiro grupo seria responsável por uma maior variabilidade nas demais variáveis do vetor autoregressivo, sendo assim mais importantes, enquanto o segundo grupo pouco contribui para a variabilidade, ou seja, menos importantes para a dinâmica entre as variáveis no sistema de equações.

Identificando quais variáveis dentro do vetor autoregressivo são menos importantes, de acordo com a teoria econômica ou com a literatura, é possível aplicar uma restrição no valor dos coeficientes relacionados a essas variáveis. A perspectiva Bayesiana no modelo SVAR permite criar imposições em modelos para pequenas economias abertas, como é o caso do presente trabalho. Seguindo o que é demonstrado por Cushman e Zha (1997), considere o vetor autoregressivo apresentado na Equação 3.11.

$$A(L)y(t) = \varepsilon(t) \quad (3.11)$$

Onde $y(t)$ é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas, $A(L)$ é uma matriz quadrada, $n \times n$, de operadores de defasagem e $\varepsilon(t)$ é um vetor, $n \times 1$, de termos de erro estruturais. Na Equação 3.12, está apresentado o mesmo modelo, porém separando as variáveis em dois grupos, $y_1(t)$ e $y_2(t)$.

$$\mathbf{y}(\mathbf{t}) = \begin{bmatrix} y_1(t) \\ y_2(t) \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A}(\mathbf{L}) = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ 0 & A_{22}(L) \end{bmatrix}, \quad \varepsilon(\mathbf{t}) = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \quad (3.12)$$

A dimensão de A_{11} é $n_1 \times n_1$, A_{12} é $n_1 \times n_2$, A_{22} é $n_2 \times n_2$, $y_1(t)$ é $n_1 \times 1$, $y_2(t)$ é $n_2 \times 1$, $\varepsilon_1(t)$ é $n_1 \times 1$ e $\varepsilon_2(t)$ é $n_2 \times 1$, considerando que $n_1 + n_2 = n$. A restrição imposta em $A_{21} = 0$, segue o que é apresentado na perspectiva Bayesiana. Para o modelo da Equação 3.11, o primeiro grupo de variáveis, $y_1(t)$, é considerado menos importante no modelo, enquanto $y_2(t)$ é o mais importante.

Considere que na Equação 3.12 o primeiro grupo de variáveis são variáveis domésticas de uma pequena economia aberta, enquanto o segundo grupo são variáveis internacionais. A imposição de que $A_{21} = 0$, propõe que um choque o termo de erro do grupo de variáveis domésticas, ε_2 , não impacta o grupo de variáveis internacionais. Dessa forma, a perspectiva Bayesiana nos modelos SVAR nos permite impor que alguns coeficientes são iguais a zero, produzindo uma representação mais adequada de uma pequena economia aberta².

3.3 Dados

Com o objetivo de mensurar o efeito de choques de demanda e oferta mundiais sob os termos de troca, e a consequente transmissão desses choques na economia brasileira, tanto de forma de agregada quanto desagregada, foram estimados modelos de Vetores Autoregressivos Estruturais Bayesianos. Além de inferir sobre o efeito dos choques externos sob variáveis econômicas nacionais, também há a intenção de observar o efeito desses choques sob os índices *quantum* das exportações e importações nacionais.

Posto isso, as variáveis utilizadas nos modelos estão divididas em dois blocos: internacional e doméstico. No bloco internacional estão as variáveis do PIB de 19 dos 20 países membros do G-20³ e o índice preço mundial de *commodities*. O PIB do G-19 foi obtido subtraindo-se o PIB do Brasil do PIB do G-20. O objetivo desse procedimento é garantir que um choque de demanda mundial não capture um choque específico da economia brasileira.

Ambas as séries de PIB foram obtidas no *site* da OCDE e são mensuradas em milhões de dólares constantes e com o ano-base em 2015. As séries possuem frequência trimestral e já foram coletadas ajustadas sazonalmente. Como será visto adiante, uma variação não esperada nos resíduos estruturais do PIB do G-19 ($\Delta\varepsilon_t^{GDP}$), *GDP* daqui em diante, serão interpretados como um choque de demanda mundial.

O índice de preços de *commodities* é o *all commodities price index* computado e

² A imposição dessas restrições no modelo SVAR Bayesiano são realizadas pela definição de *priors*, segundo Litterman (1986) e Sims e Zha (1998). A derivação dessas condições podem ser observadas no Apêndice B.

³ Fazem parte do G-20: África do Sul, Argentina, Brasil, Canadá, Estados Unidos, México, China, Japão, Coreia do Sul, Índia, Indonésia, Arábia Saudita, Turquia, União Europeia, Alemanha, França, Itália, Reino Unido, Rússia e Austrália.

divulgado pelo FMI. Esse índice agrega informação de praticamente todas *commodities* comercializadas mundialmente, sejam elas energéticas ou não-energéticas. Como será visto, variações não esperadas nos resíduos estruturais nos preços de *commodities* ($\Delta\varepsilon_t^{PCOM}$) serão interpretadas como um choque de oferta adverso.

O bloco internacional também é constituído pelos termos de troca, índice quantum de exportação e índice quantum de importação. Os índices quantum são mensurados em quilograma líquido e foram obtidos na FUNCEX e ajustados sazonalmente segundo metodologia do IBGE⁴.

Os termos de troca foram obtidos por meio da razão dos índices preço de importação pelos de exportação, ambos computados pela FUNCEX. Esse cálculo dos termos de troca segue o que é proposto por Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998), de acordo com a Equação 3.13.

$$TT_{t,i} = \frac{IpM_{t,i}}{IpX_{t,i}} \quad (3.13)$$

onde IpM e IpX são os índices preço de importação e exportação, respectivamente, no tempo t . O subscrito i indica o tipo de bem que será analisado. Nos modelos agregados, os termos de troca correspondem à razão entre os índices preço de importação e os índices preço de exportação de todos os bens comercializados. Nos modelos desagregados, os termos de troca correspondem à razão entre os índices preço de importação e exportação, considerando somente o tipo de bem analisado. Dividiu-se os bens em cinco categorias⁵: bens de consumo, bens de consumo não duráveis, bens intermediários, bens de capital e combustíveis⁶.

Por sua vez, o bloco doméstico é constituído por quatro variáveis: PIB, consumo das famílias e formação bruta de capital fixo, considerada no trabalho como *proxy* do investimento, e balança comercial. As três primeiras variáveis foram obtidas no SIDRA/IBGE e estão mensuradas em números-índices ajustados sazonalmente.

A balança comercial foi construída a partir da divisão entre o valor das exportações e o valor das importações, de acordo com o que é o mostrado na Equação 3.14. Ambas as variáveis foram obtidas na FUNCEX, mensuradas em milhões de dólares e ajustadas sazonalmente segundo metodologia do IBGE. Foram utilizados os valores de comércio

⁴ O ajuste sazonal foi realizado pelo programa X13-ARIMA SEATS, segundo é indicado pelo IBGE em: <ftp://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Contas_Nacionais_Trimestrais/Ajuste_Sazonal/X13_NasContasTrimestrais.pdf>.

⁵ A divisão foi realizada de acordo com a classificação da Secretaria de Comércio Exterior por Grandes Categorias Econômicas - Nota Metodológica nº 001/2016.

⁶ O índice preço de exportação dos bens de capital e os índices preço de importação dos bens de capital, dos bens de consumo e dos bens de consumo não duráveis foram ajustados sazonalmente. Os demais índices não apresentaram sazonalidade.

somente para produtos, isto é, na análise não são considerados os serviços.

$$BC_{t,i} = \frac{ValX_{t,i}}{ValM_{t,i}} \quad (3.14)$$

onde $ValX$ e $ValM$ correspondem, respectivamente, ao valor das exportações e das importações no tempo t . O subscrito i está relacionado aos bens utilizados na composição da balança comercial, assim como realizado no cálculo dos termos de troca.

A Equação 3.14, permite observar que em situações de superávit comercial, o valor da balança comercial será maior que a unidade, ao passo que em situações de déficit comercial, o valor será menor que a unidade. Quando convertidos em logaritmo, valores maiores que 1 resultarão em valores positivos, enquanto que aqueles situados entre 0 e 1 assumirão valores negativos, correspondendo a um déficit comercial.

A periodicidade dos dados é trimestral e compreendem o período entre o primeiro trimestre de 1999 e o terceiro trimestre de 2019. Todas as variáveis estão transformadas em base logarítmica. Os modelos foram estimados considerando 4 defasagens, o que é normalmente utilizado em modelos que utilizam dados trimestrais. Maiores informações sobre os dados utilizados encontram-se no Apêndice C.

3.4 Identificação do modelo SVAR Bayesiano

Os modelos estimados estão divididos em três tipos: modelo de referência, modelo expandido e modelo de comércio. Primeiramente, o modelo de referência é composto pelas variáveis do bloco doméstico e pelos termos de troca. Nesse modelo o choque analisado será de uma oscilação não esperada nos termos de troca, $(\Delta\varepsilon_t^{TT})$. O objetivo é replicar a modelagem que é utilizada pela maioria dos estudos empíricos, como observado na Seção 2.

No segundo modelo, incorpora-se ao modelo de referência a variável do GDP e do índice de preços de *commodities*, com o objetivo de analisar o impacto dos choques estruturais globais que acabam determinando os termos de troca e a dinâmica da economia internacional e doméstica.

O terceiro tipo de modelo é composto pelas variáveis do bloco internacional e pela balança comercial. Procura-se verificar quanto da variação na balança comercial decorre de oscilações no preço dos bens, mensuradas pelos termos de troca, e quanto origina-se na quantidade comercializada, mensuradas pelos índices quantum de exportação e importação. Nesse modelo, a análise é feita tanto de forma agregada quanto desagregada. Essa desagregação é feita para tipos de produto, permitindo também verificar a heterogeneidade desses ajustes, tendo em vista as distinções apontadas pelos modelos de Backus, Kehoe

e Kydland (1994) e Uribe e Schmitt-Grohé (2016) no que diz respeito a impactos em consumo e investimento.

Com a finalidade de obter os parâmetros estruturais do modelo SVAR exibido na Equação 3.1, serão impostas restrições tanto na matriz de parâmetros de relação contemporânea A , quanto na matriz de parâmetros de relação na defasagem A_l , para $l = [1, 2, 3, 4]$.

Na matriz de defasagens, a hipótese utilizada segue o conceito de exogeneidade em bloco, discutida por Cushman e Zha (1997). No caso, variáveis de um determinado bloco não impactam as variáveis de outro bloco nem mesmo através de suas estruturas autorregressivas. Essa estruturação permite impor a hipótese de que o Brasil é uma pequena economia aberta e, portanto, incapaz de influenciar preços e quantidades agregados da economia mundial.

A característica de exogeneidade das variáveis internacionais em relação às domésticas é compartilhada nos três tipos de modelos. Entretanto, a relação entre as demais variáveis muda de acordo com o modelo, dado que novas variáveis são acrescentadas e/ou substituídas. Nesse caso, é necessário observar a identificação dos modelos SVAR Bayesianos para cada tipo de modelo separadamente.

Importante realçar que a retirada de algumas variáveis quando outras são incluídas ocorre para não se perder muitos graus de liberdade, uma vez que a amostra não é tão grande. Como será observado, essas exclusões não alteram os resultados a ponto de interferir nas conclusões obtidas.

3.4.1 Modelo de referência

O modelo de referência é composto pelas variáveis: termos de troca, balança comercial (ambos mensurados de forma agregada), investimento, consumo e PIB nacional. Como mencionado anteriormente, o objetivo é replicar o que é comumente realizado na literatura sobre a relação entre termos de troca e balança comercial, como por exemplo, por Uribe e Schmitt-Grohé (2016).

Na Equação 3.15 está exibida a matriz de parâmetros da relação contemporânea entre as variáveis. As linhas correspondem as equações de cada variável, enquanto as colunas representam o choque contemporâneo de cada variável.

A variável dos termos de troca é exógena e apenas sofre efeitos de choques contemporâneos dela própria. Porém, choques nos termos de troca afetam de forma contemporânea as demais variáveis do modelo. Essa restrição está alinhada com o que é proposto por Uribe e Schmitt-Grohé (2016). No caso, como o Brasil é uma pequena economia aberta, não possui relevância suficiente no mercado internacional para influenciar os preços de exportação

e importação. Por outro lado, como os preços relativos de exportação e importação são considerados como importantes determinantes do produto, consumo e investimento, suas oscilações podem afetar as demais variáveis de forma contemporânea.

$$\mathbf{A} = \begin{matrix} & \varepsilon_t^{TT} & \varepsilon_t^{BC} & \varepsilon_t^{Inv} & \varepsilon_t^{Cons} & \varepsilon_t^{PIB} \\ \begin{matrix} TT \\ BC \\ Inv \\ Cons \\ PIB \end{matrix} & \left[\begin{array}{ccccc} \alpha_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{2,1} & \alpha_{2,2} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{3,1} & 0 & \alpha_{3,3} & 0 & 0 \\ \alpha_{4,1} & 0 & 0 & \alpha_{4,4} & 0 \\ \alpha_{5,1} & \alpha_{5,2} & \alpha_{5,3} & \alpha_{5,4} & \alpha_{5,5} \end{array} \right] \end{matrix} \quad (3.15)$$

Pela ótica da demanda, as variáveis de investimento, consumo e a balança comercial são componentes do PIB, logo, choques nessas variáveis afetam contemporaneamente a variável do PIB. Contudo, será assumido que choques no PIB não afetam as demais variáveis no período contemporâneo ao choque. Além disso, com exceção dos termos de troca, a balança comercial, o investimento e o consumo só são afetadas contemporaneamente por choques nas próprias variáveis. Apesar dessa descrição, importante observar que o interesse é identificar choques nos termos de troca. Dessa maneira, as funções de resposta ao impulso de interesse não sofrem alteração pela estratégia de identificação entre as variáveis domésticas.

Na Equação 3.16 está a matriz de relação na defasagem das variáveis do modelo de referência, onde as linhas representam as equações das variáveis e as colunas representam as variáveis na defasagem. Seguindo o que é proposto por Uribe e Schmitt-Grohé (2016), o termo de troca é exógeno em relação às demais variáveis do modelo, não sendo afetado pelas demais variáveis nem mesmo através de suas dinâmicas autorregressivas.

$$\mathbf{A}_1 = \begin{matrix} & TT_{t-1} & BC_{t-1} & Inv_{t-1} & Cons_{t-1} & PIB_{t-1} \\ \begin{matrix} TT \\ BC \\ Inv \\ Cons \\ PIB \end{matrix} & \left[\begin{array}{ccccc} \varphi_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \varphi_{2,1} & \varphi_{2,2} & \varphi_{2,3} & \varphi_{2,4} & \varphi_{2,5} \\ \varphi_{3,1} & \varphi_{3,2} & \varphi_{3,3} & \varphi_{3,4} & \varphi_{3,5} \\ \varphi_{4,1} & \varphi_{4,2} & \varphi_{4,3} & \varphi_{4,4} & \varphi_{4,5} \\ \varphi_{5,1} & \varphi_{5,2} & \varphi_{5,3} & \varphi_{5,4} & \varphi_{5,5} \end{array} \right] \end{matrix} \quad (3.16)$$

3.4.2 Modelo expandido

Ainda que o modelo de referência esteja alinhado com o que é realizado pela literatura, o mesmo não permite identificar os choques globais responsáveis pela determinação do termo de troca. Assim, o objetivo é construir um arcabouço que permita identificar choques globais de oferta e demanda a fim de compreender seus efeitos sobre os termos de troca e a balança comercial. Para tanto, são incluídas ao modelo de referência o GDP dos

países membros do G-19 e o índice de preço de *commodities*, formando assim o modelo expandido. A nova matriz de impacto contemporâneo é apresentada pela Equação 3.17.

$$\mathbf{A} = \begin{matrix} & \varepsilon_t^{GDP} & \varepsilon_t^{PCOM} & \varepsilon_t^{TT} & \varepsilon_t^{BC} & \varepsilon_t^{Inv} & \varepsilon_t^{Cons} & \varepsilon_t^{PIB} \\ \begin{matrix} GDP \\ PCOM \\ TT \\ BC \\ Inv \\ Cons \\ PIB \end{matrix} & \left[\begin{array}{ccccccc} \alpha_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{2,1} & \alpha_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{3,1} & \alpha_{3,2} & \alpha_{3,3} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{4,1} & \alpha_{4,2} & \alpha_{4,3} & \alpha_{4,4} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{5,1} & \alpha_{5,2} & \alpha_{5,3} & 0 & \alpha_{5,5} & 0 & 0 \\ \alpha_{6,1} & \alpha_{5,3} & \alpha_{6,3} & 0 & 0 & \alpha_{6,6} & 0 \\ \alpha_{7,1} & \alpha_{7,2} & \alpha_{7,3} & \alpha_{7,4} & \alpha_{7,5} & \alpha_{7,6} & \alpha_{7,6} \end{array} \right] & \end{matrix} \quad (3.17)$$

De acordo com a Equação 3.17, o *GDP* do G-19 é influenciado contemporaneamente somente por suas próprias inovações. Além disso, essas inovações influenciam contemporaneamente o preço mundial de *commodities*, sendo que o inverso não é observado. Essa estratégia de identificação é padrão na literatura e implica em dizer que um choque de demanda influencia preços contemporaneamente, mas um choque de oferta não influencia a demanda no mesmo período do choque.

Choques de oferta e demanda mundial podem afetar todas as demais variáveis do sistema contemporaneamente. Os termos de troca respondem instantaneamente por ser uma razão entre preços que em sua maioria são determinados no mercado internacional. A balança comercial pode ser afetada tanto pelo efeito direto do volume comercializado como pelo valor desses produtos. Na medida em que a balança comercial é um dos componentes do PIB, este também pode reagir contemporaneamente. O mesmo ocorre com consumo e investimento, uma vez que as importações ocorrem para atender ao consumo e ao investimento.

Como o Brasil é uma pequena economia aberta, é assumido que a sua dinâmica interna não afeta nem o PIB mundial nem o índice global de preço de *commodities*. Essa hipótese é modelada na matriz de defasagens, representada pela Equação 3.18, onde observa-se que apenas os coeficientes das duas variáveis globais podem se afetar nas recursões. Apesar do termo de troca ser determinado no mercado internacional, ainda assim possui relação com a economia brasileira, uma vez que diz respeito especificamente a produtos importados e exportados pelo país. Por esse motivo também foi assumido que *TT* não afeta *GDP* e *PCOM* nem mesmo na parte dinâmica do modelo.

$$\mathbf{A} = \begin{matrix} & \varepsilon_t^{GDP} & \varepsilon_t^{PCOM} & \varepsilon_t^{TT} & \varepsilon_t^{IqX} & \varepsilon_t^{IqM} & \varepsilon_t^{BC} \\ \begin{matrix} GDP \\ PCOM \\ TT \\ IqX \\ IqM \\ BC \end{matrix} & \left[\begin{array}{cccccc} \alpha_{1,1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{2,1} & \alpha_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{3,1} & \alpha_{3,2} & \alpha_{3,3} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{4,1} & \alpha_{4,2} & \alpha_{4,3} & \alpha_{4,4} & 0 & 0 \\ \alpha_{5,1} & \alpha_{5,2} & \alpha_{5,3} & 0 & \alpha_{5,5} & 0 \\ \alpha_{6,1} & \alpha_{6,2} & \alpha_{6,3} & \alpha_{6,4} & \alpha_{6,5} & \alpha_{6,6} \end{array} \right. & \end{matrix} \quad (3.19)$$

Na Equação 3.20 está a matriz de parâmetros da relação na defasagem entre as variáveis do modelo de comércio. A restrição da balança comercial em não afetar o GDP, o índice de preço de *commodities* e termos de troca continua a mesma. Entretanto, oscilações na balança comercial podem afetar os índices quantum de exportação e importação na defasagem.

$$\mathbf{A}_1 = \begin{matrix} & GDP_{t-l} & PCOM_{t-l} & TT_{t-l} & IqX_{t-l} & IqM_{t-l} & BC_{t-l} \\ \begin{matrix} GDP \\ PCOM \\ TT \\ IqX \\ IqM \\ BC \end{matrix} & \left[\begin{array}{cccccc} \varphi_{1,1} & \varphi_{1,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \varphi_{2,1} & \varphi_{2,2} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \varphi_{3,1} & \varphi_{3,2} & \varphi_{3,3} & \varphi_{3,4} & \varphi_{3,5} & 0 \\ \varphi_{4,1} & \varphi_{4,2} & \varphi_{4,3} & \varphi_{4,4} & \varphi_{4,5} & \varphi_{4,6} \\ \varphi_{5,1} & \varphi_{5,2} & \varphi_{5,3} & \varphi_{5,4} & \varphi_{5,5} & \varphi_{5,6} \\ \varphi_{6,1} & \varphi_{6,2} & \varphi_{6,3} & \varphi_{6,4} & \varphi_{6,5} & \varphi_{6,6} \end{array} \right. & \end{matrix} \quad (3.20)$$

4 Análise dos Resultados

4.1 Modelo de referência

O primeiro exercício é analisar o efeito de um choque nos termos de troca sobre as demais variáveis do modelo de referência. No caso, esse é o mesmo exercício realizado por Uribe e Schmitt-Grohé (2016) e por demais trabalhos empíricos na literatura, onde os termos de troca, ou a taxa de câmbio, são considerados como fonte do choque.

Na Figura 1 são apresentadas as funções de resposta ao impulso do modelo a uma inovação positiva de um desvio padrão dos termos de troca, ou seja, um choque que garante $\Delta IpM > \Delta IpX$. A área sombreada nos gráficos da Figura 1 indicam os intervalos de confiança a 68% de confiança, valor padrão na literatura de VAR.

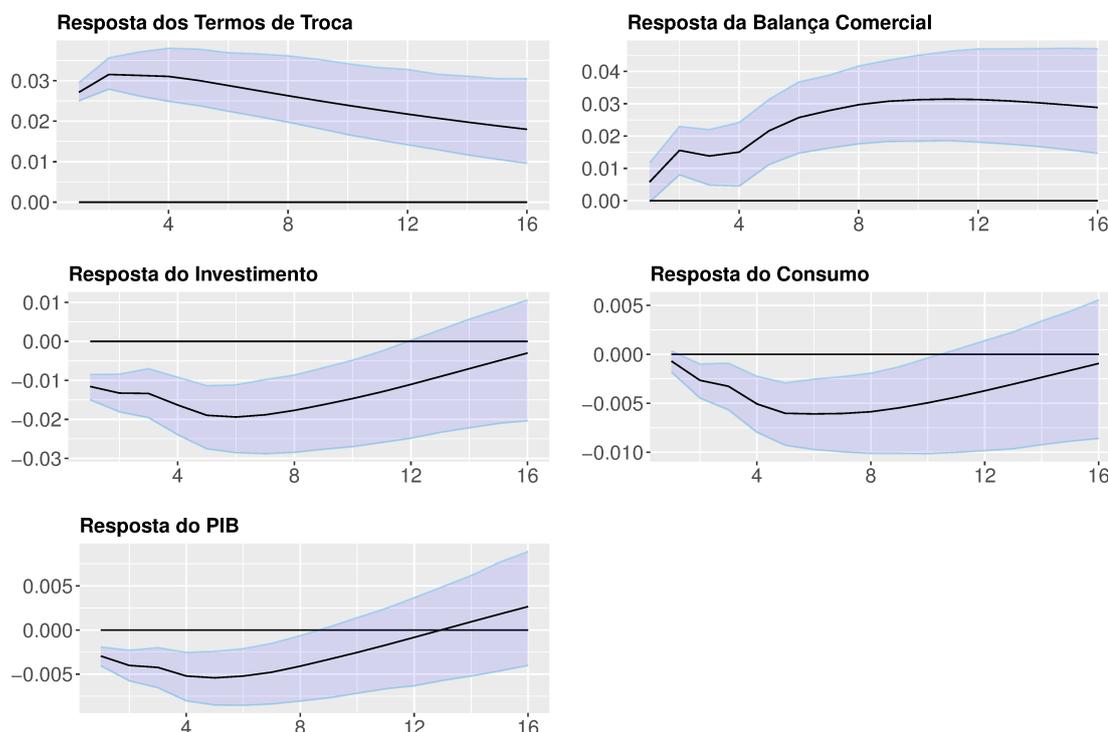
O efeito da desvalorização dos termos de troca sobre a balança comercial está de acordo com o que é esperado pelas condições de Marshall-Lerner. Preços de exportação relativamente mais baratos que os de importação ampliam as vendas externas a ponto de compensar o encarecimento dos produtos importados, resultando em melhoria na balança comercial. Mas apesar da condição de Marshall-Lerner ser percebida, não há indícios da curva J como observado no trabalho de Uribe e Schmitt-Grohé (2016). Nesse caso, o efeito preço que resultaria numa piora inicial no saldo externo não parece se impor a ponto de compensar os ganhos provenientes no volume exportado, ou seja, o efeito quantidade predomina desde o início.

Seguindo Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998), deve-se compreender o que ocorre com a absorção interna e com o PIB para explicar o comportamento da balança comercial.

A queda do PIB derivada da desvalorização dos termos de troca está em linha ao reportado por Uribe e Schmitt-Grohé (2016). Segundo os autores, menores preços relativos dos bens exportados implica em efeito renda negativo, justificando o PIB menor. Esse efeito renda também justificaria a queda no consumo e do investimento. Na medida em que a economia brasileira é grande exportadora de *commodities*, preços de exportação relativamente menores poderiam também justificar a redução dos investimentos, já que teriam retorno esperado reduzido com a elevação mais que proporcional no preço de insumos e bens de capital importados.

No que diz respeito às magnitudes, a absorção interna cai mais intensamente que o PIB, gerando excedente que garante os saldos externos positivos. O consumo cai menos em função da suavização realizada pelas famílias, enquanto o impacto no investimento é

Figura 1 – Resposta das variáveis do modelo de referência a um choque nos termos de troca



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

mais agudo, ambos resultados alinhados com modelos de ciclos de negócio.

Vale observar que a explicação usada para justificar as respostas apresentadas na Figura 1, embora em linha as apresentadas na literatura, utiliza uma hipótese central que não é possível de se verificar nas simulações: *a deterioração nos termos de troca provoca efeito renda adverso na renda doméstica*. Na medida em que não se compreende a origem dos choques que alteram os termos de troca, a literatura tem mantido essa justificativa para explicar as respostas apresentadas. Como será visto a seguir, a identificação da origem de choques globais modifica completamente as interpretações padrões, permitindo explicações mais alinhadas com a teoria econômica.

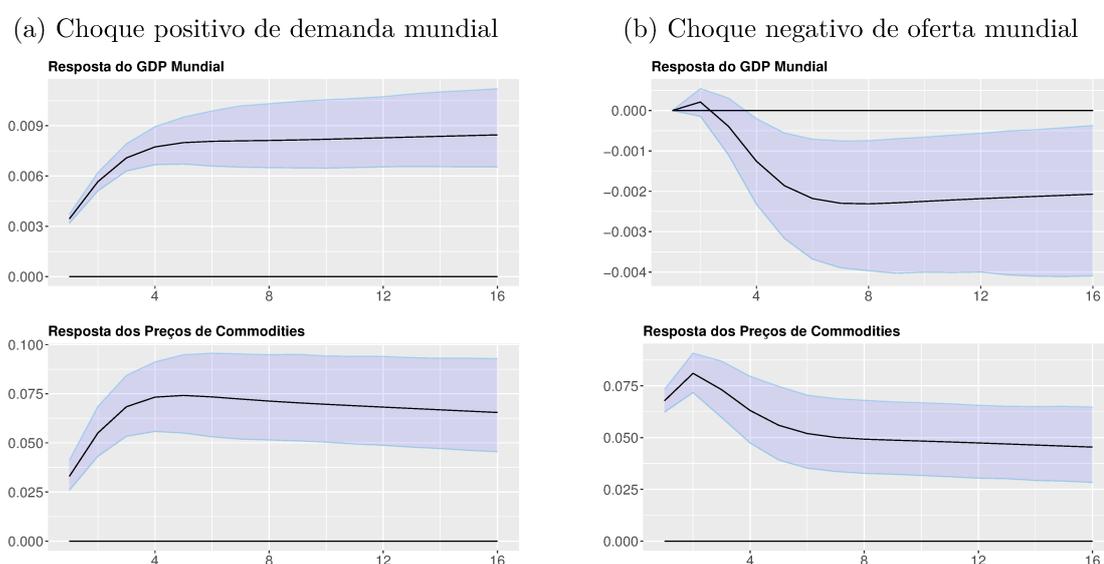
4.2 Modelo expandido

Embora os modelos teóricos Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998) reconheçam a necessidade de considerar a origem dos choques que afetam os termos de troca, eles não modelam o comportamento da economia mundial a ponto de permitir distinguir efeitos de choques de oferta e demanda em nível global, portanto que não têm suas origens na pequena economia aberta analisada. Para preencher essa lacuna que

também é observada na literatura empírica, daqui em diante são apresentadas simulações em que os choques globais mencionados originam as alterações nos termos de troca.

Inicialmente é importante verificar se inovações na demanda e oferta globais estão corretamente identificadas. Na Figura 2 são apresentadas as FRI do *GDP* do G-19 e do índice preço mundial de *commodities*. Na primeira coluna estão as respostas a partir de uma inovação positiva de um desvio padrão na equação do *GDP* do G-19. As respostas positivas do *GDP* e do índice de preço são consistentes com um choque positivo e não esperado de demanda, ou seja, com um choque que desloca para direita a curva de demanda agregada global. A segunda coluna mostra a reação após um choque positivo de um desvio padrão na equação que determina o índice preço de *commodities*. A redução no *GDP* do G-19 e a expansão dos preços também são consistentes com um choque adverso, ou negativo, que desloca a curva de oferta global para esquerda. Portanto, a escolha das variáveis e a estratégia econométrica adotada são capazes de identificar choques que realmente fazem sentido econômico. Importante destacar que como a estimação e a identificação das variáveis do bloco internacional são idênticas nos demais exercícios, os resultados são sempre idênticos aos da Figura 2, não havendo necessidade de apresentá-los novamente.

Figura 2 – Resposta das variáveis internacionais aos choques externos



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

Tendo identificado os choques globais, o próximo passo é observar as respostas das demais variáveis, apresentadas na Figura 3.

O choque positivo de demanda mundial valoriza os termos de troca, ou seja, o índice preço das exportações varia mais intensamente que o das importações ($\Delta I p_X > \Delta I p_M$). Segundo a racionalidade da curva J, preços importados relativamente mais baratos deveria

provocar uma melhoria inicial no saldo comercial. Contudo, o que observa-se é a deterioração desde os primeiros instantes após o choque, indicando a validade contínua das condições de Marshall-Lerner¹.

Embora a relação entre termos de troca e saldo externo esteja alinhada àquelas apresentadas no modelo de referência, em que choques globais não são identificados, a racionalidade por trás dos resultados ganha outros traços na presença dessas inovações.

O choque positivo na demanda global, que leva à apreciação dos termos de troca, é responsável pelo crescimento do PIB nacional, em linha ao apresentado por Senhadji (1998). A explicação na direção sugerida por Uribe e Schmitt-Grohé (2016), de que o efeito riqueza gerado pela apreciação nos termos de troca seria a responsável pelo ganho de produto, não parece estar correta ou está incompleta.

Também em linha com Senhadji (1998), consumo e investimento respondem positivamente à expansão da demanda mundial. Demanda global ampliada e preços relativamente mais atrativos estimulam os investimentos, tendo em vista a maior expectativa de retorno. Além disso, a própria persistente elevação da renda doméstica, em linha com o que ocorre com o *GDP* do G-19, estimula investimentos para ampliar a oferta de bens e serviços internamente, o que também justifica a forte expansão do investimento. O crescimento no consumo das famílias é mais suave e menor, o que pode ser explicado pela suavização intertemporal do consumo, como preconizado pelos modelos de ciclo de vida. Embora o crescimento do PIB situa-se entre o do investimento e o do consumo, a absorção doméstica expande-se mais que a produção, justificando os saldos negativos. Como esse padrão é observado desde os momentos iniciais após o choque, não há melhoria inicial no saldo comercial após a valorização dos termos de troca, justificando a ausência da curva J^2 .

A segunda coluna da Figura 3 mostra as FRI das variáveis após um choque adverso de oferta mundial, ou seja, deslocamento para esquerda da curva de oferta. Esse choque não foi analisado por Senhadji (1998).

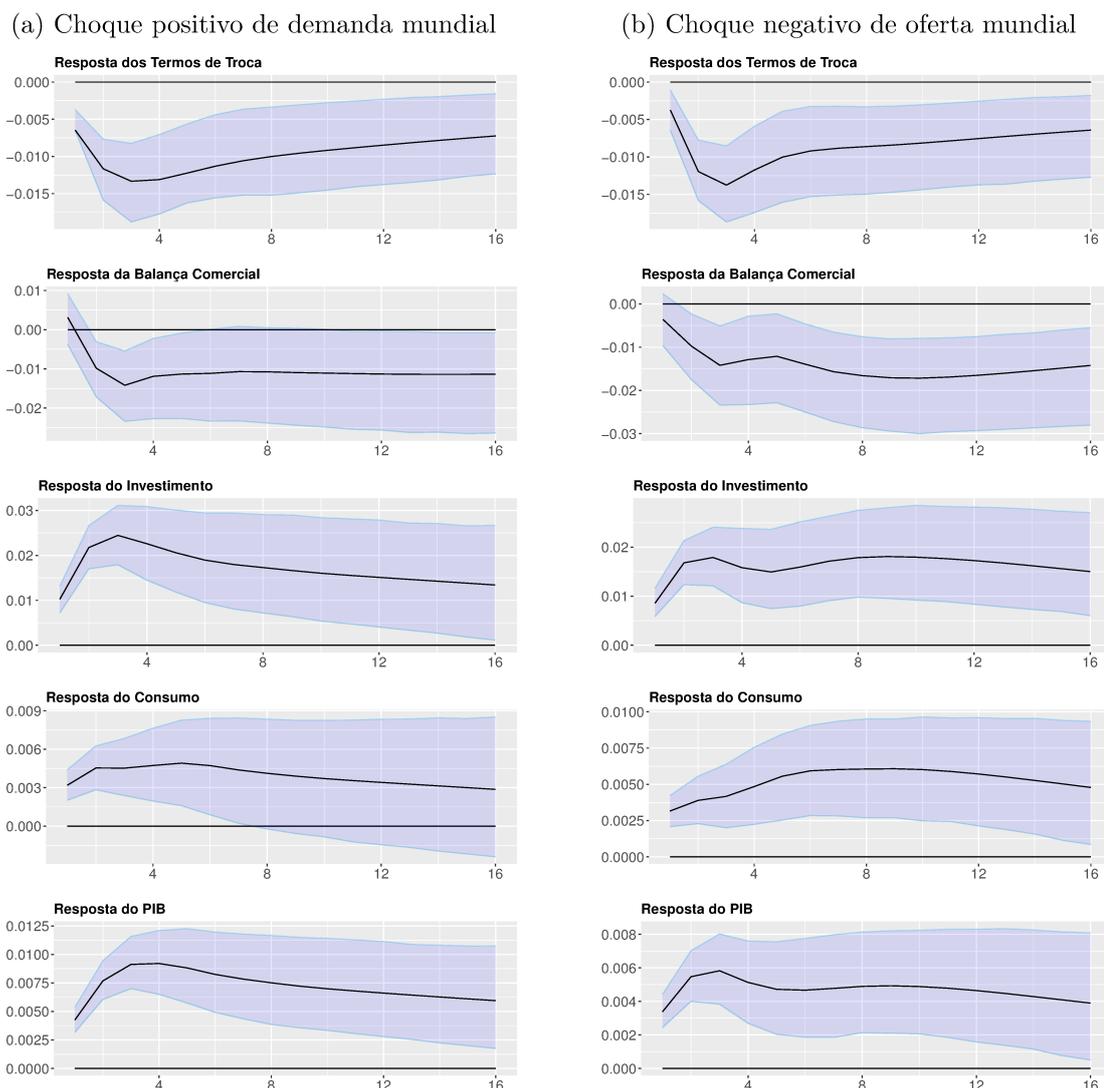
Apesar dos preços internacionais subirem, o preço dos bens exportados sobe mais que o preço dos importados, resultando em valorização dos termos de troca (queda em TT). Produtos importados relativamente mais baratos não geram, contudo, melhoria no saldo balança comercial, que cai continuamente. O resultado indica, novamente, validade das condições de Marshall-Lerner, mas ausência da curva J .

Em relação às respostas das demais variáveis domésticas, observa-se elevação do PIB doméstico apesar da queda do produto mundial. O resultado é similar ao reportado

¹ Dado que a balança comercial fica praticamente estática no impacto com dados trimestrais, não pode ser descartada a possibilidade de melhoria inicial nos saldos comerciais no impacto se a análise fosse feita usando dados em frequência mensal.

² O fato de não ser considerada a balança de serviços não parece afetar as conclusões. Ao contrário, essa ausência parece amenizar a queda inicial sofrida pela métrica aqui usada de balança comercial.

Figura 3 – Resposta das variáveis do modelo expandido aos choques externos



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

por Ferreira e Valério (2020) e Paula (2018)³. Consumo e investimento também se elevam, sendo que a primeira cresce menos que o PIB e a segunda em proporção superior, mesmo padrão já observado diante do choque positivo na demanda mundial. Novamente, absorção interna expande-se em proporção superior à produção, deteriorando o saldo comercial.

³ Relação positiva entre preço de *commodities* e o PIB de países exportadores desses produtos também foi encontrada por diversos autores, como Shousha (2016), Chen e Rogoff (2003), Drechsel e Tenreyro (2017), entre outros. No entanto, esses trabalhos não identificam a origem dos choques globais.

4.3 Modelo de comércio agregado e desagregado

Nesta seção serão apresentadas as respostas das variáveis do modelo de comércio aos choques externos. A análise será feita com as variáveis agregadas, considerando todos os bens comercializados, e com as variáveis desagregadas por tipo de bem. O objetivo é observar se o efeito que evidencia a variação na balança comercial é na quantidade ou preço.

4.3.1 Variáveis de comércio agregadas

Na Figura 4 estão as respostas das variáveis agregadas aos choques de demanda e oferta mundiais. Em ambos os choques, há uma valorização dos termos de troca e uma piora na balança comercial. Esse resultado é o mesmo obtido no modelo presente na Seção 4.2.

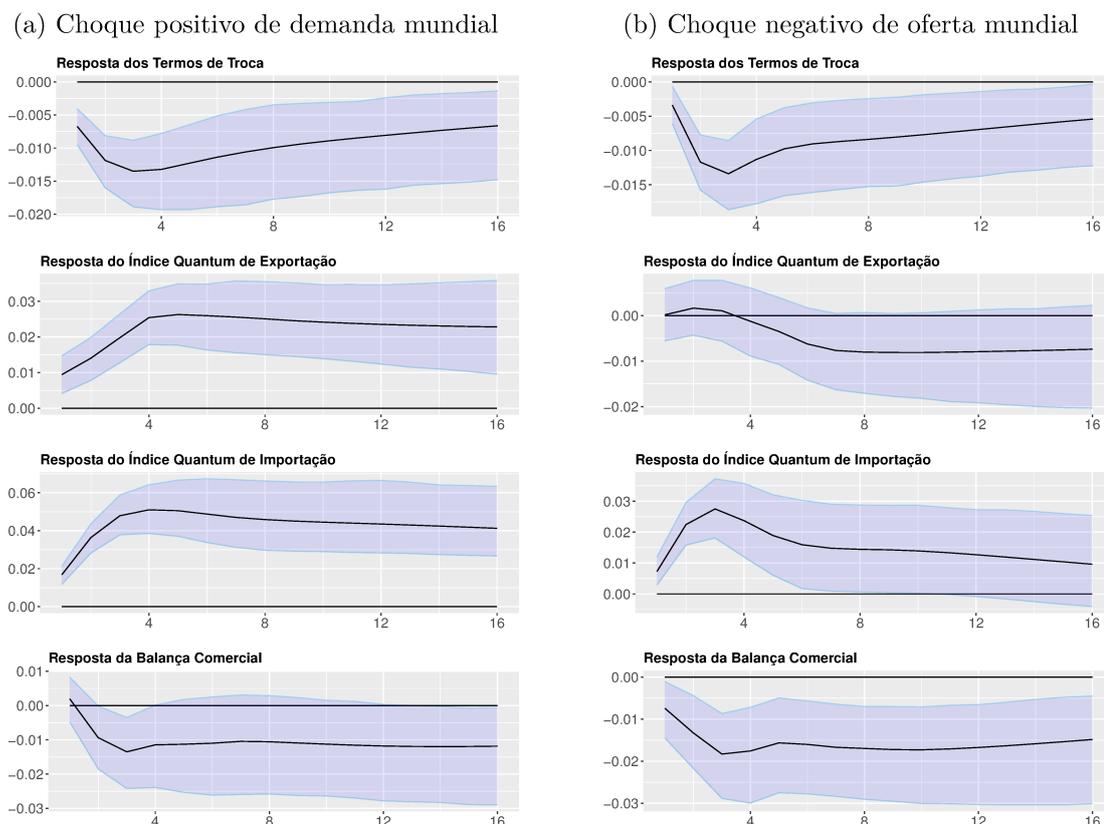
Para o choque positivo de demanda mundial, ambos os índices quantum apresentam um crescimento. O aumento de renda global aumenta a demanda por produtos domésticos. Motivo similar eleva o volume importado que, contudo, cresce mais intensamente que o exportado. Logo, apesar do ganho de valor com a valorização dos termos de troca, o efeito que se sobressai sobre a balança comercial é o efeito quantidade.

Já diante de choque negativo de oferta mundial, o volume exportado cai e o importado se eleva. A queda no volume exportado está em linha com a queda de renda internacional. O fato do volume exportado demorar a cair talvez seja indício da rigidez de contratos firmados anteriormente ao choque. Já a ampliação no volume importado ocorre pelo ganho de renda doméstica, que deve estar atrelado à elevação mais que proporcional no valor dos bens exportados, ou seja, pela valorização dos termos de troca. A análise conjunta revela que a deterioração na balança comercial ocorre fundamentalmente pela ampliação do volume importado em quantidade que mais que compensa a melhoria nos termos de troca. Esses são exatamente os resultados preconizados pelas condições de Marshall-Lerner, apesar dessas não abordarem efeitos de equilíbrio geral.

4.3.2 Variáveis de comércio desagregadas por tipo de bem

Na Figura 5 estão as FRI das variáveis do modelo desagregado para bens de consumo aos choques externos. Na presença de choque positivo de demanda mundial, os termos de troca de bens de consumo caem ligeiramente no impacto, retornando ao equilíbrio pré choque no quarto trimestre. A queda verificada até o terceiro trimestre fica praticamente no limite de ser estatisticamente significativa. Já os volumes exportados e importados reagem positivamente, refletindo a expansão da renda mundial e doméstica. A balança comercial fica praticamente estática no impacto, caindo posteriormente até o

Figura 4 – Resposta aos choques externos das variáveis agregadas do modelo de comércio



Fonte: Elaboração do autor.

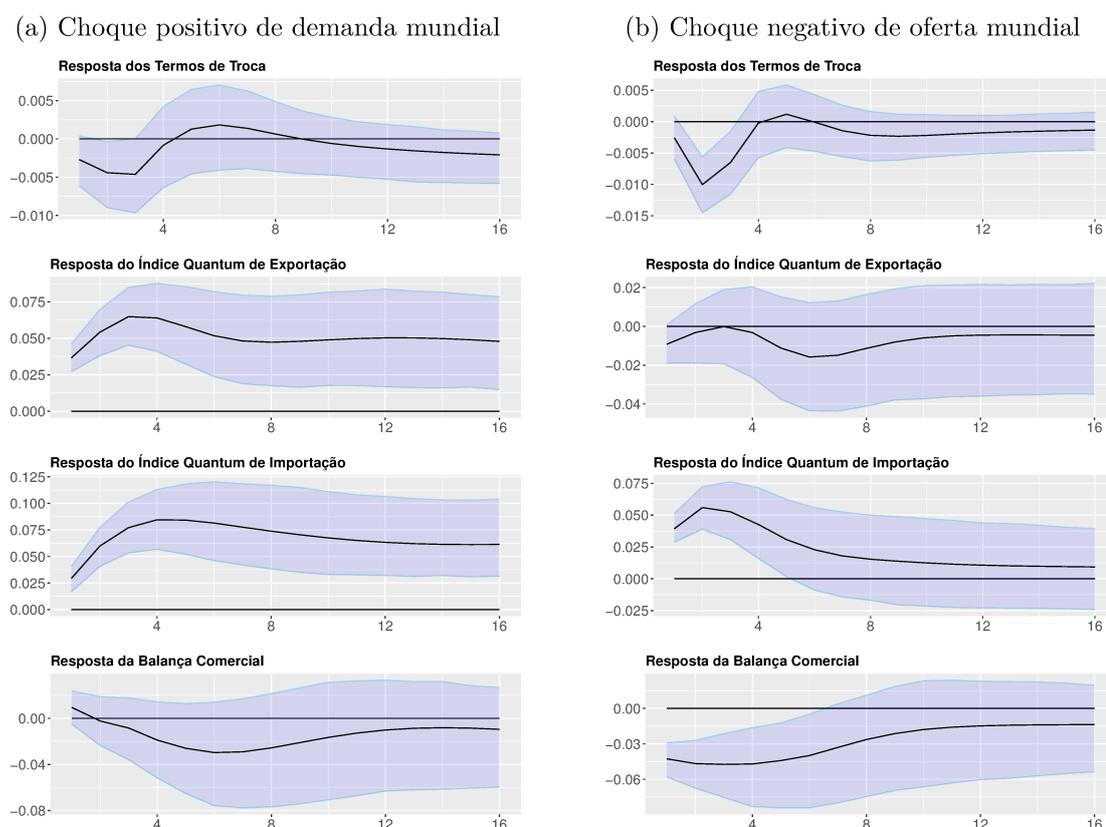
Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

sexto período. Essas respostas, não são, contudo estatisticamente significante, mas vale observar os elevados intervalos de confiança dessas estimativas. Considerando a queda, o efeito é que o volume importado supere o exportado. Ainda assim, não é possível detectar nada parecido a uma curva J.

Para o choque negativo de oferta mundial, a resposta dos termos de troca e da balança comercial para bens de consumo no curto prazo é a mesma que foi observada no modelo agregado. Após o choque há uma valorização dos termos de troca e uma piora na balança comercial. Entretanto, ambas as respostas são menos duradouras do que as observadas no modelo agregado. Apesar do ganho de valor com a valorização dos termos de troca, a balança comercial apresenta uma piora, dado que não há ganho na quantidade exportada e a quantidade importada apresenta um aumento, dada as respostas do índice quantum de exportação e importação, respectivamente. Logo, assim como no modelo agregado, o efeito que se sobressai sobre a balança comercial de bens de consumo é o efeito quantidade e não o preço.

Na Figura 6 estão apresentadas as respostas das variáveis do modelo desagregado

Figura 5 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens de consumo



Fonte: Elaboração do autor.

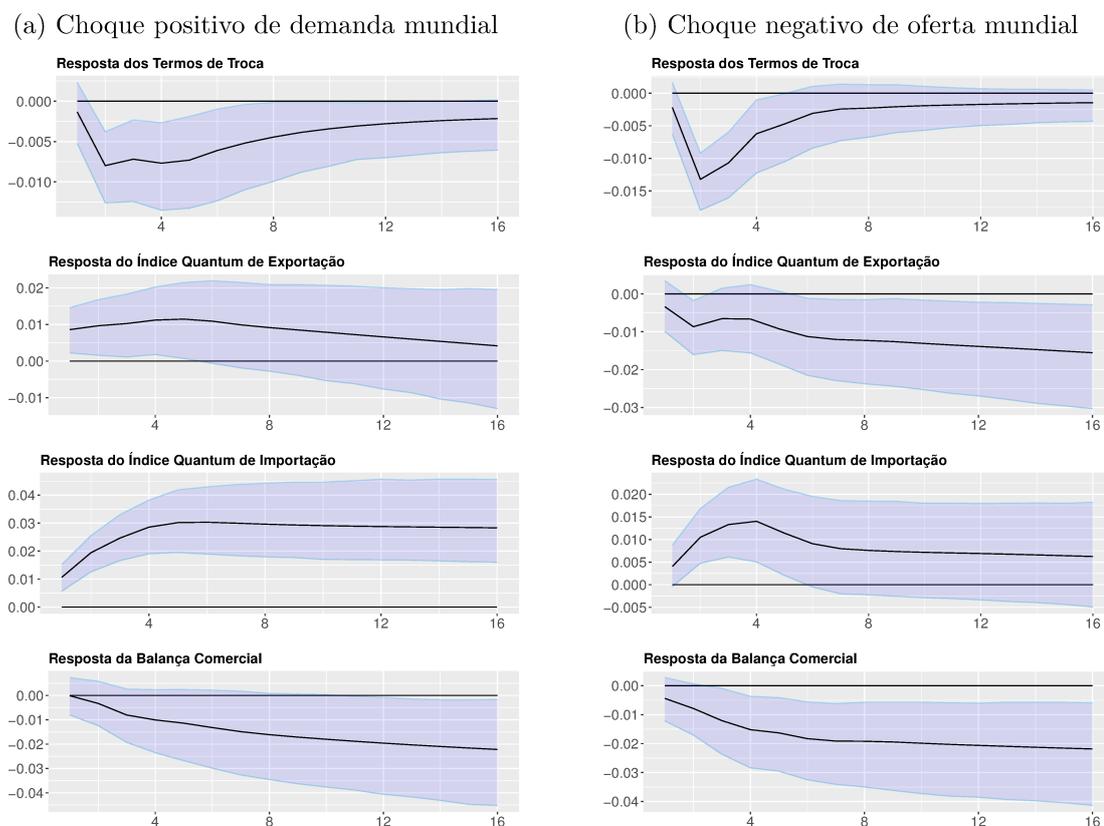
Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

considerando somente os bens de consumo não duráveis. Apesar do encarecimento relativo dos bens exportados, há piora no saldo comercial de não duráveis. Ainda assim, o volume exportado aumenta em decorrência da renda global mais elevada. Motivo similar faz com que o volume importado seja ampliado. Vale destacar a menor persistência na resposta das vendas externas.

Na segunda coluna da Figura 6 são apresentadas as respostas nas variáveis de comércio de bens não duráveis diante de um choque adverso na oferta global. Como na análise agregada, os termos de troca valorizam-se e a balança comercial deteriora. O quantum exportado cai em decorrência da menor renda global, enquanto o importado cresce em função da ampliação do PIB doméstico. Também aqui observa-se uma contínua satisfação das condições de Marshall-Lerner, não sendo verificada a ocorrência da curva J.

Na Figura 7 estão as respostas aos choques externos das variáveis do modelo desagregado para bens intermediários, que também assemelham-se às encontradas no modelo agregado. Os termos de troca valorizam após o choque de demanda, a balança comercial apresenta uma piora e os índices quantum de importação e exportação crescem,

Figura 6 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens de consumo não duráveis



Fonte: Elaboração do autor.

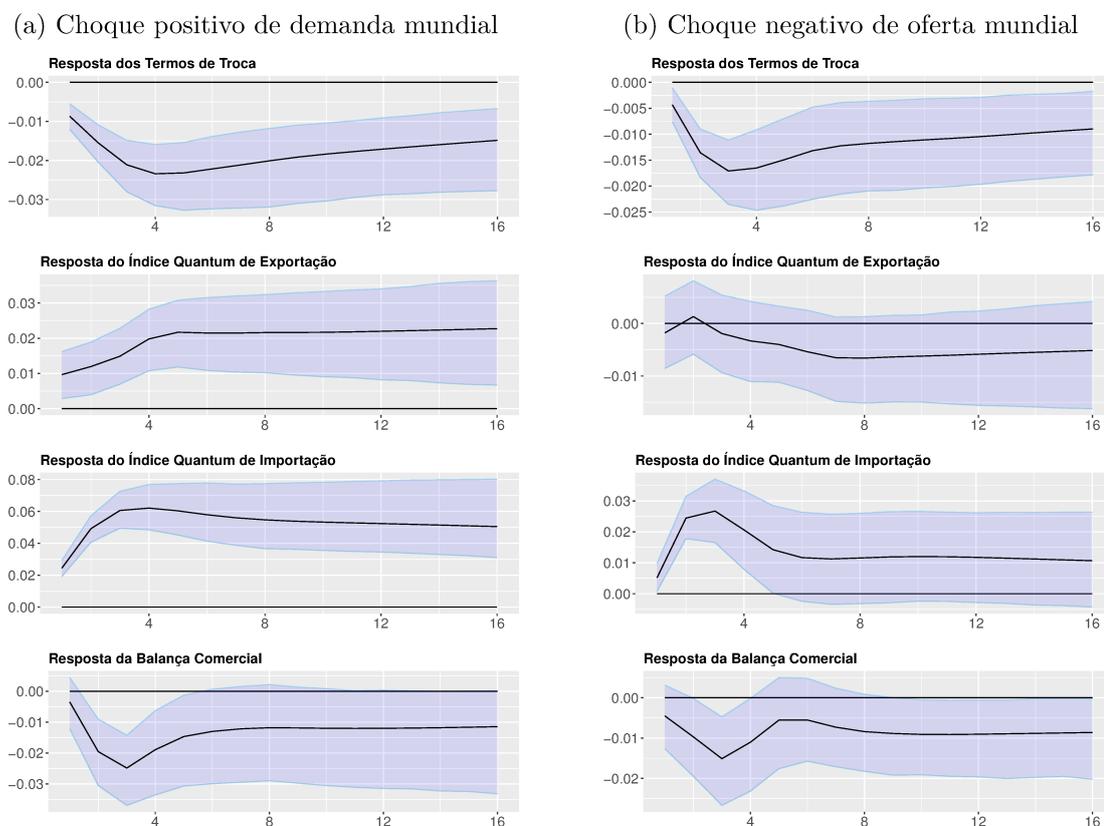
Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

com o primeiro variando em maior magnitude que o segundo. Também como anteriormente observado, preços domésticos relativamente mais caros não impedem a expansão nas vendas externas, reforçando o impacto da elevação da renda mundial.

Na presença de choque adverso de oferta global, os termos de troca dos bens intermediários também se valorizam. O índice quantum de exportação cai, mas de forma não significativa, e o de importação se eleva. O efeito líquido na balança comercial de bens intermediários é de piora, com a condição de Marshall-Lerner satisfeita continuamente e não sendo observada a curva J.

Na Figura 8 estão as respostas das variáveis do modelo desagregado para bens de capital. No choque de demanda, é possível observar que os termos de troca não apresentam resposta significativa estatisticamente. Por outro lado, diferentemente dos bens já analisados, o índice quantum de exportação varia em maior magnitude que o de importação. O efeito líquido deveria ser de melhoria na balança comercial, conclusão que exige cautela diante da falta de significância da resposta do saldo. De qualquer maneira,

Figura 7 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens intermediários



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

causa surpresa a resposta aparentemente superior das exportações de bens de capital.

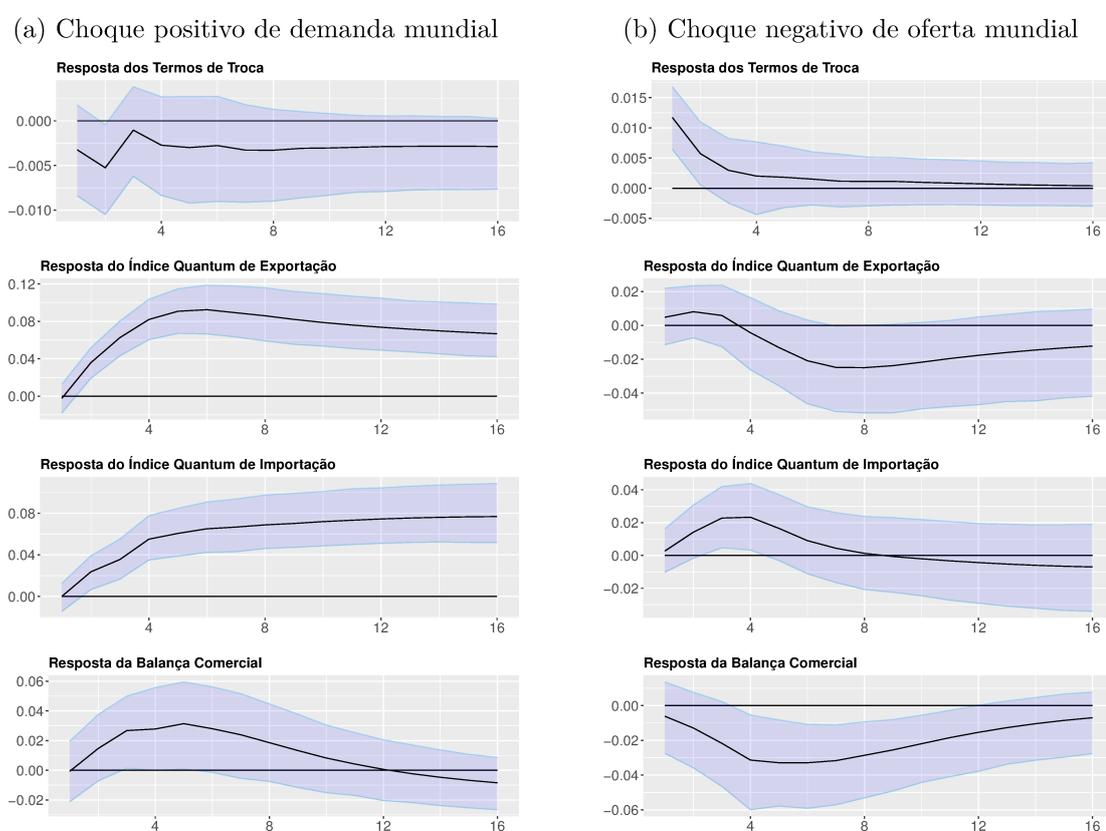
Na segunda coluna da Figura 8 é possível observar as respostas das variáveis frente a um ao choque negativo de oferta mundial. Diferentemente de todos os resultados apresentados até o momento, ocorre desvalorização dos termos de troca, ou seja, o índice preço de importação varia em maior magnitude que o índice preço de exportação. Assim, diferentemente dos casos anteriores, o efeito renda global varia em direção oposta à do termo de troca específico do bem analisado. É assim um boa oportunidade de verificar qual efeito é preponderante. Os resultados indicam queda do quantum exportado, portanto a menor renda global sobressai frente a eventual efeito substituição que poderia ser causado pelo barateamento dos bens de capital produzidos no Brasil. O volume importado aumentou, também à despeito de produtos internacionais mais caros. Assim, também em nível doméstico a renda mais elevada foi mais determinante para essa ampliação do volume importado de bens de capital.

Essa dinâmica pode ser explicada segundo Senhadji (1998), que aponta que eco-

nomias menos desenvolvidas têm sua pauta de importações mais direcionadas aos bens de capital. Logo, mesmo com os termos de troca deteriorados, o quantum importado aumenta pelo efeito renda que o choque negativo de oferta mundial produz na economia brasileira. Com os termos de troca deteriorados e o quantum importado apresentando um crescimento, o efeito na balança comercial é de uma piora, dado que o efeito preço e o efeito quantidade contribuem juntamente para essa piora.

Em comum com os demais resultados, as condições de Marshall-Lerner também foram observadas de maneira contínua, não havendo ocorrência da curva J.

Figura 8 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para bens de capital



Fonte: Elaboração do autor.

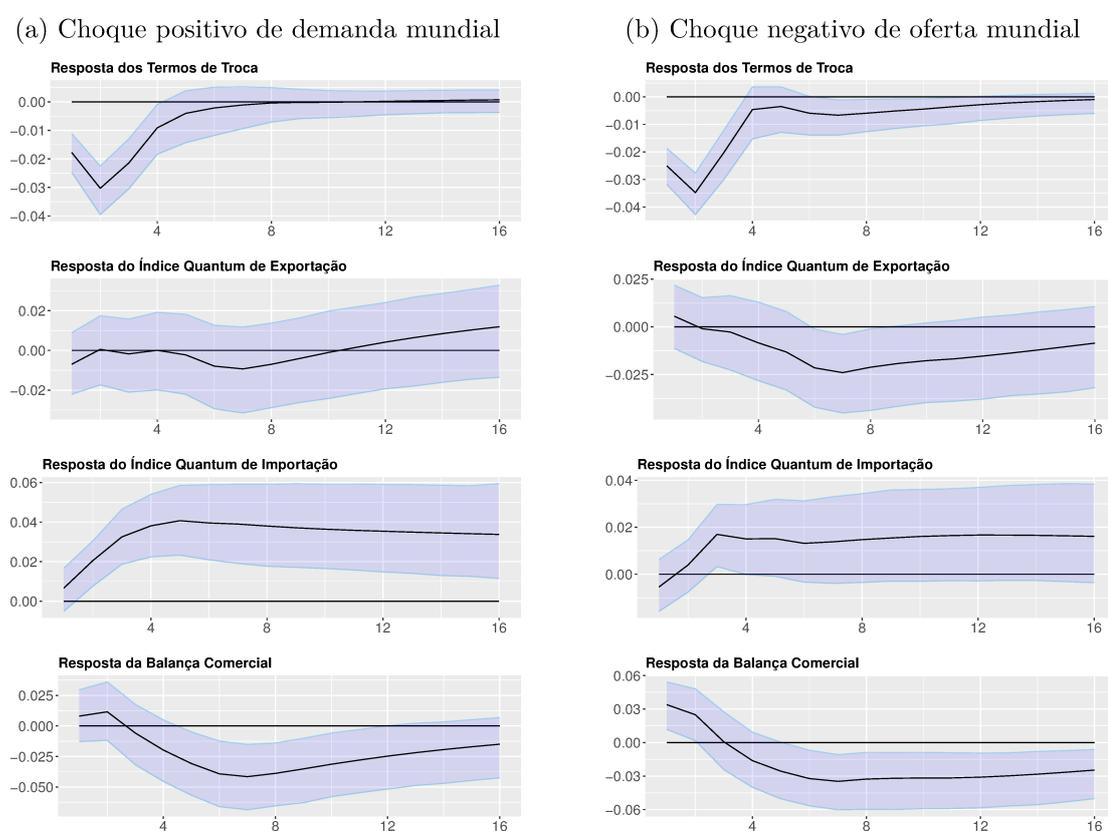
Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

Por fim, na Figura 9 estão as respostas aos choques externos dos combustíveis comercializados. Para o choque de demanda mundial é possível observar que os termos de troca valorizam-se, o índice quantum de exportação não apresenta variação estatisticamente significativa e o quantum importado expande-se. A balança comercial pouco se altera inicialmente, mas deteriora a partir do terceiro trimestre.

Para o choque negativo de oferta mundial é possível observar que os termos de troca também apresentam uma valorização, que apesar de não duradoura é mais expressiva

que a observada no modelo agregado. Os índices quantum de exportação e importação de combustíveis apresentam resposta significativa em apenas alguns trimestres, mas a direção geral ocorre em conformidade ao observado para os demais bens: queda no quantum exportado e ampliação no importado. O saldo comercial de combustíveis é o único que responde inicialmente de forma positiva ao choque de oferta, havendo posterior deterioração. Seria assim o único bem analisado para o qual haveria uma dinâmica mais similar à uma curva J, com as condições de Marshall-Lerner não sendo observadas continuamente, mas sendo satisfeitas em prazos mais elásticos.

Figura 9 – Resposta aos choques externos das variáveis desagregadas para combustíveis



Fonte: Elaboração do autor.

Nota: 1 - As linhas pretas correspondem a mediana, enquanto o intervalo de confiança, em azul, é de 68% da função de resposta ao impulso.

5 Considerações Finais

O presente trabalho buscou acrescentar à literatura acerca das condições de Marshall-Lerner e da curva J uma análise quanto a origem das oscilações nos termos de troca. Na literatura existente, os trabalhos se limitam a considerar a variável dos termos de troca como exógena à economia doméstica, mas falham ao não considerar a endogeneidade em relação às variáveis internacionais. Como mencionado, Backus, Kehoe e Kydland (1994) e Senhadji (1998) são exceções, porém estão limitados à modelagem teórica.

Posto isso, estimou-se modelos de Vetores Autoregressivos Estruturais por métodos Bayesianos com exogeneidade em bloco. O objetivo foi produzir uma dinâmica entre as variáveis do modelo mais crível à pequenas economias abertas, ou seja, uma dinâmica na qual as variáveis domésticas não afetam variáveis internacionais, conforme realizado por Ferreira e Valério (2020).

Foram consideradas duas fontes originárias das oscilações nos termos de troca: choque positivo de demanda mundial e choque negativo de oferta mundial. A inovação de demanda mundial foi utilizada também por Senhadji (1998) como geradora das variações nos preços relativos. Por sua vez, o choque negativo de oferta mundial corresponde a um choque adverso no índice preço mundial de *commodities*. Seu uso justifica-se pelo fato de que, segundo Chen e Rogoff (2003), a maior parte das flutuações nos termos de troca são explicadas por oscilações nos preços de *commodities*.

De acordo com os resultados, tem-se que ambos os choques globais causam uma valorização nos termos de troca e uma piora na balança comercial desde os primeiros períodos pós-choque, apresentando assim uma dinâmica similar a que é esperada segundo a condição de Marshall-Lerner. A explicação dessa piora se deve a um hiato entre absorção e produção doméstica, ressaltando que o efeito que se sobrepõe na resposta da balança comercial é o efeito quantidade. Por fim, nos modelos desagregados foi possível observar certa heterogeneidade na dinâmica de ajustamento das variáveis por tipo de bem.

Propõe-se para trabalhos futuros a análise de decomposição da variância do erro de previsão, onde será possível avaliar de uma forma mais efetiva se choques na demanda mundial ou nos preços de *commodities* são mais determinantes na explicação dos termos de troca e, conseqüentemente, na balança comercial.

Referências

- BACKUS, D. K.; KEHOE, P. J.; KYDLAND, F. E. Dynamic of the trade balance and the terms of trade: The j-curve? *American Economic Association*, v. 84, n. 1, p. 84–103, 1994.
- BAHMANI-OSKOOEE, M.; KOVYRYALOVA, M. The j-curve: Evidence from industry trade data between us and uk. *Economic Issues*, v. 13, p. 25–44, 2008.
- BLAKE, A.; MUMTAZ, H. Gibbs sampling for linear regression models. In: *Applied Bayesian econometrics for central bankers*. [S.l.]: Bank of England - Centre for Central Banking Studies, 2017. p. 1–28.
- BLEANEY, M.; TIAN, M. Exchange rates and trade balance adjustment: A multi-country empirical analysis. *Open Economies Review*, v. 25, n. 4, p. 655–675, 2014.
- BOYD, D.; CAPORALE, G. M.; SMITH, R. Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the marshall-lerner condition. *International Journal of Finance and Economics*, v. 6, p. 187–200, 2001.
- BROOKS, T. J. *Currency Depreciation and the Trade Balance: an Elasticity Approach and Test of the Marshall-Lerner Condition for Bilateral Trade Between the US and the G-7*. Tese (Doutorado) — The University of Wisconsin-Milwaukee, Milwaukee, WI 53211, Estados Unidos, 1999. 112 f.
- CHARNAVOKI, V.; DOLADO, J. J. The effects of global shocks on small commodity-exporting economies: lessons from canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, p. 1–43, 2012.
- CHEN, Y.; ROGOFF, K. Commodity currencies. *Journal of International Economics*, v. 60, p. 133–160, 2003.
- CUSHMAN, D. O.; ZHA, T. Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, v. 39, n. 3, p. 433–448, 1997.
- DOAN, T.; LITTERMAN, R. B.; SIMS, C. A. Forecasting and conditional projections using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, v. 3, p. 1–100, 1984.
- DRECHSEL, T.; TENREYRO, S. Commodity booms and busts in emerging economies. *NBER Working Paper Series*, v. 23716, p. 1–50, 2017.
- FERREIRA, M. S.; VALÉRIO, A. C. Global shocks and emerging economies: disentangling the commodity roller coaster. *CEDEPLAR*, p. 2–56, 2020. Texto para discussão, 623.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- KOOP, G. *Bayesian Econometrics*. New Jersey: Wiley, 2003.
- KOSE, M. A. Explain business cycles in small open economies 'how much do world prices matter?'. *Journal of International Economics*, v. 56, p. 299–327, 2002.

- LITTERMAN, R. B. Forecasting with bayesian vector autoregressions: five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, v. 4, p. 25–38, 1986.
- MAGEE, S. P. Currency contracts, pass-through, and devaluation. *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 303–325, 1973.
- MOFFETT, M. H. The j-curve revisited: An empirical examination for the united states. *Journal of International Money and Finance*, v. 8, p. 425–444, 1989.
- NARAYAN, P. K. Examining the relationship between trade balance and exchange rate: the case of china's trade with the usa. *Applied Economics Letters*, v. 13, n. 8, p. 507–510, 2006.
- PAULA, A. M. *Choques externos e de incerteza: uma análise dos ciclos econômicos estaduais*. Dissertação (Mestrado) — Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2018. 141 f.
- ROSE, A. K.; YELLEN, L. Is there a j-curve? *Journal of Monetary Economics*, v. 24, p. 53–68, 1989.
- SENHADJI, A. S. Dynamic of the trade balance in ldc's: The s-curve? *Journal of International Economics*, v. 46, p. 105–131, 1998.
- SERRANO, F. M. *Impacto regional da política monetária no Brasil: uma abordagem Bayesiana*. Dissertação (Mestrado) — Universidade de São Paulo, São Paulo, 2014. 88 f.
- SHOUSA, S. Macroeconomic effects of commodity booms and busts: the role of financial frictions. p. 1–57, 2016.
- SIMS, C.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, v. 39, n. 4, p. 949–968, 1998.
- SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, p. 2–16, 1986.
- URIBE, M.; SCHMITT-GROHÉ, S. Importable goods, exportable goods and the terms of trade. In: *Open Economy Macroeconomics*. [S.l.]: Princeton University Press, 2016. p. 291–350.
- VALÉRIO, A. C. *The impact of uncertainty and commodity prices on emerging economies*. Dissertação (Mestrado) — Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2016. 96 f.
- WAGGONER, D.; ZHA, T. A gibbs sampler for structural vector regressions. *Journal of Economic Dynamics & Control*, v. 28, n. 2, p. 349–366, 2003.
- ZHA, T. Block recursion and structural vector autoregressions. *Journal of Econometrics*, v. 90, n. 2, p. 291–316, 1999.

Apêndices

APÊNDICE A – Derivação da condição de Marshall-Lerner

A derivação da condição de Marshall-Lerner segue o que é mostrado por Brooks (1999). A balança comercial em termos da moeda estrangeira é definida de acordo com a Equação A.1.

$$BC_f \equiv p_{fx}X - p_{fm}M \quad (\text{A.1})$$

onde BC_f é a balança comercial, p_{fx} é o preço das exportações em moeda estrangeira, X é o volume de exportações, p_{fm} é o preço das importações em moeda estrangeira e M é o volume das importações.

A variação na balança comercial após uma depreciação real da moeda doméstica pode ser descrita segundo a Equação A.2.

$$\Delta BC_f \equiv (p_{fx}\Delta X + X\Delta p_{fx}) - (p_{fm}\Delta M + M\Delta p_{fm}) \quad (\text{A.2})$$

Rearranjando a Equação A.2, tem-se a Equação A.3.

$$\Delta BC_f \equiv \left(\frac{X}{p_{fx}}\Delta p_{fx} + p_{fx}\frac{\Delta X}{X}\right) - \left(\frac{M}{p_{fm}}\Delta p_{fm} + p_{fm}\frac{\Delta M}{M}\right) \quad (\text{A.3})$$

Pode-se definir o valor, preço multiplicado pela quantidade, das exportações e das importações, ambas em moeda estrangeira, de acordo com as Equações A.4 e A.5, respectivamente.

$$V_{fx} \equiv p_{fx}X \quad (\text{A.4})$$

$$V_{fm} \equiv p_{fm}M \quad (\text{A.5})$$

Substituindo as Equações A.4 e A.5 na Equação A.3, tem-se a Equação A.6.

$$\begin{aligned} \Delta BC_f &\equiv \left(V_{fx}\frac{\Delta X}{X} + V_{fx}\frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}}\right) - \left(V_{fm}\frac{\Delta M}{M} + V_{fm}\frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}}\right) \\ \Delta BC_f &\equiv V_{fx}\left(\frac{\Delta X}{X} + \frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}}\right) + V_{fm}\left(-\frac{\Delta M}{M} - \frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}}\right) \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

A elasticidade preço da demanda e oferta das exportações e importações podem ser definidas de acordo com as seguintes equações.

$$e_x \equiv \left(\frac{\frac{\Delta X}{X}}{\frac{\Delta p_{hx}}{p_{hx}}} \right) \text{ Elasticidade preço doméstico da oferta de exportações} \quad (\text{A.7})$$

$$\eta_x \equiv - \left(\frac{\frac{\Delta X}{X}}{\frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}}} \right) \text{ Elasticidade preço estrangeiro da demanda de exportações} \quad (\text{A.8})$$

$$e_m \equiv \left(\frac{\frac{\Delta M}{M}}{\frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}}} \right) \text{ Elasticidade preço estrangeiro da oferta de importações} \quad (\text{A.9})$$

$$\eta_m \equiv - \left(\frac{\frac{\Delta M}{M}}{\frac{\Delta p_{hm}}{p_{hm}}} \right) \text{ Elasticidade preço doméstico da demanda de importações} \quad (\text{A.10})$$

onde p_{hx} é o preço das exportações na moeda doméstica e p_{hm} é o preço das importações na moeda doméstica.

Dado que preço das exportações e importações em moeda estrangeira e moeda doméstica são relacionadas pela taxa de câmbio, r , tem-se nas Equações A.11 e A.12 a relação entre os preços das exportações e importações, respectivamente.

$$p_{fx} \equiv p_{hx}r \quad (\text{A.11})$$

$$p_{fm} \equiv p_{hm}r \quad (\text{A.12})$$

Considerando que a moeda doméstica é depreciada por uma taxa k , então em uma depreciação a moeda doméstica equivale a $r(1 - k)$ unidades da moeda estrangeira. Logo a correspondência nas moedas nacional e estrangeira, a partir dessa variação nos preços de exportação pode ser escrita de acordo com a Equação A.13.

$$\begin{aligned} p_{fx} + \Delta p_{fx} &= (p_{hx} + \Delta p_{hx})r(1 - k) \\ \Delta p_{fx} &= (p_{hx} + \Delta p_{hx})r(1 - k) - p_{fx} \\ \Delta p_{fx} &= (p_{hx} + \Delta p_{hx})r(1 - k) - p_{hx}r \\ \Delta p_{fx} &= p_{hx}r - p_{hx}rk + \Delta p_{hx}r - \Delta p_{hx}rk - p_{hx}r \\ \frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}} &= \frac{r(-p_{hx}k + \Delta p_{hx} - \Delta p_{hx}k)}{p_{hx}r} \end{aligned}$$

$$\frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}} = -k + \frac{\Delta p_{hx}}{p_{hx}}(1 - k) \quad (\text{A.13})$$

Generalizando para os preços de importação, tem-se a Equação A.14.

$$\frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}} = -k + \frac{\Delta p_{hm}}{p_{hm}}(1 - k) \quad (\text{A.14})$$

Usando as Equações das elasticidades, A.7, A.8, A.9 e A.10, e substituindo pelos resultados das Equações A.13 e A.14, é possível obter as variações das quantidades exportadas e importadas e dos preços estrangeiros de exportação e importação, dado as elasticidades.

Na Equação A.15 tem-se as variações das quantidades exportadas dada as Equações A.7, A.8 e A.13 rearranjadas.

$$\begin{aligned} \frac{\Delta X}{X} &= e_x \frac{\Delta p_{hx}}{p_{hx}} \\ \frac{\Delta X}{X} &= e_x \frac{\left(\frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}} + k\right)}{(1 - k)} \\ \frac{\Delta X}{X} &= e_x \frac{\left(\frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}}\right)}{(1 - k)} + e_x \frac{k}{(1 - k)} \\ \frac{\Delta X}{X} &= e_x \frac{\left(-\frac{\Delta X}{X}\right)}{(1 - k)\eta_x} + e_x \frac{k}{(1 - k)} \\ \frac{\Delta X}{X} + e_x \frac{\left(\frac{\Delta X}{X}\right)}{(1 - k)\eta_x} &= e_x \frac{k}{(1 - k)} \\ \frac{\Delta X}{X} \left(1 + \frac{e_x}{(1 - k)\eta_x}\right) &= e_x \frac{k}{(1 - k)} \\ \frac{\Delta X}{X} &= \frac{e_x \frac{k}{(1 - k)}}{1 + \frac{e_x}{(1 - k)\eta_x}} \\ \frac{\Delta X}{X} &= \frac{e_x \frac{k}{(1 - k)}}{\frac{(1 - k)\eta_x + e_x}{(1 - k)\eta_x}} \\ \frac{\Delta X}{X} &= \frac{e_x k \eta_x}{e_x + (1 - k)\eta_x} \end{aligned} \quad (\text{A.15})$$

Rearranjando a Equação A.8 e substituindo na Equação A.15, tem-se a Equação A.16 que mede as variações nos preços estrangeiros de exportação dada as elasticidades.

$$\begin{aligned}
 \frac{\Delta X}{X} \frac{1}{\eta_x} &= \frac{e_x k}{e_x + (1 - k)\eta_x} \\
 - \frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}} &= \frac{e_x k}{e_x + (1 - k)\eta_x} \\
 \frac{\Delta p_{fx}}{p_{fx}} &= - \frac{e_x k}{e_x + (1 - k)\eta_x}
 \end{aligned} \tag{A.16}$$

Na Equação A.17 tem-se as variações das quantidades importadas dada as Equações A.9, A.10 e A.14 rearranjadas.

$$\begin{aligned}
 \frac{\Delta M}{M} &= e_m \frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}} \\
 \frac{\Delta M}{M} &= e_m \left(-k + \frac{\Delta p_{hm}}{p_{hm}} (1 - k) \right) \\
 \frac{\Delta M}{M} &= -k e_m + \frac{\Delta p_{hm}}{p_{hm}} (1 - k) e_m \\
 \frac{\Delta M}{M} &= -k e_m + \left(-\frac{\Delta M}{M} \frac{1}{\eta_m} \right) (1 - k) e_m \\
 \frac{\Delta M}{M} + \frac{\Delta M}{M} \left(\frac{(1 - k) e_m}{\eta_m} \right) &= -k e_m \\
 \frac{\Delta M}{M} \left(1 + \frac{(1 - k) e_m}{\eta_m} \right) &= -k e_m \\
 \frac{\Delta M}{M} &= \frac{-k e_m}{\left(1 + \frac{(1 - k) e_m}{\eta_m} \right)} \\
 \frac{\Delta M}{M} &= \frac{-k e_m \eta_m}{\eta_m + (1 - k) e_m}
 \end{aligned} \tag{A.17}$$

Rearranjando a Equação A.9 e substituindo na Equação A.17, tem-se a Equação A.18 que mede as variações nos preços estrangeiros de importação dada as elasticidades.

$$\begin{aligned}
 \frac{\Delta M}{M} &= e_m \frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}} \\
 e_m \frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}} &= \frac{-k e_m \eta_m}{\eta_m + (1 - k) e_m} \\
 \frac{\Delta p_{fm}}{p_{fm}} &= \frac{-k \eta_m}{\eta_m + (1 - k) e_m}
 \end{aligned} \tag{A.18}$$

Substituindo as Equações A.15, A.16, A.17 e A.18 na Equação A.6, que exibe a variação na balança comercial após a depreciação da moeda doméstica, tem-se a Equação A.19.

$$\begin{aligned}\Delta BC_f &= V_{fx} \left(\frac{e_x k \eta_x}{e_x + (1-k)\eta_x} - \frac{e_x k}{e_x + (1-k)\eta_x} \right) + V_{fm} \left(\frac{k e_m \eta_m}{\eta_m + (1-k)e_m} + \frac{k \eta_m}{\eta_m + (1-k)e_m} \right) \\ \Delta BC_f &= k \left(\frac{e_x \eta_x - e_x}{e_x + (1-k)\eta_x} V_{fx} + \frac{e_m \eta_m + \eta_m}{\eta_m + (1-k)e_m} V_{fm} \right) \\ \Delta BC_f &= k \left(\frac{e_x (\eta_x - 1)}{e_x + (1-k)\eta_x} V_{fx} + \frac{\eta_m (e_m + 1)}{\eta_m + (1-k)e_m} V_{fm} \right)\end{aligned}\quad (\text{A.19})$$

Assumindo que a proporção da depreciação seja pequena, tem-se na Equação A.20 a variação da balança comercial, em moeda estrangeira, dada as elasticidades e o valor exportado e importado.

$$\Delta BC_f = V_{fx} \frac{\eta_x - 1}{1 + \left(\frac{\eta_x}{e_x}\right)} + V_{fm} \frac{\eta_m \left(1 + \frac{1}{e_m}\right)}{\left(\frac{\eta_m}{e_m} + 1\right)} \quad (\text{A.20})$$

A Equação A.20 é referida por Brooks (1999) como a condição Bickerdike-Robinson-Metzler, BRM. A condição BRM afirma que se os preços são determinados na moeda dos ofertantes, então as elasticidades de oferta são infinitamente elásticas. Logo, dado que as Equações A.7 e A.9 mostram que as elasticidades preço da oferta das exportações e importações estão considerando a moeda local do ofertante, pode-se afirmar que a condição exibida na Equação A.21 é válida.

$$e_x = e_m = \infty \quad (\text{A.21})$$

Logo, pode-se reescrever a Equação A.20 considerando essa condição. O resultado é observado na Equação A.22.

$$\Delta BC_f = V_{fx} (\eta_x - 1) + V_{fm} \eta_m \quad (\text{A.22})$$

Assumindo que a balança comercial está inicialmente balanceada, ou seja, o valor das exportações em moeda estrangeira se iguala ao valor das importações em moeda estrangeira, temos a condição exibida na Equação A.23.

$$\frac{V_{fx}}{V_{fm}} = 1 \quad (\text{A.23})$$

Dada a Equação A.22 e a condição presente na Equação A.23, tem-se que a balança comercial em moeda estrangeira vai apresentar uma melhora ($\Delta BC_f > 0$) após a depreciação real da moeda doméstica, se a condição mostrada na Equação A.24 for satisfeita.

$$\eta_x + \eta_m > 1 \quad (\text{A.24})$$

Logo, com uma balança comercial em moeda estrangeira equilibrada, após uma depreciação real da moeda doméstica, a balança comercial apresentará uma melhora se a soma da elasticidade preço estrangeiro da demanda de exportações e da elasticidade preço doméstico da demanda de importações for maior que a unidade. Essas relações integram a condição de Marshall-Lerner.

Relaxando a hipótese da Equação A.23 de que a balança comercial está equilibrada, tem-se que se a balança comercial está superavitária, $V_{fx} > V_{fm}$, ela irá apresentar uma melhora se a soma da elasticidade preço estrangeiro da demanda de exportações com a elasticidade preço doméstico da demanda de importações ponderada por um peso w , for maior que a unidade. Onde w corresponde a razão entre o valor das importações e o valor das exportações. Essa relação pode ser observada na Equação A.25.

$$\begin{aligned}\eta_x + \frac{V_{fm}}{V_{fx}}\eta_m &> 1 \\ \eta_x + w\eta_m &> 1\end{aligned}\tag{A.25}$$

É possível observar que com a balança comercial superavitária a condição de Marshall-Lerner não é mais suficiente. Sob outra ótica, se a balança comercial está deficitária, então tem-se a condição mostrada na Equação A.26.

$$\text{Dado que } \frac{V_{fm}}{V_{fx}} > 1, \text{ então } \Delta BC_f > 0 \text{ se } \eta_x + \frac{V_{fm}}{V_{fx}}\eta_m > 1\tag{A.26}$$

Nesse caso, a condição de Marshall-Lerner se torna suficiente e não necessária, dado que o peso na elasticidade preço doméstico da demanda de importações pode ser pequeno e mesmo assim assegurar que ocorrerá uma melhora na balança comercial.

APÊNDICE B – *Priors* e Posterior

Segundo Litterman (1986), as suposições que são implementadas nos modelos SVAR Bayesianos, além de serem mais críveis do ponto de vista do contexto da pesquisa, como por exemplo, a imposição de que variáveis domésticas de uma pequena economia aberta não afetam variáveis internacionais, também apresentam erro quadrático médio menor em comparação a modelos convencionais que optam por serem mais parcimoniosos na inclusão de variáveis.

No caso, essas suposições são expressas como distribuições a *priori*, que combinadas aos dados, geram a distribuição de probabilidade posterior. Por exemplo, suponha um modelo de regressão linear, na forma matricial, de acordo com a Equação B.1¹.

$$y_t = x_t\beta + \varepsilon_t, \text{ com } \varepsilon_{t,i.i.d.} \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{B.1})$$

Seja a Equação B.2 a distribuição de probabilidade da *prior* para o conjunto de parâmetros β da Equação B.1.

$$P(\beta) \sim N(\hat{\beta}, \Sigma_0) \quad (\text{B.2})$$

onde $\hat{\beta}$ representa as suposições em relação a β . Suponha que o modelo tenha duas variáveis explicativas, logo, as suposições sobre β podem ser expressas como um vetor, exibido na Equação B.3.

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{B.3})$$

A Equação B.3 mostra que a suposição sobre o primeiro parâmetro do modelo é de que ele seja igual a 1, enquanto a suposição para o segundo parâmetro é que ele tenha valor igual a 0. A variância da *prior*, Σ_0 , mede quão forte é a suposição sobre a *prior*, ou seja, valores baixos de Σ_0 implicam uma suposição forte, ao passo que valores altos de Σ_0 implicam um peso baixo para a *prior*, logo, a suposição sobre β não seria forte o suficiente.

¹ Exposição metodológica baseada em Blake e Mumtaz (2017).

Considerando que o modelo possui duas variáveis explicativas, seja a Equação B.4 a matriz de Σ_0 .

$$\Sigma_0 = \begin{bmatrix} 10 & 0 \\ 0 & 10 \end{bmatrix} \quad (\text{B.4})$$

Dado o valor mais elevado para a matriz de variância da *prior*, considera-se que a suposição sobre β exibida na Equação B.2 é menos concentrada.

Agora, para gerar a distribuição de probabilidade posterior, é necessário obter a função de máxima verossimilhança para as informações de y e x , presentes na Equação B.1. A mesma pode ser observada na Equação B.5.

$$F(y_t | \beta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{\frac{-T}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2}{\sigma^2}\right) \quad (\text{B.5})$$

Dada a *prior* de que β segue uma distribuição Normal com média $\hat{\beta}$ com variância igual a Σ_0 , temos a Equação B.6.

$$P(\beta | \sigma^2) = (2\pi\Sigma_0)^{\frac{-1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \quad (\text{B.6})$$

Pela econometria Bayesiana, para gerar a distribuição de probabilidade posterior, devemos combinar as informações presentes nos dados com as suposições expressas nas *priors*. Essa combinação é definida de acordo com a Lei de Bayes, onde a distribuição posterior é o resultado da multiplicação da função de máxima verossimilhança com a *prior*, dividido pela densidade dos dados, $F(y)$. Porém, de acordo com Blake e Mumtaz (2017, p. 4), o valor de $F(y)$ é um escalar e não tem nenhum significado operacional no que diz respeito a estimativa. Logo, a distribuição posterior pode ser definida como uma proporção da multiplicação das Equações B.5 e B.6. Essa relação pode ser observada na Equação B.7.

$$H(\beta | \sigma^2, y_t) \propto F(y_t | \beta, \sigma^2) * P(\beta | \sigma^2) \quad (\text{B.7})$$

Nesse caso, para gerar a distribuição posterior, multiplicam-se as Equações B.5 e B.6, obtendo o resultado demonstrado na Equação B.8.

$$H(\beta | \sigma^2, y_t) \propto \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2}{\sigma^2}\right) * \exp\left(-\frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \quad (\text{B.8})$$

Sendo a Equação B.8 um produto de duas distribuições normais, sua distribuição também será uma Normal. Com isso, temos que a posterior segue uma distribuição Normal com média M^* e variância V^* , como mostra a Equação B.9.

$$H(\beta \mid \sigma^2, y_t) \sim N(M^*, V^*) \quad (\text{B.9})$$

onde,²

$$M^* = \left(\frac{1}{\Sigma_0} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t \right)^{-1} \left(\frac{\hat{\beta}}{\Sigma_0} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' y_t \right)$$

$$V^* = \left(\frac{1}{\Sigma_0} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t \right)^{-1}$$

Agora considere a Equação B.10 para obtenção dos parâmetros por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários.

$$\beta_{MQO} = (x_t' x_t)^{-1} x_t' y_t \quad (\text{B.10})$$

Logo, temos que $x_t' y_t$ é igual a Equação B.11.

$$x_t' y_t = x_t' x_t \beta_{MQO} \quad (\text{B.11})$$

Substituindo a Equação B.11 no valor médio da distribuição Normal da posterior, exibida na Equação B.8, temos a Equação B.12.

$$M^* = \left(\frac{1}{\Sigma_0} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t \right)^{-1} \left(\frac{\hat{\beta}}{\Sigma_0} + \frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t \beta_{MQO} \right) \quad (\text{B.12})$$

O segundo termo da Equação B.12 nos mostra que a média condicional da distribuição da posterior é uma média ponderada da média da *prior*, $\hat{\beta}$, e do estimador de máximo verossimilhança, β_{MQO} . No caso, os pesos da média ponderada são o inverso das respectivas variâncias, $\frac{1}{\Sigma_0}$ e $\frac{1}{\sigma^2} x_t' x_t$. Com isso, é possível observar que valores altos de Σ_0 diminui o peso da *prior* em M^* , logo, a média condicional da posterior é mais impactada pela estimação por *MQO*. Por sua vez, valores baixos de Σ_0 indicam um peso maior da *prior* sobre a média condicional da distribuição posterior.

A *prior* de Minnesota, desenvolvida por Litterman (1986) e aplicada em modelos tanto na forma reduzida quanto na forma estrutural por Sims e Zha (1998), é uma das *priors* mais utilizadas na literatura de modelos SVAR Bayesianos. Essa *prior* supõe que os coeficientes possuem uma distribuição Normal com uma matriz de covariância Σ , ao

² A derivação de M^* e V^* pode ser consultada em Hamilton (1994) e Koop (2003).

passo que as variáveis presentes no modelo se comportam, na media, como um passeio aleatório ($E(\beta) = 0$). Essa última característica torna dispensável o uso de testes de raiz unitária, utilizados em modelos VAR convencionais³

A aplicação da *prior* por Sims e Zha (1998) em modelos VAR estruturais, sugere ainda que a_i e f_i , exibidos nas Equações 3.3 e 3.4, restrições lineares, seguem as distribuições exibidas nas Equações B.13 e B.14, com matriz covariância $\bar{\Sigma}$.

$$a_i \sim N(0, \bar{S}_i) \tag{B.13}$$

$$f_i | a_i \sim N(\bar{P}_i a_i, \bar{H}_i) \tag{B.14}$$

onde \bar{S}_i é uma matriz $n \times n$, \bar{H}_i é uma matriz $n \times n$, ambas simétricas e positivas definidas, e \bar{P}_i é uma matriz $k \times n$, sendo todas funções de $\bar{\Sigma}$.

Como mencionado anteriormente, a *prior* de Minnesota de Litterman (1986), propõe que as variáveis do modelo sigam um passeio aleatório. Essa característica está presente na *prior* de distribuição posta por Sims e Zha (1998) por meio da definição de \bar{P}_i , que apresenta valor 1 para a própria defasagem e zero para as demais. Essa relação para as variáveis do modelo na forma reduzida, Equação 3.5, pode ser visualizada na Equação B.15.

$$E[F | A] = P_i a_i = \begin{bmatrix} A \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \tag{B.15}$$

sendo que F está definido na Equação 3.2.

Para a matriz de covariância condicional dos coeficientes, $f_i | a_i$, a *prior* de Sims e Zha (1998) segue a *prior* de Minnesota, de modo que \bar{H}_i é diagonal e o desvio padrão condicional do coeficiente da variável j , na equação n , para a defasagem p , é determinado por

$$\frac{\lambda_0 \lambda_1}{\sigma_j p^{\lambda_3}}$$

onde λ_0 , λ_1 e λ_3 são hiper parâmetros: λ_0 controla o quão concentrada é a prior no geral, λ_1 controla o quão concentrado ao redor da hipótese de passeio aleatório é a *prior* e λ_3 é a taxa de declínio da *prior* conforme o aumento no número de defasagens p . Por sua vez,

³ Exposição metodológica baseada em Serrano (2014) e Paula (2018).

$\frac{1}{\sigma_j}$ é a medida de ponderação do desvio padrão da *prior* na versão de Sims e Zha (1998). No caso, a ponderação serve para ajustar a variância da *prior*, dada que as unidades de medida das j variáveis no modelo podem apresentar diferentes escalas.

O uso da perspectiva Bayesiana em modelos de Vetores Autoregressivos é uma forma de contornar problemas de sobreparametrização que são inerentes a esse tipo de modelo. Entretanto, a implementação da *prior* de Litterman (1986) em modelos SVAR Bayesianos são válidos do ponto de vista estatístico, ao aumentar os graus de liberdade do modelo, mas pouco viáveis do ponto de vista da complexidade computacional. Uma forma de contornar essa dificuldade é impor as *priors* no modelo por meio de variáveis *dummy*, assim como proposto Sims e Zha (1998).

O uso das variáveis *dummy* como forma de incorporar as *priors* pode ser visualizada a partir da regressão linear na forma matricial expressa na Equação B.1 já analisada⁴.

Considere assim a Equação B.1 e sua respectiva função de máxima verossimilhança exibida na Equação B.5. Mas agora a *prior* adotada segue uma distribuição Normal com média $\hat{\beta}$ e variância $\sigma^2 \Sigma_0$, assim como mostra a Equação B.16.

$$P(\beta) \sim N(\hat{\beta}, \sigma^2 \Sigma_0) \quad (\text{B.16})$$

A partir da Equação B.16, temos que a distribuição da *prior* pode ser expressa de acordo com a Equação B.17.

$$P(\beta | \sigma^2) = (2\pi\sigma^2\Sigma_0)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\sigma^2\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \quad (\text{B.17})$$

Assim como feito anteriormente, para obtermos a distribuição de probabilidade posterior temos que multiplicar a Equação B.5, que contém informações sobre os dados, com a Equação B.17, que contém informações sobre a *prior*. O resultado dessa multiplicação pode ser observada na Equação B.18.

$$\begin{aligned} H(\beta | \sigma^2, y_t) &\propto \\ &(2\pi\sigma^2)^{-\frac{T}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2\right) (2\pi)^{-\frac{1}{2}} |\sigma^2\Sigma_0|^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\sigma^2\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \\ &\propto \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2 - \frac{1}{2}(\beta - \hat{\beta})'(\sigma^2\Sigma_0)^{-1}(\beta - \hat{\beta})\right) \\ &\propto \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2 + \left(\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\Sigma_0}} - \frac{\beta}{\sqrt{\Sigma_0}} \right)' \left(\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\Sigma_0}} - \frac{\beta}{\sqrt{\Sigma_0}} \right) \right) \right) \end{aligned} \quad (\text{B.18})$$

⁴ Exposição metodológica baseada em Ferreira e Valério (2020).

A Equação B.18 se assemelha a Equação B.5 da função de máxima verossimilhança para x e y . A diferença está presente no termo $\left(\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\Sigma_0}} - \frac{\beta}{\sqrt{\Sigma_0}}\right)' \left(\frac{\hat{\beta}}{\sqrt{\Sigma_0}} - \frac{\beta}{\sqrt{\Sigma_0}}\right)$. Com isso, considere \hat{x} e \hat{y} como observações *dummies*, de acordo com as Equações B.19 e B.20, respectivamente.

$$\hat{x} = \frac{1}{\sqrt{\Sigma_0}} \quad (\text{B.19})$$

$$\hat{y} = \hat{x}\hat{\beta} \quad (\text{B.20})$$

Seja \bar{x} e \bar{y} uma amostra aumentada, contendo a amostra original T , e também as observações *dummies* \hat{x} e \hat{y} . Logo, $\bar{x} = [x_1, \dots, x_T, \hat{x}]$ e $\bar{y} = [y_1, \dots, y_T, \hat{y}]$. Substituindo as Equações B.19 e B.20 na Equação B.18, temos a Equação B.21, que representa a densidade de probabilidade da posterior.

$$\begin{aligned} H(\beta \mid \sigma^2, y_t) &\propto \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \left(\sum_{t=1}^T (y_t - x_t\beta)^2 + (\hat{y} - \hat{x}\beta)^2\right)\right) \\ &\propto \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} (\bar{y} - \bar{x}\beta)^2\right) = \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} (\bar{y} - \bar{x}\beta)' (\bar{y} - \bar{x}\beta)\right) \\ &\propto \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{s + (\beta - \bar{\beta}_{MQO})' \bar{x}' \bar{x} (\beta - \bar{\beta}_{MQO})}{\sigma^2}\right) \\ &\propto \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(\beta - \bar{\beta}_{MQO})' \bar{x}' \bar{x} (\beta - \bar{\beta}_{MQO})}{\sigma^2}\right) \end{aligned} \quad (\text{B.21})$$

onde $\bar{\beta}_{MQO} = (\bar{x}'\bar{x})^{-1}\bar{x}'\bar{y}$ e $s = \epsilon'\epsilon = (\bar{y} - \bar{x}\beta_{MQO})'(\bar{y} - \bar{x}\beta_{MQO})$, ou seja, os resíduos do modelo. Pela Equação B.21 temos que a densidade de probabilidade da posterior para β tem média $\bar{\beta}_{MQO}$ e variância $(\frac{\bar{x}'\bar{x}}{\sigma^2})^{-1}$.

Dada as Equações B.19 e B.20, seja a Equação B.22, a equação de obtenção dos parâmetros por MQO para a amostra aumentada $T + 1$.

$$\begin{aligned} \bar{\beta}_{MQO} &= (\bar{x}'\bar{x})^{-1}\bar{x}'\bar{y} = \left(\sum_{t=1}^{T+1} \bar{x}_t^2\right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T+1} \bar{x}_t \bar{y}_t\right) \\ &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \left(\frac{1}{\sqrt{\Sigma_0}}\right)^2\right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t y_t + \left(\frac{1}{\Sigma_0}\hat{\beta}\right)\right) \\ &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0}\right)^{-1} \left(\left(\sum_{t=1}^T x_t^2\right) \left(\sum_{t=1}^T x_t y_t\right) + \left(\frac{1}{\Sigma_0}\hat{\beta}\right)\right) \end{aligned} \quad (\text{B.22})$$

Observe que a expressão $(\sum_{t=1}^T x_t^2)^{-1} \sum_{t=1}^T x_t y_t$ corresponde a equação de obtenção dos parâmetros de MQO da amostra original T , β_{MQO} . Rearranjando a Equação B.22,

temos o resultado exibido na Equação B.23.

$$\begin{aligned}\bar{\beta}_{MQO} &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \beta_{MQO} + \frac{1}{\Sigma_0} \hat{\beta} \right) \\ &= \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right) \beta_{MQO} + \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \frac{1}{\Sigma_0} \hat{\beta}\end{aligned}\tag{B.23}$$

Sejam m_1^* e m_2^* definidos de acordo com as Equações B.24 e B.25.

$$m_1^* = \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 \right)\tag{B.24}$$

$$m_2^* = \left(\sum_{t=1}^T x_t^2 + \frac{1}{\Sigma_0} \right)^{-1} \frac{1}{\Sigma_0}\tag{B.25}$$

Logo, o valor médio da distribuição posterior condicional pode ser definida de acordo com a Equação B.26.

$$E(\beta | y) = \bar{\beta}_{MQO} = m_1^* \beta_{MQO} + m_2^* \hat{\beta}\tag{B.26}$$

Observando os resultados obtidos nas Equações B.24, B.25 e B.26, temos que a variância da *prior*, contribui como uma medida de ponderação para a influência que β_{MQO} e $\hat{\beta}$ tem sobre o valor médio da distribuição posterior. Quanto menor Σ_0 , maior vai ser o peso que as observações *dummies*, em consequência a *prior*, exercem sobre o valor médio da posterior, ao passo que quanto maior for Σ_0 , menor vai ser o peso da *prior* sobre a distribuição posterior. Essa é a mesma conclusão obtida ao analisar a Equação B.12, isto é, o uso de variáveis *dummy* como forma de incorporar as *priors* produz o mesmo resultado que o uso das *priors* de forma direta.

As *priors* utilizadas no presente trabalho seguem o que é proposto por Sims e Zha (1998), onde há a adição de três *priors* combinadas: a *prior* de Minnesota, a *prior* de soma dos coeficientes e a *prior* de observação inicial da *dummy*.

A *prior* de Minnesota na visão de Sims e Zha (1998), adiciona $k - 1$ observações *dummies*⁵ indexadas em $j = 1, \dots, n$ e $l = 1, \dots, p$, na matriz de dados utilizada para estimar a i -ésima equação estrutural. Os valores assumidos pelas observações *dummy* seguem a

⁵ Onde $k = np + 1$, sendo que n corresponde ao número de equações e p o número de defasagens.

definição exposta na Equação B.27.

$$\begin{aligned}
 y_i(r, j); r = 1, \dots, k - 1; j = 1, \dots, n &= \begin{cases} \frac{\mu_0 \mu_1 \mu_2 \sigma_r}{p^{\mu_3}}, & \text{se } r = j; r \leq n \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
 x_i(r, s); r = 1, \dots, k - 1; s = 1, \dots, k - 1 &= \begin{cases} \frac{\mu_0 \mu_1 \mu_2 \sigma_r}{p^{\mu_3}}, & \text{se } r = j \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{B.27}$$

onde μ_0 e μ_1 controlam o quão concentrada é a prior no geral e também para os parâmetros da matriz de relação contemporânea A . μ_3 é a taxa de declínio da *prior*, quanto maior seu valor, maior é a velocidade de convergência da *prior* para sua média. μ_2 controla a concentração da suposição da *prior* sob os coeficientes da matriz de parâmetros na defasagem A_l . Segundo Sims e Zha (1998), $\mu_i = \frac{1}{\lambda_i}$, com exceção de $\mu_3 = -\lambda_3$. Os valores utilizados para os hiper parâmetros μ_0 , μ_1 , μ_2 e μ_3 são, respectivamente: 1, 1, 0.5 e 1. Esses valores seguem o que é proposto pela literatura.

A segunda *prior* de soma dos coeficientes adequa-se ao caso de quando as variáveis possuem raiz unitária, dado que a *prior* incorpora a suposição de que a soma dos coeficientes na defasagem para a variável dependente é igual a zero. Dessa forma, se a média de uma variável é igual a \bar{y}_i , esse mesmo valor será uma boa previsão para y_t . Porém, isso também implica que os valores na defasagem da variável j não contribuem na previsão da variável i , quando $i \neq j$. Em um modelo com n equações, são incluídas n observações *dummies* com valores definidos de acordo com a Equação B.28.

$$\begin{aligned}
 y(i, j); i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n &= \begin{cases} \mu_5 \bar{y}_{0i}, & \text{se } i = j \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \\
 x(i, s); i = 1, \dots, n; s = 1, \dots, k &= \begin{cases} \mu_5 \bar{y}_{0i}, & \text{se } i = j, s < k \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}
 \end{aligned} \tag{B.28}$$

onde \bar{y}_{0i} é a média dos valores iniciais da variável y_i , e μ_5 controla o quão concentrada é essa *prior*, sendo que o valor utilizado no trabalho para μ_5 é igual a 1, de acordo com a literatura. Quando $\mu_5 \rightarrow \infty$, o modelo pode ser representado inteiramente em termos de dados diferenciados. Dessa forma, existem tantas raízes unitárias quanto variáveis e não há cointegração.

Por fim, a *prior* de observação inicial da *dummy* reflete a suposição de que quando os valores na defasagem de y_i tem média \bar{y}_i , esse mesmo valor deve ser uma boa previsão para y_i , mas sem a implicação de que não ocorra efeito cruzado entre as variáveis. Os

valores das observações *dummy* para essa *prior* é definida de acordo com a Equação B.29.

$$\begin{aligned} y(j); j = 1, \dots, n &= \mu_6 \bar{y}_{0j} \\ x(s); s = 1, \dots, k &= \begin{cases} \mu_6 \bar{y}_{0j}, & \text{se } s \leq k - 1 \\ \mu_6, & \text{se } s = k \end{cases} \end{aligned} \quad (\text{B.29})$$

onde μ_6 controla a concentração da *prior*, onde o valor utilizado no trabalho para μ_6 é igual a 1, de acordo com a literatura, e \bar{y}_{0j} é igual a média dos valores iniciais da variável em questão. Quando $\mu_6 \rightarrow \infty$ o modelo pode ser representado de forma que todas as variáveis são estacionárias com médias iguais a média dos valores iniciais.

Tendo demonstrado como gerar a distribuição de probabilidade posterior, apresentado como as *priors* podem ser implementadas por meio de observações *dummy*, além de definido quais *priors* serão utilizadas, cabe agora especificar como realizar esses procedimento para o modelo SVAR exibido na Equação 3.1.

Considerando as restrições lineares exibidas nas Equações 3.3 e 3.4 e combinando-as com as Equações B.13 e B.14 temos a forma funcional da distribuição condicional da *prior*, exibida na Equação B.30.

$$q(a_i, f_i \mid Q_i a_i = 0; R_i f_i = 0) \quad (\text{B.30})$$

Suponha agora U_i uma matriz $n \times q_i$ e Q_i uma matriz $k \times r_i$, onde suas colunas formam bases ortogonais para Q_i e R_i , respectivamente. As colunas a_i e f_i só satisfazem as restrições lineares se, e somente se, existir b_i e g_i que satisfaçam as Equações B.31 e B.32.

$$a_i = U_i b_i \quad (\text{B.31})$$

$$f_i = V_i g_i \quad (\text{B.32})$$

onde b_i um vetor $q_i \times 1$ e g_i um vetor $r_i \times 1$. As distribuições de b_i e g_i podem ser visualizadas nas Equações B.33 e B.34, respectivamente.

$$b_i \sim N(0, \tilde{S}_i) \quad (\text{B.33})$$

$$g_i \mid b_i \sim N(\tilde{P}_i b_i, \tilde{H}_i) \quad (\text{B.34})$$

onde

$$\begin{aligned}\tilde{H}_i &= (V_i' \bar{H}_i^{-1} V_i)^{-1} \\ \tilde{P}_i &= \tilde{H}_i V_i' \bar{H}_i^{-1} \bar{P}_i U_i \\ \tilde{S}_i &= (U_i' \bar{S}_i^{-1} U_i + U_i' \tilde{P}_i' \bar{H}_i^{-1} \bar{P}_i U_i - \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i)^{-1}\end{aligned}$$

Agora, sendo $b = [b'_1, \dots, b'_n]$, $g = [g'_1, \dots, g'_n]$, $X = [x_1, \dots, x_T]'$ e $Y = [y_1, \dots, y_T]$. A função de verossimilhança para b e g segue a Equação B.35.

$$| \det[U_1 b_1 | \dots | U_n b_n] |^T \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (b_i' U_i' Y' Y U_i b_i - 2g_i' V_i' X' Y U_i b_i + g_i' V_i' X' X V_i g_i)\right) \quad (\text{B.35})$$

Combinando as *priors* sobre b e g exibida nas Equações B.33 e B.34, com a função de máxima verossimilhança demonstrada na Equação B.35, temos a distribuição posterior exibida na Equação B.36.

$$p(b_1, \dots, b_n | X, Y) \prod_{i=1}^n p(g_i | b_i, X, Y) \quad (\text{B.36})$$

onde

$$\begin{aligned}p(b_1, \dots, b_n | X, Y) &\propto | \det[U_1 b_1 | \dots | U_n b_n] |^T \exp\left(-\frac{T}{2} \sum_{i=1}^n b_i' S_i^{-1} b_i\right) \\ p(g_i | b_i, X, Y) &= \varphi(P_i b_i, H_i)\end{aligned}$$

sendo que H_i , P_i e S_i , podem ser definidos como

$$\begin{aligned}H_i &= (V_i' X' X V_i + \tilde{H}_i^{-1})^{-1} \\ P_i &= H_i (V_i' X' Y U_i + \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i) \\ S_i &= \left(\frac{1}{T} (U_i' Y' Y U_i + S_i^{-1} + \tilde{P}_i' \tilde{H}_i^{-1} \tilde{P}_i - P_i' H_i^{-1} P_i)\right)^{-1}\end{aligned}$$

Assim como exposto por Paula (2018), dado que a distribuição posterior contém informações sobre os parâmetros do modelo, a mesma permite inferências sobre b e g . Diante desse fato, e sabendo que o estimador bayesiano é igual ao valor médio da densidade posterior dos parâmetros, a distribuição posterior viabiliza a análise das funções do modelo de acordo com b e g , como a função de impulso resposta.

Para obter a distribuição posterior para b e g , é necessário simular a distribuição posterior conjunta de b e g . Assim como realizado por Serrano (2014), Ferreira e Valério (2020) e Paula (2018), a simulação feita no presente trabalho utiliza a técnica de *Gibbs*

sampler, que na literatura é considerada mais eficiente para modelos estruturais com maior grau de simultaneidade. Para uma prova completa da amostragem de *Gibbs* e seus teoremas, consulte Waggoner e Zha (2003). Mas uma versão mais simples e intuitiva pode ser vista em Serrano (2014).

APÊNDICE C – Descrição dos dados

Tabela 1 – Descrição e fonte dos dados

Nome da variável	Fonte	Abreviação
Produto Doméstico Bruto: G-19 ¹	OECD	WGDP
Índice de preços de <i>commodities</i>	IMF	PCOM
Produto Interno Bruto ² : Doméstico	IBGE	PIB
Consumo ²	IBGE	Cons
Investimento ²	IBGE	Inv
Índice preço de exportação ³	Funcex Data	IpX
Índice preço de importação ³	Funcex Data	IpM
Índice quantum de exportação ³	Funcex Data	IqX
Índice quantum de importação ³	Funcex Data	IqM
Valor das exportações ³	Funcex Data	ValX
Valor das importações ³	Funcex Data	ValM

Fonte: Elaboração do autor.

¹G-19 é igual ao G-20 excluindo o Brasil.

²Tabela 1621 do Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA.

³A fonte é a mesma tanto para os dados agregados quanto desagregados.