Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto
Departamento de Economia
Programa de Pós-graduação em Economia - Área: Economia
Aplicada

Paolo Marcelo Kazuo Costa Imori

Analisando o repasse cambial de indústrias americanas através de
um modelo *Global VAR*

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kanneybley Jr.

Ribeirão Preto

2020

Prof. Dr. Vahan Agopyan

Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. André Lucirton Costa

Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto

Prof. Dr. Sérgio Kanneybley Jr.

Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sergio Naruhiko Sakurai

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia - Área:
Economia Aplicada

PAOLO MARCELO KAZUO COSTA IMORI

Analisando o repasse cambial de indústrias americanas através de
um modelo *Global VAR*

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo para obtenção do título de Mestre em Ciências. *Versão Corrigida. A original encontra-se disponível na FEA-RP/USP*

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Kanneybley Jr.

Ribeirão Preto

2020

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Imori, Paolo Marcelo Kazuo Costa
Analisando o repasse cambial de indústrias americanas através de um modelo
Global VAR/ Paolo Marcelo Kazuo Costa Imori; Orientador: Prof. Dr. Sérgio
Kannebley Jr.
Ribeirão Preto, 2020- 145 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2020.

CDU

Agradecimentos

Gostaria de agradecer aos meus pais, pelo seu apoio e incentivo a mim por todos esses anos. Sem vocês, nada seria possível. Ao resto da minha família, também ficam palavras de agradecimento a todos os momentos bons que puderam me proporcionar.

Agradeço ao meu orientador, professor Sérgio Kanneybley Jr., por me proporcionar ser um economista melhor. Acima de tudo, por acreditar e me incentivar a trabalhar pesado mesmo quando as coisas davam errado. Creio que, para a profissão de economista, é preciso sempre procurar melhorar, e que este trabalho me permitiu melhorar muito em vários aspectos.

Também gostaria de agradecer aos professores Diogo Prince, Émerson Marçal e Fábio Gomes, pela contribuição longe de pequena que deram desde o início do trabalho, e pelas guinadas para um caminho correto diante de incertezas do trabalho. Outro agradecimento vai para os professores Alex Ferreira, Jefferson Bertolai e Roberto Guena, de quem tive a oportunidade de ser monitor em disciplinas de graduação e pós. Também ao professor Júlio Pires, pela orientação na graduação e pelos incentivos a entrar em uma pós graduação. Também a todos os professores que tive na graduação e mestrado, cujos ensinamentos foram fundamentais para o meu desenvolvimento.

Agradeço também aos funcionários da FEA-RP e da USP em geral, que nos possibilitam atravessar mais facilmente essa jornada. Em particular, aos membros do Departamento de Economia e Departamento da Pós, pelo contato mais frequente, mas sem esquecer todos os demais funcionários que mantêm a FEA-RP funcional em todos os momentos.

Por fim, gostaria de agradecer aos amigos e amigas com quem tive o prazer de conviver durante meu tempo de FEA-RP. Agradeço a todos que puderam tornar os dias bons ainda melhores, e os dias ruins mais toleráveis. Só foi possível percorrer o caminho pelo apoio que tive. Um obrigado a todos os amigos das minhas salas (de graduação e pós), e dos meus tempos de Bateria, Atlética, LAURP, Projeto Brincar, Equipes de Xadrez e Tênis de Mesa, e cafés no Convívio. Muitas vezes, a companhia de vocês foi o que me permitiu ter força para continuar.

Também agradeço todos os que deram algum tipo de incentivo para a realização deste trabalho. O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) - Código de Financiamento 001.

Resumo

IMORI, Paolo Marcelo Kazuo Costa. Analisando o repasse cambial de indústrias americanas através de um modelo *Global VAR*. 2020. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2020.

Este trabalho visa contribuir para a análise do repasse cambial, em particular para indústrias manufatureiras dos Estados Unidos. Seguindo os modelos microeconômicos de repasse cambial, fundamentados em Dornbusch (1987) dentre outros, aspectos competitivos de cada indústria determinam o grau de repasse cambial daquele setor. Utiliza-se um modelo *Global VAR* proposto em Pesaran, Schuermann e Weiner (2004) para estimar o repasse cambial nos preços de importação e produtor dos setores de manufatura, permitindo modelar a interação entre setores. A média das estimativas de repasse cambial é de 23% e 18% no curto prazo e 60% e 45% no longo prazo, para preços de importação e produtor, respectivamente. O resultado é comparado com estimativas de modelos VAR sem ligação entre setores.

Palavras-chaves: Repasse Cambial. Global VAR. Taxa de Câmbio. Preço de Importação. Preço de Produtor.

Abstract

IMORI, Paolo Marcelo Kazuo Costa. Analyzing the exchange rate pass-through of american industries through a GVAR Model. 2020. Dissertation (Master degree in Economic Science) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2020.

This work's main objective is to add to the analysis of the exchange rate pass-through (ERPT), in particular for manufacturing industries of the US. Following the microeconomic models of ERPT, based on foundations on Dornbusch (1987), Krugman (1986), amongst others, competitive aspects of each industry determine the degree of pass through on that sector. A *Global VAR* model is utilized, as proposed in Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), to estimate the ERPT in import and producer prices of manufacturing industries, allowing to model the interaction between sectors. The average of ERPT estimates is 23% and 18% in the short run and 60% and 45% in the long run, for import and producer prices, respectively. The result is compared with estimates from VAR models without sector interaction.

ABSTRACT (ENGLISH)

Key-words: Pass-Through. ERPT. Global VAR. Exchange Rates. Import Prices. Producer Prices.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Estimativas de Repasse Cambial - Modelos VAR	71
Figura 2 – Estatísticas de Interesse - Modelos VAR	73
Figura 3 – Estimativas de Repasse Cambial - Modelo GVAR	78
Figura 4 – Estatísticas de Interesse - Modelo GVAR	80
Figura 5 – Intervalos para o Repasse Cambial - Preços de Importação	83
Figura 6 – Intervalos para o Repasse Cambial - Preços de Produtor	84
Figura 7 – Comparativos Modelos VAR e GVAR - Preço de Importação	95
Figura 8 – Comparativos Modelos VAR e GVAR - Preço de Produtor	96
Figura 9 – Comparativo Séries NAICS e HS/EU	114
Figura 10 – Comparativo Séries NAICS e Séries Ajustadas	116
Figura 11 – Modelos Setoriais: de Alimentos a Impressos e Relacionados	123
Figura 12 – Modelos Setoriais: de Petróleo e Carvão a Equipamentos Elétricos . . .	124
Figura 13 – Modelos Setoriais: de Equipamentos de Transporte a Unidade Dominante	125
Figura 14 – Estimativas de Repasses para Custos Seleccionados	126
Figura 15 – Perfis de Persistência	132

Sumário

	Sumário	9
1	INTRODUÇÃO	11
2	REPASSE CAMBIAL	13
2.1	O Problema do Repasse Cambial	13
2.2	A Microeconomia do Repasse Cambial	14
2.2.1	Modelo de Cournot	15
2.2.2	Modelo Dixit-Stiglitz	17
2.3	Modelos Econométricos	19
2.3.1	O Modelo de Hooper-Mann	21
2.4	O Repasse Cambial nos EUA	23
3	METODOLOGIA	28
3.1	A Modelagem do GVAR	29
3.1.1	Modelo GVAR na forma de correção de erros	32
3.1.2	Modelo GVAR com intercepto e tendência	33
3.1.3	Modelo GVAR com variáveis comuns	34
3.1.4	Modelo Marginal para ω_t	35
3.1.5	Agregação de Unidades de Corte Transversal	36
3.2	Justificativas Teóricas do Modelo GVAR	38
3.2.1	GVAR como Aproximação de Fatores Comuns Não-Observados	38
3.3	Análise de Resposta ao Impulso	40
3.3.1	Funções Ortogonalizadas de Resposta ao Impulso	41
3.3.2	Funções de Resposta ao Impulso Generalizado	41
3.4	Testes e Especificações do Modelo GVAR	42
3.4.1	Testes de Raiz Unitária	42
3.4.2	Especificação e Estimação de Modelos Individuais	43
3.4.3	Testes de Exogeneidade Fraca	44
3.4.4	Testes de Quebras Estruturais	44
3.4.5	Efeitos Contemporâneos	45
4	ESTRATÉGIA DE ESTIMAÇÃO E BASE DE DADOS	46
4.1	Definição do Modelo Empírico	46
4.1.1	As unidades de corte transversal	51
4.1.2	A matriz de ponderação	53

4.1.3	Ferramentas de Estimação	57
4.2	Base de Dados	58
4.3	Estimação do Repasse Cambial	60
5	RESULTADOS	62
5.1	A Estimação do Modelo GVAR	62
5.1.1	Análise Dinâmica do GVAR	66
5.2	A Estimação do Repasse Cambial	67
5.2.1	Estimativas de Repasse Cambial - Modelos VAR	68
5.2.2	Estimativas de Repasse Cambial - Modelo GVAR	77
5.2.3	Comparativo entre os modelos VAR e GVAR	90
6	CONCLUSÃO	98
	REFERÊNCIAS	100
	APÊNDICES	104
	APÊNDICE A – UM BREVE RESUMO SOBRE OS SISTEMAS DE CLASSIFICAÇÃO	105
A.1	Códigos NAICS	105
A.2	Outros Códigos	106
	APÊNDICE B – RECONSTRUINDO SÉRIES DE PREÇOS	108
B.1	Reconstruindo Preços de Produtor	108
B.2	Reconstruindo Preços de Importação	110
	APÊNDICE C – NOTAS SOBRE AS SÉRIES DE CUSTOS	117
	APÊNDICE D – ESTATÍSTICAS E GRÁFICOS DO MODELO GVAR	121
D.1	Quebras Estruturais	126
D.2	Perfis de Persistência	130

1 Introdução

A taxa de câmbio representa um dos preços mais importantes da economia, indicando a taxa de compra de uma unidade de moeda estrangeira, em termos de moeda nacional. Como a moeda estrangeira pode ser utilizada para aquisição de bens estrangeiros, tanto como insumos intermediários para produção de bens finais como para consumo, o valor da taxa de câmbio pode ter um impacto grande nos preços gerais da economia.

A princípio, pode-se considerar que uma variação na taxa de câmbio leva a uma variação proporcional no preço de bens importados, conforme indica a teoria de Lei do Preço Único. Entretanto, o que se observa é que normalmente o preço reage menos que proporcionalmente a choques na taxa de câmbio, de forma que a elasticidade dos preços à taxa de câmbio seria menor que a unidade, como indicado em Goldberg e Knetter (1996), por exemplo.

O repasse cambial representa a elasticidade dos preços à taxa de câmbio. Geralmente, esta análise é feita para os preços de importação, preços ao produtor doméstico e preços ao consumidor. No geral, considera-se que há repasse cambial incompleto, isto é, o preço se altera menos que proporcionalmente a choques na taxa de câmbio para os três preços citados. Bases teóricas para explicar esse fenômeno têm foco tanto microeconômico quanto macroeconômico, desenvolvidas a partir de trabalhos chave como Dornbusch (1987), Krugman (1986) e Taylor (2000).

A literatura microeconômica de repasse cambial segue bases teóricas estabelecidas em Dornbusch (1987) e Krugman (1986), por exemplo. Estimativas a nível industrial são feitas por Hooper e Mann (1989), Yang (1997), Pollard e Coughlin (2004), Pollard e Coughlin (2006), Auer e Schoenle (2016) e Kardasz e Stollery (2001), por exemplo.

Seguindo a tradição microeconômica, o grau de repasse cambial em uma indústria é determinado pelas características competitivas no mercado em que esta opera. Um argumento de Auer e Schoenle (2016) é que firmas monopolísticas, que não precisam disputar fatias de mercado doméstico, não possuem incentivos para não repassar integralmente choques cambiais ou de custos ao preço final.

Similarmente, firmas em uma situação de competição perfeita também não possuem incentivos para evitar repassar integralmente choques de câmbio ou custo, pois não possuem fatia de mercado a perder. Dessa forma, (AUER; SCHOENLE, 2016) argumenta que o incentivo para que as firmas pratiquem repasse cambial incompleto existe em situações de competição imperfeita. Isso está de acordo com o trabalho original de Dornbusch (1987), em que explicações de repasse cambial incompleto são feitas a partir de modelos de Cournot e Dixit-Stiglitz, que supõe competição imperfeita.

Este trabalho visa estimar o repasse cambial para indústrias manufatureiras americanas no período 1997-2017, tanto para o repasse aos preços de importação quanto ao preço de produtor doméstico. Uma contribuição que este trabalho busca dar é entender como a interação entre diferentes indústrias altera as estimativas de repasse cambial. Não apenas as firmas doméstica e estrangeira podem levar em conta ações de outras firmas que competem no mesmo mercado, mas também ações de firmas domésticas e estrangeiras, que operam em outras indústrias, mas cujas ações tem impactos em outros mercados.

Para tal, utiliza-se um modelo GVAR ('*Global VAR*'), desenvolvido por Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), que surgiu como um modelo macroeconômico que permita interação entre diferentes países. No contexto do trabalho, o modelo é utilizado para modelar a dinâmica de preços das indústrias americanas, levando em conta as características próprias de cada indústria e fatores comuns a todos os setores.

Os modelos individuais são combinados em um modelo global, a partir do qual é estimado o repasse cambial aos EUA levando em conta a interação entre setores. O modelo teórico toma como base o modelo de Hooper e Mann (1989), com algumas modificações.

Os resultados deste trabalho indicam um repasse cambial médio aos preços de importação próximo de 23% no curto prazo, e que converge a cerca de 60% no longo prazo. Essa estimativa é consistente com estimativas médias para os EUA de Goldberg e Knetter (1996), Campa e Goldberg (2005) e Burstein e Gopinath (2014). Para os preços de produtor, as estimativas médias são de 18% no curto prazo, convergindo a cerca de 45% no longo prazo.

Observa-se que, para cada indústria individualmente, as estimativas apresentam bastante heterogeneidade, que é um resultado também observado em trabalhos como Yang (1997), Pollard e Coughlin (2004) e Pollard e Coughlin (2006), por exemplo. Também compara-se a estimativa do modelo GVAR com estimativas geradas sem levar em conta a interação dos setores.

O capítulo 2 estabelece algumas bases teóricas microeconômicas para a determinação do repasse cambial, comenta sobre alguns modelos econométricos, e faz uma breve revisão das estimativas para os EUA. O capítulo 3 descreve o modelo GVAR, com algumas fundamentações teóricas, testes de especificação e análises complementares. O capítulo 4 estabelece um modelo econométrico, descreve os dados e instrumentos de estimação do modelo, e metodologia de estimação do repasse cambial. O capítulo 5 apresenta os resultados da estimação do modelo GVAR, o repasse cambial estimado a partir dele, e uma estimativa a partir de um modelo VAR e comparações deste com o GVAR. O capítulo 6 conclui.

2 Repasse Cambial

Essa seção visa caracterizar aspectos teóricos do repasse cambial, com mais detalhes sobre o que este é, algumas terminologias principais, explicações microeconômicas sobre suas causas, discussões econométricas e estratégias de identificação, e um breve resumo sobre valores estimados de repasse cambial para os Estados Unidos.

2.1 O Problema do Repasse Cambial

Em um país em economia aberta, a cesta de bens disponíveis para consumo não inclui apenas bens ou ativos domésticos. A possibilidade de comércio com países estrangeiros leva a possibilidade de transações de bens e ativos de outros países. Uma vez que a moeda estrangeira é utilizada para transações internacionais, a taxa de câmbio é vista como um dos principais preços da economia. Alterações na taxa de câmbio da economia devem levar a alterações nos preços relativos entre produtos, de forma que esta pode possuir efeitos diretos e indiretos sobre preços de importação, preços de produtor e preços de consumidor.

Ao passo que o efeito cambial aos preços de importação é direto (uma alteração na taxa de câmbio altera o valor do preço de importação de um dado bem), há efeitos do câmbio sob os demais preços da economia (Masten (2004), Woo e Hooper (1984)). Em particular, o preço do produtor doméstico depende do seu custo que, por sua vez, depende dos insumos utilizados na produção. Estes insumos podem ser produzidos por firmas estrangeiras, ou ser produzidos utilizando insumos estrangeiros. Nesse caso, choques cambiais que afetam os preços destes insumos possuem impacto no preço de produtor doméstico.

Dessa maneira, é interessante saber a variação que ocorrerá nos preços diante de choques cambiais. A variação porcentual sofrida pelos preços diante de uma variação de um por cento na taxa de câmbio é chamado de Repasse Cambial ("*Exchange Rate Pass-Through*"), e representa um importante assunto de pesquisa econômica, com ramificações micro e macroeconômicas de seus efeitos e determinantes. Quanto maior o grau de repasse cambial, maior será o ajuste que as firmas dão aos preços diante de choques cambiais. Observa-se que o grau do repasse cambial pode variar entre preços diferentes (para preços de consumidor, produtor, importação e exportação), entre países diferentes e entre indústrias diferentes.

Antes de entrar em modelagens teóricas do repasse cambial, resta tomar algumas definições que serão utilizadas mais a frente. A primeira se refere a repasse cambial com-

pleto e incompleto. Diz-se que o repasse cambial é completo quando o choque cambial é plenamente absorvido pelos preços, isso é, quando choques no câmbio levam a mudanças na mesma proporção nos preços. Quando o choque percentual no preço é menor do que um, diz-se que o repasse cambial é incompleto.

Se o repasse cambial for incompleto, então o fluxo de comércio pode ser relativamente insensível a taxa de câmbio, mesmo com uma demanda altamente elástica (Rowland (2003)). Nesse caso, tanto o fluxo de importações de uma determinada indústria como a balança comercial agregada podem ter uma resposta fraca a mudanças na taxa de câmbio. Então, o grau do repasse pode ser um fator importante de modo a explicar déficits comerciais persistentes em uma economia (Knetter (1989), Kim (1991)). Como o repasse cambial indica um efeito da taxa de câmbio sobre os preços, o grau também interessa do ponto de vista da política monetária de um país (Ball (1999), Taylor (2000), Masten (2004)).

Uma outra questão que pode surgir é o do repasse cambial de curto prazo e de longo prazo. O primeiro geralmente se refere ao efeito que o choque cambial no período t exerce sobre os preços no próprio período t , ao passo que o segundo se refere ao efeito acumulado que choques de até k defasagens anteriores exercem sobre os preços no período t .

Estimativas geralmente reportam repasse cambial incompleto, com valores menores que 100%, mas também costumam encontrar valores maiores que 0%, correspondentes a elasticidades unitárias e nulas, respectivamente. Se há repasse cambial completo, então a firma estrangeira determina o preço de importação com base no seu próprio preço, repassando integralmente choques de câmbio. Se há repasse cambial nulo, então a firma estrangeira determina o preço de importação com base no preço da firma concorrente, não alterando seu preço diante de choques cambiais caso a firma doméstica não o faça. No primeiro caso diz-se que há "*Local Currency Pricing*" (LCP), ao passo que no segundo caso há "*Producer Currency Pricing*" (PCP).

2.2 A Microeconomia do Repasse Cambial

A literatura microeconômica do repasse cambial enfatiza os aspectos de competição imperfeita entre firmas domésticas e estrangeiras. Dois trabalhos que se destacam por fundamentar algumas das bases teóricas importantes do repasse cambial são Dornbusch (1987) e Krugman (1986). Uma alteração na taxa de câmbio leva a mudanças nos preços relativos entre os bens produzidos domésticos e os bens importados, o que altera os incentivos relativos ao consumo de cada bem.

Se um destes bens fica relativamente mais caro, aumenta o incentivo para o consumo do outro bem, e isso pode alterar a fração de mercado que estas firmas possuem.

Para as firmas competidoras, perder mercado não é ideal, de forma que para elas pode ser interessante repassar aos preços um valor menor que o choque sofrido.

Desta forma, o lucro desta firma pode diminuir no curto prazo, mas ao manter seu poder de mercado a firma pode compensar esta queda de lucro quando ocorrer um choque que lhe é favorável. Esta seria uma justificativa do repasse cambial incompleto.

Note que esse argumento requer competição imperfeita, conforme o argumento de (AUER; SCHOENLE, 2016). Estruturas de mercado de competição perfeita, em que a firma não possui poder de mercado, e monopólio, em que a firma não possui competição, não possuem os incentivos para o repasse cambial incompleto.

Para firmas que operam nestes mercados, há incentivo a repassar integralmente o efeito de choques no preço final. Assim, o repasse cambial seria uma função quadrática da competitividade em um mercado, atingindo valor 100% (elasticidade unitária, repasse cambial completo) quando a competitividade é nula ou máxima, e valores menores que 100% (repasse cambial incompleto) quando existe competição imperfeita.

Indústrias diferentes, com diferentes estruturas de mercado e firmas com diferentes estratégias de precificação, podem ter diferentes graus de repasse cambial. Algumas características que podem fazer o grau de repasse cambial variar entre as indústrias incluem o grau de substituição entre bens importados e produzidos domesticamente, integração internacional, concentração de mercado, razão capital / trabalho, gastos com propaganda e políticas regulatórias (Campa, Minguez e Sebastiá-Barriel (2008), Knetter e Goldberg (1995), Yang (1997)). Por exemplo, quanto maior o grau de substituição entre o bem doméstico e o estrangeiro, menor deve ser o repasse cambial, pois aumentos de preço levariam a perda de *marketshare* (Yang (1997)).

Os modelos microeconômicos de repasse cambial têm como características, muitas vezes, a presença de competição imperfeita, diferenciação de produtos e/ou discriminação de preços (Hooper e Mann (1989)). Dornbusch (1987) desenvolve dois modelos teóricos que buscam explicar o repasse cambial com base em modelos de competição imperfeita, através de modelos de Cournot e Dixit-Stiglitz. Krugman (1986) desenvolve a ideia de *Pricing to Market*, em que firmas determinam seus preços em mercados diferentes conforme o lucro que terão em cada mercado.

2.2.1 Modelo de Cournot

Na primeira modelagem, Dornbusch (1987) supõe uma *commodity* vendida em um mercado oligopolista, com cada vendedor supondo que os demais desejam manter o seu *marketshare*. Assume-se que há um mercado doméstico e um mercado estrangeiro, e

função de demanda linear:

$$D_i = a - bP_i \quad (2.1)$$

Na equação (2.1), D_i representa a demanda de mercado da indústria i , P_i é o nível de preços e a, b são parâmetros. A produção nesse mercado é feita por n_i^d ofertantes domésticos e n_i^m ofertantes estrangeiros, com produções respectivas de Q_i e M_i unidades. Assim, a oferta total de mercado é dada por:

$$S_i = n_i^d Q_i + n_i^m M_i \quad (2.2)$$

O objetivo das firmas, tanto domésticas quanto estrangeiras, é maximizar seu lucro tendo em vista a produção das demais firmas. Sendo π_i^j o lucro da firma $j = d, m$, onde d é a firma doméstica e m é a firma estrangeira, e sendo E a taxa de câmbio, W_i^d o custo unitário do trabalho da firma doméstica e W_i^m o custo unitário do trabalho da firma estrangeira, o lucro das firmas é dado por:

$$\pi_i^d = (P_i - W_i^d)[a - bP_i - (n_i^d - 1)Q_i - n_i^m M_i] \quad (2.3)$$

$$\pi_i^m = \left(\frac{P_i}{E} - W_i^m\right)[a - bP_i - n_i^d Q_i - (n_i^m - 1)M_i] \quad (2.4)$$

A solução do problema de maximização simultânea das firmas domésticas e estrangeiras leva ao típico equilíbrio de Nash dos modelos tradicionais de Oligopólio de Cournot, com o preço de equilíbrio sendo dado por:

$$P_i^* = \frac{n_i^d W_i^d + n_i^m E W_i^m}{N_i} + \frac{a}{bN_i} \quad (2.5)$$

Em que $N_i = n_i^d + n_i^m + 1$. A partir da equação 2.5, é possível calcular o repasse cambial como a elasticidade do preço a taxa de câmbio.

$$\eta_i = \frac{n_i^m W_i^m}{N_i} \frac{E}{P_i} = \frac{n_i^m}{N_i} \frac{E W_i^m}{P_i} \quad (2.6)$$

Dessa forma, o repasse cambial dependeria de dois fatores: (1) o número relativo de firmas estrangeiras no mercado; e (2) a razão dos custos marginais externos em moeda doméstica em relação aos preços. Se há um número positivo de firmas domésticas no mercado, de forma que $n_i^m < N_i$, e as firmas operam em concorrência imperfeita, de forma que $E W_i^m < P_i$, então os dois fatores representam proporções, e o ajuste dos preços em relação ao câmbio é menor que a unidade, justificando a ocorrência do repasse cambial

incompleto. Conforme observa Dornbusch (1987) uma solução como essa ainda é dependente da forma funcional a que se supõe a função de demanda e tecnologia de produção das firmas.

2.2.2 Modelo Dixit-Stiglitz

No modelo Dixit-Stiglitz proposto por Dornbusch (1987), supõe-se um agente representativo que procura maximizar sua função de utilidade $V = U(z, x)$ escolhendo x e z , que representam cestas de *commodities*. Define-se $x = (\sum x_i^a)^{\frac{1}{a}}$, com $0 < a < 1$.

A *commodity* x é um índice de consumo de diferentes marcas domésticas e estrangeiras do mesmo bem. Supõe-se haver n^d marcas domésticas e n^m marcas estrangeiras. O problema de maximização leva a uma demanda por cada marca individual i , bem como a um índice de preço para x :

$$x_i = x \left(\frac{P}{P_i} \right)^c \quad (2.7)$$

$$P = \left(\sum P_p^h + \sum P_m^h \right)^{\frac{1}{h}} \quad (2.8)$$

Na equação (2.7) e (2.8), temos que P representa o preço da indústria, P_i é o preço da marca i , P_p é o preço do bem produzido domesticamente, P_m é o preço do bem importado expresso em moeda doméstica, $c = \frac{1}{1-a}$ e $h = -\frac{a}{1-a}$. Supomos que mudanças nos preços individuais de cada firma não alteram os preços da indústria.

Supomos que a demanda de mercado é dada por (2.7). Para a firma representativa doméstica i , o lucro é dado por:

$$\pi_i^d = (P_{p,i}^h - W^d)x_i \quad (2.9)$$

Yang (1997) supõe um modelo similar, mas assumindo que o custo marginal é crescente na produção, em vez de constante. O problema de maximização leva à regra de precificação tradicional para a firma doméstica, expressa na equação (2.10), com o *mark-up* depende inversamente da elasticidade de substituição entre as marcas.

$$P_{p,i} = \frac{1}{1 - 1/c} W^d = \alpha W^d \quad (2.10)$$

Para as firmas estrangeiras, o problema é apenas um pouco diferente. O preço do bem importado é definido com base no *mark-up* sobre o custo da firma estrangeira

expresso em moeda nacional. Assim, para a firma representativa estrangeira j , o *mark-up* é dado por:

$$P_{m,j} = \alpha EW^m \quad (2.11)$$

Combinando (2.10) e (2.11), obtém-se:

$$\frac{P_{p,i}}{P_{m,j}} = \frac{W^d}{EW^m} \quad (2.12)$$

A relação expressa pela equação (2.12) indica que a razão de preços entre os bens depende da razão do custo unitário do trabalho, expresso na mesma moeda, da firma doméstica e estrangeira. Suponha que o custo unitário do trabalho é igual para o produtor doméstico e estrangeiro. Caso haja uma apreciação da moeda doméstica, haveria uma redução do preço do bem estrangeiro, proporcional ao custo unitário do trabalho expresso em moeda doméstica.

O resultado do modelo é alterado supondo que há firmas que consigam influenciar o preço das demais firmas. Em particular, suponha que o parâmetro σ_i descreve a reação das firmas frente a mudanças no preço da indústria, onde $0 < \sigma_i < 1$. Nesse caso, a curva de demanda não mais supõe que as firmas possuem uma taxa constante de *mark-up*:

$$P_{p,i} = \frac{1}{1 - 1/c(1 - \varepsilon)} W^d = \alpha' W^d \quad (2.13)$$

Na equação (2.13), o termo $\varepsilon = (dP/P)/(dP_i/P_i)$ representa o efeito da interação estratégia entre firmas. Temos que $(0 < \varepsilon < 1)$, pois

$$\varepsilon(\sigma, \frac{P_{p,i}}{P_{m,j}}) = [\sigma + (1 - \sigma)\{n^d + n^m(\frac{P_{p,i}}{P_{m,j}})^h\}]^{-1} \quad (2.14)$$

Dessa forma, as decisões de precificação da firma são interdependentes e dadas por:

$$P_{p,i} = F(\frac{P_{p,i}}{P_{m,j}}, \sigma, c) W^d \quad (2.15)$$

$$P_{m,j} = G(\frac{P_{p,i}}{P_{m,j}}, \sigma, c) EW^m \quad (2.16)$$

Valendo essas regras de reação das firmas, a firma estrangeira irá reduzir o seu preço de forma menos que proporcional a mudanças na taxa de câmbio. As firmas domésticas diminuem o preço, e há alteração dos preços relativos das firmas.

2.3 Modelos Econométricos

Ao passo que as seções anteriores discutiram fundamentações teóricas do repasse cambial, essa seção busca discutir um pouco sobre os modelos econométricos de estimação do grau do repasse cambial. O modelo econométrico mais simples de estimação, conforme Campa e Goldberg (2002), seria:

$$p_t = \gamma e_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.17)$$

Na equação (2.17), p_t representa o logaritmo natural do preço de interesse e e_t representa o logaritmo natural da taxa de câmbio. Apesar de essa ser uma forma popular de testar o repasse, ela tem o problema de ser uma forma reduzida, e é problemática para o teste de hipóteses por não representar relações estruturais (Campa e Goldberg (2002), Goldberg e Knetter (1996)).

Existe a preferência por modelos econométricos que levem em conta relações estruturais, conforme o modelo teórico de interesse, como em Hooper e Mann (1989), Yang (1997) ou McCarthy (2007). Um modelo básico da estimação do Repasse Cambial pode ser encontrado em Goldberg e Knetter (1996):

$$P_{i,t} = \alpha + \gamma E_t + \delta X_t + \psi Z_t + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

Na equação, $P_{i,t}$ representa o preço de importação, E_t é a taxa de câmbio, X_t é uma medida de custo do país exportador e Z_t é um fator que altere a demanda do país doméstico. Nessa equação, γ seria o coeficiente de repasse cambial, com $\gamma = 1$ implicando repasse cambial completo e $\gamma < 1$ indicando repasse cambial incompleto.

Outros modelos econométricos muitas vezes têm estruturas similares, ou utilizam o mesmo conjunto de variáveis para estimação. Para um modelo linear, o mais comum é a estimação em diferenças, como ocorre em Campa e Goldberg (2002), Campa e Goldberg (2005), Yang (1997), Kardasz e Stollery (2001), Pollard e Coughlin (2004), Pollard e Coughlin (2006), por exemplo. Cada um destes modelos possui algumas características próprias, com base em aspectos que o trabalho busca explorar.

Uma forma básica de equações como essa é proposta em Campa e Goldberg (2002), Campa e Goldberg (2005). Suponha que $p_{i,t}^m$ represente o logaritmo natural do preço de importação do bem i , e_t represente o logaritmo natural da taxa de câmbio, w_{t-1}^f seja uma medida de custos dos parceiros comerciais dos países domésticos e y_t represente o produto do país, que serve como *proxy* para fatores que afetam a demanda do país doméstico. Uma

equação para estimar o repasse cambial pode ser dada por:

$$\Delta p_{i,t}^m = \alpha_i + \sum_{j=0}^4 \beta_{i,j} \Delta e_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \gamma_{i,j} \Delta w_{t-1}^f + \sum_{j=0}^4 \delta_{i,j} \Delta y_t + \vartheta_{i,t} \quad (2.19)$$

Nesse modelo, o repasse cambial de curto prazo é dado por $\beta_{i,0}$, e o de longo prazo é dado por $\sum_{j=0}^4 \beta_{i,j}$. Essa fórmula leva em consideração dados trimestrais, de forma que $\sum_{j=0}^4 \beta_{i,j}$ representa o repasse cambial após um ano. Observa-se que há necessidade de ajustar a fórmula para a utilização de dados de diferentes periodicidades. Uma estimação similar a essa é feita por Burstein e Gopinath (2014).

Estimações de equações similares a essas também são comuns. Nem todos os modelos contêm termos de defasagens das variáveis explicativas, como Yang (1997), Kardasz e Stollery (2001), Pollard e Coughlin (2004), Pollard e Coughlin (2006) por exemplo. Além disso, outros fatores explicativos podem ser utilizados em substituição a y_t , ou complementarmente às demais variáveis.

O modelo de Yang (1997) por exemplo contém o logaritmo natural do preço do produtor e o valor defasado do preço de importação. Kardasz e Stollery (2001) utiliza como controle o preço americano e uma medida de hiato do produto. Para testar assimetria do repasse cambial, Pollard e Coughlin (2004) adiciona *dummies* relativas ao sinal e tamanho do choque cambial. Uma questão abordada por Pollard e Coughlin (2006) é relativa a qual medida de taxa de câmbio utilizar na regressão.

É possível utilizar uma medida de taxa de câmbio multilateral para todos os setores da economia. Isso é possível através de medidas como as de "Valor do Dólar", com base em algum tipo de critério, por exemplo.¹ Também é possível montar uma estrutura de câmbio particular a cada indústria, utilizando dados de preços de importação de dado país naquela indústria e utilizando dados de taxa de câmbio bilateral entre os EUA e o país de origem.

Dessa forma, Pollard e Coughlin (2006) procura estimar o repasse cambial com diferentes medidas de câmbio, tanto multilaterais quanto bilaterais, e testar o quanto a estimativa do repasse é sensível à medida da taxa de câmbio. Com todas as medidas de taxa de câmbio, o repasse cambial continua sendo bastante heterogêneo entre indústrias. A estimativa de curto prazo seria pouco sensível à escolha de taxa de câmbio, mas a estimativa de longo prazo pode ser ter mais sensibilidade.

Também é comum a utilização de modelos VAR de forma a estimar o repasse cambial. Nestes, há a possibilidade de utilizar funções de resposta ao impulso para estimar

¹ Este trabalho utiliza uma medida de taxa de câmbio baseada na série de "Valor do Dólar ponderado pelo comércio", em que mede-se o valor da moeda americana como uma média ponderada da taxa de troca do Dólar com outras moedas, sendo a ponderação dada pelo volume comercial dos EUA com outros países.

o repasse cambial de curto e longo prazo. Muitas vezes, utiliza-se uma função de resposta ao impulso ortogonalizada, de modo que é necessário especificar qual o ordenamento dos choques em termos de exogeneidade. Isso ocorre por exemplo em Rowland (2003), com um VAR em diferenças com taxa de câmbio (E_t), preço de importação (Δp_t^m), preço de produtor (Δp_t^p) e preço de consumidor (Δp_t^c), com a ordenação da mais exógena a menos exógena seguindo a mesma ordenação da listagem aqui feita.

Outros modelos, como McCarthy (2007), buscam adicionar outros fatores de modo a complementar o sistema. Em McCarthy (2007) por exemplo, cada modelo VAR possui 8 variáveis, com a inflação dos preços de petróleo ($\pi_{i,t}^{oil}$), hiato do produto ($\tilde{y}_{i,t}$), taxa de juros ($r_{i,t}$) e crescimento monetário ($\Delta m_{i,t}$) sendo acrescentadas ao modelo de Rowland (2003). Essas variáveis podem ser utilizadas para identificar choques de interesse.

Outros modelos VAR também são comuns. Belaisch (2003), por exemplo, modela um VAR com 4 variáveis: inflação dos preços do petróleo ($\pi_{oil,t}$), crescimento do produto (Δy_t), choques cambiais (Δe_t), e índice de inflação (π_t)². Modelos VAR também são utilizados por exemplo em Choudhri, Faruquee e Hakura (2005) ou Masten (2004).

Um aspecto destacado em Burstein e Gopinath (2014) é que a interpretação das estimativas do repasse cambial são dependentes do modelo e dos dados utilizados. Uma implicação é que diferentes metodologias de estimação podem levar a resultados diferentes. Outra é que estimativas para diferentes conjuntos de dados podem levar a resultados diferentes, de forma que a estimação por uma mesma metodologia para dois períodos diferentes pode não levar a estimativas iguais.

2.3.1 O Modelo de Hooper-Mann

Um modelo microeconômico que se deseja destacar é o modelo de Hooper e Mann (1989), que busca estudar o repasse cambial sobre os preços de importação nos Estados Unidos. A estrutura analítica supõe que as firmas estrangeiras possuem um certo poder de mercado domesticamente. Esse poder de mercado pode ocorrer devido aos produtos domésticos e estrangeiros serem diferenciados, ou por haver algum tipo de imperfeição de mercado.

Suponha uma indústria i qualquer, em que operam firmas domésticas e estrangeiras. A firma estrangeira irá definir o preço que vendem no mercado americano, que será o preço de importação P_i^m para o país doméstico, com base em um *mark-up* λ_i sobre os seus custos marginais C_i^e , conforme a equação (2.20):

$$P_i^m = \lambda_i C_i^e \quad (2.20)$$

² Belaisch (2003) estima alguns modelos VAR com diferentes índices de inflação

Supõe-se que a firma estrangeira irá estabelecer uma regra de *mark-up* que reage ao ambiente competitivo do mercado doméstico e de pressões sobre a demanda em todos os mercados. A competitividade na indústria é mensurada pela razão entre os preços dos produtores domésticos dessa indústria, P_i^p , e o custo externo expresso em moeda nacional, $C_i^e E$. As pressões sobre a demanda são expressas pela capacidade utilizada da firma estrangeira, denotada por U_i . Dessa forma, a regra de *mark-up* das firmas estrangeiras é dada por:

$$\lambda_i = \left(\frac{P_i^p}{C_i^e E} \right)^\alpha U_i^\beta \quad (2.21)$$

Na equação (2.21), α e β são parâmetros que, se espera, são positivos. Espera-se que quanto maior a competitividade da firma estrangeira (dado um menor custo de produção, maior preço da firma doméstica, ou menor taxa de câmbio), maior será o *mark-up* que a firma estrangeira pode fazer. Da mesma forma, quanto maior a demanda, a firma pode aumentar sua taxa de *mark-up* de modo a aumentar seus lucros.

Combinando-se as equações (2.20) e (2.21), obtém-se:

$$P_i^m = \left[\frac{P_i^p}{E} \right]^\alpha U_i^\beta (C_i^e)^{1-\alpha} \quad (2.22)$$

Seja $p_i^m = \ln P_i^m$, $p_i^p = \ln P_i^p$, $e = \ln E$, $u_i = \ln U_i$, $c_i^e = \ln C_i^e$. Então, aplicando-se o logaritmo natural na expressão dada por (2.22), obtém-se:

$$p_i^m = \alpha p_i^p - \alpha e + \beta u_i + (1 - \alpha) c_i^e \quad (2.23)$$

O preço de importação também pode ser expresso em moeda do país doméstica:

$$P_i^{m,d} = P_i^m E = [\lambda_i C_i^e] E \quad (2.24)$$

Expresso em moeda doméstica, a equação (2.23) se torna:

$$p_i^m = \alpha p_i^p + (1 - \alpha) e + \beta u_i + (1 - \alpha) c_i^e \quad (2.25)$$

O repasse cambial do preço de importação expresso em moeda doméstica é dado por $(1 - \alpha)$. Espera-se que $0 \leq \alpha \leq 1$, sendo que $\alpha = 1$ implica repasse cambial nulo, e $\alpha = 0$ implica repasse cambial completo. Mantendo-se u_i constante, no caso do repasse cambial nulo, a firma estrangeira altera o preço de importação proporcionalmente a alterações no preço do produtor doméstico, e no caso do repasse cambial completo, a firma estrangeira ajusta o preço com base em mudanças de custo e taxa cambial.

Conforme Hooper e Mann (1989), o modelo representado pela equação (2.25) possui algumas limitações importantes, que são o fato do modelo ser de equilíbrio parcial, estático, e que impõe o mesmo grau de repasse da taxa de câmbio e de custos. O fato de ser um modelo de equilíbrio parcial implica que não há interação entre indústrias, o que pode não ser o caso. Bens gerados em uma indústria podem ser utilizados como insumo em outras, alterando o custo desta. Esses bens podem ser produzidos localmente ou importados, de modo que a taxa de câmbio também pode impactar nos custos de uma dada indústria.

O fato do modelo ser estático não permite testar se há diferença no repasse cambial de curto e longo prazo, conforme as firmas alteram o *mark-up* com base na adaptação das firmas a choques cambiais. Por último, a taxa de câmbio tende a ter maior variabilidade que os preços de produção domésticos e custos de produção Hooper e Mann (1989), e as firmas podem ter mais interesse em responder a choques cambiais do que a choques de custos ou preços domésticos.

Para lidar com essas questões, Hooper e Mann (1989) estimam três modelos, cada um relaxando sucessivamente algumas restrições. O primeiro modelo permite acrescentar valores defasados das variáveis exógenas na estimação:

$$p_{i,t}^m = e_t + c_{i,t}^e + \sum_{t=0}^T \alpha_t (p_{i,t-1}^p - e_{t-1} - c_{i,t-1}^e) + \beta u_{i,t} \quad (2.26)$$

O segundo modelo permite que o coeficiente do preço doméstico seja diferente de α_t . Seja $\eta_t = (1 - \alpha_0)$, de forma que o modelo se torna:

$$p_{i,t}^m = \sum_{t=0}^T \eta_t (e_{t-1} + c_{i,t-1}^e) + \sum_{t=0}^T \gamma_t p_{i,t-1}^p + \beta u_{i,t} \quad (2.27)$$

O terceiro modelo permite que o coeficiente de $c_{i,t}^e$ também difira de α_t :

$$p_{i,t}^m = \sum_{t=0}^T \eta_t e_{t-1} + \sum_{t=0}^T c_{i,t-1}^e + \sum_{t=0}^T \gamma_t p_{i,t-1}^p + \beta u_{i,t} \quad (2.28)$$

A estimação destes três modelos é feita para preços de importação de nove países (Canadá, Reino Unido, França, Itália, Alemanha Ocidental, Japão, Coreia do Sul, Taiwan e México) para os EUA, encontrando-se um repasse cambial baixo, de cerca de 21% no curto prazo, e entre 50% e 60% no longo prazo, na média das indústrias

2.4 O Repasse Cambial nos EUA

De modo geral, estudos comparativos entre países indicam que os EUA têm um grau de repasse cambial menor que outros dos países industrializados, como geralmente

é apontado por revisões de literatura sobre o assunto, como é o caso de Goldberg e Knetter (1996) ou Burstein e Gopinath (2014). Utilizando dados microeconômicos, Campa e Goldberg (2002) relatam que os EUA possuem um dos graus mais baixos de repasse cambial dentre os países da OCDE para os preços de importação, com um repasse de cerca de 26% no curto prazo e 41% no longo prazo, contra 61% no curto prazo e 77% no longo prazo para os países da OCDE.

Uma nota importante de Burstein e Gopinath (2014) é que índices de preço de importação são muitas vezes construídos de forma diferente em países diferentes, de modo que diferenças no repasse cambial podem ocorrer devido a diferenças de cestas de bens na construção do índice.

Uma estimativa de Burstein e Gopinath (2014) apresenta uma estimativa de "médio prazo" de 20% e de longo prazo de 28% para o preço de importação. A estimativa difere entre locais de origem, com produtos japoneses apresentando repasses de 24 e 32 % e alemães apresentando repasses de 41 e 51%, por exemplo, de médio e longo prazo, respectivamente. A estimativa também muda para bens precificados em dólar ou em moedas dos países domésticas, com a estimativa de médio prazo sendo de 16% e 80% na média do preço de importação, respectivamente.

No nível macroeconômico, Taylor (2000) encontra o resultado que a persistência inflacionária dos EUA diminuiu do período de 1960-1979 para o período de 1982-1993, utilizando dados trimestrais, de forma que a persistência da inflação é menor quando a inflação em si é menor. Essa queda da persistência inflacionária teria levado a redução do grau do repasse cambial nos EUA no segundo período, e nos anos 1990 de forma geral.

Esse é um resultado que também aparece em Marazzi e Sheets (2007), com o grau de repasse ao preço de importação caindo de 70% (1972-1984) para 50% (1985-1994), e depois para cerca de 12% (1995-2004). Algumas hipóteses para a queda do repasse cambial são propostas, incluindo mudanças de metodologia na construção das séries de preço e mudanças na composição das cestas de importação.

Analisando o repasse cambial por indústrias, Olivei et al. (2002) encontra que o repasse cambial de longo prazo declinou de uma média de 50% para 22% dos anos 1980 para os anos 90, embora comente que seja difícil associar tal queda a mudanças macroeconômicas nos EUA. Esse resultado, porém, não é confirmado em todos os estudos. Em particular, Campa e Goldberg (2002) fornece evidências contrárias à hipótese de que o ambiente inflacionário impacta de forma significativa no grau do repasse cambial para os países da OCDE.

Campa e Goldberg (2002) testam modelos micro e macroeconômicos de repasse cambial para 25 países da OCDE, de 1977 a 1999. Apesar do repasse cambial de curto prazo ser mais baixo em países com menor inflação, menor crescimento monetário ou

menor variabilidade da taxa de câmbio, estas variáveis são pouco explicativas para o repasse cambial.

Uma conclusão de Campa e Goldberg (2002) é que mudanças no quadro de importações podem ter reduzido o repasse cambial nos EUA. Do período de 1980 a 1992 houve grande diminuição da importação relativa de energia (de 33,8% das importações para 10,2%) e grande aumento da importação relativa de manufaturas (de 51,1% das importações para 77,8%), e isso teria reduzido o repasse cambial agregado do preço de importação de 37% para 25% nesse período.

Em nível microeconômico, estimações do repasse cambial são feitas por Hooper e Mann (1989), Yang (1997), Bhattacharya et al. (2004), Pollard e Coughlin (2004), Pollard e Coughlin (2006), com resultados diversos. No geral, os resultados apresentados indicam que há variação do repasse cambial conforme a indústria.

Em Hooper e Mann (1989), as estimativas de repasse cambial são feitas para bens de capital, automóveis, bens de consumo e insumos industriais (excluindo petróleo) de janeiro de 1973 até julho de 1988. O estudo encontra um repasse cambial médio de 21% no curto prazo e entre 50% e 60% no longo prazo. Um outro resultado é que o repasse cambial estimado é menor quanto mais desagregados forem os dados.

Yang (1997) faz a estimação do repasse cambial para 87 indústrias de manufatura de acordo com código SIC de 3 e 4 dígitos³, achando evidências de repasse cambial incompleto e positivo em 77 destas. O repasse cambial médio encontrado é de cerca de 31% no curto prazo e 42% no longo prazo, com grande variação do grau do repasse entre indústrias diferentes.

Um modelo de assimetria do repasse cambial é estimado por Pollard e Coughlin (2004) para os Estados Unidos, para 29 indústrias, no período de 1978 a 2000 (com algumas exceções), com dados trimestrais. Para a maioria das indústrias, encontram evidências de repasse cambial incompleto, com um repasse cambial médio menor que 40% no modelo sem assimetria. A estimação do modelo com assimetria de sinal encontrou evidências a favor de assimetria do grau do repasse cambial em 15 indústrias, mas a direção da assimetria varia entre indústrias. O modelo de assimetria de tamanho do choque cambial também encontrou resultados significantes de assimetria para 19 indústrias, com o repasse cambial sendo maior diante de choques cambiais maiores.

Em nível industrial, Bhattacharya et al. (2004) estima o repasse cambial para algumas indústrias nos EUA, Japão e Reino Unido, tanto para o preço de importação quanto para o preço do produtor. Os resultados variam de indústria a indústria, mas os autores não encontram evidências da hipótese de PCP ou LCP.

Estimativas de repasse cambial a nível industrial testando diversas taxas de câm-

³ O Apêndice A fala um pouco sobre códigos SIC

bio são feitas em Pollard e Coughlin (2006). O repasse varia entre diferentes medidas de câmbio e entre setores, mas no geral a diferença na escolha do câmbio não altera muito a estimativa do repasse, ao passo que há bastante variabilidade de estimativas em diferentes indústrias. A estimativa média do repasse é de 29% e 39%, aproximadamente, para indústrias com códigos ISIC de 2 e 3 casas, respectivamente.

A nível industrial, algumas estimativas para os EUA podem ser encontradas na tabela 1. A segunda coluna representa indústrias divididas por códigos NAICS, utilizadas neste trabalho, conforme se verá a frente. A primeira coluna representa indústrias de nível mais geral que as utilizadas nesse trabalho, e a terceira representa indústrias de nível mais específico que as utilizadas nesse trabalho.

Na tabela 1, (1) representa as estimativas de Campa e Goldberg (2005), (2) representa as estimativas de Bhattacharya et al. (2004), e (3) representam médias das estimativas de Pollard e Coughlin (2006). Diferencia-se as estimativas do preço de importação (p^m) e preço de produtor (p^p), bem como as de curto prazo (CP) e longo prazo (LP), quando possível.

As estimativas indicam que pode haver grande diferença de repasse em indústrias diferentes, para o mesmo autor. No geral, observa-se que os repasses para as indústrias são baixos, com a maioria tendo um valor menor que 50%. Há estimativas de repasse cambial acima de 100%, com o setor de Petróleo Refinado, e estimativas negativas de repasse, o que também acontece em Yang (1997) para indústrias em nível mais desagregado.

	Campa e Goldberg (2002)		Bhattacharya et al. (2004)				Pollard e Coughlin (2006)
	p^m		p^m		p^p		p^m
	CP	LP	CP	LP	CP	LP	
Alimentos e Bebidas	0.117	0.209	0.354	0.291	-0.082	-0.084	0.261
Alimentos							
Bebidas			-0.046	-0.033	-0.164	-0.164	
Têxteis e Vestuário			-0.254	-0.256	0.158	0.06	0.266
Têxteis							
Vestuário							
Couro e Similares							
Madeira							
Papel							0.089
Combustíveis Minerais			0.533	0.522	0.45	0.45	1.032
Petróleo Refinado							
Mistos de Petróleo e Carvão							0.332
Químicos			0.105	0.105	0.094	0.191	0.257
Plástico							
Borracha			0.038	0.063	-0.05	-0.014	
Minerais Não-Metálicos			-0.111	-0.134	0.028	0.035	
Metais Primários							
Metais Fabricados							0.417
Maquinários							0.603
Máquinas de Trabalho em Metal			0.303	0.431	0.028	0.811	0.771
Máquinas Elétricas			-0.118	-0.189			
Equipamentos Elétricos							
Equipamentos de Transporte	0.604	0.198					0.312
Mobílias			0.1	0.124	0.027	0.081	0.703
Outras Manufaturas							
Energia							

Tabela 1 – Estimativas de Repasse Cambial a Nível Industrial de Estudos Seleccionados

3 Metodologia

Modelos *Global VAR* (GVAR), propostos por Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), surgem com uma abordagem para lidar com sistemas de séries de tempo em que o número de variáveis endógenas é alto. Um modelo VAR simples sofre do problema de "maldição da dimensionalidade": o acréscimo de variáveis leva o número de parâmetros a ser estimado a crescer de forma exponencial.

A ideia por trás de um modelo GVAR é a noção de um *sistema global*: existem ao todo N unidades de corte transversal, como países ou indústrias, que formam um sistema global. Cada uma dessas unidades $i \in \{1, 2, \dots, N\}$ afeta todas as demais unidades do sistema, e também é afetado por elas. Cada unidade possui um vetor de variáveis, muitas vezes denotados por $\mathbf{x}_{i,t}$, que contém as variáveis endógenas daquela unidade.

Em modelos GVAR, o comportamento dinâmico de uma unidade depende não apenas das defasagens relevantes das variáveis daquele próprio setor, mas também do comportamento contemporâneo e defasado das variáveis dos demais setores. O GVAR também pressupõe uma estrutura de ligação entre diferentes unidades de corte transversal, que indicam o quanto uma unidade é afetada pelas demais.

Essa estrutura de ligação é feita através de uma matriz $\tilde{\mathbf{W}}_i$ chamada de Matriz de Ponderação: ela dá o quanto cada unidade $i = 1, 2, \dots, N$ é afetada pelas demais unidades $j = 1, 2, \dots, N$ para $j \neq i$. Cada entrada $\tilde{w}_{ij}$ da matriz $\tilde{\mathbf{W}}_i$ designa o impacto que a j -ésima unidade impacta na i -ésima unidade, e representa algum tipo de relação econômica entre as unidades de corte transversal.

Estimar o vetor de médias ponderadas em vez de estimar os $N - 1$ vetores das demais unidades permite captar uma medida do quanto cada unidade é afetada pelas demais, mas reduzindo o número de parâmetros a ser estimados, o que torna a estimação factível. Conforme Dees et al. (2007b), esses pesos podem tanto ser fixos quanto variar no tempo.

Conforme Dees et al. (2007b), a modelagem do GVAR é uma boa aproximação de fatores comuns não observados, pois esta afeta a dinâmica das variáveis das demais unidades, e seu efeito é captado pelo vetor de médias ponderadas. Dessa forma, pode-se reduzir a quantidade de fatores comuns adicionados ao modelo, que também fazem com que haja *shrinkage* de dados. Conforme é destacado em Dees et al. (2007b), isso faz com que o GVAR lide de forma razoavelmente efetiva com interdependência dos fatores comuns e movimentos relacionados de ciclos de negócios internacionais.

O modelo do GVAR também pode ser acrescido de variáveis comuns, que são variá-

veis que afetam a todas as unidades do sistema, embora não precisem impactar de forma homogênea nas diferentes unidades de análise. Em modelos macroeconômicos, é comum encontrar variáveis como "Preço Global de *Commodities*" como exemplo desses fatores comuns. Elas possuem um sentido de "variável exógena" do sistema GVAR, no sentido que são definidas exogenamente aos sistemas individuais de cada unidade. Note que é possível modelar efeitos de retroalimentação das variáveis endógenas sobre as exógenas (conforme Chudik e Pesaran (2016)).

Isso implica que, para toda unidade i , a estrutura de análise seja similar a um modelo $\text{VARX}(p, q)$, que é um modelo VAR acrescido de variáveis exógenas. Nesse tipo de modelo, p indica o total de defasagens significantes das variáveis endógenas, e q representa o total de defasagens significantes das variáveis exógenas.

Na tradição do GVAR, o modelo da unidade individual é chamado de $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$, onde o termo $*$ indica a presença das médias ponderadas das demais unidades, que são chamadas de variáveis estrela. As variáveis estrela e variáveis comuns são as variáveis exógenas do modelo, chamadas também de variáveis globais na tradição dos modelos GVAR.

A partir desses modelos individuais, é possível montar um modelo que contém as informações de todas as unidades, referido como Modelo Global. A análise do modelo global é complementada pela chamada "Análise Dinâmica do GVAR", que consiste em análises de Perfis de Persistência, Respostas ao Impulso e Decomposição da Variância, que permitem verificar efeitos de choques em alguma variável no sistema, tanto endógenas quanto exógenas.

3.1 A Modelagem do GVAR

Considera-se uma estrutura de painel com N unidades, cada qual com k_i variáveis, observadas durante T períodos. As k_i variáveis de cada unidade podem ser coletadas no vetor $\mathbf{x}_i$, que é o vetor das variáveis endógenas de cada unidade e possui dimensão $k_i \times 1$. Note que é possível que nem todas as regiões contenham as mesmas variáveis, de forma que é possível que cada unidade possua um vetor de variáveis endógenas de tamanho diferente.

Os N vetores $\mathbf{x}_i$ de variáveis endógenas podem, por sua vez ser coletada no vetor $\mathbf{x}_t = (\mathbf{x}'_{1,t}, \mathbf{x}'_{2,t}, \dots, \mathbf{x}'_{N,t})$, que contém as variáveis endógenas de cada unidade e possui dimensão $k = \sum_{i=1}^N k_i$. O vetor $\mathbf{x}_t$ é aquele pelo qual nos interessamos em modelar a dinâmica. Entretanto, conforme a quantidade de unidades cresce, a estimação se torna inviável, dada a questão da dimensionalidade. A estimação pode ser feita através de um modelo GVAR, que busca lidar com a questão da multidimensionalidade. A estimação de um modelo GVAR ocorre em duas partes:

1. Estima-se modelos $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ para cada unidade. Modelos $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ são modelos VAR ampliados, acrescidos de variáveis estrela (onde variáveis estrelas são médias ponderadas das variáveis endógenas das demais unidades) e variáveis comuns (comuns de todas as unidades). As variáveis estrela e comuns são geralmente chamadas de variáveis globais na tradição do GVAR.
2. Combina-se os modelos $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ de cada unidade, resolvendo simultaneamente como um único problema global. Esse modelo resolvido permite a análise e a previsão de como um choque estocástico em uma variável afeta o sistema global, e criar funções de resposta ao impulso.

O primeiro passo do GVAR consiste em estimar modelos individuais. O vetor $\mathbf{x}_{i,t}$ coleta as informações das variáveis endógenas para cada unidade $i \in \{1, 2, \dots, N\}$. Em cada modelo $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$, a dinâmica de $\mathbf{x}_{i,t}$ depende das defasagens relevantes das variáveis endógenas e também do efeito contemporâneo e defasado das variáveis endógenas das demais unidades da economia. Esse efeito das demais unidades pode ser coletado em um vetor $\mathbf{x}_{i,t}^*$, que é um vetor das médias ponderadas das variáveis endógenas dos demais setores e possui dimensão $k^* \times 1$:

$$\mathbf{x}_{i,t}^* = \tilde{\mathbf{W}}_i' \mathbf{x}_t \quad (3.1)$$

Na equação (3.1), $\tilde{\mathbf{W}}_i'$ é uma matriz de dimensão $k \times k$ chamada de Matriz de Ponderação. A matriz de ponderação fornece uma medida de interligação entre as várias unidades do sistema, estabelecendo pesos para quanto cada unidade é afetada pelas demais. Nesta matriz, cada entrada $w_{i,j}$ indica o "efeito" da j -ésima unidade de corte transversal na i -ésima unidade.

Esse "efeito" de uma unidade sobre outra é dado por alguma relação econômica entre os setores. Em Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), essa relação é dada pelo comércio relativo entre países. A partir das variáveis de $\tilde{\mathbf{W}}_i$, é possível construir o vetor de médias ponderadas, que são chamadas na literatura de variáveis estrela do modelo. O modelo base toma o formato:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \boldsymbol{\phi}_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l} + \boldsymbol{\Lambda}_{i,0} \mathbf{x}_{i,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \boldsymbol{\Lambda}_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l}^* + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.2)$$

Na equação (3.2), p_i representa as defasagens significantes das variáveis endógenas e q_i representa as defasagens significantes das variáveis estrela. Para todo $l = \{1, 2, \dots, p_i\}$, $\boldsymbol{\phi}_{i,l}$ é uma matriz de dimensão $k_i \times k_i$ que coleta os parâmetros desconhecidos da l -ésima defasagem das variáveis endógenas. Para todo $l = \{0, 1, 2, \dots, q_i\}$, $\boldsymbol{\Lambda}_{i,l}$ é uma matriz de dimensão $k_i \times k^*$ que coleta os parâmetros desconhecidos da l -ésima defasagem das

variáveis estrela¹. $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$ é um vetor de erros de dimensão $k_i \times 1$. A forma expressa pela equação (3.2) lembra modelos de "pequena economia aberta", em que a dinâmica de um país é afetada pela dinâmica das outras economias.

A escolha de quantas defasagens utilizar para p_i e q_i podem ser feitas conforme critérios de seleção, como os critérios AIC e BIC, por exemplo. Sejam k_i e k_i^* o número de variáveis endógenas e estrela do setor, respectivamente, $s_i = k_i p_i + k_i^* q_i + 2$, e T é o total de períodos. Então, para cada setor, as estatísticas AIC e BIC tomam o formato:

$$AIC_{i,pq} = -\frac{T k_i}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{T}{2} \log \left| \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_{i,t} \hat{\mathbf{u}}'_{i,t}}{T} \right| - k_i s_i \quad (3.3)$$

$$BIC_{i,pq} = -\frac{T k_i}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{T}{2} \log \left| \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_{i,t} \hat{\mathbf{u}}'_{i,t}}{T} \right| - \frac{k_i s_i}{2} \ln T \quad (3.4)$$

Para a estimação, as variáveis estrela podem ser consideradas exógenas sob certas condições; em particular, deseja-se que a matriz de ponderação satisfaça as condições de granularidade, que são discutidas por exemplo em Pesaran e Chudik (2010) ou Chudik e Pesaran (2011). Caso estas condições valham, o peso de cada unidade nas demais é pequeno, e pode ser considerado exógeno.

Faça $\mathbf{z}'_{i,t} = (\mathbf{x}_{i,t}, \mathbf{x}_{i,t}^*)$, $\mathbf{A}_{i,0} = (\mathbf{I}, -\mathbf{\Lambda}_{i,0})$, e $\mathbf{A}_{i,l} = (\boldsymbol{\phi}_{i,l}, \mathbf{\Lambda}_{i,l})$ e $p = \max(p_i, q_i)$, podemos escrever (3.2) como:

$$\mathbf{A}_{i,0} \mathbf{z}_{i,t} = \sum_{l=1}^p \mathbf{A}_{i,l} \mathbf{z}_{i,t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.5)$$

O segundo passo do GVAR consiste em combinar os diversos modelos das unidades individuais de modo a obter um único modelo global. Seja $\mathbf{E}_i$ a Matriz de Seleção, de dimensão $k \times k_i$ tal que $\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{E}_i \mathbf{x}_t$. Em outras palavras, a matriz de seleção da unidade i irá selecionar as variáveis endógenas daquele setor dentre o vetor de variáveis endógenas. Seja também $\mathbf{W}_i = (\mathbf{E}_i, \tilde{\mathbf{W}}'_i)$ a Matriz de Ligação de dimensão $(k_i + k^*) \times k$. A matriz de ligação é utilizada de modo a construir um modelo global. Note que:

$$\mathbf{z}'_{i,t} = (\mathbf{x}_{i,t}, \mathbf{x}_{i,t}^*) = \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t \quad (3.6)$$

Substituindo (3.6) em (3.5), obtemos:

$$\mathbf{A}_{i,0} \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t = \sum_{l=1}^p \mathbf{A}_{i,l} \mathbf{W}_i \mathbf{x}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.7)$$

¹ Para $l = 0$, $\mathbf{\Lambda}_{i,0}$ coleta os parâmetros desconhecidos contemporâneos das variáveis estrela.

Essa equação vale para toda unidade $i = \{1, 2, \dots, N\}$. Deseja-se combinar as equações desse tipo de cada unidade de modo a formar o sistema global. Faça, para todo $l = \{1, 2, \dots, p\}$:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \dots \\ \varepsilon_{N,t} \end{pmatrix} \quad \mathbf{G}_0 = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{1,0} \mathbf{W}_1 \\ \mathbf{A}_{2,0} \mathbf{W}_2 \\ \dots \\ \mathbf{A}_{N,0} \mathbf{W}_N \end{pmatrix} \quad \mathbf{G}_l = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{1,l} \mathbf{W}_1 \\ \mathbf{A}_{2,l} \mathbf{W}_2 \\ \dots \\ \mathbf{A}_{N,l} \mathbf{W}_N \end{pmatrix}$$

Então, empilhando as equações (3.7) para cada setor, obtemos:

$$\mathbf{G}_0 \mathbf{x}_t = \sum_{l=1}^p \mathbf{G}_l \mathbf{x}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.8)$$

Caso $\mathbf{G}_0$ seja invertível, e fazendo $\mathbf{F}_l = \mathbf{G}_0^{-1} \mathbf{G}_l$ e $\mathbf{G}_0^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{u}_t$ podemos multiplicar 3.8 por $\mathbf{G}_0^{-1}$ e obter a solução do modelo GVAR:

$$\mathbf{x}_t = \sum_{l=1}^p \mathbf{F}_l \mathbf{x}_{t-l} + \mathbf{u}_t \quad (3.9)$$

3.1.1 Modelo GVAR na forma de correção de erros

Suponha novamente a forma $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ contida em (3.5). Esta forma também pode ser escrita no formato de Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM):

$$\Delta \mathbf{x}_{i,t} = \boldsymbol{\Lambda}_{i,0} \Delta \mathbf{x}_{i,t}^* - \boldsymbol{\Pi}_i \mathbf{z}_{i,t-1} + \sum_{l=1}^p \mathbf{H}_{i,l} \Delta \mathbf{z}_{i,t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (3.10)$$

Na equação (3.10), Δ é o operador defasagem dado por $\Delta = 1 - L$, $\boldsymbol{\Pi}_i = \mathbf{A}_{i,0} - \sum_{l=1}^p \mathbf{A}_{i,l}$ e $\mathbf{H}_{i,l} = -(\mathbf{A}_{i,l+1} + \mathbf{A}_{i,l+2} + \dots + \mathbf{A}_{i,l+p})$. Seja r_i o posto de $\mathbf{z}_{i,t}$ e assumamos que $\mathbf{z}_{i,t}$ é $I(1)$. Então, o posto de r_i especifica o número de relações de cointegração que existem entre as variáveis domésticas e variáveis estrangeiras do modelo. $\boldsymbol{\Pi}_i$ possui a tradicional decomposição expressa por:

$$\boldsymbol{\Pi}_i = \boldsymbol{\alpha}_i \boldsymbol{\beta}_i' \quad (3.11)$$

Na equação (3.11), $\boldsymbol{\alpha}_i$ é uma matriz de carregamento de dimensão $k_i \times r_i$ e $\boldsymbol{\beta}_i$ é uma matriz de vetores de cointegração de dimensão $(k_i + k_i^*) \times r_i$. Note que a decomposição apresentada em (3.11) não é única e é necessário restrições de longo prazo impostas pela teoria para identificação das relações.

A teoria econométrica da estimação de um modelo $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ com regressores $I(1)$ fracamente exógenos é desenvolvida em trabalhos como Harbo et al. (1998) e Pesaran,

Shin e Smith (2000). No modelo GVAR, o vetor de cointegração representa não apenas uma relação de longo prazo entre as variáveis endógenas do sistema, mas também uma relação destas com as variáveis exógenas, tanto as variáveis estrela quanto as variáveis comuns. Desta forma, o formato de correção de erros permite estabelecer relações de longo prazo de variáveis em diferentes unidades de corte transversal.

Nos modelos individuais, as r_i relações de cointegração da unidade são coletadas no vetor $\mathbf{z}_{i,t}$ como $\beta' \mathbf{z}_{i,t}$. Sendo k_i o número de variáveis endógenas do vetor de unidades de cada corte transversal, temos que para unidade de corte transversal $\max r_i = k_i$. Em oposição a modelos VAR, pode-se ter tantas relações de cointegração quanto variáveis endógenas, pois ainda é possível estabelecer relações de longo prazo destas com as variáveis exógenas.

Os autovalores do modelo global caracterizam a dinâmica do modelo, e podem ser utilizados para testar a estabilidade geral do GVAR. É necessário que o total de relações de cointegração do modelo global não sejam maiores que a soma de relações de cointegração de cada modelo de unidade de corte transversal.

3.1.2 Modelo GVAR com intercepto e tendência

O modelo $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ pode ser acrescido de um termo de intercepto e tendência determinística, conforme Pesaran, Schuermann e Weiner (2004):

$$\mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1}\mathbf{t} + \sum_{l=1}^{p_i} \phi_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l} + \mathbf{\Lambda}_{i,0} \mathbf{x}_{i,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \mathbf{\Lambda}_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l}^* + \varepsilon_{i,t} \quad (3.12)$$

Na expressão (3.12), supõe-se a presença de uma tendência linear, embora tendências quadráticas ou de grau maiores podem ser utilizadas, a depender do contexto. Utilizando definições anteriores, podemos fazer:

$$\mathbf{A}_{i,0} \mathbf{z}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,0} + \mathbf{a}_{i,1}\mathbf{t} + \sum_{l=1}^p \mathbf{A}_{i,l} \mathbf{z}_{i,t-l} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.13)$$

Fazendo $\mathbf{a}_0 = (\mathbf{a}'_{1,0}, \mathbf{a}'_{2,0}, \dots, \mathbf{a}'_{N,0})'$ e $\mathbf{a}_1 = (\mathbf{a}'_{1,1}, \mathbf{a}'_{2,1}, \dots, \mathbf{a}'_{N,1})'$, podemos empilhar as N equações similares a (3.13):

$$\mathbf{G}_0 \mathbf{x}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{t} + \sum_{l=1}^p \mathbf{G}_l \mathbf{x}_{t-l} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

Caso $\mathbf{G}_0$ seja invertível, e fazendo $\mathbf{b}_0 = \mathbf{G}_0^{-1} \mathbf{a}_0$ e $\mathbf{b}_1 = \mathbf{G}_0^{-1} \mathbf{a}_1$, obtém-se a solução do sistema GVAR:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \mathbf{t} + \sum_{l=1}^p \mathbf{F}_l \mathbf{x}_{t-l} + \mathbf{u}_t \quad (3.15)$$

Observe que o acréscimo do intercepto não altera o formato do VECM em relação a equação (3.10), mas o acréscimo da tendência determinística pode alterar. O modelo individual pode ser escrito no formato VECM como:

$$\Delta \mathbf{x}_{i,t} = \mathbf{a}_{i,1} + \mathbf{\Lambda}_{i,0} \Delta \mathbf{x}_{i,t}^* - \mathbf{\Pi}_i \mathbf{z}_{i,t-1} + \sum_{l=1}^p \mathbf{H}_{i,l} \Delta \mathbf{z}_{i,t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (3.16)$$

3.1.3 Modelo GVAR com variáveis comuns

Também é possível montar uma estrutura GVAR que possui variáveis comuns. Por variáveis comuns, entende-se fatores comuns observados ou unidades dominantes. Essas variáveis comuns podem ser coletadas no vetor $\boldsymbol{\omega}_{t-l}$ de dimensão $m_\omega \times 1$, que captura o efeito da l -ésima defasagem das variáveis comuns no sistema. Uma representação do modelo básico adicionando variáveis comuns toma o formato:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \boldsymbol{\phi}_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l} + \mathbf{\Lambda}_{i,0} \mathbf{x}_{i,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \mathbf{\Lambda}_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l}^* + \mathbf{D}_{i,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^{s_i} \mathbf{D}_{i,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.17)$$

Na equação (3.17), $\mathbf{D}_{i,0}$ e $\mathbf{D}_{i,l}$ são as matrizes de coeficientes contemporâneos e da l -ésima defasagem, respectivamente. A maior defasagem significativa das variáveis comuns é dada por s_i . Um modelo como (3.17) representa um modelo VARX $^*(p_i, q_i)$ para uma determinada unidade i , de forma similar ao modelo sem variáveis comuns, é possível combinar os modelos das unidades individuais de modo a montar um único modelo global. Conforme Chudik e Pesaran (2016), os coeficientes de $\mathbf{D}_{i,l}$ não significantes podem ser excluídos do modelo por uma questão de parcimônia. Fazendo $p = \max_i(p_i, q_i, s_i)$, e utilizando (3.6), é possível escrever a equação (3.17) como:

$$\mathbf{A}_{i,0} \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t = \mathbf{D}_{i,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^p (\mathbf{A}_{i,l} \mathbf{W}_i \mathbf{x}_{t-l} + \mathbf{D}_{i,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.18)$$

Seja $\mathbf{y}_t = (\boldsymbol{\omega}_t', \mathbf{x}_t')'$ o vetor que contém todas as variáveis observáveis, possuindo dimensão $(k + m_\omega) \times 1$. Fazendo, para todo $l = 1, 2, \dots, p$

$$\mathbf{D}_0 = - \begin{pmatrix} \mathbf{D}_{1,0} \\ \mathbf{D}_{2,0} \\ \dots \\ \mathbf{D}_{N,0} \end{pmatrix} \quad \mathbf{D}_l = \begin{pmatrix} \mathbf{D}_{1,l} \\ \mathbf{D}_{2,l} \\ \dots \\ \mathbf{D}_{N,l} \end{pmatrix} \quad \mathbf{G}_{y,0} = (\mathbf{D}_0 \quad \mathbf{G}_0) \quad \mathbf{G}_{y,l} = (\mathbf{D}_l \quad \mathbf{G}_l)$$

Obtemos a expressão:

$$\mathbf{G}_{y,0} \mathbf{y}_t = \sum_{l=1}^p \mathbf{G}_{y,l} \mathbf{y}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{yt} \quad (3.19)$$

Caso $\mathbf{G}_{y,0}$ seja invertível, e definindo $\mathbf{F}_{y,l} = \mathbf{G}_{y,0}^{-1}\mathbf{G}_{y,l}$ e $\mathbf{u}_{y,t} = \mathbf{G}_{y,0}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_{y,t}$, podemos multiplicar ambos os lados de (3.19) por $\mathbf{G}_{y,0}^{-1}$, obtendo:

$$\mathbf{y}_t = \sum_{l=1}^p \mathbf{F}_{y,l} \mathbf{y}_{t-l} + \mathbf{u}_{y,t} \quad (3.20)$$

3.1.4 Modelo Marginal para $\boldsymbol{\omega}_t$

Pode-se ter interesse em modelar a dinâmica de $\boldsymbol{\omega}_t$, levando em conta a própria dinâmica da variável e efeitos de retroalimentação de $\mathbf{x}_t$ do sistema. Esse modelo será chamado de Modelo Marginal ou Modelo da Unidade Dominante, pois também pode ser utilizado para modelar unidades dominantes. Sem efeito de retroalimentação, o modelo marginal toma o formato:

$$\boldsymbol{\omega}_t = \sum_{l=1}^{p_\omega} \boldsymbol{\phi}_{\omega,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\eta}_{\omega,t} \quad (3.21)$$

Na equação (3.21), p_ω é maior defasagem significativa das variáveis comuns. A matriz $\boldsymbol{\phi}_{\omega,l}$, que representa os parâmetros da l -ésima defasagem de $\boldsymbol{\omega}_t$, possui dimensão $m_\omega \times k_\omega$. O modelo marginal também pode ser escrito na forma de correção de erros:

$$\Delta \boldsymbol{\omega}_t = -\boldsymbol{\alpha}_\omega \boldsymbol{\beta}'_\omega \boldsymbol{\omega}_{t-1} + \sum_{l=1}^{p_\omega-1} \mathbf{H}_{\omega,l} \Delta \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\eta}_{\omega,t} \quad (3.22)$$

Na equação (3.22), $\boldsymbol{\alpha}_\omega$ e $\boldsymbol{\beta}'_\omega$ possuem as interpretações tradicionais de matriz de carregamento e matriz de vetores de cointegração, respectivamente, com $\boldsymbol{\alpha}_\omega \boldsymbol{\beta}'_\omega = \sum_{l=1}^{p_\omega} \Delta \boldsymbol{\omega}_l$ e $\mathbf{H}_{\omega,l} = -\boldsymbol{\phi}_{\omega,l+1} + \boldsymbol{\phi}_{\omega,l+2} + \dots + \boldsymbol{\phi}_{\omega,l+p_\omega-1}$ para $l = 1, 2, \dots, p_\omega - 1$. A representação da dinâmica da unidade dominante no formato da equação (3.22) permite testar cointegração das unidades dominantes caso estas sejam $I(1)$.

Seja $\tilde{W}_\omega$ a matriz de dimensão $k^* \times k$, tal que $\mathbf{x}_{\omega,t} = \tilde{W}_\omega \mathbf{x}_t$. Então, a partir do vetor $\mathbf{x}_t$, a matriz $\tilde{W}_\omega$ irá criar k^* médias de cortes transversal. Então, a forma funcional expressa por (3.21) pode ser alterada de modo a incluir efeitos de retroalimentação das variáveis de $\mathbf{x}_t$:

$$\boldsymbol{\omega}_t = \sum_{l=1}^{p_\omega} \boldsymbol{\phi}_{\omega,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \sum_{l=1}^{q_\omega} \boldsymbol{\Lambda}_{\omega,l} \mathbf{x}_{\omega,t-l}^* + \boldsymbol{\eta}_{\omega,t} \quad (3.23)$$

Não havendo cointegração entre $\boldsymbol{\omega}_t$ e as médias de corte transversal $\mathbf{x}_{i,t-l}^*$, então é possível reescrever a equação (3.23) em uma forma de vetor de correção de erros:

$$\Delta \boldsymbol{\omega}_t = -\boldsymbol{\alpha}_\omega \boldsymbol{\beta}'_\omega \boldsymbol{\omega}_{t-1} + \sum_{l=1}^{p_\omega-1} \mathbf{H}_{\omega,l} \Delta \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \sum_{l=1}^{q_\omega-1} \mathbf{B}_{\omega,l} \Delta \mathbf{x}_{\omega,t-l}^* + \boldsymbol{\eta}_{\omega,t} \quad (3.24)$$

Na equação (3.24), $\mathbf{B}_{\omega,l} = -(\mathbf{\Lambda}_{\omega,l+1} + \mathbf{\Lambda}_{\omega,l+2} + \dots + \mathbf{\Lambda}_{\omega,l+q_{\omega}-1})$. Conforme Chudik e Pesaran (2016), a estimação da equação (3.24) pode ser feita por mínimos quadrados de forma consistente.

Assim, obtém-se o seguinte sistema de equações:

$$\boldsymbol{\omega}_t = \sum_{l=1}^{p_{\omega}} \boldsymbol{\phi}_{\omega,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \sum_{l=1}^{q_{\omega}} \mathbf{\Lambda}_{\omega,l} \mathbf{x}_{\omega,t-l}^* + \boldsymbol{\eta}_{\omega,t} \quad (3.25)$$

$$\mathbf{A}_{i,0} \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t = \mathbf{D}_{i,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^p (\mathbf{A}_{i,l} \mathbf{W}_i \mathbf{x}_{t-l} + \mathbf{D}_{i,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l}) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.26)$$

Seja $\mathbf{y}_t = (\boldsymbol{\omega}_t', \mathbf{x}_t')'$ o vetor que contém todas as variáveis observáveis, possuindo dimensão $(k + m_{\omega}) \times 1$. Fazendo, para todo $l = 1, 2, \dots, p$. Tome as definições anteriores de G_0 , D_0 , G_l e G_l . Faça $p = \max_i(p_i, q_i, s_i, p_{\omega}, q_{\omega})$ e

$$\mathbf{G}_{y,0} = \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{D}_0 & \mathbf{G}_0 \end{pmatrix} \quad \text{e} \quad \mathbf{G}_{y,l} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\phi}_{\omega,l} & \mathbf{\Lambda}_{\omega,l} \tilde{\mathbf{W}}_{\omega} \\ \mathbf{D}_l & \mathbf{G}_l \end{pmatrix}$$

Então, é possível escrever o sistema como:

$$\mathbf{G}_{y,0} \mathbf{y}_t = \sum_{l=1}^p \mathbf{G}_{y,l} \mathbf{y}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{yt} \quad (3.27)$$

Chegando a uma forma similar ao do modelo de variáveis comuns da seção anterior, e que leva a uma solução semelhante.

3.1.5 Agregação de Unidades de Corte Transversal

O GVAR permite trabalhar a modelagem de um grande número de variáveis, divididas em N unidades de corte transversal. Entretanto, essa abordagem pode ser complexa em termos computacionais conforme N tende ao infinito. Uma solução possível para esse tipo de problema é trabalhar com algumas agregações de unidades de corte transversal.

Suponha agora que i é um conjunto de N_i unidades de corte transversal, denotadas por $s = 1, 2, \dots, N_i$, sendo que o sistema global possui R conjuntos como esses. Note que alguns desses conjuntos podem ser unitários, caso se deseje trabalhar com aquela unidade de corte transversal separadamente. É possível montar um modelo para cada unidade s dentro do conjunto i , e também um modelo para cada conjunto no sistema global.

Sendo $\mathbf{x}_{i,s,t}$ o vetor de variáveis da unidade s dentro do conjunto i , e $\mathbf{x}_{i,s,t}^*$ o vetor de médias ponderadas das demais unidades dentro do conjunto s , o modelo de unidade específica para s dentro da unidade i é dado por:

$$\mathbf{x}_{i,s,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \phi_{i,s,l} \mathbf{x}_{i,s,t-l} + \Lambda_{i,s,0} \mathbf{x}_{i,s,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \Lambda_{i,s,l} \mathbf{x}_{i,s,t-l}^* + \mathbf{D}_{i,s,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^{s_i} \mathbf{D}_{i,s,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,s,t} \quad (3.28)$$

Conforme Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), haverá problema de agregação para o conjunto i sempre que houver heterogeneidade das matrizes de parâmetros $\phi_{i,s,l}$, $\Lambda_{i,s,0}$ e $\Lambda_{i,s,l}$ entre as N_i unidades de cada conjunto. Apesar disso, é possível reduzir o erro de agregação utilizando também uma estrutura de médias ponderadas que reflitam a importância relativa de cada unidade s dentro do conjunto i .

Seja $w_{i,s}^0$ o peso da unidade s dentro do conjunto i , tal que $\sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 = 1$. Então, agregando-se as unidades nesse conjunto utilizando os pesos leva a:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 \phi_{i,s,l} \mathbf{x}_{i,s,t-l} + \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 \Lambda_{i,s,0} \mathbf{x}_{i,s,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 \Lambda_{i,s,l} \mathbf{x}_{i,s,t-l}^* + \mathbf{D}_{i,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^{s_i} \mathbf{D}_{i,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.29)$$

Onde, na equação (3.29), temos que $\mathbf{x}_{i,t} = \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,l}^0 \mathbf{x}_{i,s,t}$, $\mathbf{D}_{i,0} = \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,l}^0 \mathbf{D}_{i,s,0}$, $\mathbf{D}_{i,l} = \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,l}^0 \mathbf{D}_{i,s,l}$ e $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} = \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,l}^0 \boldsymbol{\varepsilon}_{i,s,t}$

Assim, para cada conjunto i , é possível montar um modelo similar ao visto anteriormente:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \phi_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l} + \Lambda_{i,0} \mathbf{x}_{i,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \Lambda_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l}^* + \mathbf{D}_{i,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^{s_i} \mathbf{D}_{i,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\xi}_{i,t} \quad (3.30)$$

Os pesos para construir as variáveis estrela conforme (3.30) podem ser construídos através de pesos agregados para os conjuntos i , mas também é possível agregar os pesos das unidades individuais s em cada conjunto i de forma a construir um peso agrupado, conforme Pesaran, Schuermann e Weiner (2004). Na equação (3.30), $\boldsymbol{\xi}_{i,t} = \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} + v_{i,t}$, onde $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}$ representa o termo de erro do modelo do conjunto e $v_{i,t}$ é um termo de erro de agregação definido por:

$$v_{i,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 (\phi_{i,s,l} - \phi_{i,l}) \mathbf{x}_{i,s,t-l} + \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 (\Lambda_{i,s,0} - \Lambda_{i,0}) \mathbf{x}_{i,s,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \sum_{s=1}^{N_i} w_{i,s}^0 (\Lambda_{i,s,l} - \Lambda_{i,l}) \mathbf{x}_{i,s,t-l}^* \quad (3.31)$$

Os erros de agregação são mais importantes quanto maior a heterogeneidade das matrizes $\phi_{i,s,l}$, $\Lambda_{i,s,0}$ e $\Lambda_{i,s,l}$, e podem ser minimizados ao criar agrupamentos de unidades que sejam mais similares entre si, ou com uma boa escolha de pesos $w_{i,s}^0$.

3.2 Justificativas Teóricas do Modelo GVAR

3.2.1 GVAR como Aproximação de Fatores Comuns Não-Observados

Uma justificativa teórica do modelo GVAR é apresentada em Dees et al. (2007b), em que a estrutura de análise do GVAR pode ser utilizada como aproximação de fatores comuns não observados. Suponha um modelo de $N + 1$ unidades, cada uma indexada por $i = 0, 1, \dots, N$. Tome que $\mathbf{x}_{i,t}$ é o vetor de variáveis da unidade i no período t , e que $\mathbf{x}_t = (\mathbf{x}'_{1,t}, \mathbf{x}'_{2,t}, \dots, \mathbf{x}'_{N,t})'$ é o vetor que contém todas as variáveis das unidades específicas. Tome que cada vetor $\mathbf{x}_{i,t}$ possui dimensão $k_i \times 1$, faça $k = \sum_{i=0}^N k_i$, de modo que o vetor $\mathbf{x}_t$ tenha dimensão $k \times 1$.

Suponha que as variáveis sejam afetadas por um conjunto de fatores globais, que podem ser observados ou não. Seja $\mathbf{d}_t$ o vetor de fatores globais observados, de dimensão $m_d \times 1$, e $\mathbf{f}_t$ o vetor de fatores globais não observados, de dimensão $m_f \times 1$. Então, podemos representar o processo de cada unidade como:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \delta_{i,0} + \delta_{i,1}t + \mathbf{\Gamma}_{i,d}\mathbf{d}_t + \mathbf{\Gamma}_{i,f}\mathbf{f}_t + \boldsymbol{\xi}_{i,t} \quad (3.32)$$

A equação (3.32) pode ser ajustada de modo a acomodar defasagens dos fatores comuns, como nos modelos de fatores dinâmicos de Forni, Lippi et al. (1997). $\mathbf{\Gamma}_i^d$ quanto $\mathbf{\Gamma}_i^f$ são matrizes de carregamento de fatores, que permitem que fatores comuns tenham choques heterogêneos em diferentes unidades. $\boldsymbol{\xi}_{it}$ é um vetor de dimensão $k_i \times 1$ que representa fatores específicos de cada unidade, como valores defasados de $\mathbf{x}_{i,t}$. Pode-se fazer como matriz de carregamento de fatores $\mathbf{\Gamma}_i = (\mathbf{\Gamma}_{i,d}, \mathbf{\Gamma}_{i,f})$, com $\mathbf{\Gamma}_i$ possuindo dimensão $m \times 1$, com $m = m_d + m_f$.

Seja $\mathbf{h}_t = (\mathbf{d}'_t, \mathbf{f}'_t)'$. A equação (3.32) permite que $\mathbf{x}_{i,t}$ possua propriedades de cointegração ao permitir que $\mathbf{h}_t$ e $\boldsymbol{\xi}_{i,t}$ possuam raízes unitárias. Mais especificamente:

$$\Delta \mathbf{h}_t = \Lambda(L)\boldsymbol{\eta}_t, \quad \boldsymbol{\eta}_t \sim IID(O, I_m) \quad (3.33)$$

$$\Delta \boldsymbol{\xi}_{i,t} = \Psi_i(L)\mathbf{v}_{i,t}, \quad \mathbf{v}_{i,t} \sim IID(0, I_{k_i}) \quad (3.34)$$

Nas equações (3.33) e (3.34), L é o operador defasagem e

$$\Lambda(L) = \sum_{l=0}^{\infty} \Lambda_l m \times mL^l; \quad \Psi_i(L) = \sum_{l=0}^{\infty} \Psi_{i,l} k_i \times k_i L^l \quad (3.35)$$

As matrizes de coeficientes Λ_l e $\Psi_{i,l}$ são absolutamente somáveis para todo i , de modo que $Var(\Delta \mathbf{f}_t)$ e $Var(\Delta \boldsymbol{\xi}_{i,t})$ sejam limitadas e positivas definidas e $[\Psi_i(L)]^{-1}$ exista.

Diferenciando (3.32) e substituindo (3.34) na expressão resultante, obtém-se:

$$[\Psi_i(L)]^{-1}(1-L)(\mathbf{x}_{i,t} - \delta_{i,0} - \delta_{i,1}t - \mathbf{\Gamma}_{i,d}\mathbf{d}_t - \mathbf{\Gamma}_{i,f}\mathbf{f}_t) = \mathbf{v}_{i,t} \quad (3.36)$$

O modelo da equação (3.36) pode ser aproximado pelo seguinte modelo VAR(p_i):

$$\phi_i(L, p_i)(\mathbf{x}_{it} - \delta_{i0} - \delta_{i1}t - \mathbf{\Gamma}_{i,d}\mathbf{d}_t - \mathbf{\Gamma}_{i,f}\mathbf{f}_t) \approx \mathbf{v}_{it} \quad (3.37)$$

Sem os fatores globais não observáveis, o modelo descrito por (3.37) pode ser estimado conforme Harbo et al. (1998) e Pesaran, Shin e Smith (2000), com $\mathbf{d}_t$ sendo tratada como fracamente exógena. Os fatores globais não-observados podem ser incluídos, utilizando técnicas como por exemplo o filtro de Kalman. Alternativamente, quando N é grande, é possível seguir Pesaran (2006) e utilizar médias ponderadas das unidades de corte transversal e fatores comuns observados como *proxy* para $\mathbf{f}_t$.

Seja w_j um conjunto de pesos da unidade j , que pode ser utilizado em (3.32):

$$\sum_{j=1}^J w_j \mathbf{x}_{j,t} = \sum_{j=1}^J w_j \delta_{j,0} + \left(\sum_{j=1}^J w_j \delta_{j,1} \right) t + \left(\sum_{j=1}^J w_j \mathbf{\Gamma}_{j,d} \right) \mathbf{d}_t + \left(\sum_{j=1}^J w_j \mathbf{\Gamma}_{j,f} \right) \mathbf{f}_t + \sum_{j=1}^J w_j \boldsymbol{\xi}_{j,t}^2 \quad (3.38)$$

No espírito dos modelos GVAR, tais médias ponderadas são ditas variáveis estrela, de modo que a equação 3.38 pode ser representada como:

$$\mathbf{x}_{i,t}^* = \delta_{i,0}^* + \delta_{i,1}^* t + \mathbf{\Gamma}_{i,d}^* \mathbf{d}_t + \mathbf{\Gamma}_{i,f}^* \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\xi}_{i,t}^* \quad (3.39)$$

Seja $\mathbf{x}_t^* = (\mathbf{x}_{1,t}^*, \dots, \mathbf{x}_{J,t}^*)'$. Assim, o vetor $\mathbf{x}_t^*$ coleciona as variáveis estrela dos J setores da economia. Montando vetores semelhantes para as demais variáveis e parâmetros do modelo, podemos combinar as equações dos J setores da economia como:

$$\mathbf{x}_t^* = \delta_0^* + \delta_1^* t + \mathbf{\Gamma}_d^* \mathbf{d}_t + \mathbf{\Gamma}_f^* \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\xi}_t^* \quad (3.40)$$

Rearranjando a expressão (3.40), obtemos:

$$\mathbf{f}_t = (\mathbf{\Gamma}_f^*)^{-1}(\mathbf{x}_t^* - \delta_0^* - \delta_1^* t - \mathbf{\Gamma}_d^* \mathbf{d}_t - \boldsymbol{\xi}_t^*) \quad (3.41)$$

² Observe que a soma em J não está mal definida, dado que conforme Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), para $j = i$ temos $w_j = 0$ (o próprio setor não entra como um vizinho de si mesmo), de modo que somar o próprio setor não é um problema em (3.38)

Dees et al. (2007b) estabelece algumas condições de convergência de $\mathbf{f}_t$, dentre as quais que os erros tenham fraca dependência de corte transversal e que $\Delta \boldsymbol{\xi}_{i,t}$ seja covariância - estacionário para todo $i \in \{1, \dots, J\}$. Caso valham essas condições, teremos que:

$$\mathbf{f}_t \rightarrow (\boldsymbol{\Gamma}_f^* \boldsymbol{\Gamma}_f^*)^{-1} \boldsymbol{\Gamma}_f^* (\mathbf{x}_t^* - \delta_0^* - \delta_1^* t - \boldsymbol{\Gamma}_d^* \mathbf{d}_t - \boldsymbol{\xi}_t^*) \quad (3.42)$$

Assim, substituindo (3.41) em (3.39), obtemos:

$$\boldsymbol{\phi}_i(L, p_i) [\mathbf{x}_{i,t} - \delta_{i,0} - \delta_{i,1} t - \boldsymbol{\Gamma}_{i,d} \mathbf{d}_t - (\boldsymbol{\Gamma}_f^*)^{-1} (\mathbf{x}_t^* - \delta_0^* - \delta_1^* t - \boldsymbol{\Gamma}_d^* \mathbf{d}_t - \boldsymbol{\xi}_t^*)] \approx v_{i,t} \quad (3.43)$$

Faça $\tilde{\delta}_{i,0} = -[(\boldsymbol{\Gamma}_f^*)^{-1} (\delta_0^* + \boldsymbol{\xi}_t^*) - \delta_{i,0}]$, $\tilde{\delta}_{i,1} = -[(\boldsymbol{\Gamma}_f^*)^{-1} \delta_1^* - \delta_{i,1}]$, $\tilde{\Gamma}_{i,d} = -[(\boldsymbol{\Gamma}_f^*)^{-1} \boldsymbol{\Gamma}_d^* - \boldsymbol{\Gamma}_{i,d}]$ e $\tilde{\Gamma}_{i,f} = \boldsymbol{\Gamma}_f^*$, de modo que a expressão (3.43) pode ser escrita como:

$$\boldsymbol{\phi}_i(L, p_i) (\mathbf{x}_{i,t} - \tilde{\delta}_{i,0} - \tilde{\delta}_{i,1} t - \tilde{\Gamma}_{i,d} \mathbf{d}_t - \tilde{\Gamma}_{i,f} \mathbf{x}_t^*) \approx \mathbf{v}_{i,t} \quad (3.44)$$

Conforme Dees et al. (2007b), a partir da expressão (3.44), monta-se um modelo VARX* de cada setor da economia. Cada modelo setorial dá conta de lidar com as simultaneidades do setor (levando em conta as relações de cointegração) e os fatores comuns que afetam a economia. A partir desses modelos setoriais é montado um modelo global, com todos os setores da economia. O Modelo VARX* toma o formato:

$$\boldsymbol{\phi}_i(L, p_i) \mathbf{x}_{i,t} = a_{i,0} + a_{i,1} t + \boldsymbol{\Upsilon}_i(L, q_i) \mathbf{d}_t + \boldsymbol{\Lambda}_i(L, q_i) \mathbf{x}_{i,t}^* + \mathbf{u}_{i,t} \quad (3.45)$$

Essa é uma forma similar ao do modelo GVAR apresentado anteriormente. Note que pode haver interdependência residual no termo de erro, que pode refletir efeitos como os de políticas econômicas comuns e *spillover*.

3.3 Análise de Resposta ao Impulso

A análise de resposta ao impulso do GVAR é sujeita aos mesmos problemas da análise de modelos VAR de escala pequena, mas com um acréscimo de complexidade dada a questão da dimensionalidade do modelo. Suponha a princípio que o PGD seja dado pela equação (3.9). Esse modelo conterà k termos de erro coletados no vetor $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\boldsymbol{\varepsilon}_{1,t}, \dots, \boldsymbol{\varepsilon}_{N,t})$. Suponha também que há k choques estruturais / ortogonais distintos.

Caso $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')$ seja diagonal, $\varepsilon_{i,t}$ representa um choque que afeta apenas a i -ésima variável contemporaneamente. Entretanto, caso isso não ocorra, então há correlação contemporânea entre as diversas inovações. No contexto de modelos GVAR, em que há interdependência entre as diversas unidades de corte transversal, não se descarta a ocorrência de correlação contemporânea entre inovações.

3.3.1 Funções Ortogonalizadas de Resposta ao Impulso

Uma possibilidade de identificação de choques é através das Funções de Resposta ao Impulso Ortogonalizadas (OIRF), proposta em Sims (1980). A identificação dos choques estruturais, definida por $\mathbf{v}_t = \mathbf{P}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ requer achar a matriz $\mathbf{P}$ de dependência contemporânea, de dimensão $k \times k$, tal que:

$$\boldsymbol{\Sigma} = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \mathbf{P}\mathbf{P}' \quad (3.46)$$

Obtém-se $\mathbf{P}$ através da decomposição de Choleski de $\boldsymbol{\Sigma}$. Estabelece-se uma ordenação de "variável mais exógena" a "variável menos exógena" do vetor $\mathbf{x}_t$, conforme a teoria econômica. Para todos os efeitos, essas variáveis serão denotadas por $x_{i,t}$ e $x_{N,t}$, respectivamente. Assim, $x_{1,t}$ é afetada apenas pelo choque $\varepsilon_{1,t}$, $x_{2,t}$ é afetada por $\varepsilon_{1,t}$ e $\varepsilon_{2,t}$, etc, até $x_{N,t}$, que é afetada por todos os choques contemporâneos. Dessa forma, $\mathbf{P}$ constituirá uma matriz triangular inferior, que permite identificar os choques estruturais.

Como $E(\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t') = \mathbf{I}$, o vetor de OIRFs é dado por:

$$\mathbf{g}_{v,j}(h) = E(\mathbf{x}_{t+h} | v_{j,t} = 1, I_{t-1}) - E(\mathbf{x}_{t+h}, I_{t-1}) = \frac{\mathbf{R}_h \mathbf{G}_0^{-1} \mathbf{P} \mathbf{e}_j}{\sqrt{\mathbf{e}_j' \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{e}_j}}, \quad \forall j = 1, 2, \dots, k \quad (3.47)$$

Na equação (3.47), $\mathbf{e}_j$ é um vetor de seleção de dimensão $k \times 1$ que seleciona a variável j e I_t é o conjunto de informação dno período t . A matriz $\mathbf{R}_h$ de dimensão $k \times k$ é obtida recursivamente como:

$$\mathbf{R}_h = \sum_{l=1}^p \mathbf{F}_l \mathbf{R}_{h-l}; \quad \mathbf{R}_0 = \mathbf{I}; \quad \mathbf{R}_l = 0 \quad \text{para } l < 0 \quad (3.48)$$

A decomposição conforme (3.46) não é única, e a identificação dos choques requer $k(k-1)/2$ restrições. Já para valores moderados de k pode ser problemático motivar o estabelecimento de tantas restrições. Além disso, a decomposição de Choleski não é única e é dependente da ordenação das variáveis. Mas note que pode não ser possível fazer uma ordenação total das variáveis de $\mathbf{x}_t$ através de um critério de exogeneidade dado pela teoria. Conforme Chudik e Pesaran (2016), essa ordenação pode ser difícil em um contexto global, mas ordenações parciais podem ser feitas de modo a identificar um único choque ou subconjunto de choques.

3.3.2 Funções de Resposta ao Impulso Generalizado

Para a análise de respostas ao impulso em modelos GVAR, Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), Pesaran e Smith (2006), Dees et al. (2007b), dentre outros, preferem

utilizar a abordagem de Funções de Resposta ao Impulso Generalizado (GIRF), conforme Koop, Pesaran e Potter (1996), Pesaran e Shin (1998) e Pesaran e Smith (1998).

Conforme Pesaran e Shin (1998), essa é uma abordagem que busca contornar o problema da OIRF de não ser invariante ao ordenamento das variáveis do modelo. A GIRF não procura identificar os choques conforme alguma teoria estabelecida *a priori* ou sistema canônico, mas através de um exercício contrafactual.

Tome novamente o modelo GVAR estabelecido em (3.9). O vetor de GIRFs, de dimensão $k \times 1$ é dado por:

$$\mathbf{g}_{\varepsilon,j}(h) = E(\mathbf{x}_{t+h}\varepsilon_{j,t} = \sqrt{\sigma_{jj}}, I_{t-1}) - E(\mathbf{x}_{t+h}|I_{t-1}) = \frac{\mathbf{R}_h \mathbf{G}_0^{-1} \Sigma e_j}{\sqrt{\mathbf{e}'_j \Sigma e_j}} \quad (3.49)$$

Na expressão (3.49), $\sqrt{\sigma_{jj}} = \sqrt{E(\varepsilon_{jt}^2)}$ é a magnitude do choque, tomada como um desvio padrão de ε_{jt} . Conforme Dees et al. (2007b), estimação e inferência de respostas ao impulso podem ser conduzidas por *bootstrap*.

Também é possível obter GIRFs para choques "globais" ou "regionais"³, ou seja, para um agrupamento de unidades de corte transversal. Designando um desses agrupamentos por m , temos que $\varepsilon_{m,t}^g = \mathbf{m}'\varepsilon_t$, onde $\mathbf{m}$ é uma matriz de ponderação, que seleciona e pondera os choques globais ou de um agrupamento em particular. Para esse agrupamento m , a GIRF é dado por:

$$\mathbf{g}_m(h) = E(\mathbf{x}_{t+h}|\varepsilon_{m,t}^g = \sqrt{\mathbf{m}'\Sigma\mathbf{m}}, I_{t-1}) - E(\mathbf{x}_{t+h}|I_{t-1}) = \frac{\mathbf{R}_h \mathbf{G}_0^{-1} \Sigma \mathbf{m}}{\sqrt{\mathbf{m}'\Sigma\mathbf{m}}} \quad (3.50)$$

3.4 Testes e Especificações do Modelo GVAR

3.4.1 Testes de Raiz Unitária

O modelo GVAR pode ser especificado tanto pra variáveis estacionárias quanto variáveis integradas. Seguindo Dees et al. (2007b), supõe-se que as variáveis dos modelos de cada unidade são $I(1)$. Isso permite distinguir as relações de curto prazo das relações de longo prazo, e interpretar as relações de longo prazo como cointegradas.

Dois testes de raiz unitária que são muitas vezes utilizados nos modelos GVAR são os testes ADF ("*Advanced Dickey Fuller*") e WS ("*Weighted Symmetric*"), que teria vantagem de maior poder em relação ao teste ADF, ao explorar a reversibilidade temporal

³ Aqui, a denominação 'regional' segue Chudik e Pesaran (2016), dado que muitas vezes se utiliza países como unidades de corte transversal, e regiões como agrupamento de unidades de corte transversal. Ainda que não seja o caso sempre que os conjuntos i de unidades de corte transversal s sejam regiões, preferiu-se manter a notação original

de processos estacionários. Uma comparação entre os modelos, listagem de alguns valores críticos e aplicações podem ser encontradas em Leybourne, Kim e Newbold (2005).

3.4.2 Especificação e Estimação de Modelos Individuais

A estimação dos modelos individuais toma como hipótese que as variáveis estrela e comuns são fracamente exógenas e $I(1)$, e que os parâmetros do modelo são estáveis no tempo. Após se selecionarem as variáveis que estarão presentes nos modelos de cada unidade, seleciona-se a ordem do modelo $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$. As defasagens podem ser escolhidas de acordo com alguns critérios, como critério de seleção Akaike (AIC), por exemplo. Dees et al. (2007b) não permite que $p_{i,max}$ e $q_{i,max}$ sejam maiores que dois.

A partir da escolha da defasagem, segue-se para a análise de cointegração, e deriva-se os vetores de correção de erro. O posto do espaço de cointegração de cada unidade é computado utilizando as estatísticas do Traço e do Máximo Autovalor de Johansen, conforme Pesaran, Shin e Smith (2000). Conforme Chudik e Pesaran (2016), evidências empíricas sugerem que o teste do traço tem melhor performance do que a do máximo autovalor, embora ambas tenham distorções quando a dimensão temporal não é suficientemente grande.

Em particular, sendo $\mathbf{y}_t$ o vetor de variáveis endógenas do modelo VARX, $\mathbf{x}_t$ o vetor de variáveis exógenas, e $\mathbf{z}_t = (\mathbf{y}'_t, \mathbf{x}'_t)'$, suponha o seguinte modelo VEC:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{c}_0 + \mathbf{c}_1 t + \mathbf{\Lambda} \Delta \mathbf{x}_t + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Phi}_i \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{\Pi}_y \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (3.51)$$

Na equação (3.51), Pesaran, Shin e Smith (2000) especifica cinco casos de interesse: (1) sem intercepto e tendência; (2) intercepto restrito, sem tendência; (3) intercepto irrestrito, sem tendência; (4) intercepto irrestrito, tendência restrita; e (5) intercepto e tendência irrestrita. Por "restrito", entende-se "restrito ao espaço de cointegração".

É necessário especificar qual o tipo de especificação mais adequada para o vetor de cointegração, seja por critérios vindos da teoria econômica, que pode especificar quais os tipos de termos determinísticos aparecem na relação de longo prazo entre as variáveis, ou através da análise de qual termo determinístico tem melhor ajuste ao modelo econômico. A má-especificação do modelo pode levar a problemas de estimação (Chudik e Pesaran (2016)).

Os perfis de persistência também podem ajudar a definir a especificação do vetor de cointegração. Caso a velocidade de convergência seja muito baixa, isso é um indicativo que se impôs uma estrutura determinística errada ao vetor de cointegração.

3.4.3 Testes de Exogeneidade Fraca

A estimação do modelo GVAR apresentado tem como hipótese que as variáveis estrela e comum são fracamente exógenas em cada modelo $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$. Conforme Harbo et al. (1998), isso quer dizer que as variáveis exógenas não devem responder a desequilíbrios nas variáveis endógenas. A maneira de testar exogeneidade fraca no GVAR segue a linha proposta em Johansen (1992) e Harbo et al. (1998).

Seja $ECM_{i,t-1}^j$, para $j = 1, 2, \dots, r_i$, o termo de correção de erro estimado que corresponde a j -ésima relação de cointegração obtida para a i -ésima unidade. Seja também $\Delta \tilde{\mathbf{x}}_{i,t*} = (\Delta \mathbf{x}'_{i,t}, \Delta \boldsymbol{\omega}'_t)'$ ⁴. Então, para cada l -ésimo elemento de $x_{i,t}$ é rodada a seguinte regressão:

$$\Delta x_{i,t,l}^* = \mu_{i,l} + \sum_{j=1}^{r_i} \gamma_{i,j,l} ECM_{i,t-1}^j + \sum_{k=1}^{s_i} \varphi_{i,k,l} \Delta \mathbf{x}_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{n_i} \vartheta_{i,m,l} \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t,l} \quad (3.52)$$

O teste de exogeneidade fraca consiste em um teste F com hipótese nula conjunta que $\gamma_{i,j,l} = 0$ para $l = 1, 2, r_i$ na regressão da equação (3.52). Note que as defasagens s_i e n_i utilizadas para o teste não precisam ser iguais as defasagens p_i e q_i utilizadas para a estimação do modelo $\text{VARX}(p_i, q_i)$. Em Dees et al. (2007b), a hipótese de exogeneidade fraca é rejeitada em uma variável, o que poderia representar um problema para a estimação, mas Dees et al. (2007b) argumenta que isso não será problema caso os pesos de cada unidade forem granulares.

3.4.4 Testes de Quebras Estruturais

O modelo GVAR não é imune a problemas de quebras estruturais, embora condicionar as variáveis domésticas nas variáveis globais pode ajudar a aliviar esse problema, como destaca Dees et al. (2007b). Em se tratando de modelos cointegrados, a estabilidade estrutural é relevante para os coeficientes de curto prazo e de longo prazo, e também da variância dos erros.

Uma justificativa é que quebras estruturais em uma variável podem ocorrer devido a choques nos fatores comuns. Isso se assemelha a ideia de "*co-breaking*", desenvolvida por Hendry (1996), que o GVAR consegue acomodar. Resumidamente, algumas unidades podem possuir um "PGD local", além do PGD verdadeiro, e a estimação do modelo local pode levar a diferenças na estimação. No contexto do GVAR, o acréscimo das variáveis comuns e das médias ponderadas em cada modelo individual pode ajudar a lidar com quebras exógenas.

⁴ Em Dees et al. (2007b), aparece $\Delta \tilde{\mathbf{x}}_{i,t*} = (\Delta \mathbf{x}'_{i,t}, \Delta p'_t)'$, pois o teste é feito para as variáveis estrela e preço do petróleo. A forma de $\Delta \tilde{\mathbf{x}}_{i,t*}$ é um ajuste para as demais variáveis exógenas, mas é necessário conferir a sua correção.

Dees et al. (2007b) não estuda a estabilidade dos parâmetros de longo prazo, focando nos parâmetros de curto prazo. Uma justificativa para tal ação, além do modelo estimado nesse trabalho, é que os testes de estabilidade dos parâmetros de longo prazo podem não ser factíveis, dada a limitação de dados de várias séries de tempo disponíveis. Dees et al. (2007b) realiza alguns testes de estabilidade, por exemplo alguns baseados na estatística CUSUM ("*OLS Cumulative Sum*"), conforme Ploberger e Krämer (1992) e em estatísticas Wald, conforme Hanson (2002), em particular a QLR ("*Quandt Likelihood Ratio*"), MW ("*Mean Wald*") e APW ("*Exponential Average Wald / Andrews - Ploberger*"). Outro teste é o de Nyblom (Nyblom (1989)), que coloca a hipótese de passeio aleatório como hipótese alternativa.

3.4.5 Efeitos Contemporâneos

Outra análise do modelo GVAR refere-se aos efeitos contemporâneos das variáveis estrangeiras nas variáveis domésticas. Esses efeitos representam elasticidades de impacto entre uma variável endógena e sua respectiva variável estrangeira, e representam as ligações entre essas duas variáveis. Assim, uma alta elasticidade entre $x_{i,t}^1$ e $x_{i,t}^{1*}$ pode indicar que as variações entre essas variáveis são altamente correlacionadas.

Os efeitos contemporâneos são obtidos pelas estimativas do efeito da variável estrangeira contemporânea na variável doméstica. Para esta estimação, programas como o *GVAR Toolbox* utilizam estimadores HCV ("*Heteroskedasticity-consistent variance*") de White (White (1980)), ou estimadores de variância de Newey-West (Newey e West (1986)).

4 Estratégia de Estimação e Base de Dados

Essa seção visa descrever a estratégia empírica do trabalho. A subseção 1 descreve a estratégia empírica de estimação do modelo, visando explicar como modelos GVAR podem ser utilizados para estimar o repasse cambial. A subseção 2 discute os instrumentos de estimação e algumas questões metodológicas. A subseção 3 caracteriza os dados utilizados no trabalho. Por fim, a subseção 4 explica o procedimento de cálculo do repasse cambial a partir do modelo estimado.

4.1 Definição do Modelo Empírico

Seguindo a linha microeconômica, o repasse cambial pode diferir entre indústrias dadas as características de cada uma, geralmente ligadas a aspectos de competitividade industrial. A estratégia de estimação do repasse varia muitas vezes, a depender do autor e de qual o seu objetivo na estimação, conforme discutido no capítulo 2. Em particular, segue-se uma estratégia de estimação baseada no modelo apresentado em Hooper e Mann (1989), supondo que as indústrias operam em competição imperfeita, escolhendo preços com base nos seus custos e em regras de *mark-up*, levando em conta as decisões das firmas concorrentes do outro país.

O modelo baseia-se no pressuposto que tanto as firmas domésticas quanto as firmas estrangeiras devem decidir seus preços simultaneamente, escolhendo qual o *mark-up* que cobram sobre seu custo marginal. A regra de *mark-up* de cada firma é decidida de forma a ter a maior competitividade possível, com as firmas domésticas levando em conta a precificação feita pelas firmas estrangeiras, e vice-versa.

Seguindo Hooper e Mann (1989), as firmas estrangeiras definem o seu *mark-up* com base no preço do produtor doméstico, dados por P^p e nos seus custos de produção expressos em moeda doméstica, dados por $C^e E$, aonde C^e expressa o custo de produção externo e E é a taxa de câmbio. Dessa forma, o *mark-up* externo, denotado por μ^M , pode ser descrito por:

$$\mu^M = \alpha \left(\frac{P^p}{C^e E} \right)^\delta \quad (4.1)$$

A partir do *mark-up* internacional são definidos os preços de importação do país doméstico, denotados por P^M . Este será função dos custos de produção estrangeiros e do

mark-up.

$$P^M = \mu^M C^e \quad (4.2)$$

Considera-se que o preço de importação, que na expressão da equação (4.2) é definida em moeda estrangeira, também pode ser expressa em moeda nacional:

$$P_{US\$}^m = \mu^M C^e E \quad (4.3)$$

Ao substituir a relação expressa pela equação (4.1) nas equações (4.2) ou (4.3), obtém-se uma regra de precificação do bem estrangeiro com base nos custos estrangeiros, câmbio, e características do mercado doméstico. Em particular, substituindo (4.1) em (4.3), e tomando-se o logaritmo natural da expressão resultante, obte-se uma forma log-linear aos preços que pode ser estimada:

$$\ln P^M = \ln \alpha + \delta \ln P^p + (1 - \delta) \ln C^e + (1 - \delta) \ln E + \varepsilon^m \quad (4.4)$$

Um aspecto do modelo, conforme apresentado acima, é a suposição que os preços de produtor são variáveis exógenas, e não reagem a variações no preço de produtor. Entretanto, dado que a firma estrangeira reage, ajustando seu preço, a mudanças de preços das firmas domésticas, pode-se considerar que também as firmas domésticas ajustam seus preços de forma a reagir a mudanças nos preços de importação, de forma a também manter o máximo possível de *marketshare* no setor em que operam.

Dessa forma, a análise pode ser complementada, ampliando o modelo básico da equação (4.4) para levar em conta as regras de decisão das firmas domésticas. Supõe-se uma estrutura teórica similar de decisão das firmas domésticas. Seja C^d o custo marginal da firma doméstica, de modo que a regra de *mark-up* destas firmas é dado por:

$$\mu^a = \sigma \left(\frac{P^M E}{C^d} \right)^\lambda \quad (4.5)$$

Os preços de produtor domésticos são definidos como:

$$P^p = \mu^a C^d \quad (4.6)$$

Similarmente, substituindo a expressão (4.5) na equação (4.6), e aplicando-se o logaritmo natural na expressão resultante, obtemos:

$$\ln P^p = \ln \sigma + (1 - \lambda) \ln C^d + \lambda \ln E + \lambda \ln P^m + \varepsilon^p \quad (4.7)$$

A interpretação dos parâmetros δ e λ é similar. Ambos os parâmetros representam a sensibilidade da firma doméstica e estrangeira, respectivamente, a pressões competitivas das firmas estrangeira e doméstica.. Dessa forma, indústrias com diferentes graus de competitividade podem possuir diferentes graus de repasse cambial¹, conforme o aumento percentual da taxa de câmbio torne o preço doméstico / estrangeiro mais ou menos competitivo.

A dinâmica de preços de produtor e de importação para um setor arbitrário da economia pode ser bem descrito pelo sistema composto pelas equações (4.4) e (4.7). Conjuntamente, elas representam como um determinado setor reage frente a choques nos custos das firmas domésticas e estrangeiras, e frente a choques cambiais. Supõe-se que o preço do produtor doméstico e o preço de importação são variáveis endógenas e custos e taxa de câmbio são variáveis exógenas.

Tomando por base estas duas equações, constrói-se o modelo econométrico para o setor i da economia. Seja $p_{i,t}^m = \ln P_{i,t}^M$, $a_i = \ln \alpha_i$, $p_{i,t}^p = \ln P_{i,t}^p$, $c_{i,t}^e = \ln C_{i,t}^e$, $c_{i,t}^d = \ln C_{i,t}^d$, $e_t = \ln E_t$ e $s_i = \ln \sigma_i$. Então, o modelo econométrico contruído a partir do modelo teórico pode ser escrito como:

$$p_{i,t}^m = a_i + \delta_i p_{i,t}^p + (1 - \delta_i) c_{i,t}^e + (1 - \delta) e_t + \varepsilon_{i,t}^m \quad (4.8)$$

$$p_{i,t}^p = s_i + (1 - \lambda_i) c_{i,t}^d + \lambda_i e_t + \lambda_i p_{i,t}^m + \varepsilon_{i,t}^p \quad (4.9)$$

Os termos de choque nas equações (4.8) e (4.9) representam choques nos preços que não estão relacionadas a choques nos custos ou na taxa de câmbio, estabelecendo-se a suposição que $Cov(\varepsilon_{i,t}^m, \varepsilon_{i,t}^p) = 0$. Nota-se que isso não implica na ausência de covariância entre os preços: esta deve existir, mas como consequência da regra de *mark-up* proposta, com preços de produtor estrangeiro sendo definidos levando em conta as ações dos produtores domésticos, e vice-versa. A discussão sobre a suposição que $Cov(\varepsilon_{i,t}^m, \varepsilon_{i,t}^p) = 0$ é continuada a frente.

Suponha uma economia com J setores, em que cada setor i da economia tem o comportamento dos preços definido pelas equações (4.8) e (4.9). Os preços dessa economia, representados pelo vetor $\mathbf{p}_{i,t} = (p_{i,t}^m, p_{i,t}^p)'$, são definidos em função dos custos, representados pelo vetor $\mathbf{c}_{i,t} = (c_{i,t}^e, c_{i,t}^d)'$, de componentes comuns, representados pelo vetor $\mathbf{d}_t$, que incluem apenas o câmbio e as constantes no modelo, e de componentes idiossincráticos do setor, representados pelo vetor $\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} = (\varepsilon_{i,t}^m, \varepsilon_{i,t}^p)'$. Esse sistema pode ser representado por:

$$\mathbf{p}_{i,t} = \boldsymbol{\alpha}_i \mathbf{d}_t + \boldsymbol{\beta}_i \mathbf{c}_{i,t} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (4.10)$$

¹ Também implica que indústrias diferentes podem ter diferentes repasses de custo ("*Cost Pass-Through*"), embora este assunto não seja o foco deste trabalho.

onde

$$E(\boldsymbol{\varepsilon}_{i,t}\boldsymbol{\varepsilon}_{j,t}) = \begin{pmatrix} E(\varepsilon_{i,t}^m \varepsilon_{j,t}^m) & E(\varepsilon_{i,t}^m \varepsilon_{j,t}^p) \\ E(\varepsilon_{i,t}^p \varepsilon_{j,t}^m) & E(\varepsilon_{i,t}^p \varepsilon_{j,t}^p) \end{pmatrix} \quad (4.11)$$

O sistema representado pela equação (4.10) representa uma forma similar a do modelo básico de Hooper e Mann (1989), mas agora levando em conta aspectos de simultaneidade de precificação para firmas estrangeiras e domésticas. Para cada um dos setores da economia, (4.10) representa uma estrutura *Seemingly Unrelated Regressions* (SUR), com os preços sendo decididos simultaneamente com base nos custos enfrentados e na taxa de câmbio, com $\mathbf{d}_t$ e $\mathbf{c}_{i,t}$ sendo variáveis exógenas.

Entretanto, observa-se que tal forma ainda não permite lidar com algumas das limitações já comentadas em Hooper e Mann (1989). O primeiro aspecto a se discutir é o do modelo ser de equilíbrio parcial. Uma vez que pode haver interação entre os diversos setores da economia, a estrutura SUR pode não ser ideal para a estimação do repasse cambial. Bens produzidos em um setor, domesticamente ou importados, podem ser utilizados na produção de um outro setor da economia. Há também fatores comuns que afetam tanto preços quanto custos, como variáveis de política monetária, e que não estão inclusos no modelo. Tais fatos levam a preocupação de endogeneidade do modelo proposto.

Uma maneira de lidar com essa situação é proposta por Pesaran (2006), com regressores endógenos e estrutura multifatorial dos erros. Esses últimos são divididos em três partes: (1) componente idiossincrático relacionado apenas aos preços específicos daquele próprio setor, dado pelo vetor $\mathbf{v}_{i,t} = (v_{i,t}^m, v_{i,t}^p)'$; (2) fatores setoriais que afetam $\mathbf{p}_{i,t}$, que podem representar aspectos relativos a competitividade daquele setor, ou a outros fatores intrínsecos ao setor, representados por $\boldsymbol{\lambda}_{i,t}$; (3) fatores comuns, que afetam todos os setores da economia, representada por $\mathbf{f}_t$. Dessa maneira, a decomposição dos termos de erros nas equações 4.8 e 4.9 pode ser expresso por:

$$\varepsilon_{i,t}^m = \boldsymbol{\kappa}_i^m \boldsymbol{\lambda}_{i,t} + \boldsymbol{\gamma}_i^m \mathbf{f}_t + v_{i,t}^m \quad (4.12)$$

$$\varepsilon_{i,t}^p = \boldsymbol{\kappa}_i^p \boldsymbol{\lambda}_{i,t} + \boldsymbol{\gamma}_i^p \mathbf{f}_t + v_{i,t}^p \quad (4.13)$$

Nas equações (4.12) e (4.13), $\boldsymbol{\lambda}_{i,t}$ é um vetor $q \times 1$, $\mathbf{f}_t$ é um vetor $r \times 1$; as matrizes $\boldsymbol{\kappa}_i^m$, $\boldsymbol{\kappa}_i^p$, $\boldsymbol{\gamma}_i^m$ e $\boldsymbol{\gamma}_i^p$ são matrizes de carregamento de fatores com componentes fixos. Com isso, é possível montar um sistema em que o impacto de um fator comum seja heterogêneo nos diferentes setores da economia, e que os impactos dos fatores também difiram para os produtores domésticos e estrangeiros. Esse último tipo de impacto permite que $Cov(\varepsilon_{i,t}^m, \varepsilon_{i,t}^p) \neq 0$, com fatores específicos de um setor podendo afetar ambos os preços, como um choque de demanda por exemplo.

Além da questão dos termos de erros, discute-se a hipótese de exogeneidade do custo marginal. A questão é como esse custo marginal é determinado em um contexto de interação entre setores. Uma suposição é que bens fabricados em uma dada indústria i são utilizados como insumos para a produção de uma outra indústria j . Sendo assim, temos que $c_j = f(p_i)$, omitindo-se subscritos relacionados ao tempo e permitindo que se utilize tanto insumos domésticos quando estrangeiros para a produção.

Isso leva a uma estrutura em que o preço do setor i influencia os custos do setor j , que por sua vez influencia os preços do setor j , e pode influenciar o custo do setor i , considerando que o setor i utiliza como insumos o bem produzido no setor j . Assim, nesse contexto de interação entre setores, pode ser mais interessante considerar um sistema de determinação simultânea de preços e custos. Seja $\mathbf{x}_{i,t} = (\mathbf{p}_{i,t}, \mathbf{c}_{i,t})'$, ou $\mathbf{x}_{it} = (\mathbf{p}_{i,t}, \mathbf{c}_{i,t}, \boldsymbol{\lambda}_{i,t})'$. Então, é possível lidar com esse problema montando um sistema similar a Dees et al. (2007b):

$$\mathbf{x}_{i,t} = \delta_{i,0} + \delta_{i,1}t + \boldsymbol{\Gamma}_{i,d}\mathbf{d}_t + \boldsymbol{\Gamma}_{i,f}\mathbf{f}_t + \xi_{i,t} \quad (4.14)$$

A equação 4.14 pode ser aproximada por um modelo VAR(p_i) com fatores comuns. Conforme o capítulo anterior, médias ponderadas podem ser uma boa *proxy* para representar os fatores comuns não observados. Isso sugere que o modelo GVAR permite estimar o repasse cambial de cada indústria lidando com as limitações do modelo básico de Hooper e Mann (1989) conforme discutidos pelos próprios autores.

Para cada unidade de corte transversal, o Modelo VARX* toma o formato:

$$\boldsymbol{\phi}_i(L, p_i)\mathbf{x}_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Upsilon_i(L, q_i)\mathbf{d}_t + \Lambda_i(L, q_i)\mathbf{x}_{it}^* + \mathbf{u}_{it} \quad (4.15)$$

Observa-se que o vetor $\mathbf{x}_{it}$ é a princípio um vetor 4×1 , contendo um par de variáveis de preço e um par de variáveis de custo. Entretanto, dada a interdependência setorial, o uso de bens de um setor acaba sendo utilizado como insumo na produção de outro setor. Essa estrutura de dependência faz com que os preços de um setor (tanto preços domésticos quanto preços de importação) possam representar uma medida de custos para os demais setores da economia, de forma que as variáveis de "preços estrela" de produtor e importação, que representam as médias ponderadas dos preços de produtor e importação dos demais setores, também possuem uma interpretação como componentes importantes de custo doméstico para $c_{i,t}^d$.

Um aspecto importante da estimação do repasse cambial através do modelo é lidar com questões relativas a determinação do grau do repasse cambial por fatores ligados as expectativas formadas pelos agentes, conforme Taylor (2000). Essas expectativas podem ser modeladas de formas diferentes. McCarthy (2007) por exemplo considera que a expectativa condicional de uma variável, $E_{t-1}X_t$, onde X_t representa qualquer variável

do sistema proposto, é bem representada pelas defasagens das variáveis endógenas em uma estrutura VAR. Essa mesma ideia pode ser aplicada a cada modelo VARX*. No modelo GVAR, há o adendo que as variáveis estrela representam fatores que não podem ser observados, o que inclui as expectativas dos agentes.

Existem outras vantagens da estrutura de séries de tempo utilizada no modelo GVAR. Uma delas é que, ao considerar como exógena a estrutura de custos, não se torna possível testar o impacto de choques cambiais nos custos, que ocorrem pela produção utilizar insumos importados, conforme Burstein e Gopinath (2014), o que pode viesar a estimativa do repasse cambial. No modelo VARX* de cada setor, a utilização dos preços estrela como variável de custo permite levar em conta esse efeito do câmbio nos custos de produção.

O vetor de variáveis globais $\mathbf{d}_t$ inclui, a princípio, apenas a taxa de câmbio. Esta é uma variável que é considerada como formada exogenamente ao sistema de preços, e invariante a mudanças nos preços no modelo. É, entretanto, possível modelar o câmbio como uma unidade dominante, estabelecendo uma dinâmica para a taxa de câmbio baseada na dinâmica das demais variáveis do sistema.

É possível também adicionar variáveis em $\mathbf{x}_{it}$ e $\mathbf{d}_t$ de modo a adicionar possíveis causas de explicação ao comportamento dos preços. No espírito da equação (4.13), os preços domésticos de um setor podem ser afetados por outros fatores daquele próprio setor (como choques de demanda interna ou externa) ou fatores comuns, de modo que modelos adicionais (com outras variáveis além das que estão nesse modelo) podem ser estimados, visando obter maior robustez dos resultados.

Uma variável que é adicionada ao modelo básico é o Índice de Preço de Consumidor de Serviços, que pode representar também um tipo de custo mais ligado a aspectos de margens de distribuição, conforme Goldberg e Campa (2010). Embora ela represente a princípio um preço para os consumidores da economia, utiliza-se como *proxy* para os preços de serviços para os produtores.

4.1.1 As unidades de corte transversal

No presente trabalho, cada unidade de corte transversal representada nos modelos VARX* corresponde a uma indústria americana. As indústrias americanas, bem como as canadenses e mexicanas, podem ser classificadas de acordo com o sistema NAICS ("*North American Industry Classification System*"), que classifica as indústrias de acordo com o seu tipo de produção, incluindo produção de bens, comércio, serviços e atividades governamentais, por exemplo. Mais informações sobre códigos NAICS e outros códigos de classificação podem ser encontrados no Apêndice A.

Este trabalho busca prover uma estimativa de repasse cambial dos setores de ma-

Código NAICS	Subsetores
NAICS 311	Manufaturas de Alimentos
NAICS 312	Manufaturas de Bebidas e Produtos de Tabaco
NAICS 313	Manufaturas Têxteis
NAICS 314	Manufaturas Produtos Têxteis
NAICS 315	Manufaturas de Vestuário
NAICS 316	Manufaturas de Produtos de Couro e Similares
NAICS 321	Manufaturas de Produtos de Madeira
NAICS 322	Manufaturas de Papel
NAICS 323	Manufaturas de Impressos e Relacionados
NAICS 324	Manufaturas de Produtos de Petróleo e Carvão
NAICS 325	Manufaturas de Produtos Químicos
NAICS 326	Manufaturas de Plástico e Borracha
NAICS 327	Manufaturas de Minerais Não-Metálicos
NAICS 331	Manufaturas de Metais Primários
NAICS 332	Manufaturas de Metais Fabricados
NAICS 333	Manufaturas de Maquinários
NAICS 334	Manufaturas de Computadores e Produtos Eletrônicos
NAICS 335	Manufaturas de Equipamentos Elétricos
NAICS 336	Manufaturas de Equipamentos de Transporte
NAICS 337	Manufaturas de Móveis
NAICS 339	Outras Manufaturas

Tabela 2 – Indústrias americanas utilizadas no trabalho por códigos NAICS

nufatura americana, que correspondem aos códigos NAICS 31, 32 e 33, para o período 1997-2017. Ao todo, há 21 subsectores que representam manufaturas, cuja listagem completa pode ser encontrada na tabela 2. Observa-se que, no decorrer do texto, a palavra "manufaturas" será omitida ao se tratar destes setores, dado que todos os setores utilizados são deste gênero.

Dessa forma, estima-se o grau de repasse cambial nesses 21 setores de indústrias americanas, levando em conta impactos intra-indústrias, com o emprego de um modelo GVAR. O modelo VARX* básico de cada setor possui 3 variáveis endógenas: preço de produtor, $p_{i,t}^p$, preço de importação, $p_{i,t}^m$, e custos estrangeiros, $c_{i,t}^e$, onde o índice $i = 1, 2, \dots, 21$, em cada variável, indica a indústria de interesse.

O modelo setorial é acrescido também das variáveis estrela - que são médias ponderadas das variáveis endógenas dos demais setores - e variáveis comuns - que neste modelo são a taxa de câmbio, e_t , e o preço de serviços, p_t^s . Cada período t representa um trimestre.

Sejam $\mathbf{x}_{i,t}$ as variáveis endógenas e $\mathbf{x}_{i,t}^*$ as variáveis estrela de cada setor i e $\boldsymbol{\omega}_t$ as variáveis globais do sistema. Dessa forma, o modelo VARX* de cada setor² toma o

² Exceto o setor de Metais Fabricados, em que não se utiliza variável de Preço de Importação.

formato:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \sum_{l=1}^{p_i} \phi_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l} + \Lambda_{i,0} \mathbf{x}_{i,t}^* + \sum_{l=1}^{q_i} \Lambda_{i,l} \mathbf{x}_{i,t-l}^* + \mathbf{D}_{i,0} \boldsymbol{\omega}_t + \sum_{l=1}^{s_i} \mathbf{D}_{i,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \boldsymbol{\varepsilon}_{i,t} \quad (4.16)$$

Em que:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \begin{pmatrix} p_{i,t}^m \\ p_{i,t}^p \\ c_{i,t}^e \end{pmatrix}, \quad \mathbf{x}_{i,t}^* = \begin{pmatrix} p_{i,t}^{m*} \\ p_{i,t}^{p*} \\ c_{i,t}^{e*} \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\omega}_t = \begin{pmatrix} e_t \\ p_t^s \end{pmatrix}$$

No caso das variáveis globais, é possível modelá-las como Unidades Dominantes com efeitos de *feedback*. Tal modelagem representa o comportamento das variáveis globais em termos de suas defasagens e efeito defasado das variáveis endógenas dos setores i analisados. O modelo da unidade dominante toma o formato:

$$\boldsymbol{\omega}_t = \sum_{l=1}^{p_\omega} \phi_{\omega,l} \boldsymbol{\omega}_{t-l} + \sum_{l=1}^{q_\omega} \Lambda_{\omega,l} \mathbf{x}_{\omega,t-l}^* + \boldsymbol{\eta}_{\omega,t} \quad (4.17)$$

Estatísticas descritivas, testes de raiz unitária e gráficos de cada sistema podem ser encontrados no Apêndice D

4.1.2 A matriz de ponderação

Em um modelo GVAR, a construção dos modelos de unidades de corte transversal envolve a criação de variáveis estrela, que são médias ponderadas das variáveis endógenas de cada unidade, e representam fatores comuns não observados. Para a construção dessas variáveis estrela, é necessário especificar uma matriz de ponderação $\tilde{W}_i$ que fornece um peso para cada uma das demais unidades de corte transversal a partir de uma dada relação econômica.

Quando as unidades de corte transversal representam países, é comum utilizar como fator de ponderação o comércio de um país com o outro, com o peso do país j para o país i sendo dado pela fração do comércio do país i que é representada pelo país j . Pode-se utilizar, por exemplo, uma média do comércio entre os países no período de interesse, ao se trabalhar com pesos fixos, ou o comércio em cada período, ao se trabalhar com pesos que variam no tempo.

Entretanto, quando se trabalha com outras unidades de corte transversal que não são países, pode tornar-se necessário definir os pesos $w_{i,j}$ de outra forma, mas que represente a interação econômica entre estas diferentes unidades. Ao se trabalhar com indústrias, essa interação entre os diversos setores pode ser representado a partir de uma Matriz Insumo-Produto (*Input-Output*, IO).

Em uma matriz IO, representa-se o quanto da produção de um setor é utilizada como insumo na produção de um determinado setor: a entrada $a_{i,j}$ da matriz IO representa o quanto de bens fabricados pelo setor j são utilizados como insumos para a produção do setor i . Isso torna possível construir uma matriz de ponderação a partir da matriz IO de duas formas: (1) observando a proporção de cada insumo j na produção da indústria i (ótica da demanda); e (2) observando qual a proporção em que a produção do setor j é utilizada como insumo para cada setor i (ótica da oferta).

Para os EUA, a matriz de insumo-produto é organizada pelo *Bureau of Economic Analysis* (BEA), sob o nome de Requerimentos Totais de Indústria por Indústria. Essa matriz possui informações disponíveis de requerimentos da indústria para todo o período 1997-2017, de forma que é possível utilizar um dos períodos, ou uma combinação de alguns ou todos, para construir uma matriz de ponderação.

A matriz IO, em sua forma bruta, não pode ser utilizada como uma matriz de ponderação típica do GVAR, contendo algumas informações a mais e algumas informações a menos que as necessárias para a construção de $\tilde{W}_i$. Em particular, alguns setores da economia são agregados em um único setor. Isso acontece para os setores de Alimentos e Bebidas e Tabaco, Têxteis e Produtos Têxteis, e Vestuário e Produtos de Couro.

Apesar de ser possível desagregar estas informações, optou-se por construir a matriz a partir de dados mais desagregados de requerimentos da indústria, indústria por indústria, utilizando códigos NAICS de até 6 casas³, que estão disponíveis para os anos de 2007 e 2012. Uma vez que 2007 é o ano mediano do período analisado, utilizou-se as informações deste ano para a construção de $\tilde{W}_i$.

A construção da matriz de $\tilde{W}_i$ a partir da matriz de Requerimentos de Indústria por Indústria se dá em três passos: (1) agregar em códigos NAICS de 3 casas os valores desagregados em 6 casas NAICS; (2) igualar a zero as entradas w_{ii} , ou seja, o requerimento que a indústria i tem de produtos da própria indústria i ; e (3) reponderar cada setor de modo que a soma na linha ou na coluna da matriz seja 1, conforme se deseje seguir a ótica da oferta ou da demanda.

Particularmente, segue-se a ótica de demanda, de modo que a reponderação objetiva fazer com que a ponderação na linha seja igual a 1. Note que tal medida dá um peso (potencialmente) diferente de setor a setor: o peso $w_{i,j}$ representa a porcentagem que a indústria j representa na demanda do setor i . Este é um fato que reforça a ideia de que as médias ponderadas das séries de preço podem ser interpretadas como medidas de custo doméstico, representando um "preço médio" que as firmas do setor i pagam por seus insumos.

Resta especificar como é feita a ponderação para a unidade dominante. O efeito de

³ O Apêndice A contém mais informações de códigos NAICS.

feedback das variáveis endógenas nas variáveis globais é representado também mediante uma média ponderada das variáveis endógenas dos setores i da economia. A ponderação nesse caso é feita através das medidas de Importância Relativa ("*Relative Importance Weight*", RIW) que indicam a participação de dado setor no crescimento do PIB no próximo período.

As séries de RIW podem ser utilizadas como indicador da importância que um determinado setor tem na economia americana como um todo. É difícil precisar uma medida que represente o impacto tanto no setor externo quanto no setor de serviços de forma adequada; além de outras variáveis que porventura adicionem-se ao vetor de variáveis globais. Ao utilizar a série de RIW, utiliza-se uma medida que indica como, no geral, a performance de um setor afeta o desempenho da economia como um todo.

A tabela 3 apresenta a matriz de ponderação utilizada, com as ponderações definidas de modo que $\sum_{j=1}^{21} w_{ij} = 1$ e $w_{ii} = 0$, para todos i e j . A matriz de ponderação possui dimensões 22×21 , com as 21 primeiras linhas da matriz representando os pesos de cada setor manufatureiro e a última linha representando os pesos do modelo marginal da unidade dominante.

	311	312	313	314	315	316	321	322	323	324	325	326	327	331	332	333	334	335	336	337	339
311	0.000	0.241	0.014	0.012	0.004	0.101	0.015	0.069	0.011	0.016	0.178	0.066	0.046	0.018	0.030	0.037	0.021	0.027	0.047	0.021	0.026
312	0.798	0.000	0.003	0.003	0.001	0.002	0.005	0.013	0.002	0.002	0.013	0.010	0.011	0.015	0.022	0.028	0.014	0.013	0.023	0.009	0.012
313	0.014	0.004	0.000	0.310	0.091	0.018	0.014	0.062	0.008	0.001	0.011	0.071	0.023	0.004	0.007	0.048	0.005	0.008	0.053	0.134	0.115
314	0.067	0.005	0.021	0.000	0.056	0.003	0.022	0.009	0.002	0.008	0.012	0.247	0.095	0.014	0.019	0.034	0.011	0.015	0.234	0.098	0.026
315	0.073	0.011	0.208	0.090	0.000	0.013	0.012	0.032	0.081	0.004	0.040	0.039	0.028	0.025	0.041	0.059	0.034	0.034	0.063	0.050	0.062
316	0.013	0.001	0.004	0.061	0.099	0.000	0.002	0.003	0.016	0.001	0.005	0.007	0.005	0.005	0.007	0.015	0.005	0.005	0.692	0.005	0.052
321	0.039	0.013	0.004	0.010	0.001	0.001	0.000	0.144	0.003	0.002	0.024	0.026	0.040	0.026	0.034	0.060	0.038	0.032	0.144	0.289	0.068
322	0.203	0.035	0.014	0.014	0.003	0.003	0.011	0.000	0.029	0.005	0.072	0.067	0.051	0.035	0.068	0.082	0.048	0.073	0.068	0.046	0.074
323	0.106	0.022	0.010	0.013	0.019	0.006	0.015	0.030	0.000	0.006	0.086	0.035	0.036	0.051	0.085	0.112	0.090	0.061	0.099	0.042	0.076
324	0.100	0.013	0.023	0.019	0.003	0.003	0.016	0.040	0.007	0.000	0.236	0.087	0.049	0.044	0.056	0.070	0.033	0.070	0.064	0.029	0.037
325	0.089	0.015	0.057	0.046	0.005	0.004	0.014	0.054	0.008	0.012	0.000	0.228	0.035	0.020	0.049	0.065	0.049	0.067	0.081	0.042	0.060
326	0.115	0.029	0.009	0.010	0.002	0.006	0.012	0.032	0.005	0.004	0.072	0.000	0.036	0.021	0.049	0.117	0.071	0.077	0.175	0.084	0.074
327	0.048	0.084	0.013	0.007	0.003	0.001	0.026	0.022	0.002	0.035	0.048	0.030	0.000	0.044	0.084	0.137	0.046	0.157	0.132	0.038	0.043
331	0.019	0.013	0.002	0.003	0.000	0.000	0.005	0.008	0.001	0.002	0.013	0.013	0.014	0.000	0.244	0.186	0.059	0.146	0.184	0.037	0.047
332	0.051	0.020	0.007	0.009	0.001	0.002	0.016	0.028	0.005	0.004	0.047	0.038	0.036	0.045	0.000	0.207	0.093	0.117	0.201	0.040	0.035
333	0.075	0.028	0.008	0.006	0.001	0.001	0.014	0.031	0.011	0.009	0.061	0.042	0.032	0.064	0.093	0.000	0.042	0.095	0.323	0.023	0.039
334	0.031	0.015	0.012	0.016	0.002	0.002	0.012	0.020	0.008	0.004	0.055	0.038	0.030	0.033	0.074	0.186	0.000	0.144	0.230	0.035	0.051
335	0.035	0.008	0.004	0.004	0.001	0.001	0.024	0.013	0.002	0.004	0.024	0.022	0.015	0.064	0.106	0.296	0.140	0.000	0.192	0.016	0.027
336	0.075	0.016	0.007	0.007	0.001	0.001	0.020	0.030	0.003	0.006	0.040	0.023	0.040	0.069	0.092	0.364	0.060	0.077	0.000	0.033	0.033
337	0.048	0.010	0.005	0.009	0.001	0.003	0.120	0.022	0.004	0.003	0.030	0.044	0.031	0.022	0.042	0.174	0.105	0.042	0.193	0.000	0.092
339	0.041	0.009	0.009	0.037	0.021	0.013	0.008	0.016	0.004	0.005	0.051	0.035	0.077	0.024	0.040	0.278	0.035	0.140	0.125	0.035	0.000
UD	0.108	0.036	0.008	0.006	0.008	0.001	0.017	0.037	0.026	0.037	0.146	0.045	0.027	0.035	0.075	0.072	0.100	0.027	0.130	0.019	0.040

Tabela 3 – Matriz de Ponderação

4.1.3 Ferramentas de Estimação

A estimação do modelo GVAR é feita principalmente com o auxílio do *GVAR Toolbox*, conforme Smith e Galesi (2014), que é um conjunto de códigos do programa *Matlab* que objetiva a estimação de um modelo *Global VAR*. Outros programas econométricos, como o *R* e o *Eviews* foram utilizados pontualmente para fazer análises relacionadas e complementares ao modelo principal. Estas incluem desde análises visando uma escolha ótima de parâmetros até análises dos resultados do modelo.

O *Toolbox* permite não apenas a estimação do modelo GVAR, gerando o modelo VEC de cada setor e seus respectivos vetores de cointegração, mas também realizar testes de interesse, como os de exogeneidade fraca ou de quebra estrutural, e realizar a "análise dinâmica" referente a estimação de funções de resposta ao impulso, por exemplo.

Um ponto importante para estas análises é o de seleção de algumas especificações a serem utilizadas na estimação. Destacam-se quatro aspectos fundamentais: (1) quantidade de defasagens das variáveis endógenas; (2) quantidade de defasagens das variáveis exógenas; (3) natureza do componente determinístico do vetor de cointegração; e (4) quantidade de relações de cointegração.

O *GVAR Toolbox* permite a inserção manual de cada uma dessas características, ou então selecioná-las conforme algum critério de seleção, como os critérios AIC e BIC. Em cada caso, a escolha de defasagem e vetor de cointegração se deu conforme melhor ajuste, segundo a teoria econômica e econométrica, procurando respeitar os sinais propostos no modelo teórico e critérios de ajuste sugeridos pela teoria econométrica, como os Perfis de Persistência e Testes de Exogeneidade Fraca.

Nota-se que não há informação *a priori* ou teorias estabelecidas sobre quantas defasagens ótimas selecionar para cada setor, ou seja, os valores p_i e q_i . Por questões de parcimônia, procurou-se trabalhar com modelos em que $\max p_i = 2$ e $\max q_i = 1$, e escolher um modelo com essa configuração que levasse a um melhor ajuste do vetor de cointegração.

Tais configurações podem ser consideradas padrão, com autores como Dees et al. (2007b) recomendam a utilização de duas defasagens no máximo para variáveis endógenas e exógenas. Quando não foi possível utilizar $p_i = \{1, 2\}$ para algum setor, testou-se as configurações de cointegração para $\max p_i = 3$ naqueles setores específicos.

A partir da escolha de p_i e q_i , foram testadas as configurações do vetor de cointegração. Existem três aspectos de interesse a se levar em conta ao analisar o vetor de cointegração: (1) natureza do termo determinístico do vetor de cointegração; (2) sinais dos valores de "alfa" e "beta"; e (3) quantidade de vetores de cointegração. O ordenamento apresentado é arbitrário e não segue, necessariamente, alguma ordem de importância. Antes de aprofundar a discussão sobre estes aspectos, convém retomar o modelo teórico

proposto na seção anterior, com coeficientes genéricos:

$$p_{i,t}^m = \alpha_0 + \alpha_1 p_{i,t}^p + \alpha_2 c_{i,t}^e + \alpha_3 e_t + \varepsilon_{i,t}^m \quad (4.18)$$

$$p_{i,t}^p = \beta_0 + \beta_1 p_{i,t}^m + \beta_2 c_{i,t}^d + \beta_3 e_t + \varepsilon_{i,t}^p \quad (4.19)$$

Observa-se que o sinal esperado dos coeficientes α_i e β_i é positivo para $i = 1, 2, 3$. Essa é uma característica importante que se deseja obter nos vetores de cointegração de cada setor. Nota-se que o vetor de cointegração de cada setor difere das equações (4.18) e (4.19), de modo que pode haver diferenças de sinais em alguns casos. A preferência, entretanto, é dada por modelos em que os sinais do vetor de cointegração são positivos quando a teoria prevê.

Outro aspecto a considerar é da natureza do termo determinístico. No *GVAR Toolbox* há três possibilidades de inserção de termo determinístico, dentre os cinco propostos por Pesaran, Shin e Smith (2000): (1) intercepto restrito (caso 2); (2) intercepto irrestrito (caso 3); e (3) tendência restrita (caso 4). Em todos os casos, o termo "restrito" é entendido como "restrito ao espaço de cointegração".

As relações expressas pelas equações (4.18) e (??) levam em conta a possibilidade de presença de um termo de intercepto na equação, mas não um termo de tendência. Desta forma, modelos estimados nos casos 2 e 3 têm preferência teórica sobre modelos estimados no caso 4, sendo este utilizado apenas caso um ajuste adequado não foi obtido com algum dos casos anteriores.

Um último aspecto a se comentar é referente ao número de vetores de cointegração. Denotando-se por r_i o número de relações de cointegração de cada setor, temos que $r_i = 0, 1, 2, 3$ para cada setor⁴. Por uma questão prática, preferiu-se ordenar as variáveis de cada sistema como p^m , p^p e c^e , respectivamente. Assim, a relação de longo prazo dado pelo vetor de cointegração terá o preço de importação dependente das demais variáveis no caso de $r_i = 1$, e ambos os preços serão função do custo externo no caso de $r_i = 2$. O resultado não se altera com outro ordenamento de variáveis, mas já se torna mais facilmente comparável com o modelo teórico sem a necessidade de ajustes.

4.2 Base de Dados

Para os Estados Unidos, as séries de índices preços são coletadas, organizadas e divulgadas pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS), incluindo aquelas índice de preço de produtor e preço de importação. As séries de preço conforme código de indústria NAICS

⁴ Exceto o setor de Metais Fabricados, em que $\max r_i = 2$.

são divulgadas mensalmente, de forma que para a análise trimestral utilizou-se dados de preços do último mês correspondente a cada trimestre. Conforme a seção anterior, aplicou-se o logaritmo natural nas séries de índice de preços, obtendo-se as séries de $p_{i,t}^p$ e $p_{i,t}^m$ utilizadas na análise.

Entretanto, o sistema NAICS é relativamente recente, e as séries de preço de acordo com essa classificação datam de dezembro de 2003 e dezembro de 2005 para os preços de produtor e importação, respectivamente. Para os períodos restantes, foi necessário construir informações de séries de preço de produtor e importação, o que foi feito a partir de outras séries de índices de preço que estão disponíveis para este período.

Para o preço de produtor foram utilizadas séries de índice de preço de produtor conforme código SIC ("*Standart Industrial Classification*"), e para o preço de importação utilizaram-se séries de índice de preço de importação conforme código HS ("*Harmonized System*"), EU ("*BEA's End Use*") e SITC ("*Standart International Trade Classification*"). Informações sobre estas classificações, e sobre a maneira como as séries de preço foram construídas a partir destas se encontram no Apêndice B. Destaca-se que não foi possível construir uma série de preço de importação para o setor de Metais Fabricados com bom ajuste aos valores observados, e optou-se por retirar esta informação da análise.

Destaca-se novamente o argumento de que as variáveis de preços estrela, tanto de produtor quanto de importação, podem ser interpretadas como medidas de custo doméstico em cada indústria, devido a sua construção ser através de uma matriz de insumo-produto. Essas informações podem representar o custo das firmas para obter insumos produzidos pelos demais setores da economia.

A questão de qual variável utilizar para custo estrangeiro é mais complexa. Autores como Pollard e Coughlin (2004) utilizam como métrica de custo estrangeiro uma média ponderada dos preços de produtor de países que comercializam com os EUA, onde a ponderação do país i é construída conforme o comércio bilateral do país i com os EUA. Medidas similares são encontradas em Campa e Goldberg (2002), Campa e Goldberg (2005), por exemplo, sendo, no entanto, que a medida de custo estrangeiro é construída a partir de informações de câmbio real, câmbio nominal e preços de produtor dos países parceiros comerciais com os EUA.

Algo que diferencia os modelos de Pollard e Coughlin (2004), Campa e Goldberg (2002), Campa e Goldberg (2005) do modelo GVAR é a presença de variáveis estrela, que são médias ponderadas das variáveis endógenas dos demais setores. No GVAR, a utilização de modelos com c^e e c^{e*} , representados apenas por médias de preços de produtor estrangeiros, tanto *à la* Pollard e Coughlin (2004) quanto *à la* Campa e Goldberg (2002), Campa e Goldberg (2005) levou a modelos com ajuste inadequado. Como alternativa, utiliza-se como *proxy* para o custo externo séries de preços de *commodities* ou de setores que sejam relacionados com o setor i .

Estas séries incluem aquelas de "Preço Global de *Commodity*", "Índice Harmônico do Preço do Consumidor" para a União Européia e "Preço de Produtor por Indústria NAICS" para o Canadá. A série utilizada como *proxy* é escolhida conforme similaridade da série com o do setor NAICS de interesse. Informações mais detalhadas sobre as variáveis de custo externo utilizados encontram-se no Apêndice C.

O Índice de Valor do Dólar Americano Ponderado pelo Comércio é uma série organizada pelo *Federal Reserve* americano (FED), e representa uma média ponderada do valor do dólar americano relativo às moedas dos principais parceiros comerciais americanos, e representa no modelo uma taxa de câmbio dos EUA (para comércio de bens). A série utilizada possui dados mensais e, similaremente ao feito com as outras séries, utilizou-se o valor do último mês para a série trimestral. Tomando-se o logaritmo natural desta última série, construiu-se a série de taxa de câmbio utilizada.

Deve-se falar que a utilização dessa série como variável de câmbio requer um cuidado adicional. Ao utilizar uma variável de câmbio tradicionalmente, como $E_t = P_t/P_t^*$, onde P_t e P_t^* são níveis agregados de preços de produtor ou consumidor domésticos e estrangeiro, respectivamente, temos que uma desvalorização da moeda doméstica frente a estrangeira equivale a um aumento da taxa de câmbio. Isso não ocorre com a variável de Valor do Dólar: nesse caso um aumento do índice equivale a uma apreciação da moeda doméstica. Dessa forma, optou-se por criar um novo índice a partir dela, que fosse mais compatível com a definição usual de taxa de câmbio. Chamando de V_t a série de Valor do Dólar, essa medida, denominada por E_t^* , é expressa como:

$$E_t^* = 100 \frac{1}{V_t} \quad (4.20)$$

A série de Preço de Consumidor de Serviços é construída e divulgada pelo BLS. Ela serve como *proxy* para a série de Preço de Produtor de Serviços, busca identificar um aspecto de formação do preço ligado a margens de distribuição, isto é, como serviços como transporte e distribuição, afetam os preços.

4.3 Estimação do Repasse Cambial

A estimação do repasse cambial a partir da resposta ao impulso das variáveis para a taxa de câmbio segue a metodologia de Belaisch (2003), que estima o repasse cambial após h períodos como:

$$RC_{j,h} = \frac{\sum_{i=0}^h \Delta P_{j,t+i}}{\sum_{i=0}^h \Delta E_{t+i}} \quad (4.21)$$

Na equação (4.21), $\sum_{i=0}^h \Delta P_{j,t+i}$ representa a soma das respostas do preço do setor

j a impulsos do câmbio até o período h , $\sum_{i=0}^h \Delta E_{t+i}$ representa a soma das resposta do câmbio a impulsos do câmbio até o período h , e $RC_{j,h}$ representa o repasse cambial do setor j no período h . Para cada setor, exceto o de Metais Fabricados, calcula-se duas vezes $RC_{j,h}$, uma vez para o preço de produtor e uma para o preço de importação.

Estima-se o repasse cambial de curto prazo como sendo $RC_{j,0}$ para todos os setores. Supõe-se que valores $h > 0$ podem ser interpretados como valores de repasse cambial de médio ou longo prazo, com o trabalho enfatizando os valores de $h = 4, 20, 40$ como de interesse, representando as estimativas de repasse cambial após 1, 5 e 10 anos, respectivamente. Em particular, $h = 4$ é um valor que é utilizado em alguns trabalhos como estimativa de repasse cambial de longo prazo, como mencionado anteriormente.

Um outro interesse que se apresenta é o de comparar o repasse cambial gerado a partir da estimação do modelo GVAR com o de outros trabalhos e métodos de estimação. Então, além do repasse estimado através da resposta ao impulso do GVAR, serão catalogados também repasses obtidos através da Função da Resposta ao Impulso Generalizada a partir de um modelo VAR. Esse modelo VAR contém apenas as variáveis endógenas de cada setor, taxa de câmbio e preço de serviços. A ausência de variáveis estrela pode servir como um teste sobre o quanto a interação entre os setores altera a estimativa de repasse cambial.

5 Resultados

5.1 A Estimação do Modelo GVAR

O primeiro passo do GVAR consiste na estimação dos modelos VARX* de cada setor da economia. Após isso, os modelos setoriais são combinados de forma a montar um único sistema global.

Há quatro características chave que caracterizam o modelo individual: as defasagens das variáveis endógenas, p_i , e globais, q_i , relevantes, a natureza do termo determinista do vetor de cointegração (denotado por c_i) e o número de relações de cointegração, r_i . Para este trabalho, tomou-se $\max p_i = 3$ ¹ e $\max q_i = 1$ para todos os setores. Prefere-se modelos mais parcimoniosos, de forma que, quando possível, foram utilizadas até duas defasagens em cada setor, quanto isso permitiu um bom ajuste.

A quantidade de vetores de cointegração, r_i , é sensível à natureza do termo determinista, conforme Pesaran, Shin e Smith (2000). O *GVAR Toolbox* permite modelar o termo determinista de três formas: (2) intercepto restrito, sem tendência; (3) intercepto irrestrito, sem tendência; e (4) intercepto irrestrito, tendência restrita². Conforme discutido, favorece-se o ajuste de modelos conforme os casos 2 e 3, em que há maior similaridade do vetor de cointegração com o modelo teórico.

A partir da escolha da natureza do termo determinista, o *GVAR Toolboxes* determina a escolha de r_i em cada setor através das estatísticas do traço e máximo auto-valor, conforme Pesaran, Shin e Smith (2000) propõe para variáveis $I(1)$ fracamente exógenas. Para todos os modelos, temos $c_i = \{2, 3, 4\}$ e $r_i = \{0, 1, 2, 3\}$.

Também é interessante modelar o comportamento das variáveis globais do modelo. Estas são definidas fora do sistema de qualquer uma das manufaturas analisadas, mas que podem sofrer influência umas das outras e das manufaturas americanas. Dessa forma, escolheu-se especificar um modelo de Unidade Dominante em que permite-se *feedback* das variáveis endógenas de cada sistema nas variáveis comuns, em uma estrutura similar a da equação (3.23). A ponderação das variáveis ocorre conforme uma medida de "Importância Relativa" de cada setor na economia americana, e que é coletada, organizada e divulgada pelo BLS. A parametrização do modelo da unidade dominante é definida com os mesmos critérios do modelo setorial.

Os resultados estão sumarizados na tabela 4. De forma geral, foi possível trabalhar

¹ Embora dando preferência para modelos em que $p_i = 1, 2$, utiliza-se modelos com $p = 3$ caso o ajuste mais parcimonioso não seja possível.

² A numeração segue o *GVAR Toolbox*.

	p_i	q_i	c_i	r_i
Alimentos	2	1	2	1
Bebidas e Tabaco	1	1	3	1
Têxteis	3	1	3	1
Produtos Têxteis	2	1	2	1
Vestuário	2	1	3	0
Couro e Similares	3	1	2	1
Madeira	1	1	2	0
Papel	3	1	3	3
Impressos e Relacionados	3	1	3	2
Petróleo e Carvão	2	1	3	2
Químicos	3	1	3	3
Plástico e Borracha	2	1	2	0
Minerais Não-Metálicos	3	1	2	2
Metais Primários	3	1	2	2
Metais Fabricados	2	1	3	0
Maquinários	2	1	3	0
Computadores e Eletrônicos	1	1	2	2
Equipamentos Elétricos	3	1	2	3
Equipamentos de Transporte	3	1	2	2
Mobílias	1	1	2	0
Outras Manufaturas	3	1	2	3
Unidade Dominante	2	1	4	0

Tabela 4 – Configurações Setoriais

apenas com $c_i = 2, 3$ para todos os setores, que correspondem aos casos com intercepto restrito e irrestrito. Apesar disso, nota-se que há setores que não cointegram. Alguns setores também apresentaram "posto completo" no sentido do GVAR, o que indica que há relação de longo prazo entre as variáveis domésticas de um setor e as demais variáveis do sistema.

A tabela 5 contém os vetores de cointegração setoriais encontrados. Nesta, linhas em branco representam setores em que as séries não cointegram, ao passo que setores com múltiplos vetores têm estes expressos em múltiplas linhas.

	α	p_i^m	p_i^p	c_i^e	β	Intercepto	p_i^m	p_i^p	c_i^e	p_i^{m*}	p_i^{p*}	c_i^{e*}	e	p^s
Alimentos	-0.022	-0.043	0.289		-10.877	1	2.060	-2.077	-1.123	-4.113	2.971	1.654	1.893	
Bebidas e Tabaco	0.010	-0.082	0.165			1	0.318	-1.409	-0.336	-0.090	0.745	-0.396	0.106	
Têxteis	-0.171	0.142	0.021			1	-1.284	0.128	-0.288	0.530	0.164	-0.181	-0.363	
Produtos Têxteis	-0.005	0.040	0.011		11.363	1	-10.906	-3.801	3.075	15.400	0.253	-3.041	-4.804	
Vestuário														
Couro e Similares	-0.313	-0.101	-0.122		2.603	1	-0.559	0.122	-1.557	0.167	-0.112	0.146	0.252	
Madeira														
Papel	-0.358	0.003	-0.311			1	0	0	0.944	-1.839	-0.037	-0.328	0.417	
	-0.049	-0.413	-0.138			0	1	0	1.207	-2.756	-0.167	0.014	0.619	
	0.148	-0.024	-0.200			0	0	1	1.386	-0.854	-1.062	-0.976	-0.412	
Impressos e Relacionados	-0.465	-0.020	-0.177			1	0	0.792	2.886	-2.454	-2.422	-0.072	0.534	
	0.678	-0.040	0.242			0	1	-0.087	0.644	0.359	-0.677	-0.160	-0.753	
Petróleo e Carvão	-0.209	0.123	0.177			1	0	-1.479	-0.184	3.429	1.410	0.559	-3.217	
	-1.084	-1.291	-0.246			0	1	-0.713	-0.484	0.108	-0.002	-0.108	-0.235	
Químicos	-0.126	0.194	-0.066			1	0	0	0.640	-0.617	-0.584	-0.616	-0.712	
	-0.403	-0.641	-0.053			0	1	0	-0.213	-0.666	-0.134	-0.135	-0.673	
	-0.126	-0.004	-0.315			0	0	1	0.203	-0.484	-1.119	0.422	0.117	
Plástico e Borracha														
Minerais Não-Metálicos	-0.034	-0.031	0.075		6.949	1	0	-5.365	-0.170	0.039	5.373	-2.072	-0.476	
	-0.165	-0.192	-0.087		-0.798	0	1	1.386	1.876	-2.044	-1.334	0.004	-0.628	
Metais Primários	-0.304	-0.108	-0.100		2.618	1	0	-0.661	3.848	-3.388	-1.225	-0.619	0.552	
	-0.437	-0.362	-0.265		4.913	0	1	-0.070	0.455	-0.883	0.049	-0.986	-0.628	
Metais Fabricados														
Maquinários														
Computadores e Eletrônicos	-0.264	0.055	0.141		-5.305	1	0	-0.147	0.154	-0.109	0.260	-0.070	0.082	
	0.132	-0.081	-0.508		-9.143	0	1	0.096	0.175	-0.747	0.432	0.261	0.758	
Equipamentos Elétricos	-0.293	-0.013	-0.084		1.682	1	0	0	0.154	-0.545	-0.399	-0.322	-0.222	
	0.119	-0.205	0.066		3.274	0	1	0	1.783	-3.952	-0.128	-0.377	0.973	
	-0.060	0.001	-0.165		0.496	0	0	1	-0.292	-0.843	-0.192	0.214	0.052	
Equipamentos de Transporte	-0.280	-0.038	0.020		-2.365	1	0	-0.519	-0.966	0.694	0.230	0.036	-0.005	
	0.034	-0.382	0.194		-2.226	0	1	-0.588	-0.496	0.046	0.347	0.151	-0.001	
Mobílias														
Outras Manufaturas	-0.471	-0.008	-0.129		-0.671	1	0	0	-1.003	-0.467	0.121	0.141	0.342	
	0.058	-0.346	0.033		-1.524	0	1	0	-0.556	-0.035	-0.052	0.150	-0.166	
	-0.052	-0.007	-0.524		0.121	0	0	1	-0.559	0.546	-1.130	0.275	-0.143	
Unidade Dominante														

Tabela 5 – Vetores de Cointegração

	Teste F	F_{crit}	p_i^m*	p_i^p*	c_i^e*	e	p^s
Alimentos	F(1,70)	3.978	0.008	0.043	0.555	0.108	0.040
Bebidas e Tabaco	F(1,70)	3.978	1.048	0.013	3.329	1.141	1.026
Têxteis	F(1,70)	3.978	1.061	0.591	0.051	1.001	2.543
Produtos Têxteis	F(1,70)	3.978	0.051	0.004	0.765	1.004	0.132
Vestuário	F(0,71)						
Couro e Similares	F(1,70)	3.978	0.332	0.001	1.101	3.578	2.309
Madeira	F(0,71)						
Papel	F(3,68)	2.740	0.954	0.628	2.088	2.717	1.296
Impressos e Relacionados	F(2,69)	3.130	0.451	0.311	0.127	0.919	0.982
Petróleo e Carvão	F(2,69)	3.130	1.287	0.999	0.313	0.823	3.834
Químicos	F(3,68)	2.740	4.372	1.993	0.887	0.805	0.328
Plástico e Borracha	F(0,71)						
Minerais Não-Metálicos	F(2,69)	3.130	2.991	1.545	0.567	1.408	0.437
Metais Primários	F(2,69)	3.130	1.549	0.543	6.131	1.020	8.094
Metais Fabricados	F(0,72)						
Maquinários	F(1,70)						
Computadores e Eletrônicos	F(2,69)	3.130	1.078	1.201	0.758	0.350	0.449
Equipamentos Elétricos	F(3,68)	2.740	1.678	1.189	1.196	1.912	0.447
Equipamentos de Transporte	F(2,69)	3.130	0.434	1.947	0.687	0.055	1.350
Mobílias	F(0,71)						
Outras Manufaturas	F(3,68)	2.740	0.339	0.214	3.125	0.699	0.846

Tabela 6 – Teste de Exogeneidade Fraca

Também foram realizados testes de exogeneidade fraca em cada modelo individual, tendo $p_i^* = q_i^* = 1$, onde p_i^* e q_i^* são as defasagens utilizadas na regressão do teste. Os resultados podem ser encontrados na tabela 6, onde valores destacados em vermelho indicam rejeição, a 5% de significância, que a variável seja fracamente exógena. Destaca-se que não há estatísticas para os setores em que não há cointegração das variáveis.

Observa-se que para a maioria das variáveis não há rejeição da hipótese que elas sejam fracamente exógenas a nível de 5% de significância, havendo 5 casos em que há rejeição da hipótese de exogeneidade fraca.

Observa-se que, entretanto, isso pode não representar um problema a estimação. Tal estrutura de ponderação pode atribuir pesos grandes de um setor i para um setor j , mas é representativo de uma relação econômica entre estas indústrias. Isso não é incomum, ocorrendo por exemplo em Dees et al. (2007b) e Hebous e Zimmermann (2013), com o primeiro trabalho argumentando que a estimação pode ainda ser realizada caso o setor tenha um peso relativo baixo frente aos outros setores.

Observa-se que dos setores em que há rejeição da hipótese de exogeneidade fraca, os setores de Petróleo e Carvão e Metais Primários são os que têm um maior peso w_{ij} associado a um setor j específico, de Produtos Químicos e Metais Fabricados, respectivamente. Entretanto, estes pesos não possuem valores que sejam muitos diferentes dos utilizados por Dees et al. (2007b) e Hebous e Zimmermann (2013).

A tabela 7 sumariza o efeito contemporâneo das variáveis estrela em suas respectivas variáveis domésticas. Os efeitos contemporâneos são positivos, conforme esperado, embora em muitos casos sejam não significantes.

5.1.1 Análise Dinâmica do GVAR

A análise dinâmica do GVAR compreende neste trabalho dois tópicos principais: perfis de persistência e respostas ao impulso. As análises permitem testar o efeito de choques até h períodos a frente, sendo que para este trabalho tomou-se $\max h = 40$. Em outras palavras, as análises permitem estar o efeito de choques até 40 trimestres, ou 10 anos, a frente.

Os perfis de persistência indicam o efeito de choques no sistema global como um todo nas relações de cointegração do modelo GVAR, permitindo testar a velocidade de convergência em direção ao equilíbrio. No período $h = 0$, o valor do perfil de persistência é igual a um, para todo vetor, e deve tender a zero conforme $h \rightarrow \infty$, com o choque se dissipando e o setor tende ao seu equilíbrio de longo prazo.

Para a análise de resposta ao impulso, utilizou-se a Função de Resposta ao Impulso Generalizado (GIRF), seguindo Pesaran, Schuermann e Weiner (2004), Pesaran e Smith (2006) e Dees et al. (2007b), por exemplo. A utilização de tal função, em detrimento

	Estimativa de Newey-West			Teste T		
	p_i^m	p_i^p	c_i^e	p_i^m	p_i^p	c_i^e
Alimentos	0.420	0.317	0.551	3.848	1.064	0.602
Bebidas e Tabaco	0.032	0.254	0.019	1.656	0.804	4.604
Têxteis	0.196	0.278	0.104	7.661	2.453	9.133
Produtos Têxteis	0.348	0.167	0.138	1.564	2.078	5.739
Vestuário	0.104	0.148	0.192	0.791	1.165	4.782
Couro e Similares	0.103	0.060	0.117	7.525	-0.786	3.524
Madeira	1.079	0.593	0.118	0.962	-1.314	10.421
Papel	0.169	0.228	0.203	2.952	3.239	4.510
Impressos e Relacionados	0.269	0.116	0.147	-0.058	0.141	6.250
Petróleo e Carvão	4.336	1.683	1.413	0.529	0.467	3.763
Químicos	0.336	0.307	0.112	0.592	5.024	6.032
Plástico e Borracha	0.108	0.449	0.136	6.024	2.405	7.401
Minerais Não-Metálicos	0.207	0.170	0.087	-1.683	2.196	9.741
Metais Primários	1.114	0.762	0.578	1.504	5.394	1.897
Metais Fabricados		0.166	0.123		5.370	7.591
Maquinários	0.090	0.077	0.115	5.156	4.636	2.531
Computadores e Eletrônicos	0.134	0.090	0.283	-0.338	0.739	-1.159
Equipamentos Elétricos	0.091	0.259	0.147	1.352	0.977	3.018
Equipamentos de Transporte	0.048	0.313	0.151	3.688	-0.235	3.707
Mobílias	0.124	0.164	0.217	0.516	5.426	3.940
Outras Manufaturas	0.187	0.106	0.127	4.546	-0.152	7.339

Tabela 7 – Efeito Contemporâneo das Variáveis Estrela

de uma Função Ortogonalizada (OIRF) é muitas vezes justificada em modelos de alta dimensão por não haver uma ordenação clara, vinda da teoria, de qual variável é mais exógena ou mais endógena ao se comparar diferentes unidades de corte transversal.

A GIRF permite testar a resposta ao impulso não apenas das variáveis endógenas de cada modelo, mas também das variáveis globais. A função testa o efeito de um choque, positivo ou negativo, de um desvio padrão de uma variável nas demais variáveis do sistema. Em particular, testa-se o impacto de um choque positivo, que representa uma desvalorização cambial. A partir da resposta ao impulso é estimado o repasse cambial.

Gráficos dos Perfis de Persistência e Respostas ao Impulso podem ser encontrados no Apêndice D.

5.2 A Estimação do Repasse Cambial

A estimação do repasse cambial segue a metodologia proposta em Belaisch (2003). O choque cambial no período t leva ao repasse cambial no período $t + h$ ser expresso por:

$$RC_{j,h} = \frac{\sum_{i=0}^h \Delta P_{j,t+i}}{\sum_{i=0}^h \Delta E_{t+i}} \quad (5.1)$$

Convém notar que, pela definição de repasse cambial, este representa a elasticidade-câmbio do preço. Conforme a seção anterior, observa-se que a GIRF gera uma resposta ao impulso diante de um choque de 1 desvio-padrão da taxa de câmbio, e não de 1%, o que corresponderia a um choque unitário no modelo proposto. Entretanto, nota-se que para obter o choque unitário é necessário multiplicar os choques do numerador e do denominador pelo desvio padrão da taxa de câmbio, o que não altera o resultado. Dessa forma, a estimação do repasse feita dessa forma é consistente com a expressão (5.1).

Para testar o efeito da interação entre setores, também são apresentadas estimativas para o repasse cambial estimado através para modelos VAR que contêm apenas com as variáveis endógenas de cada setor. Esta estimação é feita pelo *Eviews*. Observa-se também que tanto o *GVAR Toolbox* quanto o *Eviews* retornam uma resposta ao impulso acumulada até o período h , de forma que o repasse cambial é calculado dividindo a resposta ao impulso do período h do preço de interesse pelo impulso da taxa de câmbio.

5.2.1 Estimativas de Repasse Cambial - Modelos VAR

Para a análise de como a interação dos setores afeta as estimativas, pode ser interessante gerar uma estimativa de "equilíbrio parcial" de repasse cambial, em que este é estimado para um setor sem levar em conta a interação entre setores. Tal estimativa pode ser feita através de modelos VAR para cada setor, em que cada modelo VAR compreende as variáveis endógenas e comuns do modelo GVAR. Em outras palavras, sendo $\mathbf{x}_t$ o vetor de variáveis de cada modelo VAR, temos que o modelo setorial toma o formato:

$$\mathbf{x}_{i,t} = \begin{pmatrix} p_{i,t}^m & p_{i,t}^p & c_{i,t}^e & e_t & p_t^s \end{pmatrix}'$$

Da mesma forma que no modelo GVAR, supõe-se que cada setor possui uma estrutura de correção de erros, de forma que o modelo estimado para cada setor possui uma estrutura VECM. Não é utilizado, necessariamente, as mesmas especificações utilizadas para o modelo GVAR. Isso ocorre pois as especificações do modelo GVAR têm um vetor de cointegração com as médias ponderadas das variáveis dos demais setores, o que não ocorre nos modelos setoriais do modelo VAR.

As especificações dos modelos VAR, comparadas com as do modelo GVAR, encontram-se na tabela 8. Nesta, a coluna c_i indica a natureza do termo determinístico da regressão. Note que $c_i = 3$, intercepto ilimitado, representa um termo de constante também no vetor de cointegração. Além disso, $c_i = 1$ indica o caso "sem intercepto ou tendência" na estimação. A coluna r_i indica a quantidade de vetores de cointegração naquele setor.

Os vetores de correção de erro de cada setor encontram-se na tabela 9. Da mesma forma que no caso do modelo GVAR, em caso de múltiplos vetores, estes encontram-se em múltiplas linhas na tabela.

	GVAR		VAR	
	c_i	r_i	c_i	r_i
Alimentos	2	1	2	1
Bebidas e Tabaco	3	1	1	2
Têxteis	3	1	2	2
Produtos Têxteis	2	1	3	2
Vestuário	3	0	2	1
Couro e Similares	2	1	2	1
Madeira	2	0	2	2
Papel	3	3	2	2
Impressos e Relacionados	3	2	2	2
Petróleo e Carvão	3	2	2	2
Químicos	3	3	2	2
Plástico e Borracha	2	0	2	2
Minerais Não-Metálicos	2	2	1	2
Metais Primários	2	2	1	2
Metais Fabricados	3	0	2	1
Maquinários	3	0	3	2
Computadores e Eletrônicos	2	2	3	1
Equipamentos Elétricos	2	3	2	1
Equipamentos de Transporte	2	2	2	2
Mobílias	2	0	3	2
Outras Manufaturas	2	3	2	2

Tabela 8 – Especificações dos Vetores de Cointegração - Modelos VAR e GVAR

A partir do modelo de correção de erro, é possível estimar a resposta das variáveis a um impulso na taxa de câmbio. A função utilizada para a análise de resposta ao impulso é a GIRF, de forma similar à utilizada na análise do modelo GVAR. A partir das respostas ao impulso, é calculado o repasse cambial conforme Belaisch (2003).

Apresentam-se os resultados na figura 1 e na tabela 10. A tabela 10 contém as estimativas de repasse para alguns valores selecionados de h , que são $h = 0, 1, 4, 20, 40$, o primeiro como estimativa de curto prazo e os demais como estimativas de longo prazo, após a passagem de h trimestres. A figura 1 contém os gráficos das estimativas em todos os períodos.

Além disso, tanto a tabela 10 quanto a figura 2 contém informações sobre as estatísticas do conjunto das estimativas. Estas estatísticas incluem, para todos os valores de h , médias, mediana, desvio padrão e assimetria das estimativas. Calcula-se as estatísticas em cada período h e para ambos os preços, para as estimativas de cada indústria.

	c_i	α	p^m	p^p	c^e	e	p^s	β	c	p^m	p^p	c^e	e	p^s
Alimentos	2		-0.026	-0.019	-0.026	-0.012	-0.013		-4.604	1.000	0.728	-0.772	0.813	-0.897
Bebidas	1		0.000	-0.067	0.025	0.119	0.044			1.000	0.000	-2.228	0.261	1.095
			-0.022	-0.141	0.007	0.102	0.034			0.000	1.000	-0.899	-0.229	0.088
Têxteis	2		-0.153	0.115	-0.206	0.059	0.018		-2.989	1.000	0.000	-0.411	0.372	-0.428
			0.202	-0.177	0.276	-0.101	-0.047		-2.857	0.000	1.000	-0.727	0.433	-0.184
Produtos Têxteis	3		-0.017	0.075	-0.122	0.106	0.021		-5.355	1.000	0.000	-1.324	1.061	0.384
			0.019	-0.070	0.166	-0.271	-0.041		-3.255	0.000	1.000	-1.140	0.912	-0.083
Vestuário	2		-0.003	-0.002	0.037	0.065	0.040		9.705	1.000	-2.446	-0.685	-0.644	0.637
Couro e Similares	2		-0.020	0.015	0.114	0.277	0.110		3.370	1.000	-1.140	-0.683	-0.265	0.407
Madeira	2		-0.192	0.037	-0.064	-0.174	-0.021		-0.935	1.000	0.000	-1.362	0.586	0.104
			0.298	-0.007	0.123	0.214	0.051		0.907	0.000	1.000	-0.111	-0.284	-0.674
Papel	2		-0.062	0.051	0.196	0.013	0.175		-3.593	1.000	0.000	-1.238	0.768	0.301
			0.050	0.006	-0.024	-0.116	-0.083		-5.170	0.000	1.000	-1.921	1.771	0.323
Impressos e Relacionados	2		-0.119	0.023	0.029	0.057	0.063		-1.102	1.000	0.000	-0.028	-0.525	-0.173
			0.015	-0.029	-0.001	0.005	0.005		-3.660	0.000	1.000	-0.144	-0.118	0.043
Petróleo e Carvão	2		-0.048	-0.044	-0.008	-0.005	-0.003		-69.156	1.000	0.000	-3.064	12.026	5.076
			-1.360	-1.342	-0.173	-0.025	0.010		4.728	0.000	1.000	-0.656	-0.629	-0.667
Químicos	2		0.070	0.046	-0.006	0.077	-0.100		4.042	1.000	0.000	-1.287	-0.322	-0.301
			-0.282	-0.224	0.043	-0.214	0.057		3.925	0.000	1.000	-0.500	-0.378	-1.053
Plástico e Borracha	2		-0.037	0.016	-0.134	0.023	-0.139		1.376	1.000	0.000	-0.740	-0.363	-0.223
			-0.088	-0.228	0.179	-0.255	0.132		2.447	0.000	1.000	-0.496	-0.351	-0.723
Minerais Não-Metálicos	1		-0.052	-0.064	-0.056	-0.077	-0.062			1.000	0.000	-0.535	-0.052	-0.432
			-0.048	-0.037	-0.023	-0.037	0.015			0.000	1.000	1.324	-0.594	-1.659
Metais Primários	1		-0.473	-0.271	-0.071	-0.038	-0.023			1.000	0.000	-3.297	1.422	0.907
			0.041	-0.009	0.044	-0.021	0.040			0.000	1.000	-2.226	0.713	0.504
Metais Fabricados	2			-0.079	-0.059	-0.066	-0.097		0.469		1.000	-0.185	-0.232	-0.742
Maquinários	3		-0.183	-0.053	-0.312	-0.185	0.033		-2.409	1.000	0.000	-0.530	0.158	-0.082
			0.012	0.012	-0.050	-0.111	-0.034		-11.345	0.000	1.000	-1.619	2.225	0.856
Computadores e Eletrônicos	3		-0.189	0.002	-0.221	-0.247	0.006		-1.027	1.000	-0.645	-0.153	-0.022	0.042
Equipamentos Elétricos	2		-0.029	-0.153	-0.100	-0.234	-0.147		-1.474	1.000	-0.178	-0.139	-0.160	-0.209
Equipamentos de Transporte	2		-0.050	0.074	0.017	0.555	0.003		-0.681	1.000	0.000	-1.059	-0.210	0.354
			-0.034	-0.343	0.141	-0.640	-0.012		-1.463	0.000	1.000	-0.767	0.077	-0.022
Mobílias	3		0.009	0.032	-0.349	-0.349	-0.126		-2.595	1.000	0.000	-0.029	-0.001	-0.380
			-0.121	-0.150	0.770	0.078	0.174		-0.840	0.000	1.000	-0.149	-0.038	-0.678
Outras Manufaturas	2		-0.060	0.079	-0.111	0.154	0.025		-8.945	1.000	0.000	-0.565	1.083	0.255
			0.178	-0.258	0.325	-0.510	-0.112		-4.154	0.000	1.000	-0.331	0.388	-0.197

Tabela 9 – Vetores de Correção de Erros - Modelos VAR

Figura 1 – Estimativas de Repasse Cambial - Modelos VAR

	Preço de Importação					Preço de Produtor				
	0	1	4	20	40	0	1	4	20	40
Alimentos	0.140	0.314	0.480	0.553	0.494	0.182	0.237	0.347	0.369	0.313
Bebidas e Tabaco	0.006	0.029	0.046	0.073	0.088	0.046	0.072	0.024	0.125	0.192
Têxteis	0.196	0.290	0.461	0.508	0.468	0.048	0.096	0.217	0.264	0.228
Produtos Têxteis	0.092	0.161	0.363	0.617	0.898	0.013	0.022	0.093	0.363	0.609
Vestuário	0.022	0.044	0.071	0.119	0.120	0.012	0.010	0.011	-0.002	-0.037
Couro e Similares	0.043	0.049	0.086	0.161	0.119	0.022	0.028	0.071	0.061	-0.026
Madeira	-0.093	0.245	0.479	0.460	0.441	-0.055	0.043	0.199	0.243	0.237
Papel	0.059	0.167	0.489	0.661	0.669	-0.013	0.036	0.242	0.372	0.407
Impressos e Relacionados	0.033	0.107	0.409	0.682	0.705	0.003	0.018	0.057	0.127	0.175
Petróleo e Carvão	1.973	2.271	3.142	3.272	2.999	2.191	2.407	2.919	3.003	2.831
Químicos	0.178	0.242	0.414	0.558	0.631	0.143	0.192	0.324	0.484	0.577
Plástico e Borracha	0.122	0.187	0.336	0.502	0.504	0.017	0.074	0.180	0.317	0.300
Minerais Não-Metálicos	0.044	0.047	0.083	0.215	0.229	-0.051	-0.057	-0.058	-0.010	-0.019
Metais Primários	0.818	1.075	1.344	1.148	1.008	0.360	0.602	0.845	0.733	0.662
Metais Fabricados						0.024	0.075	0.198	0.262	0.230
Maquinários	0.118	0.162	0.233	0.445	0.416	0.002	0.020	0.094	0.442	0.689
Computadores e Eletrônicos	0.034	0.046	0.048	-0.046	-0.121	-0.009	-0.019	-0.029	-0.046	-0.055
Equipamentos Elétricos	0.061	0.099	0.168	0.223	0.206	0.032	0.067	0.105	0.124	0.088
Equipamentos de Transporte	0.079	0.105	0.167	0.340	0.425	-0.050	-0.054	-0.004	0.061	0.118
Mobílias	0.065	0.111	0.233	0.352	0.281	-0.006	-0.005	0.045	0.060	-0.153
Outras Manufaturas	0.126	0.161	0.232	0.290	0.267	-0.003	0.003	0.026	0.040	-0.003
Média Simples	0.206	0.296	0.464	0.557	0.542	0.138	0.184	0.281	0.352	0.351
Média Ponderada - IR	0.198	0.280	0.432	0.528	0.518	0.135	0.179	0.280	0.367	0.386
Média Ponderada - PI	0.223	0.291	0.425	0.510	0.496	0.142	0.179	0.271	0.358	0.391
Mediana	0.072	0.161	0.285	0.453	0.433	0.013	0.036	0.094	0.243	0.228
Desvio Padrão	0.453	0.516	0.692	0.693	0.642	0.479	0.528	0.635	0.638	0.620
Assimetria	3.582	3.429	3.433	3.457	3.162	4.318	4.116	3.960	3.908	3.462

Tabela 10 – Estimativas de Repasse Cambial e Estatísticas de Interesse - Modelos VAR

Figura 2 – Estatísticas de Interesse - Modelos VAR

Observa-se que as médias simples das estimativas de repasse cambial são baixas, tanto para o preço do produtor quanto para o preço de importação. Para o preço de importação, observa-se uma média simples de 21% no curto prazo, para $h = 0$, que sobe para 30% após um período, em $h = 1$. No longo prazo, a média das estimativas é cerca de 46% após 1 ano ($h = 4$), 56% após 5 anos ($h = 20$) e 54% após 10 anos ($h = 40$). Tais resultados são similares aos encontrados em Campa e Goldberg (2002), por exemplo.

Já para o preço de produtor doméstico, a média simples é mais baixa que ao preço de importação em todos os períodos, com a diferença entre as médias sendo no geral maior conforme h aumenta. A média simples apresenta valores de cerca de 14% para $h = 0$ e 18% para $h = 1$, subindo para 28% para $h = 4$, e cerca de 35% para $h = 20$ e $h = 40$.

Nota-se que, entretanto, a média simples poderia não ser uma boa representação do repasse cambial médio nos EUA. Isso se dá pelo fato que cada setor possui um peso diferente na economia americana, de forma que considerar o mesmo peso a todos os setores pode levar distorções ao que se considera a "estimativa média" do repasse cambial aos EUA.

Além da média simples, propõe-se o cálculo de duas médias ponderadas:

1. Média Ponderada - IR: utiliza como ponderação de cada setor a medida de "importância relativa", que é a mesma utilizada para a construção das variáveis de $\mathbf{x}_{\omega, t-l}^*$, utilizadas no modelo da unidade dominante.
2. Média Ponderada - PI: utiliza como ponderação de cada setor a medida de "porcentagem de importação" que aquele setor representa no total de importações de manufaturas dos EUA. Há dados disponíveis de importações por indústria NAICS de 2002 a 2017; através delas cria-se uma ponderação para cada setor através da porcentagem média de importações que aquele setor representa no período 2002-2017.

Observa-se que há alteração nos valores médios encontrados nas duas medidas de médias ponderadas, embora estas sejam ainda bastante similares aos valores médios encontrados dando o mesmo peso para cada setor. Verifica-se tal afirmativa com uma medida de correlação entre as séries de médias simples e ponderadas. Para a média IR, a correlação com a média simples é de cerca de 0.998 para o preço de importação e 0.989 para o preço do produtor. Para a média PI, a correlação com a média simples é de cerca de 0.998 para o preço de importação e 0.966 para o preço de produtor.

Para a média RI, observa-se um valor menor do que a média simples para o preço de importação, mas para o preço de produtor a média RI apresenta valores maiores que a média simples no longo prazo. Para o preço de importação, o valor é de cerca de 20% no curto prazo, crescendo para cerca de 43% após 1 ano e 52% após 10 anos. Para o preço de produtor, o valor é de cerca de 13% no curto prazo, subindo para 28% após 1 ano e 39% após 10 anos.

A média PI, por outro lado, apresenta valores maiores que a média simples no curto prazo, mas com valores de longo prazo menores que os da média simples no longo prazo, para ambos os preços. Para os preços de importação, a média apresenta valores 22% no curto prazo, 42% após 1 ano e 50% após 10 anos. Já para os preços de produtor, estes valores são, respectivamente, 14%, 27% e 39%.

Outro aspecto que se destaca é que apesar das médias, em todos os períodos, já serem relativamente baixas, para a maioria dos setores o valor do repasse é mais baixo que a média: nota-se que, para o preço de importação em $h = 0$, apenas 8 setores apresentam repasse maior que 10%, sendo que destes apenas 2 possuem valores maiores que a média de 20%, que são (1) Petróleo e Carvão, e (2) Metais Primários. Para o preço de produtor, apenas 4 setores apresentam repasse maior que 10% e que a média para $h = 0$, sendo que novamente os setores de Metais Primários e Petróleo e Carvão apresentam valores maiores que os demais.

Nota-se que estes setores apresentam estimativas elevadas de repasse, que aumentam as médias ao preço de importação e preço de produtor. Tal fato sugere que a distribuição do repasse cambial nas indústrias, em cada período h , é concentrada à esquerda da média. De fato, destacam-se outros dois argumentos que indicam a distribuição do repasse é concentrada à esquerda: (1) para todo h , temos que a mediana das estimativas é menor que a média; e (2) a estatística de assimetria é positiva para ambos os preços.

Nota-se que a diferença entre o valor médio e o valor mediano é de cerca de 12% no mínimo para ambos os preços, com a diferença atingindo cerca de 18% e 19% para o preço de importação e preço de produtor, em ambos os casos para $h = 4$.

Em relação à assimetria, observa-se que a estatística é menor para valores de curto prazo do que para valores de longo prazo, decaindo de aproximadamente 3,6 e 4,3

em $h = 0$ para 3,2 e 3,5 em $h = 40$, para os preços de importação e produtor doméstico, respectivamente. Apesar disso, nota-se que a queda não é linear, com as séries de assimetria apresentando um mínimo local seguido de um máximo local, após os quais a assimetria declina conforme h cresce.

Além das estatísticas de posição, pode ser interessante olhar para estatísticas de dispersão da série, como o desvio padrão. Observa-se que o desvio padrão é, em cada valor de h , grande se comparado a média. Nota-se também que esse valor não é constante para todos os períodos de tempo: este atinge o valor máximo após cerca de 1 ano, e depois decai, embora ainda para um valor maior que no curto prazo.

Este é um resultado similar a, por exemplo, Yang (1997) ou Pollard e Coughlin (2004), que também encontram grande variação do repasse cambial conforme a indústria. Porém, a estimação do repasse cambial através de uma função de resposta ao impulso permite gerar uma série de valores de estimativas de repasse cambial após a passagem de h trimestres para cada indústria, em oposição a estimativa do repasse como um coeficiente.

Dessa forma, é possível comparar como o repasse cambial varia de indústria para indústria olhando para diversas características das trajetórias das séries de repasse cambial. Dessa forma, é possível explorar a variabilidade do repasse cambial entre indústrias olhando para um conjunto de características:

1. Grau do repasse: existem setores que apresentam um baixo repasse cambial em todos os períodos, como os setores de Vestuário e Couro, ao passo que setores como Metais Primários e Petróleo e Carvão apresentam valores elevados em todos os períodos de tempo.
2. Relação entre grau do repasse no curto e longo prazo: observa-se que o repasse cambial de curto prazo é menor que 10% para a maioria das indústrias. Entretanto, observa-se que pode haver grande diferença no repasse após 10 anos mesmo para indústrias com valores similares de repasse de curto prazo.

Tomam-se como exemplo as indústrias de Couro e Papel, que apresentam valores similares de repasse aos preços de importação para $h = 0$, de 4% e 6%, respectivamente, mas valores bastante diferentes para $h = 40$, cerca de 12% e 67%, respectivamente.

3. Convergência da trajetória: para alguns setores, como o de Madeira, a série de repasse cambial cresce até determinado valor, mas depois flutua em torno de um "valor de longo prazo", que no caso do setor de Madeira é de cerca de 44% ao preço de importação e 24% ao preço de produtor.

Porém, outros setores não parecem ter esse comportamento convergente. Primeiro, há setores como de produtos químicos que, mesmo após 10 anos, os grau dos re-

passes parecem continuar aumentando. Há também setores como o de Couro, em que o repasse cambial atinge um valor máximo, e depois parece ter uma trajetória declinante, não parecendo convergir para um valor de longo prazo mesmo após 10 anos.

Existem outros setores em que as estimativas de repasse ao preço de importação e ao preço do produtor possuem trajetórias distintas. Como exemplos temos o setor de Vestuário, em que o repasse ao preço de importação possui trajetória que converge e o repasse ao preço de produtor possui uma trajetória declinante; o setor de Maquinários, em que a trajetória do preço de importação é declinante e a do preço de produtor é crescente, e o setor de Computadores e Eletrônicos, em que o preço de importação possui trajetória declinante e o preço de produtor possui trajetória constante.

4. Máximos e mínimos locais: algumas séries de repasse possuem uma trajetória que convergem de maneira direta ao valor de longo prazo, ou divergem também de forma direta. O setor de Plástico e Borracha é um exemplo do primeiro caso, enquanto o setor de produtos Químicos é um exemplo do segundo.

Entretanto, alguns setores apresentam máximos ou mínimos, locais ou globais, em alguns pontos de sua trajetória, após o qual a série converge ao valor de longo prazo ou diverge. No setor de Madeira, por exemplo, o repasse ao preço de importação atinge um valor máximo entre 1 e 2 anos após o choque, mas depois o grau do repasse diminui até o valor de longo prazo.

5. Relação entre os repasses: para a maioria dos setores, temos que o repasse ao preço de importação é maior que ao preço de produtor. Há, entretanto, alguns setores em que o repasse ao preço de produtor é maior ao menos no longo prazo, como é o caso dos setores de Bebidas e Tabaco, e Computadores e Eletrônicos.

Essas características das trajetórias das estimativas do repasse caracterizam alguns aspectos de heterogeneidade que há entre as diferentes indústrias americanas, e que permitem explicar o desvio padrão relativamente alto. A diferença de formato da trajetória, não apenas de valor, de estimativas de repasse para setores diferentes é algo que pode explicar os porquês do desvio padrão e assimetria variarem no geral para valores diferentes de h .

Nota-se também que alguns setores apresentam algumas estimativas de repasses de valores que não estão de acordo com a teoria. Ao menos em tese, espera-se que o repasse cambial de todos os setores possua um valor entre 0 e 1. Entretanto, nota-se que isso nem sempre ocorre.

Para os preços de importação, observa-se que há dois setores em que o repasse cambial é maior que a unidade, e há um setor em que o repasse é menor que zero no longo prazo. Para o preço de produtor, há um setor em que o repasse é maior que a unidade, e seis setores em que o repasse é menor que zero que no longo prazo. Destaca-se que o setor de Petróleo e Carvão possui repasse maior que 1 para ambos os preços, e o setor de Computadores e Eletrônicos possui repasse menor que 0 para ambos os preços.

Estimativas de repasse maior que a unidade podem acontecer por alguns motivos, como em Campa e Goldberg (2005), Pollard e Coughlin (2006) tanto no nível micro quanto no macroeconômico. Conforme Burstein e Gopinath (2014), heterogeneidade de consumidores podem fazer com que o aumento dos preços faça com que alguns demandantes saiam do mercado, fazendo com que a elasticidade média da demanda caia e haja aumento da taxa de *mark-up*, levando o repasse a ser maior que a unidade.

5.2.2 Estimativas de Repasse Cambial - Modelo GVAR

Apresentam-se os gráficos das trajetórias estimadas de repasse cambial na figura 3, para cada setor. Também registra-se na tabela 11 as estimativas do repasse cambial para os valores selecionados de h das manufaturas americanas, do preço de serviços, bem como estatísticas de interesse.³ A figura 4 contém os gráficos de estatísticas de interesse.

³ Os valores médios e medianos não levam em conta o preço de serviços

Figura 3 – Estimativas de Repasse Cambial - Modelo GVAR

	Preço de Importação					Preço de Produtor				
	0	1	4	20	40	0	1	4	20	40
Alimentos	0.170	0.373	0.863	0.965	0.982	0.184	0.269	0.510	0.548	0.557
Bebidas e Tabaco	0.022	0.027	0.052	0.057	0.057	0.048	0.019	-0.038	-0.009	0.002
Têxteis	0.164	0.310	0.610	0.705	0.716	0.053	0.148	0.445	0.482	0.488
Produtos Têxteis	0.071	0.168	0.469	0.479	0.480	-0.003	-0.015	0.118	0.276	0.287
Vestuário	0.022	0.054	0.194	0.207	0.206	0.023	0.031	0.072	0.084	0.084
Couro e Similares	0.044	0.055	0.213	0.406	0.403	0.015	0.056	0.145	0.187	0.184
Madeira	-0.001	0.157	0.101	-0.335	-0.348	-0.047	0.026	0.032	-0.143	-0.148
Papel	0.039	0.202	0.875	0.556	0.550	0.041	0.208	0.631	0.484	0.493
Impressos e Relacionados	0.000	0.127	0.740	0.381	0.314	0.000	0.029	0.094	-0.007	-0.087
Petróleo e Carvão	2.253	2.999	3.546	2.851	2.840	2.561	3.218	3.482	2.979	2.988
Químicos	0.157	0.339	0.668	0.658	0.677	0.186	0.301	0.573	0.534	0.551
Plástico e Borracha	0.116	0.210	0.541	0.618	0.627	0.042	0.140	0.452	0.478	0.484
Minerais Não-Metálicos	0.064	0.129	0.390	0.572	0.578	0.003	0.056	0.210	0.296	0.301
Metais Primários	1.131	1.840	2.429	1.901	1.941	0.556	1.185	1.808	1.289	1.256
Metais Fabricados						0.034	0.124	0.451	0.567	0.576
Maquinários	0.147	0.190	0.357	0.478	0.486	0.012	0.048	0.200	0.303	0.308
Computadores e Eletrônicos	0.011	0.027	-0.006	-0.118	-0.112	-0.002	-0.015	-0.061	-0.095	-0.092
Equipamentos Elétricos	0.043	0.094	0.307	0.496	0.517	0.128	0.256	0.589	0.864	0.877
Equipamentos de Transporte	0.061	0.084	0.172	0.242	0.239	-0.012	-0.027	0.065	0.098	0.097
Móveis	0.056	0.100	0.219	0.247	0.250	0.001	0.019	0.088	0.110	0.111
Outras Manufaturas	0.101	0.140	0.363	0.526	0.537	0.010	0.021	0.085	0.145	0.151
Serviços						-0.002	0.017	0.016	-0.041	-0.044
Média Simples	0.233	0.381	0.655	0.595	0.597	0.182	0.290	0.474	0.451	0.451
Média Ponderada - IR	0.217	0.361	0.628	0.590	0.596	0.179	0.279	0.477	0.460	0.464
Média Ponderada - PI	0.242	0.375	0.587	0.551	0.558	0.192	0.286	0.452	0.429	0.433
Mediana	0.063	0.148	0.377	0.487	0.502	0.023	0.056	0.200	0.296	0.301
Desvio Padrão	0.534	0.728	0.857	0.693	0.698	0.560	0.719	0.799	0.670	0.673
Assimetria	3.406	3.135	2.654	2.156	2.105	4.230	3.804	3.118	2.947	2.924

Tabela 11 – Estimativas de Repasse Cambial e Estatísticas de Interesse - Modelo GVAR

Figura 4 – Estatísticas de Interesse - Modelo GVAR

Novamente, observa-se que a média simples das estimativas para o preço de importação e preço de produtor é baixo. As médias de ambos os preços crescem até atingir um valor máximo em cerca de 1 ano, decrescem até um mínimo local e depois crescem até um valor de longo prazo. Para o preço de importação, a média é de cerca de 23% no curto prazo, aumentando para cerca de 65% após 1 ano e estabilizando em um valor próximo de 60% após 10 anos. Para o preço de produtor, a estimativa é de 18% no curto prazo, aumentando para 47% após 1 ano e cerca de 45% após 10 anos.

Da mesma forma que no caso dos modelos VAR, são construídas duas médias ponderadas, em que o peso de cada indústria é (1) sua importância relativa, ou (2) sua porcentagem de importações relativa. A construção de ambas as médias é similar ao dos modelos VAR e, da mesma forma, a correlação entre as médias ponderadas e a média simples é alta: para a média IR, a correlação ao preço de importação é 0.993 e ao preço de produtor é 0.996; já para a média PI, as correlações são respectivamente 0.996 e 0.999 para os preços de importação e produtor.

A média IR dos preços de importação é ligeiramente menor que a média simples, mas a média dos preços de produtor é maior no longo prazo. Para os preços de importação e produtor, respectivamente, as médias de curto prazo são de 22% e 18%, que sobem para 63% e 48% após 1 ano e estabilizam em cerca de 60% e 46% após 10 anos.

Já a média PI apresenta valores maiores que a média simples no curto prazo mas menores no longo prazo, para ambos os preços. Para os preços de importação e produtor as médias são, respectivamente, 24% e 19% no curto prazo, crescendo para 59% e 45% após 1 ano e estabilizando em cerca de 56% e 43% após 10 anos.

Também é possível notar que apesar das médias serem baixas, a maioria dos setores também possui estimativas de repasse cambial abaixo da média. No curto prazo para o preço de importação, apenas 7 setores apresentam repasse estimado maior que 10%, e apenas 2 indústrias possuem estimativa acima da média. Para o preço de produtor,

apenas 5 setores apresentam estimativas maiores que 10%, das quais 4 tem valores acima da média.

Dessa forma, é possível argumentar que as estimativas, a cada período de tempo, possuem uma distribuição concentrada principalmente à esquerda da média. Novamente, dois argumentos corroboram essa argumentação: (1) um valor mediano abaixo do valor médio em todos os períodos; e (2) uma estatística de assimetria positiva em todos os momentos da distribuição.

Em relação à mediana, nota-se que no curto prazo é mais distante da média do que no longo prazo. Para o preço de importação, a diferença entre a média simples e a mediana decresce de aproximadamente 17% em $h = 0$ para 4% em $h = 40$. Já para o preço de produtor, essa diferença cai de aproximadamente 16% em $h = 0$ para 2% em $h = 40$. Note que essa queda não é linear, com a diferença após 1 ano, quando $h = 4$, sendo de aproximadamente 28% ao preço de importação e 27% ao preço de produtor.

A estatística de assimetria também indica que há concentração de valores à esquerda da média, com valores positivos para todos os valores de h . Nota-se que há uma redução do valor da assimetria conforme h cresce, embora esta redução também não seja linear.

Nota-se que, da mesma forma que no caso dos modelos VAR, alguns setores apresentam estimativas cujos valores estão fora do intervalo $[0, 1]$, o qual deveria conter todas as estimativas, conforme a teoria. Em particular, destaca-se o setor de Madeira, que apresentava um repasse positivo e no intervalo $[0, 1]$ quando estimado através de um modelo VAR, mas que retorna um valor negativo para vários períodos.

Além de uma estimação pontual, pode ser mais interessante realizar uma estimação intervalar, que permite testar caso valores do intervalo $[0, 1]$ pertencem ao intervalo estimado de valores do repasse. Com isso, é possível testar se valores como 0 ou 1, que representam um repasse cambial nulo (PCP) e repasse cambial completo (LCP).

A partir do *Toolbox*, é possível obter uma estimativa de intervalo para a resposta ao impulso de alguma variável, através de replicações de *Bootstrap* a partir da GIRF. No caso, criam-se intervalos para a resposta dos preços para impulsos na taxa de câmbio.

O intervalo para o repasse cambial é criado a partir da GIRF, adaptando-se a metodologia de Belaisch (2003). Seja $\sup_{j,t}$ o maior valor do intervalo da resposta do preço j no período t a impulsos do câmbio, $\inf_{j,t}$ o menor valor do intervalo da resposta do preço j no período t a impulsos no câmbio, e e_t o valor médio da resposta do câmbio a impulsos no câmbio, que é a mesma variável utilizada na estimativa pontual. Então, o

intervalo do repasse cambial é dado por:

$$INT_{j,t} = \left[\frac{\sum_{t=0}^h \inf_{j,t}}{\sum_{t=0}^h e_t}, \frac{\sum_{t=0}^h \sup_{j,t}}{\sum_{t=0}^h e_t} \right] \quad (5.2)$$

Da mesma forma que no caso da estimativa pontual, o intervalo $INT_{j,t}$ pode ser diferente, no mesmo período, para preços diferentes, e diferente, para o mesmo preço, em períodos diferentes. A seguir, apresentam-se e discutem-se os resultados das estimativas intervalares.

A figuras 5 e 6 apresentam os gráficos das estimativas intervalares do repasse cambial para os preços de importação e produtor, respectivamente. Nestas, as linhas laranja representam os valores sup e inf de cada intervalo, ao passo que a linha vermelha representa o valor mediano. Além disso, a tabela 12 contém os valores das estimativas, de ambos os preços, para valores selecionados.

Figura 5 – Intervalos para o Repasse Cambial - Preços de Importação

Figura 6 – Intervalos para o Repasse Cambial - Preços de Produtor

	Preço de Importação										Preço de Produtor									
	Intervalo Inferior					Intervalo Superior					Intervalo Inferior					Intervalo Superior				
	0	1	4	20	40	0	1	4	20	40	0	1	4	20	40	0	1	4	20	40
Alimentos	-0.020	0.122	0.364	0.186	0.085	0.29	0.49	1.117	1.426	1.646	0.055	0.092	0.228	0.037	-0.044	0.252	0.340	0.617	0.841	0.922
Bebidas e Tabaco	-0.024	-0.016	-0.011	-0.011	-0.015	0.046	0.049	0.09	0.133	0.149	-0.113	-0.127	-0.244	-0.236	-0.243	0.173	0.139	0.192	0.288	0.376
Têxteis	0.071	0.144	0.228	0.051	-0.064	0.203	0.335	0.695	1.016	1.228	-0.030	-0.001	0.090	-0.362	-0.470	0.101	0.209	0.553	0.820	1.112
Produtos Têxteis	0.000	0.060	0.182	-0.176	-0.335	0.098	0.189	0.566	0.819	0.953	-0.041	-0.081	-0.069	-0.403	-0.455	0.040	0.035	0.244	0.606	0.778
Vestuário	-0.019	-0.017	0.037	-0.153	-0.212	0.043	0.081	0.26	0.396	0.429	-0.002	-0.002	0.003	-0.046	-0.061	0.040	0.056	0.103	0.149	0.168
Couro e Similares	0.005	0.003	0.066	-0.254	-0.528	0.062	0.077	0.276	0.679	1.031	-0.027	-0.012	-0.010	-0.224	-0.537	0.049	0.092	0.189	0.339	0.515
Madeira	-0.254	-0.145	-0.311	-0.780	-0.893	0.244	0.369	0.609	0.418	0.51	-0.162	-0.086	-0.143	-0.432	-0.603	0.055	0.123	0.154	0.077	0.093
Papel	-0.052	0.026	0.371	-0.088	-0.059	0.098	0.254	0.981	0.763	0.78	-0.016	0.058	0.146	-0.713	-0.719	0.076	0.248	0.773	0.909	1.107
Impressos e Relacionados	-0.105	-0.093	0.095	-0.955	-1.264	0.091	0.234	0.958	1.131	1.281	-0.030	-0.007	-0.020	-0.226	-0.424	0.020	0.055	0.123	0.111	0.139
Petróleo e Carvão	0.636	0.637	-0.937	-3.623	-3.367	3.006	3.676	6.23	7.323	9.117	0.991	1.150	0.650	-2.124	-2.334	3.047	3.350	5.081	6.422	6.571
Químicos	0.018	0.118	0.158	0.011	0.009	0.213	0.378	0.747	0.904	1.041	0.044	0.057	0.143	-0.155	-0.250	0.241	0.347	0.723	0.874	0.962
Plástico e Borracha	0.044	0.092	0.244	-0.090	-0.165	0.143	0.24	0.634	0.955	1.153	-0.028	0.013	0.127	-0.268	-0.513	0.092	0.182	0.546	0.891	0.977
Minerais Não-Metálicos	0.002	0.026	0.102	-0.026	-0.057	0.095	0.165	0.464	0.723	0.853	-0.048	-0.032	-0.033	-0.102	-0.039	0.045	0.124	0.304	0.453	0.492
Metais Primários	0.518	0.982	0.983	-0.386	-1.753	1.269	1.865	2.687	3.135	3.692	0.218	0.543	0.719	-0.045	0.107	0.655	1.233	1.997	1.771	1.859
Metais Fabricados											-0.026	0.012	0.142	-0.255	-0.352	0.069	0.168	0.546	0.922	1.197
Maquinários	0.069	0.082	0.183	0.136	0.054	0.168	0.204	0.393	0.626	0.74	-0.018	-0.005	0.027	-0.200	-0.265	0.027	0.072	0.267	0.551	0.692
Computadores e Eletrônicos	-0.022	-0.020	-0.077	-0.231	-0.343	0.035	0.057	0.069	0.1	0.119	-0.023	-0.038	-0.096	-0.189	-0.214	0.019	0.013	-0.006	-0.004	0.007
Equipamentos Elétricos	0.014	0.051	0.162	0.084	-0.125	0.062	0.118	0.339	0.693	0.808	0.057	0.122	0.223	-0.283	-0.515	0.152	0.274	0.634	1.418	1.763
Equipamentos de Transporte	0.024	0.031	0.061	-0.068	-0.131	0.073	0.108	0.204	0.429	0.53	-0.101	-0.134	-0.090	-0.233	-0.309	0.052	0.035	0.165	0.286	0.382
Mobiliás	-0.004	0.018	0.047	-0.094	-0.175	0.097	0.14	0.278	0.388	0.453	-0.027	-0.026	-0.017	-0.141	-0.186	0.027	0.044	0.117	0.211	0.271
Outras Manufaturas	0.048	0.058	0.157	-0.047	-0.278	0.127	0.179	0.426	0.865	1.024	-0.013	-0.016	0.002	-0.192	-0.274	0.024	0.037	0.127	0.308	0.423
Serviços											-0.022	-0.012	-0.038	-0.111	-0.173	0.020	0.043	0.046	0.020	0.018

Tabela 12 – Estimativas intervalares de Repasse Cambial para períodos selecionados

Notam-se alguns resultados: (1) o intervalo é, no geral, maior para valores altos de h ; (2) algumas indústrias possuem um intervalo consideravelmente grande; (3) para vários setores, não é possível descartar repasse cambial completo ou nulo; e (4) no geral, há mais indústrias em que 0 pertence ao intervalo do que indústrias em que 1 pertence ao intervalo.

Para ambos os preços, observa-se que o intervalo é menor no curto prazo do que no longo prazo. Entretanto, observa-se que há setores em que o intervalo de ao menos um preço tem tamanho aproximadamente constante após determinado período, ao passo que outros setores têm um intervalo que cresce em aproximadamente todos os períodos. Exemplos, para o preço de produtor, são os setores de Minerais Não-Metálicos no primeiro caso e Equipamentos Elétricos no segundo caso.

Nota-se também que o tamanho do intervalo é bastante diferente para algumas indústrias. Para o setor de Bebidas e Tabaco, temos uma estimativa pontual do repasse ao preço de importação de 2% no curto prazo, 5% após 1 ano e 6% após 10 anos. As estimativas intervalares correspondem a $[-2\%, 4\%]$ para $h = 0$, $[-1\%, 9\%]$ para $h = 1$ e $[-1\%, 15\%]$ para $h = 40$.

Observa-se que a diferença é de aproximadamente 16% entre o valor inferior e superior do intervalo para $h = 40$. Proporcionalmente, o valor é cerca de 2,7 vezes o valor da estimativa após 10 anos. Este é um valor pequeno se comparado com os intervalos dos setores de Madeira e Petróleo e Carvão, por exemplo.

Para o setor de Madeira, temos que o repasse ao preço de importação é de 0,1% no curto prazo, 10% após 1 ano e -35% após 10 anos. Os intervalos, para estes períodos respectivamente, são de aproximadamente $[-25\%, 24\%]$, $[-31\%, 61\%]$ e $[-89\%, 51\%]$. A diferença entre os valores inferior e superior após 10 anos é de cerca de 140%, que corresponde a 4 vezes o valor (em módulo) da estimativa pontual.

Para o setor de petróleo, o repasse ao preço de importação atinge valores de cerca de 113% no curto prazo, 243% após 1 ano e 194% após 10 anos. Para estes períodos, os intervalos são, respectivamente, $[64\%, 300\%]$, $[-94\%, 623\%]$ e $[-337\%, 912\%]$. A amplitude do intervalo após dez anos é de cerca de 1249%, que equivale a cerca de 6,4 vezes o valor da estimativa pontual.

A estimação intervalar do setor de Madeira contém o valor 0, de modo que não é possível rejeitar que o setor possua um repasse cambial nulo (PCP). No caso do setor de Petróleo e Carvão, o intervalo contém tanto o valor 0 quanto o valor 1 para $h = 40$, de forma que não é possível rejeitar a hipótese de PCP quanto de LCP no longo prazo.

Note que, para falar sobre as hipóteses de PCP e LCP, vamos considerar que não se rejeita a hipótese de PCP caso o valor 0 esteja contido no intervalo estimado e considerar que não se rejeita a hipótese de LCP caso o valor 1 esteja contido no intervalo. Uma vez

	Rejeita PCP?					Rejeita LCP?				
	0	1	4	20	40	0	1	4	20	40
Alimentos	Não	Sim				Sim	Não			
Bebidas e Tabaco	Não					Sim				
Têxteis	Sim				Não	Sim		Não		
Produtos Têxteis	Não	Sim		Não		Sim				
Vestuário	Não					Sim				
Couro e Similares	Não		Sim	Não		Sim			Não	
Madeira	Não					Sim				
Papel	Não	Sim		Não		Sim				
Impressos e Relacionados	Não		Sim	Não		Sim		Não		
Petróleo e Carvão	Sim		Não			Não				
Químicos	Não	Sim		Não		Sim			Não	
Plástico e Borracha	Sim			Não		Sim			Não	
Minerais Não-Metálicos	Não		Sim	Não		Sim				
Metais Primários	Sim			Não		Não				
Maquinários	Sim					Sim				
Computadores e Eletrônicos	Não					Sim				
Equipamentos Elétricos	Não	Sim			Não	Sim				
Equipamentos de Transporte	Sim			Não		Sim				
Mobílias	Não		Sim	Não		Sim				
Outras Manufaturas	Sim			Não		Sim			Não	

Tabela 13 – Rejeição ou não às hipóteses de PCP e LCP aos Preços de Importação

que para o produtor doméstico, "local" se refere tanto ao local de produção quanto ao local de venda, a análise de PCP e LCP é feita apenas aos preços de importação.

Há vários setores em que o intervalo contém ao menos um destes valores. Um exemplo é o setor de Bebidas e Tabaco, em que a hipótese de PCP não é rejeitada em nenhum período. Para o setor de Metais Primários, não se rejeita a hipótese de LCP em nenhum período. Para outros setores, a hipótese de PCP ou LCP não é rejeitada em apenas uma parte dos valores de h , como é o caso dos setores de Papel e Outras Manufaturas, respectivamente.

De forma geral, há mais setores para os quais não se pode rejeitar a hipótese de PCP do que LCP, para o curto prazo e / ou longo prazo. Nota-se que para 18 setores não se pode rejeitar a hipótese de PCP, ao passo que para 8 setores não se rejeita a hipótese de LCP, ambos para ao menos uma parte dos valores de h .

Esse é um resultado consistente com os demais, que indicam que há mais estimativas de repasse com valores baixos, próximos de zero, do que altos, próximos de um, especialmente no curto prazo. Estes resultados estão sumarizados na tabela 13, que indica em quais setores é possível rejeitar a hipótese de PCP ou LCP para os preços de importação, em períodos selecionados.

Conjuntamente, as estimativas pontuais e intervalares permitem comparar o repasse entre diferentes indústrias americanas sob vários ângulos. Da mesma forma que no caso das estimativas sem interação setorial, o desvio padrão das estimativas de diferentes indústrias no mesmo período de tempo é, no geral, alta se comparada a média.

O desvio padrão é, no geral, mais baixo no curto prazo, cresce até um valor máximo por volta de 1 ano e depois converge para um valor de longo prazo, embora essa convergência sofra oscilações. Este resultado, combinado com as estimativas pontuais, conforme a imagem 3, e as estimativas intervalares, conforme as figuras 5 e 6, também indicam que há grande heterogeneidade de repasse cambial entre os setores.

Da mesma forma que no caso dos modelos VAR, enumeram-se alguns exemplos de características das estimativas de repasse para alguns setores, e colocam-se alguns exemplos de cada característica:

1. Grau do Repasse: o setor de metais primários apresenta estimativas pontuais que superam 100% desde o curto prazo para os preços de importação, e após um trimestre para os preços de produtor. Em oposição, o setor de Bebidas e Tabaco possui uma estimativa pontual que não supera 6% para nenhum preço, e chega a ser negativa para alguns valores de h para o preço de produtor.
2. Relação entre o grau do repasse no curto e longo prazo: como no caso dos modelos VAR, o grau do repasse no curto prazo é, no geral, baixo. Entretanto, pode haver grande diferença no grau de repasse no longo prazo mesmo diante de valores de repasse muito parecidos no curto prazo.

No caso dos preços de importação, observa-se os casos dos setores de Couro e Papel. Ambos possuem um repasse de cerca de 4% no curto prazo, que sobem para 21% e 87% após 1 ano e estabilizando por volta de 40% e 55% após 10 anos.

Para os preços de produtor, o repasse aos setores de Bebidas e Tabaco e Plástico e Borracha são de 5% e 4% no curto prazo, respectivamente. Para o setor de bebidas, o repasse possui valor negativo após 1 ano e próximo do nulo após 10 anos. Já o setor de Plástico e Borracha possui um repasse de 45% após 1 ano e 48% após 10 anos.

3. Convergência da trajetória: no modelo GVAR, o repasse de todos os setores possui uma trajetória convergente. De forma geral, para a maioria dos setores e preços, o repasse já convergiu para seus valores de longo prazo após 5 anos, mas alguns setores como os de Papel e Metais Fabricados ainda apresentam algumas oscilações após esse período.
4. Máximos e Mínimos locais: no geral, as estimativas do modelo GVAR apresentam trajetórias com mais oscilações do que as encontradas nos modelos sem interação

setorial. Nota-se que há setores como os de Maquinários e Couro, em que ao menos um preço converge diretamente para o seu valor de longo prazo, mas há setores como os de Madeira e Produtos Químicos em que a trajetória do repasse indica oscilações.

5. Relação entre os repasses: no geral, o repasse cambial ao preço de importação é maior que o repasse ao preço de produtor para todos os períodos, ou ao menos para períodos após o curto prazo. Alguns exemplos são os setores de Têxteis e Minerais Não-Metálicos. Entretanto, há setores como Equipamentos Elétricos e Madeira em que o repasse ao preço de produtor é maior que o do preço de importação, ao menos para valores altos de h .
6. Tamanho do intervalo: existem setores para os quais o intervalo gerado por *Bootstrap* é grande. Esse é o caso do setor de Petróleo e Carvão, por exemplo, com intervalos $[-337\%, 912\%]$ e $[-233\%, 657\%]$ aos preços de importação e produtor doméstico após 10 anos.

Porém, há setores que possuem um intervalo relativamente menor, como é o caso do preço de importações do setor de Bebida e Tabaco, em que o intervalo é $[-1\%, 15\%]$ para $h = 10$, e do preço de produtor do setor de Vestuário, em que o intervalo é $[-6\%, 17\%]$.

7. Crescimento do intervalo: no geral, o intervalo de todos os setores é pequeno para $h = 0$, mas se torna grande para valores altos de h . Entretanto, há setores em que o intervalo cresce mesmo para valores de h próximos de 40, como é o caso dos preços de importação dos setores de Plástico e Borracha e Minerais Não-Metálicos, e há setores em que o tamanho do intervalo é aproximadamente constante após um determinado valor de h , como ocorre com os preços de importação nos setores de Papel e Equipamentos Elétricos.
8. Relação entre os intervalos dos preços de importação e produtor: no geral, o intervalo dos repasses aos preços de importação é maior para valores altos de h do que os intervalos dos repasses aos preços de produtor doméstico. Esse é o caso dos setores de Alimentos e Petróleo e Carvão, por exemplo.

Entretanto, há setores como os de Bebida e Tabaco e Equipamentos Elétricos em que o intervalo aos preços de produtor tem maior amplitude do que o intervalo aos preços de importação após 10 anos.

O repasse cambial estimado para os setores de Petróleo e Carvão e Metais Primários é maior que a unidade. Conforme discutido anteriormente, isso não deve ocorrer na teoria, mas Burstein e Gopinath (2014) contém explicações relativos aos porquês de isso acontecer. Outro fator que pode levar a esse resultado é que os custos marginais não são constantes. Conforme Goldberg e Knetter (1996), essa costuma ser uma hipótese dos

modelos econométricos de repasse, mas que pode não ocorrer. Nesse caso, as séries de custo também podem sofrer a influência de câmbio e possuir repasses cambiais positivos. O apêndice D contém os gráficos do repasse estimado para os custos desses setores.

Para o preço de importações, os setores de Madeira e Computadores e Eletrônicos apresentam estimativas menores que 0 no longo prazo, o que também não deve ocorrer conforme a teoria. Para o caso destes setores em que o repasse estimado não pertence ao intervalo $[0, 1]$ no longo prazo, observa-se que as estimativas intervalares ainda assim não permitem rejeitar a hipótese que o repasse cambial não permite descartar o caso de PCP e / ou LCP.

5.2.3 Comparativo entre os modelos VAR e GVAR

É interessante comparar as estimativas de repasse cambial geradas pelos modelos VAR e GVAR. As diferenças entre as estimativas podem levar a inferências sobre como os termos de interação setorial, com a utilização das variáveis $\mathbf{x}_{i,t}^*$, afetam a estimativa do repasse cambial. As semelhanças, por sua vez, podem permitir fazer inferências sobre características gerais do repasse cambial às indústrias americanas que não dependam do modo específico de estimação.

A comparação é feita em três partes. Primeiramente, comparam-se as estatísticas descritivas das estimativas dos modelos VAR e GVAR, observando-se o efeito da interação setorial nestas. A segunda parte consiste em gerar estatísticas descritivas destes comparativos individuais, ao passo que a terceira consiste em comparar as estimativas no nível individual.

A comparação entre os modelos é feita através de testes de correlação e análise gráfica de trajetórias de repasses. Da mesma forma que foi feito anteriormente, busca-se destacar as diferenças e semelhanças entre os resultados de cada modelo.

A análise de correlação compara uma série do modelo GVAR com a sua série equivalente do modelo VAR. Isto inclui as séries de estatísticas descritivas de cada modelo, que podem dar um quadro geral de comportamento da economia. O comparativo das estatísticas descritivas é encontrado na tabela 14, e corresponde a primeira parte da análise comparativa.

A tabela 14 apresenta alguns resultados interessantes. Primeiramente, a média das estimativas nos dois modelos é muito próxima. A média simples é próxima de 0.8 para o preço de produtor e preço de importação, e a correlação entre as médias IR são ainda maiores que este valor.

A média ponderada PI apresenta uma correlação ligeiramente menor para o preço de produtor, embora ainda seja razoavelmente alta, próxima de 0.74. Já a correlação entre as medianas das séries é bastante alta, com valores acima de 0.94.

	p^m	p^p
Média Simples	0.79	0.796
Média Ponderada - IR	0.839	0.811
Média Ponderada - PI	0.807	0.739
Mediana	0.975	0.949
Desvio Padrão	0.294	0.106
Assimetria	0.594	0.69

Tabela 14 – Correlação entre as séries de estatísticas comparativas

No geral, as estimativas médias geradas pelo modelo GVAR são maiores que as geradas pelos modelos VAR. O mesmo ocorre na estimativa mediana aos preços de produtor, mas para a mediana do preço de importação temos que os valores dos modelos VAR são ligeiramente maiores no curto prazo. No longo prazo, as estimativas medianas do modelo GVAR são maiores.

Nota-se também que o formato da trajetória das estimativas médias e medianas é diferente entre os modelos VAR e GVAR. De forma geral, no modelo VAR as séries de média e mediana têm uma trajetória mais suavizada e direta para os valores de longo prazo. No caso do modelo GVAR, a trajetória das médias e medianas apresenta mais oscilações, com as trajetórias apresentando um máximo por volta de $h = 4$ e um mínimo próximo de $h = 10$.

De forma geral, as estatísticas de assimetria também apresentam correlação alta, cerca de 0.6 ao preço de importação e 0.7 ao preço de produtor. De fato, em ambos os modelos há o indício de que a distribuição é concentrada a esquerda da média, com os valores de estimativas de repasse sendo no geral baixos, abaixo da média.

A trajetória das séries de assimetria no geral é declinante para ambos os modelos. Em ambos os casos, há um mínimo local após cerca de 1 ano, mais acentuada no caso do modelo GVAR, seguido de um breve aumento, após o qual há declínio. Nota-se que esta é a única estatística em que os valores do preço de importação são, no geral, menores que aos preços de produtor, o que ocorre em ambos os modelos.

Ao passo que as correlações entre séries de medianas, medianas e assimetrias são consideravelmente altas no geral, a correlação entre as séries de desvio padrão são baixas, aproximadamente 0.3 ao preço de importação e 0.1 ao preço de produtor.

No geral, as séries de repasse cambial estimadas pelos modelos VAR apresentam menos oscilações que as estimativas geradas pelo modelo GVAR. No geral, as séries de desvio padrão possuem um máximo por volta de $h = 4$ em ambos os modelos; mas a trajetória dos desvios no modelo GVAR apresenta mais oscilações do que no modelo VAR. Os modelos VAR, por sua vez, apresentam trajetórias em que não há convergência mesmo após 10 anos.

Isto permite chegar a algumas conclusões sobre o efeito da interação setorial nas estimativas. No geral, ambas as metodologias levam a estimativas baixas, conforme indicado pelos valores baixos das médias e medianas em ambos os preços. Também há concentração de valores à esquerda da média, conforme indicado pelos valores positivos de assimetria, e pelos valores medianos menores que os valores médios.

Entretanto, as estimativas geradas pelo modelo GVAR apresentam trajetória com mais oscilações em direção ao valor de longo prazo, ao passo que as trajetórias das estimativas geradas pelos modelos VAR nem sempre apresentam convergência para um valor de longo prazo. Estes fatos podem explicar por que há correlações baixas entre os desvios-padrão das séries.

Para um quadro mais completo de comparação entre as estimativas de repasse cambial para os modelos VAR e GVAR é necessário também olhar para um comparativo entre as séries individuais. A correlação entre as médias pode ser alta, mas isso pode variar de setor para setor. A partir das correlações individuais, é possível tirar algumas estatísticas descritivas.

Note que isso implica que além das "correlações das estatísticas", é possível obter também "estatísticas das correlações". Estas últimas também permitem falar sobre alguns aspectos gerais das correlações individuais. A tabela 15 contém as correlações dos setores individuais e "estatísticas das correlações" de interesses.

A segunda parte da análise é referente as "estatísticas das correlações". Observa-se que a correlação entre os repasses para cada setor é, no geral, alta para o preço de importação mas apenas média para o preço de produtor, cerca de 0.72 e 0.43, respectivamente.

Embora a princípio espera-se que todas as correlações fossem positivas, nota-se que isso nem sempre ocorre, sendo que o setor de Madeira apresenta correlações negativas para ambos os preços e os setores de Vestuário, Couro, Impressos e Móveis apresentam correlações negativas para o preço de produtor.

Tais valores negativos devem diminuir a média das correlações, e o fato de haver mais correlações negativas para o preço de produtor pode explicar a média das correlações ao preço de produtor ter valor menor que ao preço de importação. Ainda assim, nota-se que para 15 dos 20 setores a correlação entre as estimativas do preço de importação é maior que as a correlação entre as estimativas do preço de produtor.⁴

Nota-se que, para ambos os preços, a correlação individual é maior que a média para 10 setores. Além disso, há outros 8 setores em que a correlação é maior que a média para ao menos um preço. Esse resultado de concentração de valores acima da média é corroborado por dois fatos: o primeiro é que para ambos os preços a mediana das correlações é maior que a média, e o segundo é que a estatística de assimetria é negativa.

⁴ Ignorando-se o setor de Metais Fabricados, em que só há estimativas para o preço de produtor.

	p^m	p^p
Alimentos	0.897	0.732
Bebidas e Tabaco	0.865	0.608
Têxteis	0.883	0.88
Produtos Têxteis	0.706	0.885
Vestuário	0.885	-0.528
Couro e Similares	0.919	-0.042
Madeira	-0.321	-0.597
Papel	0.428	0.563
Impressos e Relacionados	0.125	-0.851
Petróleo e Carvão	0.237	0.029
Químicos	0.834	0.73
Plástico e Borracha	0.953	0.902
Minerais Não-Metálicos	0.941	0.863
Metais Primários	0.645	0.758
Metais Fabricados		0.922
Maquinários	0.954	0.833
Computadores e Eletrônicos	0.85	0.874
Equipamentos Elétricos	0.944	0.601
Equipamentos de Transporte	0.793	0.794
Mobílias	0.883	-0.162
Outras Manufaturas	0.949	0.201
Média Simples	0.719	0.428
Mediana	0.874	0.730
Desvio Padrão	0.343	0.562
Assimetria	-1.998	-1.128

Tabela 15 – Correlação entre os repasses e estatísticas de interesse

Todos estes resultados indicam que há correlação alta entre as estimativas, para o mesmo preço, geradas pelos modelos VAR e GVAR. O desvio padrão é maior para o preço de produtor, o que deve ocorrer pela maior quantidade de correlações negativas.

A análise das estatísticas indica que a correlação entre as estimativas é, no geral, alta. Individualmente, o comparativo setor a setor pode ajudar a entender a diferença de estimativas entre os repasses gerados pelos modelos VAR e GVAR.

O primeiro aspecto a se destacar é a correlação negativa entre os repasses para o setor de madeira. Isso ocorre devido ao setor apresentar valores de longo prazo positivos pelas estimativas geradas pelo modelo VAR e negativas geradas pelo modelo GVAR. Esse resultado indica que adicionar interação entre os setores pode levar a mudança de sinal das estimativas.

Essa mudança de sinal também ocorre no longo prazo para os preços de Vestuário, Couro, Impressos, Minerais Não-Metálicos, Mobílias e Outras Manufaturas. Destes, quatro setores apresentam correlação negativa, o setor de Outras Manufaturas apresenta correlação baixa, e o setor de Minerais Não-metálicos apresenta correlação alta, embora

isso ocorra devido a trajetória crescente em ambos os casos.

Existem alguns outros aspectos que diferenciam o repasse entre os setores. Um primeiro aspecto é o tamanho do repasse. O setor de alimentos possui uma estimativa alta no modelo GVAR, cerca de 98% e 60% para os preços de importação e produtor, respectivamente. Porém, no modelo VAR, essas estimativas são bem menores, apenas de 49% e 31%.

Ainda assim, a correlação entre as estimativas é alta, indicando que as trajetórias em si são semelhantes. No geral, outros setores apresentam correlação alta apesar de valores de repasse diferente, como por exemplo os setores de Têxteis e Produtos Têxteis.

Diferenças grandes entre os setores ocorrem por diferenças nas trajetórias. No caso do modelo GVAR, há mais estimativas que possuem trajetórias oscilantes do que no caso dos modelos VAR; por outro lado os modelos VAR possuem trajetórias não convergentes, em oposição ao modelo GVAR, em que no geral todas as trajetórias são convergentes.

Além de comparar as estimativas pontuais, é possível comparar a estimativa pontual gerada pelos modelos VAR com a estimativa intervalar gerada pelo modelo GVAR. As figuras 7 e 8 contêm os gráficos das estimativas pontuais dos modelos VAR inseridas nos intervalos do modelo GVAR.

Observa-se que, no geral, as estimativas pontuais dos modelos VAR estão contidas nos intervalos do modelo GVAR. Alguns setores, como o de Metais Primários, Equipamentos Elétricos e Móveis possuem uma quantidade baixa de pontos, para valores baixos de h , que não estão contidas nos intervalos do modelo GVAR. Para os setores de Madeira e Impressos, no caso do Preço de Produtor, as estimativas do modelo GVAR contêm valores fora do intervalo do modelo GVAR para valores de longo prazo.

Não parece haver uma relação muito clara entre a correlação entre os repasses dos modelos VAR e GVAR e os pesos $w_{i,j}$. De forma geral, existem setores que possuem uma grande influência sobre os demais, como os setores de Vestuário e Maquinários, mas a correlação das estimativas ao preço de produtor é negativa para o setor de Vestuário e grande para o setor de Maquinários.

Figura 7 – Comparativos Modelos VAR e GVAR - Preço de Importação

Figura 8 – Comparativos Modelos VAR e GVAR - Preço de Produtor

De forma similar, também não é possível estipular uma correlação clara entre os preços de produtor para setores em que o peso desse setor é baixo nos demais setores. Este é o caso do setores de Computadores e Eletrônicos, com correlações altas entre os preços, e de Petróleo e Carvão, com correlações baixas entre os preços.

Também não há correlação clara entre o tamanho do repasse e a importância relativa de um setor nos demais. Observam-se dois pares de exemplos:

1. Os setores de Computadores e Eletrônicos e Petróleo e Carvão são os que possuem menos influência sobre os demais. Entretanto, o primeiro setor apresenta uma estimativa negativa para ambos os preços no longo prazo, ao passo que o segundo apresenta a maior estimativa de repasse.
2. Os setores de Alimentos e Transporte estão entre os que possuem maior influência sobre os demais setores, porém o primeiro possui um repasse de longo prazo alto, próximo da média em ambos os modelos, ao passo que o segundo possui um repasse menor que a mediana em ambos os modelos.

Observa-se que há uma diferença fundamental entre os modelos VAR e GVAR que ocorre na especificação de cada modelo. A estrutura VECM possibilita a diferença, para o mesmo setor, para as relações de longo prazo expressas no vetor de cointegração, e na dinâmica de desvios de curto prazo.

Para o vetor de cointegração, observa-se que no caso do modelo GVAR expressam-se relações de longo prazo entre as variáveis de um setor e as médias ponderadas das variáveis dos demais setores. Isso implica uma relação de longo prazo entre diferentes setores da economia.

Então, ainda que um setor j individualmente possa não ser muito importante para o setor i , a combinação de todos os setores $j \neq i$ pode influenciar a dinâmica do setor i . Naturalmente, o impacto das variáveis de $\mathbf{x}_t^*$ sobre a dinâmica de $\mathbf{x}_t$ pode variar de setor a setor.

Este é um ponto que pode explicar alguns resultados. Primeiramente, a correlação entre o preço de importação e o preço de produtor entre os modelos é bastante diferente, o que indica que a relação de longo prazo com as médias ponderadas pode ser diferente de preço para preço.

Olhando para as diferentes indústrias, isso pode explicar por que há uma correlação baixa entre os desvios padrão de repasse entre os modelos VAR e GVAR. Uma vez que as médias ponderadas podem ter efeitos heterogêneos em cada setor, a inclusão destas no vetor de cointegração do modelo GVAR pode levar a diferença de repasses entre os modelos poderem ocorrer de várias formas.

6 Conclusão

O modelo GVAR permite gerar uma estimativa para o repasse cambial levando em conta a interação entre os setores. É possível estabelecer um modelo razoavelmente parcimonioso, com no máximo 3 defasagens para cada setor, em que, havendo cointegração, o componente determinista é representado por um intercepto, de forma mais similar ao modelo proposto por Hooper e Mann (1989). O teste de exogeneidade fraca apresenta poucos resultados ruins, o que não é incomum em modelos de alta dimensionalidade.

Além do modelo GVAR, os repasses são estimados setorialmente através de modelos VAR sem interação entre as indústrias. No caso dos modelos VAR, estimativas de curto prazo sugerem um repasse médio de cerca de 20% ao preço de importação e 14% ao preço de produtor, com a média aumentando para cerca de 46% e 28% para os preços de importação e produtor, respectivamente, após 1 ano, e 54% e 35% após 10 anos.

As estatísticas das séries de repasse indicam que há grande concentração de valores baixos, abaixo da média, conforme indicado por valores medianos mais baixos que os médios e valores de assimetria positivos, para cada período de tempo após o choque. Há grande variância de repasse entre os setores, que incluem diferenças nos graus de repasse e trajetórias do repasse até o valor após 10 anos.

Para o modelo GVAR, a estimativa média de repasse cambial é cerca de 23% e 18% para os preços de importação e produtor, respectivamente, subindo para 65% e 47% após 1 ano. Estimativas de 5 e 10 anos estabelecem um repasse para esses períodos de cerca de 60% e 45% aos preços de importação e produtor, respectivamente.

Da mesma forma que no caso do modelo VAR, estatísticas das séries de repasse indicam concentração em valores mais baixos que a média, conforme indicado pelos valores medianos menores que a média e valores positivos de assimetria para todos os períodos de tempo após o choque. Também há grande variância de repasse setor a setor, que incluem diferenças no grau e trajetória do repasse. Observa-se que as trajetórias já estão, no geral, próximas dos valores de equilíbrio após cerca de 5 anos.

Alguns valores de repasse apresentam valores de repasse fora de valores previstos pela teoria, como valores maiores que 1 ou menores que 0. Desta forma, pode ser interessante realizar também estimações intervalares de modo a testar caso seja possível descartar os valores de repasse completo ou nulo para alguns setores.

Observa-se que para vários setores não é possível descartar que o repasse cambial seja nulo ou completo, ou ambos, e que o tamanho do intervalo pode variar bastante entre setores. Considerando apenas o preço de importação, observa-se que há apenas um setor

para o qual é possível descartar PCP em todos os períodos e 11 setores para o qual é possível descartar LCP em todos os períodos, com base nos intervalos.

A comparação das estimativas através de um modelo VAR e GVAR indica que há setores em que a interação entre indústrias tem grande impacto no valor e na trajetória da estimativa. De forma geral, observa-se que há grande similaridade entre os valores médios e medianos das estimativas, conforme indicado pela alta correlação entre as estatísticas destas séries.

Entretanto, nota-se que há correlação baixa entre os desvios das séries, indicando que individualmente pode haver grande diferença entre as estimativas dos modelos VAR e GVAR em alguns setores. De forma geral, a correlação média entre as estimativas entre os diferentes modelos é alta para os preços de importação, mas apenas média para os preços de produtor doméstico.

Isso se deve ao maior número de setores em que a correlação entre os modelos é negativa para o preço de importação. No geral, para ambos os preços temos que a correlação mediana é maior que a correlação média. Este resultado, combinado com o valor negativo da assimetria entre as correlações, indica que as correlações entre os modelos são ainda mais altos que a média de forma geral.

Apesar disso, há estimativas que são bastante diferentes, como no caso do setor de Madeira, em que ambas as correlações são negativas, sendo que a estimativa do modelo GVAR apresenta valores negativos para alguns valores no longo prazo, ao passo que a estimativa do modelo VAR apresenta valores positivos no longo prazo.

Comparando as estimativas pontuais dos modelos VAR com os intervalos gerados no modelo GVAR, é possível verificar que no geral as estimativas dos modelos VAR ainda se encontram dentro dos intervalos estimados no GVAR. Dessa forma, é possível concluir que as estimativas são, no geral bastante similares, embora haja diferenças significativas entre os setores.

De forma geral, conclui-se que em muitos casos a interação entre setores pode afetar a estimativa do repasse cambial, tendo efeitos não apenas no valor do repasse de curto e longo prazo, mas também na trajetória do repasse em direção ao equilíbrio de longo prazo, quando este existe.

Nota-se que os resultados podem ser sensíveis a alguns tipos de dados utilizados. Em particular, como não é possível observar o custo marginal, a utilização de outras séries de custos podem alterar os resultados. Estes também podem ser sensíveis à escolha de matriz de ponderação, que representam o quanto um setor é afetado pelos demais. Esses argumentos ecoam os de Burstein e Gopinath (2014), indicando que melhoras podem ser feitas ao modelo básico, mas também indicando que a interação de setores pode ser um fator importante no estudo do repasse cambial.

Referências

- AUER, R. A.; SCHOENLE, R. S. Market structure and exchange rate pass-through. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 98, p. 60–77, 2016.
- BALL, L. M. Policy rules for open economies. In: **Monetary policy rules**. [S.l.]: University of Chicago Press, 1999. p. 127–156.
- BELAISCH, M. A. **Exchange rate pass-through in Brazil**. [S.l.]: International Monetary Fund, 2003.
- BHATTACHARYA, P. S. et al. Exchange rate pass-through and relative prices: An industry-level empirical investigation. **Retrieved from Department of**, 2004.
- BOETTCHER, J. Challenges and opportunities presented by naics. **Journal of Business & Finance Librarianship**, Taylor & Francis, v. 5, n. 2, p. 3–13, 1999.
- BURSTEIN, A.; GOPINATH, G. International prices and exchange rates. In: **Handbook of international economics**. [S.l.]: Elsevier, 2014. v. 4, p. 391–451.
- BUSSIÈRE, M.; CHUDIK, A.; SESTIERI, G. Modelling global trade flows: results from a gvar model. ECB Working Paper, 2009.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. **Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?** [S.l.], 2002.
- _____. Exchange rate pass-through into import prices. **Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 87, n. 4, p. 679–690, 2005.
- CAMPA, J. M.; MINGUEZ, J. M. G.; SEBASTIÁ-BARRIEL, M. Non-linear adjustment of import prices in the european union. Banco de España Working Paper, 2008.
- CHOUDHRI, E. U.; FARUQEE, H.; HAKURA, D. S. Explaining the exchange rate pass-through in different prices. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 65, n. 2, p. 349–374, 2005.
- CHUDIK, A.; PESARAN, M. H. Infinite-dimensional vars and factor models. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 163, n. 1, p. 4–22, 2011.
- _____. Theory and practice of gvar modelling. **Journal of Economic Surveys**, Wiley Online Library, v. 30, n. 1, p. 165–197, 2016.
- DEES, S. et al. Long run macroeconomic relations in the global economy. **Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal**, v. 1, n. 5, p. 1–29, 2007.
- _____. Exploring the international linkages of the euro area: a global var analysis. **Journal of applied econometrics**, Wiley Online Library, v. 22, n. 1, p. 1–38, 2007.
- DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. **The American Economic Review**, JSTOR, p. 93–106, 1987.

- FORNI, M.; LIPPI, M. et al. **Aggregation and the microfoundations of dynamic macroeconomics**. [S.l.]: Oxford University Press, 1997.
- GOLDBERG, L. S.; CAMPA, J. M. The sensitivity of the cpi to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. **The Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 92, n. 2, p. 392–407, 2010.
- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. **Goods prices and exchange rates: what have we learned?** [S.l.], 1996.
- HANSON, B. E. Tests for parameter instability in regressions with $i(1)$ processes. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, v. 20, n. 1, p. 45–59, 2002.
- HARBO, I. et al. Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis Group, v. 16, n. 4, p. 388–399, 1998.
- HEBOUS, S.; ZIMMERMANN, T. Estimating the effects of coordinated fiscal actions in the euro area. **European Economic Review**, Elsevier, v. 58, p. 110–121, 2013.
- HENDRY, D. F. A theory of co-breaking. In: **ESRC Macroeconomic Modelling Bureau Annual Conference, Warwick**. [S.l.: s.n.], 1996.
- HOOPER, P.; MANN, C. L. Exchange rate pass-through in the 1980s: the case of us imports of manufactures. **Brookings Papers on Economic Activity**, Citeseer, v. 1989, n. 1, p. 297–337, 1989.
- JOHANSEN, S. Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. **Journal of econometrics**, Elsevier, v. 52, n. 3, p. 389–402, 1992.
- KARDASZ, S. W.; STOLLERY, K. R. Exchange rate pass-through and its determinants in canadian manufacturing industries. **Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie**, Wiley Online Library, v. 34, n. 3, p. 719–738, 2001.
- KIM, Y. External adjustments and exchange rate flexibility: some evidence from us data. **The Review of Economics and Statistics**, JSTOR, p. 176–181, 1991.
- KNETTER, M. M. Price discrimination by us and german exporters. **The American Economic Review**, JSTOR, v. 79, n. 1, p. 198–210, 1989.
- KNETTER, M. M.; GOLDBERG, P. K. **Measuring the Intensity of Competition in Export Markets**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research, 1995.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. **Journal of econometrics**, Elsevier, v. 74, n. 1, p. 119–147, 1996.
- KRUGMAN, P. R. **Pricing to market when the exchange rate changes**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.
- LEYBOURNE, S. J.; KIM, T.-h.; NEWBOLD, P. More powerful modifications of unit root tests allowing structural change. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, Taylor & Francis, v. 75, n. 11, p. 869–888, 2005.

- MARAZZI, M.; SHEETS, N. Declining exchange rate pass-through to us import prices: The potential role of global factors. **Journal of international Money and Finance**, Elsevier, v. 26, n. 6, p. 924–947, 2007.
- MASTEN, I. **Identification of exchange rate pass-through effect in cointegrated VAR: an application to new EU member countries**. [S.l.]: Ekonomska fakulteta, 2004.
- MCCARTHY, J. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. **Eastern Economic Journal**, JSTOR, v. 33, n. 4, p. 511–537, 2007.
- NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. **A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix**. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.
- NYBLOM, J. Testing for the constancy of parameters over time. **Journal of the American Statistical Association**, Taylor & Francis, v. 84, n. 405, p. 223–230, 1989.
- OLIVEI, G. P. et al. Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the united states. **New England Economic Review**, Citeseer, p. 3–18, 2002.
- PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics letters**, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17–29, 1998.
- PESARAN, M. H. Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. **Econometrica**, Wiley Online Library, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006.
- PESARAN, M. H.; CHUDIK, A. Econometric analysis of high dimensional vars featuring a dominant unit. CESifo Working Paper Series, 2010.
- PESARAN, M. H.; SCHUERMANN, T.; WEINER, S. M. Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, v. 22, n. 2, p. 129–162, 2004.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Structural analysis of vector error correction models with exogenous i (1) variables. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 97, n. 2, p. 293–343, 2000.
- PESARAN, M. H.; SMITH, R. Macroeconometric modelling with a global perspective. **The Manchester School**, Wiley Online Library, v. 74, p. 24–49, 2006.
- PESARAN, M. H.; SMITH, R. P. Structural analysis of cointegrating vars. **Journal of Economic Surveys**, Wiley Online Library, v. 12, n. 5, p. 471–505, 1998.
- PIERCE, J. R.; SCHOTT, P. K. A concordance between ten-digit us harmonized system codes and sic/naics product classes and industries. **Journal of Economic and Social Measurement**, IOS Press, v. 37, n. 1, 2, p. 61–96, 2012.
- PLOBERGER, W.; KRÄMER, W. The cusum test with ols residuals. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 271–285, 1992.

POLLARD, P. S.; COUGHLIN, C. C. Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. **University of Nottingham Research Paper**, n. 2004/13, 2004.

_____. Passthrough estimates and the choice of an exchange rate index. **Review of International Economics**, Wiley Online Library, v. 14, n. 4, p. 535–553, 2006.

ROWLAND, P. Exchange rate pass-through to domestic prices: the case of colombia. **Borradores de Economía; No. 254**, Banco de la República, 2003.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 1–48, 1980.

SMITH, L.; GALESI, A. Gvar toolbox 2.0. **University of Cambridge: Judge Business School**, 2014.

STATISTICS, B. of L. **BLS handbook of methods**. [S.l.]: BLS Publishing Washington, 2010.

TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European economic review**, Elsevier, v. 44, n. 7, p. 1389–1408, 2000.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, JSTOR, p. 817–838, 1980.

WOO, W. T.; HOOPER, P. Exchange rates and the prices of nonfood, nonfuel products. **Brookings Papers on Economic Activity**, JSTOR, v. 1984, n. 2, p. 511–536, 1984.

YANG, J. Exchange rate pass-through in us manufacturing industries. **Review of Economics and Statistics**, MIT Press, v. 79, n. 1, p. 95–104, 1997.

YUSKAVAGE, R. E. et al. Converting historical industry time series data from sic to naics. In: **The Federal Committee on Statistical Methodology 2007 Research Conference. 5-7 November 2007**. [S.l.: s.n.], 2007.

Apêndices

APÊNDICE A – Um Breve Resumo Sobre os Sistemas de Classificação

Ao passo que esse apêndice busca explicar a construção das séries de preço de produtor e preço de importação para os Estados Unidos, pode ser necessário dar um passo para trás primeiro, explicando algumas terminologias e classificações que são amplamente utilizadas no decorrer do presente trabalho.

No modelo GVAR, cada unidade de corte transversal corresponde a um agregado particular de indústrias, sendo que essa agregação é feita conforme as características gerais dessa indústria de acordo com o código NAICS. O código NAICS ("*North American Industry Classification System*") tem como propósito categorizar as indústrias americanas de acordo com as características gerais da produção, possuindo diferentes níveis de agregação de informações.

Embora não sejam utilizados diretamente no modelo, utiliza-se informação de outros códigos de classificação de indústrias e bens. Dessa forma, requer-se falar um pouco também sobre esses sistemas de classificação e como esses sistemas se relacionam com o NAICS. Nesses sistemas, a classificação de um bem ou indústria se dá por meio da atribuição de um código numérico específico, de modo que, para efeito de simplicidade, o texto irá se referir muitas vezes ao sistema de classificação NAICS por "Códigos NAICS", e de forma similar a outros códigos.

A.1 Códigos NAICS

O NAICS é um sistema de classificação das indústrias de acordo com a atividade produtiva, sendo utilizada nos Estados Unidos, Canadá e México. A versão original do NAICS foi proposta em 1997, com revisões seguindo em 2002 e 2012.

A cada agrupamento de indústrias é atribuído um código de 2 a 6 dígitos, que representam níveis diferentes de agregação, sendo que quanto menos dígitos tem o código NAICS, maior é a agregação. O código NAICS com 2 dígitos, mais geral e agregado, divide a economia conforme "Setores": por exemplo, NAICS 21 representa Mineração e NAICS 61 representa Serviços de Educação. Há 20 setores na revisão de 2017.

O trabalho presente busca explicar o repasse cambial em algumas indústrias conforme o código NAICS de 3 dígitos, que representa "subsetores" da economia, de forma menos agregada que o código de 2 dígitos. As indústrias no trabalho são as que pertencem ao código NAICS 31-33, que representam manufaturas.

A identificação dos códigos permite verificar facilmente a qual setor pertence cada subsetor, pois a desagregação apenas acrescenta um número final qualquer ao código do setor. Assim, os subsectores do setor de Manufaturas tem um código 31X, 32X ou 33X, por exemplo. O mesmo valerá para níveis maiores de desagregação.

Embora se trabalhe com códigos NAICS de 3 dígitos, em alguns casos foi necessário observar informações mais desagregadas para montar algumas séries. Códigos com 4 dígitos representam "Grupos Industriais", com 5 dígitos representam "indústrias" e com 6 dígitos representam "indústrias nacionais". Por exemplo:

- Dentro do código NAICS 31 (Manufaturas), encontram-se os subsectores NAICS 311 (Alimentos), 312 (Bebidas e Produtos de Tabaco), 313 (Têxteis), 314 (Produtos Têxteis), 315 (Vestuário) e 316 (Produtos de Couro e Similares).
- Dentro do subsector NAICS 311, encontram-se os grupos industriais NAICS 3111 (Comida de Animais), 3112 (Grãos e Óleos), 3113 (Açúcar e Confeccções), 3114 (Preparados de Frutas e Vegetais), 3115 (Laticíneos), 3116 (Abate e Processamento de Animais), 3117 (Preparados de Frutos do Mar), 3118 (Panificados) e 3119 (Demais Manufaturas de Alimentos).
- Dentro do grupo industrial NAICS 3111 só se encontra a indústria NAICS 31111 (Comida de Animais), que por sua vez se divide em NAICS 311111 (Comidas de Cachorros e Gatos) e 311119 (Comidas de Outros Animais).

A partir dos códigos NAICS, o *Bureau of Labor Statistics* (BLS) gera algumas séries de preços, como Índice de Preço do Produtor, Índice de Preço de Importação e Índice de Preço de Exportador¹. Observa-se que as séries de preço divulgadas pelo BLS estão em índice, sendo que informações sobre coleta e construção das séries podem ser encontrados em Statistics (2010). Destaca-se que os índices de preço são construídos como Índices de Preços de Laspeyers.

Não apenas informações sobre preços são divulgadas conforme código NAICS; dados relativos a comércio externo por setor são construídos pelo *US Census*, e outras informações como Produção Industrial e Capacidade Utilizada são construídas pelo *Board of Governors* do FED.

A.2 Outros Códigos

Nos EUA, a adoção do código NAICS veio a substituir um outro código de classificação de indústrias utilizado até então, que era o código SIC ("*Standart Industrial Clas-*

¹ Também há série de Índice de Preços de Consumidor

sification"). Há bastante similaridade entre as classificações SIC e NAICS, mas o NAICS parece representar uma melhoria em relação ao sistema antigo (Boettcher (1999)).

O código SIC possui classificações entre 2 a 4 dígitos, com a classificação de 2 dígitos equivalendo aproximadamente aos códigos NAICS de 3 dígitos. Um exemplo: SIC 20 - Alimentos e Produtos Similares $\Rightarrow$ SIC 202 - Laticíneos $\Rightarrow$ SIC 2021 - Manteiga

O HS ("*Harmonized System*") é um código internacional de classificação de produtos, muito utilizada para séries de importações e exportações, pois permite fazer comparações internacionais mais facilmente. O código HS possui uma classificação com 2-4 dígitos, sendo que os primeiros dois dígitos referem-se ao "capítulo" daquele item, os próximos dois identificam um agrupamento dentro daquele capítulo e os últimos dois especificam alguns produtos contidos naquele código². Alguns capítulos também são agrupados em "seções" específicas. Um exemplo: HS 01 - Animais Vivos $\Rightarrow$ HS 0103 - Porcos Vivos $\Rightarrow$ HS 010310 - Porcos Vivos, Raças Puras para Reprodução.

O *Bureau of Economic Analysis* também possui um sistema de classificação de produtos com base no seu uso final, em vez das características próprias, que é chamado de *End Use*, abreviado por EU. A forma de agregação / desagregação é bastante similar a que é feita na série HS, e os códigos vão de 1 a 5 dígitos. Um exemplo: EU 1 - Insumos e Materiais Industriais $\Rightarrow$ EU 10 - Combustíveis e Lubrificantes $\Rightarrow$ EU 103 - Combustíveis Nucleares e Materiais $\Rightarrow$ EU 10300 - Materiais de Combustíveis Nucleares.

O SITC ("*Standart Internacional Trade Classification*") também é um sistema internacional de classificação de bens, e que pode ser utilizado para comparação internacional. Há códigos SITC de até 5 dígitos. Um exemplo: SITC 0 - Comida e Animais Vivos $\Rightarrow$ SITC 01 - Carnes e Preparados de Carne $\Rightarrow$ SITC 011 - Carnes, Frescas ou Congeladas $\Rightarrow$ SITC 0118 - Demais Carnes, Frescas ou Congeladas $\Rightarrow$ SITC 01181 - Carnes, Não específicas em outros lugares.

Há tentativas de conversão entre os códigos NAICS e os demais códigos (Pierce e Schott (2012), Yuskavage et al. (2007)), de modo a comparar dados históricos americanos com dados atuais, e de comparar informações entre séries de produtos e indústrias. A comparação entre séries de indústrias e produtos pode ser bastante complicada, pela diferença de metodologia que as agregações podem ser feitas. De modo geral, muitas dessas tentativas de conversão levam em conta dados mais desagregados do que as utilizadas no presente trabalho, mas ajudam a definir a forma como foi feita a análise presente.

² Essa é uma classificação geral, embora os países possam adotar códigos com mais dígitos, a depender do nível de desagregação que se deseja utilizar

APÊNDICE B – Reconstruindo séries de preços

B.1 Reconstruindo Preços de Produtor

As séries de preços de produtor utilizadas são construídas e divulgadas pelo BLS. O BLS organiza duas séries de preços de produtor, de acordo com *commodity* e de acordo com a indústria de produção. As séries de preço de produtor de acordo com a indústria geram índices de preço de acordo com códigos SIC até o período 2003Q4, e de acordo com códigos NAICS a partir de 2003Q4, embora algumas séries de preço de produtor conforme código NAICS sejam construídas para períodos a partir dos anos 1980.

Há muita similaridade entre os códigos SIC e NAICS, conforme falado anteriormente, mas estes nem sempre são diretamente comparáveis. Observando os códigos SIC e NAICS em níveis maiores de desagregação, é possível fazer uma correspondência entre um código NAICS com um ou mais códigos SIC, e combinar informações dessas séries SIC para construir valores anteriores a 2003Q4 para as séries NAICS.

A seguinte listagem inclui as séries NAICS que estão construídas em todos os períodos de análise:

1. NAICS 311 - Alimentos;
2. NAICS 316 - Couro e Similares;
3. NAICS 324 - Petróleo e Carvão;
4. NAICS 325 - Produtos Químicos;
5. NAICS 326 - Plástico e Borracha;
6. NAICS 327 - Mineirais Não-Metálicos;
7. NAICS 331 - Metais Primários;
8. NAICS 332 - Metais Fabricados;
9. NAICS 337 - Móveis e Produtos Relacionados;

A seguir, encontra-se a listagem dos códigos NAICS que se associa a apenas um tipo de código SIC. Segue-se também quantos dos códigos NAICS daquele setor com 6 dígitos estão associados a categoria de códigos SIC de 4 dígitos.^{1 2}:

1. NAICS 313 - Têxteis: associa-se a série SIC 22 - Manufaturas de Produtos Têxteis; 30 de 36 códigos correspondem;
2. NAICS 321 - Madeira: associa-se a série SIC 24 - Produtos de Madeira, exceto mobília; 26 de 29 códigos correspondem;
3. NAICS 322 - Papel: associa-se a série SIC 26 - Produtos de Papel e similares; 26 de 28 códigos correspondem;
4. NAICS 323 - Impressos e Atividades Relacionadas: associa-se a série SIC 27 - Impressões, Publicações e Produtos Relacionados; 13 de 15 códigos correspondem;
5. NAICS 335 - Equipamentos Elétricos: associa-se a série SIC 36 - Eletrônicos e outros produtos e componentes elétricos, exceto computadores; 23 de 29 códigos correspondem;

Para a construção das séries de Preço de Produtor destes setores, utilizou-se a série SIC correspondente, tomando-se o cuidado para alterar o período base do índice para 2003Q4, com valor da série igual a 100, que corresponde a base e valor da série NAICS.

Algumas séries NAICS possuem correspondência majoritária com 2 ou mais séries SIC, que seguem listadas abaixo:

1. NAICS 312 - Bebidas e Tabaco: associa-se as séries SIC 20 - Alimentos e produtos afins (7 de 13); e SIC 21 - Produtos de Tabaco (4 de 13);
2. NAICS 314 - Produtos Têxteis: associa-se as séries SIC 22 - Manufaturas de Produtos Têxteis (4 de 41) e SIC 23 - Vestuário e outros produtos similares (32 de 41);
3. NAICS 315 - Vestuário: associa-se as séries SIC 22 - Manufaturas de Produtos Têxteis (5 de 74) e SIC 23 - Vestuário e outros produtos similares (63 de 74);

¹ Para tal, segue-se o método de conversão que se encontra em <https://www.naics.com/naics-to-sic-crosswalk-search-results/>

² Observa-se que alguns códigos NAICS de 6 dígitos estão associados a múltiplos códigos SIC de 4 dígitos. Por exemplo, o código 336612 está associado aos códigos SIC 3069, 3089, 3732 e 3999. Nesses casos, escolheu-se considerar cada um desses códigos múltiplos como um código separado para esta análise

4. NAICS 333 - Maquinários: associa-se as séries SIC 35 - Máquinas Industriais e Comerciais e Equipamentos de Informática (54 de 85), SIC 36 - Eletrônicos e Outros Equipamentos Componentes, exceto computador (5 de 85) e SIC 38 - (12 de 85) ;
5. NAICS 334 - Computadores e Eletrônicos: associa-se as séries SIC 35 - Máquinas Industriais e Comerciais e Equipamentos de Informática (9 de 48), SIC 36 - Eletrônicos e Outros Equipamentos Componentes, exceto computador (20 de 48) e SIC 38 - Instrumentos de medição, análise e controle; Artigos fotográficos, médicos e ópticos; Relógios (14 de 48);
6. NAICS 336 - Equipamentos de Transporte: associa-se a série SIC 35 - Máquinas Industriais e Comerciais e Equipamentos de Informática (5 de 50) e SIC 37 - Equipamento de Transporte (31 de 50);
7. NAICS 339 - Outras Manufaturas: associa-se a série SIC 30 - (5 de 46), SIC 38 - Instrumentos de medição, análise e controle; Artigos fotográficos, médicos e ópticos; Relógios (9 de 46) e SIC 39 - Manufaturas Diversas (19 de 46).

B.2 Reconstruindo Preços de Importação

As séries de preços de importação utilizadas também são construídas e divulgadas pelo BLS. Há quatro conjuntos de séries de preços de importação, uma que foi descontinuada em 2005Q4, que é a série de preços de importação por código SITC, e três que ainda são continuadas, por códigos NAICS, HS e EU. Algumas séries HS e EU possuem observações que datam dos anos 1980, mas as séries NAICS possuem valores iniciais em 2005Q4, onde o índice possui valor igual a 100. Disso, surge um problema, que é o de gerar valores passados a 2005Q4 para a análise.

Esses valores passados são gerados através de valores de preços de importação de outras séries que estão disponíveis em períodos anteriores. Essas são as séries do BEA's End Use e Harmonized System (que possuem observações em todo o período de análise) e SITC (que possuem observações de 1995Q1 a 2005Q4). Para as séries de EU e HS, utiliza-se uma série explicativa da série NAICS desejada, verifica-se a similaridade da série em diferença entre a série NAICS e a série proposta (EU ou HS).

A escolha da série explicativa é feita comparando-se a composição das séries. Ao passo que algumas são relativamente diretas, conforme se falará a frente, a escolha de algumas séries explicativas é feita comparando as séries em um nível maior de desagregação, conforme for possível. A partir disso, a similaridade entre a série NAICS e a série proposta é feita tanto graficamente quanto através de uma regressão.

A listagem de correspondência entre as séries NAICS e as séries EU, SITC e HS é feita por partes, de acordo com características gerais da forma com que a correspondência

é feita. Primeiro, começam-se com as séries NAICS que possuem correspondência mais direta com alguma série EU ou HS. Abaixo, segue-se uma lista dessas séries, seguido da série HS ou EU utilizada. Para as séries HS, o numeral romano indica a série de um setor, ao passo que o numeral indo-arábico indica a série de um item específico.

1. NAICS 315 (Vestuário): utiliza-se a série EU 400 - Vestimentas, Calçados e Bem Domésticos;
2. NAICS 325 (Produtos Químicos): utiliza-se a série HS VI - Produtos de Indústrias Químicas e Similares;
3. NAICS 327 (Mineirais Não-Metálicos): utiliza-se a série HS XIII - Pedra, gesso, cimento, amianto, cerâmica, vidro etc;
4. NAICS 333 (Maquinários): utiliza-se a série EU 211 - Maquinaria de Indústrias e Serviços;
5. NAICS 334 (Computadores e Eletrônicos): utiliza-se a série EU 213 - Computadores, periféricos e semicondutores;
6. NAICS 336 (Equipamentos de Transporte): utiliza-se a série HS XVII - Veículos, aeronaves, embarcações e equipamentos de transporte associados;
7. NAICS 337 (Móveis): utiliza-se a série HS 94 - Móveis; lâmpadas e acessórios de iluminação; Edifícios pré-fabricados.

A análise também inclui algumas séries SITC que, por terem acabado no período 2005Q4, não são diretamente comparáveis com as séries NAICS, mas também possuem composição similar. Há algumas séries do NAICS que não possuem informações em todos os períodos a partir de 2005Q4 e, por isso, para essas séries foi utilizada uma série HS ou BEA em todos os períodos de análise. Esse conjunto de séries não comparáveis é:

1. NAICS 312 (Bebidas e Tabaco): utiliza-se a série SITC 1 - Bebidas e Tabaco;
2. NAICS 313 (Têxteis): utiliza-se a série EU 121 - Suprimentos têxteis e materiais relacionados;
3. NAICS 314 (Produtos Têxteis): utiliza-se a série SITC 658 - Artigos confeccionados, total ou principalmente de matérias têxteis;
4. NAICS 321 (Madeira): utiliza-se a série SITC 63 - Manufaturas de cortiça e madeira, exceto móveis;
5. NAICS 323 (Impressos e Atividades Relacionadas): utiliza-se a série EU 111 - Jornais e Outros produtos de papel;

6. NAICS 326 (Plástico e Borracha): utiliza-se as séries SITC 62 e SITC 893 - Manufaturas de Borracha e Artigos de Plásticos, respectivamente.

Por último, algumas séries NAICS que não possuíam uma correspondência mais forte de uma série EU ou HS necessitaram de uma análise diferente. Para algumas séries, foi construída uma série comparável a partir de observações mais desagregadas. Olhou-se códigos NAICS de 4 e 5 dígitos, e buscou-se séries HS ou EU correspondentes a essas séries NAICS mais desagregadas. A partir disso, agregou-se as séries utilizando pesos conforme a medida de "importância relativa" de 2018 daquele item desagregado na cesta agregada NAICS, de 3 dígitos³.

Nota-se que embora essa medida não corresponda exatamente à medida que o BLS utiliza para construir a série de preços de importação por código NAICS, ela ainda gera séries que conseguem se comparar as séries NAICS observadas. Abaixo, segue-se a listagem dessas séries.

1. NAICS 316 (Couro e Similares): utiliza-se as séries HS 42 e HS 64 - Artigos de Couro, e Calçados, Respectivamente.
2. NAICS 324 (Petróleo e Carvão): utiliza-se as séries EU 100 e EU 101 - Petróleo e Produtos (excluindo gás) e Combustíveis, respectivamente
3. NAICS 331 (Metais Primários): utiliza-se as séries EU 140, EU 141 e H83 - Manufatura de Produtos de Aço, Usinas de Ferro e Aço e Fabricação de Ligas de Ferro, e Produção e Processamento de Metais Não-Ferrosos (exceto alumínio), respectivamente.
4. NAICS 335 (Equipamentos Elétricos): utiliza-se as séries EU 20, HS 8516 HS 8501, HS 8536 - Equipamento de geração elétrica; Aparelhos eletrotérmicos domésticos; Motores Elétricos e Geradores; e Interruptores de Circuitos Elétricos, respectivamente
5. NAICS 339 (Outras Manufaturas): utiliza-se as séries HS 90 e HS XX - Instrumentos óticos, fotográficos, de medição e médicos; e Artigos Diversos Manufaturados

Por fim, duas séries foram construídas a partir não de um tipo de agregação, mas a partir de desagregação: algumas séries disponíveis HS ou EU contêm informações de dois setores NAICS diferentes. Então, essa série Y agregada que está disponível é composta por informações de duas séries, uma série X_1 , que está disponível, e uma série X_2 , que não está disponível, mas é a série de interesse. Utilizando novamente a "importância relativa" como

³ Um procedimento similar é feito para a série de Manufaturas de Produtos de Plástico e Borracha

peso de X_1 e X_2 em Y , é possível recriar uma série X_1 a partir das informações disponíveis. Ou seja:

$$\alpha X_1 + (1 - \alpha)X_2 = Y \Rightarrow X_2 = \frac{Y - \alpha X_1}{1 - \alpha} \quad (\text{B.1})$$

As séries construídas a partir desse procedimento são:

1. NAICS 311 (Alimentos): retira-se o efeito da série HS 22 - Bebidas e Vinagre - da série HS IV - Alimentos Preparados, Bebida e Tabaco;
2. NAICS 322 (Papel): retira-se o efeito da série EU 111 - Jornais e Outros produtos de papel - da série EU 11 - Papel e Artigos de Papel.

Optou-se por deixar de fora da análise a série NAICS 332 (Metais Fabricados), por não ter obtido uma série representativa para esta que possuisse um bom ajuste. Isso ocorre porque as séries HS e EU são construídas com propósitos diferentes das séries NAICS, e agregam items em uma mesma categoria que se encontram em séries NAICS diferentes, e muitas informações de séries de produtos manufaturados de metais básicos e fabricados são agrupados conjuntamente nas séries EU e HS.

A análise gráfica da similaridade dessas séries em diferença encontra-se na figura 10, em que a linha vermelha representa a série NAICS e a linha azul representa a série HS / EU. Observa-se que algumas séries consideradas possuem maior similaridade entre si do que outras.

A partir dessas séries selecionadas, é possível construir uma série para valores passados de preço de importação por código NAICS. Para as séries NAICS que não têm informações disponíveis em todo o período pós 2006Q1, a escolha foi utilizar a série citada como similar como *proxy*. Para as séries em que se utilizam códigos SITC, utilizou-se o índice de forma similar ao que foi feito para a serie SIC no caso do preço do produtor: reajustou-se a base tal que o valor de 2005Q4 tenha valor 100, e os demais a partir disso, e utilizou-se essa série como valor passado da série NAICS de interesse.

Figura 9 – Comparativo Séries NAICS e HS/EU

	β_0	β_1
Alimentos	-0.234	1.227
Vestuário	-0.057	1.046
Couro e Similares	0.036	0.870
Papel	0.172	0.883
Produtos de Petróleo e Carvão	0.219	0.506
Produtos Químicos	0.075	0.793
Minerais Não-Metálicos	0.169	0.829
Metais Primários	0.401	0.570
Maquinários	0.056	0.827
Equipamentos Elétricos	0.149	0.571
Equipamentos de Transporte	0.027	0.849
Mobílias	0.016	1.085
Outras Manufaturas	0.166	1.306

Tabela 16 – Resultado das Regressões Auxiliares

Para as séries em que foi possível realizar a comparação entre uma série NAICS e uma série HS ou EU, o procedimento para gerar valores passados para a série NAICS possui algumas etapas. O primeiro passo é realizar uma estimação linear simples da série NAICS contra a série HS ou EU correspondente. A estimação é feita em diferença de modo a evitar qualquer tipo de regressão espúria, e segue o formato:

$$\Delta p_{NAICS,t}^m = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_{HS/EU,t}^m \quad (\text{B.2})$$

Essa regressão é feita para todo o período 2006Q1-2018Q4, onde há informações disponíveis para ambas as séries. O resultado das regressões pode ser encontrado na tabela 16, com os valores de β_0 e β_1 representados com até três casas decimais. A partir dos valores estimados, e tendo observações para a série HS ou EU para valores anteriores a 2006Q1, é possível gerar uma série $\Delta \hat{p}_{NAICS,t}^m$ de *fitted values*, que permite construir uma série em diferenças para os preços de importação em código NAICS para o período anterior a 2006Q1.

Os gráficos das séries em diferença geradas a partir desse processo, comparando-as com as séries NAICS observadas, encontram-se na figura 10. A partir dessa série em diferenças, constrói-se uma série em nível para o preço de importação em código NAICS, utilizando-se o valor base de 2005Q4 igual a 100, que é a mesma base utilizada pelo BLS para a construção da série disponível. Essa série em nível é utilizada na estimação do modelo GVAR.

Figura 10 – Comparativo Séries NAICS e Séries Ajustadas

APÊNDICE C – Notas Sobre as séries de custos

No modelo econométrico proposto as firmas domésticas e estrangeiras decidem o seu preço com base em um *mark-up* em cima do custo marginal. Como o custo marginal é não observado, é necessário estabelecer uma medida de custo que possa representar bem a ideia do custo marginal, pois a utilização de uma medida de custos ruins pode levar a viés na estimação.

Goldberg e Knetter (1996) exemplifica tal ponto através da seguinte equação:

$$c^*(w, q, m) = c(w) + v(q, m) \quad (\text{C.1})$$

Na equação (C.1), $c^*(.)$ representa o custo marginal que é função dos salários, produto e preços dos insumos importados e $c(.)$ representa um índice de custos em função do salário. $v(.)$ representa o erro de medida entre o custo marginal e o índice de custo. Como o índice de custos não leva em conta os insumos importados, que dependem também da taxa de câmbio, a estimativa do grau do repasse cambial poderá ser viesada.

No caso dos custos externos, autores diferentes utilizam diferentes medidas de custos. Para este trabalho, foi necessário misturar algumas medidas diferentes que podem ser interpretadas como medidas de custo de forma a ajustar o modelo. Há três classes de medidas de custo. A primeira são os "Preços Globais", que representam preços representativos de *commodities* no mercado internacional. As séries são organizadas pelo FMI. Os setores que utilizam essas séries são:

1. Alimentos: utiliza série de Preços Globais de Alimento.
2. Petróleo e Carvão: utiliza séries de Preços Globais de Petróleo, *Brent crude*.
3. Metais: utiliza a série de Preços Globais de Metais.

A segunda estrutura de custos é similar a de Pollard e Coughlin (2004), que utiliza como variável de custo internacional para cada indústria i uma média ponderada do índice de preço de produtor dos 17 países j que exportam para os EUA. A utilização do preço de produtor destes países é justificável pelo fato de não haver diferenças de custo marginal

para a produção doméstica ou para exportação, sendo encontrada também em Burstein e Gopinath (2014), por exemplo. A medida de custos internacionais é dada por:

$$w_{i,t} = \sum_{j=1}^{17} \omega_{i,j,t} p_{i,j,t}^f \quad (\text{C.2})$$

Na equação (C.4), $w_{i,t}$ representa a medida de custos internacionais da indústria i , $p_{i,j,t}^f$ é o preço de produtor do país j na indústria i , e $\omega_{i,j,t}$ é a ponderação relativa de cada país no comércio daquela indústria. Sendo $X_{i,j,t}$ o total de exportações do país doméstico aos países estrangeiros na indústria i e $M_{i,j,t}$ o total de importações do país domésticos dos países estrangeiros na indústria j , $\omega_{i,j,t}$ é definido como:

$$\omega_{i,j,t} = \frac{X_{i,j,t} + M_{i,j,t}}{\sum_{j=1}^{17} (X_{i,j,t} + M_{i,j,t})} \quad (\text{C.3})$$

O trabalho segue Pollard e Coughlin (2004) em relação à utilização de uma ponderação de Preços de Produtor internacional por setor, mas difere da maneira como essa ponderação foi construída. A escolha dos países a entrar na ponderação foi baseada na importância relativa que esses países possuem nas importações americanas. Foram selecionados 6 países (Canadá, China, Japão, Coreia do Sul, México e Reino Unido), além da Área do Euro. Outra modificação é similar a feita por Campa e Goldberg (2002), que pondera o preço internacional pela taxa de câmbio real ($\varepsilon_{j,t}$) e nominal ($e_{j,t}$) destes países:

$$w_{i,t} = \sum_{j=1}^{17} \omega_{i,j,t} \frac{p_{i,j,t}^f e_{j,t}}{\varepsilon_{j,t}} \quad (\text{C.4})$$

O *US Census* coleta informações de comércio internacional dos EUA com demais países do mundo conforme códigos NAICS e HS, de modo que é possível obter informações de importações, exportações e saldo da balança comercial dos EUA por setor. Em contraste com Pollard e Coughlin (2004), optou-se por construir uma ponderação baseada exclusivamente na proporção de importações dos EUA que cada país j representa:

$$\omega_{i,j,t} = \frac{X_{i,j,t}}{\sum_{j=1}^7 X_{i,j,t}} \quad (\text{C.5})$$

É possível obter os dados de importação não apenas em termos de valores absolutos de importações de cada país, mas também de porcentagens que cada país representa nas importações americanas. Essa porcentagem pode ser obtida mensalmente a partir de 2002, e é uma porcentagem relativa apenas aos países utilizados na amostra. No geral, China, Canadá e Área do Euro são os países que representam as maiores frações de importações dos EUA em cada setor.

Observa-se que não há informações disponíveis de importações por códigos NAICS para o período 1997Q1-2001Q4. Para cada trimestre desse período, foi utilizada a mesma ponderação do trimestre correspondente ao ano de 2002. Destaca-se que, apesar disso, o índice de custo internacional possuirá valores trimestrais diferentes em cada setor, dado que as séries de preço de produtor dos países selecionados são diferentes nesse período.

Vale observar que se utiliza também dados de Preço de Produtor agregados para cada país, em oposição a preços de produtor por setor. Essas informações são obtidas através de dados do Fundo Monetário Internacional (FMI); utilizando-se dados de Hong Kong como *proxy* para dados da China continental.

Esta estrutura de custos é utilizada para as seguintes séries:

1. Têxteis
2. Produtos Têxteis
3. Vestuário
4. Couro e Similares
5. Impressos e Relacionados
6. Produtos Químicos
7. Plástico e Borracha
8. Minerais Não-Metálicos
9. Metais Fabricados
10. Equipamentos Elétricos
11. Equipamentos de Transporte
12. Móveis
13. Outras Manufaturas

Por fim, quando as duas estruturas anteriores não apresentaram bons resultados, utilizou-se como *proxy* de custos uma série de "Preços Harmônicos do Consumidor de Commodities na Área do Euro", "Preços de Produtor por Código NAICS" do Canadá, ou séries de preço de membros da OCDE. Apesar destas séries serem menos ligadas à ideia de uma variável de custo internacional para os EUA que as anteriores, elas podem representar bem alguns aspectos de custos.

Em particular, o Canadá é um parceiro comercial importante dos EUA, de modo que seu preço de produtor se relaciona com os preços de importação dos EUA. Os preços de consumidor da área do Euro sofrem influência tanto dos preços de produtor europeus quanto dos preços de importação para os europeus. O preço de produtor também impacta o preço de importação americano, e o preço de importação europeu pode estar relacionado ao preço de importação americano por exportadores comuns. As séries que utilizam essa estrutura de custos são:

1. Bebidas e Tabaco: Preço de Consumidor para Alimentos e Bebidas para membros da OCDE.
2. Madeira: Série de Preço de Produtor por indústria NAICS do Canadá
3. Papel: Série de Preço de Produtor por indústria NAICS do Canadá
4. Maquinários: Série de Preço de Produtor de Bens Intermediários da OCDE.
5. Computadores e Eletrônicos: Preço de Consumidor para Equipamentos de Processamento de Informação para a Zona do Euro

As séries de Preço de Consumidor para alimentos e bebidas e Preço de Produtor de bens intermediários é organizada e divulgada pela OCDE, as séries de Preço Harmônico de Consumidor para a Área do Euro é organizada e divulgada pela *Eurostat* e a série de Preço de Produtor por indústria NAICS é divulgado pela *Statistics / Statistique Canada*

APÊNDICE D – Estatísticas e Gráficos do Modelo GVAR

Este apêndice fornece algumas estatísticas e gráficos das variáveis utilizadas no modelo básico. As tabelas 17, 18 e 19 reportam as estatísticas descritivas das variáveis endógenas, estrela e globais, respectivamente. A tabela 20 apresenta os resultados de testes de raiz unitária ADF, em nível e considerando tendência, para as variáveis endógenas e estrelas. Em vermelho, destacam-se as variáveis em que se rejeita a hipótese de raiz unitária.

As figuras 11,12 e 13 apresentam os gráficos das variáveis endógenas e exógenas de cada setor, bem como o modelo da unidade dominante. Cada setor é representado pelo seu código NAICS. A figura 14 contém os gráficos de Repasse Cambial para as séries de custo externo dos setores de Petróleo e Carvão e Metais Primários.

	p^m					p^p					c^c				
	Média	Med	Max	Min	DP	Média	Med	Max	Min	DP	Média	Med	Max	Min	DP
Alimentos	4.748	4.724	5.093	4.417	0.245	5.079	5.079	5.359	4.832	0.183	4.745	4.769	5.137	4.368	0.250
Bebidas e Tabaco	4.637	4.634	4.782	4.472	0.097	4.708	4.699	5.013	4.223	0.206	4.907	4.905	5.131	4.605	0.160
Têxteis	4.743	4.718	4.937	4.533	0.137	4.721	4.684	4.887	4.598	0.107	4.562	4.557	4.677	4.405	0.080
Produtos Têxteis	4.632	4.610	4.776	4.522	0.075	4.724	4.698	4.909	4.596	0.113	4.543	4.534	4.674	4.400	0.081
Vestuário	4.650	4.629	4.720	4.603	0.044	4.643	4.619	4.734	4.594	0.045	4.531	4.531	4.676	4.355	0.097
Couro e Similares	4.670	4.625	4.825	4.564	0.098	5.037	5.009	5.213	4.913	0.101	4.543	4.536	4.678	4.404	0.085
Madeira	4.609	4.602	4.897	4.354	0.141	4.677	4.676	4.894	4.527	0.106	4.735	4.775	4.961	4.506	0.150
Papel	4.607	4.642	4.738	4.456	0.091	4.746	4.751	4.942	4.510	0.144	4.811	4.839	5.035	4.542	0.154
Impressos e Relacionados	4.619	4.626	4.726	4.501	0.053	4.640	4.670	4.741	4.438	0.093	4.580	4.574	4.682	4.478	0.062
Petróleo e Carvão	4.217	4.404	5.269	2.011	0.842	5.216	5.352	6.006	4.031	0.563	5.559	5.631	6.537	4.109	0.666
Químicos	4.694	4.714	4.925	4.437	0.187	5.317	5.318	5.644	4.990	0.231	4.586	4.589	4.722	4.436	0.085
Plástico e Borracha	4.668	4.644	4.849	4.499	0.117	5.019	5.017	5.240	4.798	0.165	4.567	4.551	4.685	4.435	0.076
Minerais Não-Metálicos	4.695	4.668	4.876	4.512	0.143	5.081	5.118	5.338	4.845	0.157	4.561	4.560	4.702	4.407	0.089
Metais Primários	4.724	4.846	5.281	4.195	0.366	5.078	5.175	5.433	4.736	0.235	4.932	5.030	5.461	4.367	0.350
Metais Fabricados						5.064	5.091	5.264	4.845	0.158	4.558	4.556	4.690	4.403	0.088
Maquinários	4.656	4.663	4.804	4.505	0.110	4.733	4.721	4.896	4.605	0.108	4.750	4.785	4.879	4.581	0.103
Computadores e Eletrônicos	4.586	4.552	5.040	4.325	0.200	4.555	4.543	4.640	4.480	0.058	4.794	4.583	6.418	3.822	0.832
Equipamentos Elétricos	4.669	4.671	4.786	4.565	0.083	4.792	4.811	4.943	4.605	0.121	4.540	4.541	4.687	4.374	0.102
Equipamentos de Transporte	4.630	4.621	4.724	4.538	0.064	4.665	4.652	4.808	4.543	0.083	4.565	4.568	4.727	4.396	0.101
Móveis	4.647	4.621	4.760	4.537	0.079	5.109	5.111	5.300	4.925	0.124	4.561	4.542	4.678	4.451	0.071
Outras Manufaturas	4.677	4.670	4.814	4.556	0.093	4.679	4.673	4.806	4.565	0.086	4.549	4.549	4.687	4.388	0.094

Tabela 17 – Principais Estatísticas - Variáveis Endógenas

	p^{m*}					p^p*					c^e*				
	Média	Med	Max	Min	DP	Média	Med	Max	Min	DP	Média	Med	Max	Min	DP
Alimentos	4.651	4.660	4.806	4.476	0.120	4.920	4.925	5.151	4.647	0.163	4.701	4.715	4.834	4.538	0.100
Bebidas e Tabaco	4.730	4.715	5.037	4.436	0.218	5.036	5.039	5.290	4.806	0.171	4.727	4.753	5.058	4.412	0.210
Têxteis	4.647	4.632	4.769	4.530	0.084	4.811	4.800	4.982	4.666	0.111	4.587	4.590	4.719	4.447	0.088
Produtos Têxteis	4.660	4.649	4.811	4.516	0.109	4.895	4.896	5.080	4.721	0.128	4.604	4.609	4.739	4.456	0.095
Vestuário	4.675	4.673	4.825	4.515	0.109	4.826	4.824	4.990	4.672	0.119	4.620	4.628	4.741	4.508	0.075
Couro e Similares	4.638	4.628	4.736	4.551	0.068	4.689	4.675	4.831	4.568	0.086	4.569	4.571	4.715	4.415	0.096
Madeira	4.648	4.649	4.769	4.524	0.091	4.895	4.900	5.071	4.724	0.122	4.641	4.651	4.758	4.530	0.074
Papel	4.677	4.680	4.856	4.498	0.131	4.920	4.929	5.104	4.731	0.139	4.658	4.669	4.801	4.521	0.091
Impressos e Relacionados	4.664	4.673	4.814	4.513	0.109	4.883	4.893	5.052	4.716	0.125	4.664	4.660	4.761	4.582	0.052
Petróleo e Carvão	4.677	4.686	4.855	4.493	0.136	4.983	4.992	5.194	4.778	0.154	4.638	4.655	4.767	4.502	0.087
Químicos	4.661	4.659	4.818	4.505	0.110	4.871	4.876	5.046	4.698	0.130	4.640	4.646	4.761	4.532	0.073
Plástico e Borracha	4.661	4.660	4.797	4.524	0.101	4.860	4.863	5.029	4.699	0.120	4.653	4.653	4.752	4.568	0.059
Minerais Não-Metálicos	4.642	4.671	4.807	4.446	0.124	4.847	4.867	5.028	4.647	0.138	4.694	4.717	4.839	4.538	0.095
Metais Primários	4.649	4.645	4.753	4.550	0.073	4.834	4.838	4.994	4.692	0.113	4.620	4.617	4.699	4.551	0.048
Metais Fabricados	4.654	4.661	4.778	4.528	0.090	4.807	4.812	4.963	4.664	0.110	4.668	4.665	4.744	4.598	0.041
Maquinários	4.655	4.672	4.806	4.506	0.112	4.856	4.869	5.030	4.678	0.128	4.638	4.656	4.771	4.500	0.089
Computadores e Eletrônicos	4.659	4.667	4.806	4.515	0.111	4.837	4.843	5.015	4.676	0.125	4.629	4.653	4.773	4.455	0.110
Equipamentos Elétricos	4.646	4.660	4.762	4.529	0.079	4.795	4.802	4.938	4.663	0.101	4.696	4.695	4.780	4.632	0.034
Equipamentos de Transporte	4.664	4.684	4.829	4.494	0.122	4.863	4.878	5.036	4.699	0.128	4.705	4.719	4.829	4.590	0.077
Mobílias	4.646	4.639	4.773	4.521	0.083	4.773	4.773	4.926	4.641	0.100	4.668	4.666	4.735	4.607	0.034
Outras Manufaturas	4.659	4.662	4.799	4.519	0.105	4.845	4.849	5.019	4.694	0.121	4.649	4.663	4.764	4.527	0.079

Tabela 18 – Principais Estatísticas - Variáveis Estrela

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	DP
e	4.528	4.521	4.681	4.377	0.085
p^s	5.040	5.074	5.301	4.743	0.165

Tabela 19 – Principais Estatísticas - Variáveis Globais

	p_i^m	p_i^p	c_i^e	p_i^{m*}	p_i^{p*}	c_i^{e*}
Alimentos	-2.519	-2.519	-2.164	-1.690	-1.274	-2.191
Bebidas e Tabaco	-1.886	-1.886	-2.286	-2.473	-1.714	-2.168
Têxteis	-3.088	-3.088	-2.943	-2.570	-2.051	-2.305
Produtos Têxteis	-2.603	-2.603	-2.263	-1.901	-2.044	-2.431
Vestuário	-2.350	-2.350	-2.126	-2.588	-1.961	-2.414
Couro e Similares	-2.296	-2.296	-2.400	-1.901	-2.231	-2.946
Madeira	-2.996	-2.996	-1.365	-2.311	-1.914	-2.453
Papel	-1.811	-1.811	-2.053	-2.142	-1.647	-2.384
Impressos e Relacionados	-3.612	-3.612	-3.035	-2.124	-1.875	-2.643
Petróleo e Carvão	-1.757	-1.757	-1.931	-2.055	-1.912	-2.384
Químicos	-1.866	-1.866	-4.222	-2.059	-1.781	-2.478
Plástico e Borracha	-1.710	-1.710	-3.296	-2.151	-1.788	-2.670
Minerais Não-Metálicos	-1.559	-1.559	-2.908	-1.579	-1.504	-2.255
Metais Primários	-1.341	-1.341	-1.696	-1.984	-1.981	-3.003
Metais Fabricados			-2.808	-1.944	-2.003	-2.771
Maquinários	-2.187	-2.187	-2.677	-1.848	-1.859	-2.449
Computadores e Eletrônicos	-2.718	-2.718	1.322	-1.678	-1.917	-2.213
Equipamentos Elétricos	-1.569	-1.569	-2.379	-1.994	-1.786	-2.890
Equipamentos de Transporte	-0.703	-0.703	-3.420	-1.797	-1.858	-2.263
Mobílias	-3.232	-3.232	-2.735	-2.635	-2.477	-2.760
Outras Manufaturas	-1.864	-1.864	-2.921	-1.751	-1.948	-2.464

Tabela 20 – Testes de Raiz Unitária das Variáveis Endógenas e Estrela

Figura 11 – Modelos Setoriais: de Alimentos a Impressos e Relacionados

Figura 12 – Modelos Setoriais: de Petróleo e Carvão a Equipamentos Elétricos

Figura 13 – Modelos Setoriais: de Equipamentos de Transporte a Unidade Dominante

Figura 14 – Estimativas de Repasses para Custos Seleccionados

D.1 Quebras Estruturais

A análise de quebra estrutural é interessante por dois aspectos, um geral e outro particular do trabalho presente. Do aspecto geral, entende-se que pode haver instabilidade do valor dos parâmetros decorrente de um evento qualquer, que pode alterar a maneira como as firmas determinam os seus preços.

É importante observar que durante o período de análise há pelo menos 3 grandes eventos que podem representar pontos de origem de instabilidade na economia americana: explosão da bolha "ponto com" entre 2000-2001, atentado terrorista em 2001, e crise financeira mundial em 2007-2008. Observa-se que cada um destes eventos tem não apenas repercussões imediatas, mas levam a efeitos secundários que podem ter implicações grandes na economia.

Outros aspectos gerais que podem levar à instabilidade do valor dos parâmetros refere-se à participação relativa dos demais países no comércio americano. Para um setor i qualquer em um instante de tempo t , o país j_1 pode representar uma porcentagem significativa do volume de importações americanas, mas em um instante $t+h$, para $h > 0$, pode ser que a importância relativa das firmas desse país tenha diminuído, e que agora as firmas do setor j_2 representem uma porcentagem mais significativa do comércio. E, para firmas de países diferentes, as regras de precificação dos bens também podem ser diferentes. As firmas do país j_2 , por exemplo, podem ser mais dispostas a repassar os efeitos de um choque ao consumidor, e as firmas do país j_1 podem preferir fazer um repasse menor, mantendo maior competitividade.

Particularmente a esse trabalho, a análise de muitos setores envolve combinar diferentes séries HS / BEA / SITC e NAICS para construir uma série mais longa de preços de importação e séries SIC e NAICS para construir uma de preços de produtor. Um resultado que surge é que a série pode apresentar uma quebra decorrente da utilização de duas ou mais séries para construir a série utilizada. Um resultado de ausência de quebras estruturais nos períodos de transição de uma série para outra indica que ambas as séries podem ter surgido de um processo gerador de dados semelhante.

O *Toolbox* constrói alguns testes de quebra estrutural descritos anteriormente, dos

quais 6 estão representados nas tabelas 21 e 22. Muitas vezes, os resultados variam de teste para teste, de forma que a tabela 23 sumariza as variáveis que indicaram quebra em ao menos 50% dos testes, bem como as datas de testes de quebra para o teste QLR. Observa-se que, fora o setor de Maquinários, as quebras estruturais dos preços ocorrem em períodos relativamente afastados daqueles em que há transição de uma série para outra. Mas mesmo para a série de Maquinários, ressalta-se que a data indicada de quebra é mais de um ano anterior a data de transição da série de preços de importação.

	PK sup						PK msq						Robust Nyblom					
	p_i^m	p_i^p	c_i^e	$p_{i,crit}^m$	$p_{i,crit}^p$	$c_{i,crit}^e$	p_i^m	p_i^p	c_i^e	$p_{i,crit}^m$	$p_{i,crit}^p$	$c_{i,crit}^e$	p_i^m	p_i^p	c_i^e	$p_{i,crit}^m$	$p_{i,crit}^p$	$c_{i,crit}^e$
Alimentos	0.943	0.942	0.916	1.333	1.407	1.132	0.270	0.257	0.234	0.446	0.681	0.373	1.412	1.661	1.406	2.368	2.320	1.923
Bebidas e Tabaco	0.568	1.148	0.610	1.245	1.103	0.884	0.081	0.335	0.091	0.429	0.326	0.151	0.631	1.283	0.665	1.748	1.952	1.784
Têxteis	0.488	0.673	0.764	0.928	0.898	1.011	0.069	0.118	0.102	0.227	0.190	0.280	2.832	1.869	2.563	2.780	2.870	3.053
Produtos Têxteis	0.506	0.667	0.926	1.313	0.773	1.551	0.058	0.071	0.324	0.454	0.151	0.835	1.018	0.904	2.024	2.126	2.043	2.177
Vestuário	0.676	1.275	0.859	1.130	1.253	1.204	0.071	0.488	0.175	0.372	0.426	0.375	1.103	2.015	2.043	2.014	2.198	2.245
Couro e Similares	0.471	0.767	0.845	0.794	1.177	1.203	0.057	0.069	0.179	0.151	0.389	0.448	1.829	1.620	2.774	2.430	2.789	2.914
Madeira	0.701	1.134	1.759	1.325	1.450	1.367	0.118	0.450	1.122	0.632	0.681	0.671	1.043	0.928	1.130	1.393	1.313	1.440
Papel	0.393	0.509	0.479	0.566	0.563	0.568	0.022	0.067	0.041	0.062	0.049	0.050	2.272	2.383	3.013	3.158	3.263	3.054
Impressos e Relacionados	0.528	0.404	0.430	0.717	0.619	0.870	0.045	0.022	0.033	0.092	0.048	0.170	2.234	1.879	3.028	3.001	3.112	3.085
Petróleo e Carvão	0.962	0.899	1.096	0.978	0.687	1.016	0.284	0.204	0.323	0.232	0.093	0.247	2.045	1.955	2.223	2.687	2.412	2.656
Químicos	0.391	0.322	0.529	0.570	0.536	0.553	0.031	0.018	0.040	0.050	0.043	0.043	2.072	2.139	2.860	3.461	3.353	3.294
Plástico e Borracha	0.521	0.810	0.916	1.448	1.265	1.433	0.042	0.055	0.249	0.772	0.508	0.668	0.910	0.756	1.858	1.994	1.998	2.076
Minerais Não-Metálicos	0.943	0.657	0.353	1.197	0.903	0.588	0.227	0.110	0.025	0.464	0.202	0.067	1.905	2.332	1.910	2.849	2.761	2.938
Metais Primários	0.548	0.460	1.028	0.735	0.626	1.113	0.072	0.042	0.217	0.113	0.071	0.379	1.713	1.484	1.169	2.898	2.848	2.758
Metais Fabricados		0.867	0.855		1.050	1.192		0.108	0.169		0.274	0.470		1.447	1.796		1.853	2.041
Maquinários	0.829	1.001	0.678	1.161	1.167	1.270	0.118	0.286	0.135	0.384	0.366	0.429	1.132	1.535	1.442	2.329	2.186	2.163
Computadores e Eletrônicos	0.535	0.905	0.534	0.640	1.071	0.774	0.060	0.211	0.061	0.076	0.266	0.122	0.987	1.200	1.336	1.451	1.710	1.596
Equipamentos Elétricos	0.396	0.570	0.418	0.508	0.532	0.581	0.022	0.041	0.034	0.040	0.040	0.054	1.795	1.625	2.316	3.088	3.039	2.902
Equipamentos de Transporte	0.510	0.516	0.643	0.753	0.798	1.138	0.029	0.055	0.061	0.118	0.114	0.327	2.619	2.756	2.003	2.801	2.821	3.039
Móveis	1.032	0.960	1.089	1.444	1.404	1.490	0.495	0.240	0.313	0.787	0.579	0.853	0.788	0.789	1.824	1.539	1.463	1.483
Outras Manufaturas	0.425	0.604	0.396	0.522	0.583	0.555	0.024	0.063	0.021	0.040	0.052	0.046	2.467	2.747	2.165	2.798	3.156	3.177

Tabela 21 – Testes de Quebra Estrutural

	Robust QLR			Robust MW									Robust APW					
	p_i^m	p_i^p	c_i^e	$p_{i,crit}^m$	$p_{i,crit}^p$	$c_{i,crit}^e$	p_i^m	p_i^p	c_i^e	$p_{i,crit}^m$	$p_{i,crit}^p$	$c_{i,crit}^e$	p_i^m	p_i^p	c_i^e	$p_{i,crit}^m$	$p_{i,crit}^p$	$c_{i,crit}^e$
Alimentos	17.252	16.521	16.312	19.469	19.021	17.256	9.553	11.181	9.247	13.465	13.221	11.810	6.303	6.288	6.168	7.758	7.468	6.679
Bebidas e Tabaco	6.648	12.914	7.806	17.726	17.597	16.502	4.540	7.420	4.882	11.556	11.203	10.406	2.360	4.245	2.674	6.592	6.677	6.302
Têxteis	28.689	24.616	19.832	130.172	97.409	40.172	16.544	14.791	15.676	16.968	17.171	18.153	10.638	9.741	8.525	61.025	44.644	16.026
Produtos Têxteis	15.950	12.222	18.472	19.529	18.918	20.205	10.244	9.085	13.013	12.903	12.919	12.875	5.820	4.906	7.231	7.696	7.613	7.873
Vestuário	14.184	19.378	18.667	19.398	20.000	19.507	9.714	13.561	13.670	12.481	13.482	13.096	5.484	7.464	7.462	7.534	7.922	7.447
Couro e Similares	19.234	15.747	24.705	22.654	23.108	25.026	13.964	11.574	16.887	15.246	16.091	17.659	7.810	6.199	10.492	9.096	9.108	10.692
Madeira	13.136	11.217	11.919	13.443	14.885	13.911	7.782	6.900	6.825	8.347	8.109	8.449	4.364	3.801	3.854	4.936	4.993	5.076
Papel	52.787	40.883	24.356	209.641	241.711	113.217	18.596	18.835	19.195	25.716	27.471	20.452	22.333	16.765	10.739	100.762	116.795	52.548
Impressos e Relacionados	24.809	22.577	29.689	62.787	113.469	89.748	17.031	16.047	20.152	18.791	20.798	19.532	10.273	9.407	12.650	27.333	52.674	40.814
Petróleo e Carvão	25.559	17.645	23.988	22.340	22.555	23.769	16.230	11.966	13.736	15.908	14.786	15.953	10.173	6.779	9.359	9.509	9.022	9.837
Químicos	54.739	111.495	28.385	161.367	404.907	118.492	19.297	20.223	18.608	24.626	38.702	21.615	23.817	51.687	11.201	76.623	198.393	55.187
Plástico e Borracha	11.573	11.157	16.785	19.223	18.978	19.415	7.084	7.653	12.748	12.307	12.300	12.717	4.171	4.103	7.252	7.395	7.190	7.557
Minerais Não-Metálicos	23.513	70.778	72.399	47.875	160.069	124.342	15.127	15.109	11.824	17.209	18.261	19.616	9.055	31.329	32.139	19.877	75.974	58.111
Metais Primários	23.507	24.998	16.158	81.885	142.374	36.566	15.765	13.550	11.927	17.797	18.306	16.927	9.655	9.536	6.463	36.882	67.127	14.381
Metais Fabricados		15.957	20.553		19.098	17.699		9.694	11.782		11.854	12.229		5.643	7.792		7.167	6.990
Maquinários	19.330	14.427	13.646	20.071	19.629	19.551	10.306	10.462	8.192	12.679	13.153	12.985	6.317	5.719	4.954	8.027	7.611	7.774
Computadores e Eletrônicos	13.687	15.341	17.999	15.799	17.877	16.528	8.439	10.136	12.035	9.387	10.852	9.814	5.222	5.777	6.874	5.735	6.879	6.235
Equipamentos Elétricos	22.339	32.178	23.188	76.180	66.541	64.177	15.362	14.391	14.926	18.527	18.672	18.360	8.601	12.055	8.602	34.029	29.210	28.028
Equipamentos de Transporte	19.510	28.516	21.111	31.920	41.584	48.525	13.799	18.326	13.878	16.978	16.223	17.301	7.560	11.953	8.496	11.931	16.732	20.202
Móveis	8.551	11.863	18.783	14.398	14.917	14.457	4.793	5.628	11.018	8.584	8.460	8.219	2.879	3.854	7.342	4.931	5.358	4.996
Outras Manufaturas	35.865	29.196	53.153	159.558	84.882	161.021	18.434	19.051	14.778	20.253	19.255	20.868	13.956	12.425	22.517	75.719	38.381	76.450

Tabela 22 – Testes de Quebra Estrutural

	p_i^m	p_i^p	c_i^e
Vestuário		2010Q4	
Petróleo e Carvão	2001Q1		2001Q1
Metais Primários			2005Q4
Maquinários	2004Q2		
Computadores e Eletrônicos		2006Q4	2000Q3

Tabela 23 – Datas de Quebras Estruturais

D.2 Perfis de Persistência

A análise de velocidade de convergência dos ajustes de longo prazo do modelo global pode ser feita através de Perfis de Persistência ("*Persistence Profiles*", PP). Os perfis de persistência referem-se a análise dinâmica do efeito de choques no sistema ou em variáveis específicas sobre as relações de cointegração do modelo GVAR.

Suponha a seguinte representação média móvel do modelo GVAR:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{d}_t + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{A}_j \varepsilon_{t-j} \quad (\text{D.1})$$

Na equação (D.1), $\mathbf{d}_t$ é um vetor de termos determinísticos e $\mathbf{A}_j$, para $j \in \mathbb{Z}$ é definido recursivamente como:

$$\mathbf{A}_j = \begin{cases} \mathbf{I}_k & \text{se } j = 0 \\ \mathbf{F}_1 \mathbf{A}_{j-1} + \mathbf{F}_2 \mathbf{A}_{j-2} + \mathbf{F}_3 \mathbf{A}_{j-3} & \text{se } j > 0 \\ 0 & \text{se } j < 0 \end{cases} \quad (\text{D.2})$$

No modelo GVAR, as relações de cointegração são dadas por $\beta'_i \mathbf{z}_{i,t}$. Conforme Dees et al. (2007a), faça:

$$\mathbf{S}_0 = \begin{pmatrix} -1 & \mathbf{0}_{k-1} \\ 1 & \mathbf{0}_{k-1} \\ \mathbf{0}_{(k-1) \times 1} & \mathbf{I}_{k-1} \end{pmatrix} \quad \mathbf{S}_1 = \begin{pmatrix} 0 & \mathbf{0}_{k-1} \\ 1 & \mathbf{0}_{k-1} \\ \mathbf{0}_{(k-1) \times 1} & \mathbf{0}_{(k-1) \times (k-1)} \end{pmatrix}$$

De modo que podemos escrever

$$\mathbf{z}_{i,t} = \mathbf{W}_i (\mathbf{S}_0 \mathbf{x}_t - \mathbf{S}_1 \mathbf{x}_{t-1}) \quad (\text{D.3})$$

Substituindo (D.1) em (D.4), obtemos:

$$\mathbf{z}_{i,t} = \mathbf{W}_i (\mathbf{S}_0 \mathbf{d}_t - \mathbf{S}_1 \mathbf{d}_{t-1}) + \mathbf{W}_i \mathbf{S}_0 \mathbf{A}_0 \varepsilon_t + \sum_{j=1}^{\infty} \mathbf{W}_i (\mathbf{S}_0 \mathbf{A}_j - \mathbf{S}_1 \mathbf{A}_{j-1}) \varepsilon_{t-j} \quad (\text{D.4})$$

O perfil de persistência de $\beta'_{j,i} \mathbf{z}_{i,t}$ em relação ao choque $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é dado por:

$$PP(\beta'_{j,i} \mathbf{z}_{i,t}, \boldsymbol{\varepsilon}_t, n) = \frac{\beta'_{j,i} \mathbf{W}_i \mathbf{B}_n \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon \mathbf{B}'_n \mathbf{W}'_i \beta_{j,i}}{\beta'_{j,i} \mathbf{W}_i \mathbf{B}_0 \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon \mathbf{B}'_0 \mathbf{W}'_i \beta_{j,i}}, \quad \forall n = 0, 1, 2, \dots \quad (\text{D.5})$$

Na equação (D.5), β_{ji} representa a j -ésima relação de cointegração na i -ésima unidade de corte transversal, para $j = 1, 2, \dots, r_i$, n é o horizonte de tempo, $\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon$ é a matriz de variância-covariância de $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, $\mathbf{B}_0 = \mathbf{S}_0 \mathbf{A}_0$ e $\mathbf{B}_n = \mathbf{S}_0 \mathbf{A}_n - \mathbf{S}_1 \mathbf{A}_{n-1}$.

Similarmente, o perfil de persistência de $\beta'_{j,i} \mathbf{z}_{i,t}$ em relação ao l -ésimo choque é dado por:

$$PP(\beta'_{j,i} \mathbf{z}_{i,t}, \boldsymbol{\varepsilon}_{l,t}, n) = \frac{\beta'_{j,i} \mathbf{W}_i \mathbf{B}_n \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon \boldsymbol{\epsilon}_l}{\sqrt{\sigma_{ll}}}, \quad \forall n = 0, 1, 2, \dots \quad (\text{D.6})$$

Na equação (D.6), σ_{ll} é o elemento da l -ésima diagonal de $\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon$ e $\boldsymbol{\epsilon}_l$ é o vetor de seleção de dimensão $k \times 1$ que possui valor 1 na l -ésima entrada de $\mathbf{x}_t$ e 0 nas demais.

A figura 15 contém os gráficos de trajetórias de cada perfil de persistência estimado. Para os setores que contém múltiplos vetores de cointegração; o primeiro é indicado em vermelho, o segundo estará indicado em azul, e um terceiro estará indicado em verde. Nota-se que há valores maiores que a unidade para alguns vetores após o período inicial, como em Dees et al. (2007a) ou Bussière, Chudik e Sestieri (2009), mas verifica-se que há convergência para zero em todos os setores, o que corresponde com uma estrutura bem-comportada de perfis de persistência.

Figura 15 – Perfis de Persistência