

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

LUCAS GONÇALVES GODOI

Repasse cambial no Brasil: uma investigação a nível agregado a
partir de um SVEC

Orientador: Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto

2018

Prof. Dr. Vahan Agopyan
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Dante Pinheiro Martinelli
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto

Prof. Dr. Renato Leite Marcondes
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Sérgio Naruhiko Sakurai
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia - Área:
Economia Aplicada

LUCAS GONÇALVES GODOI

Repasse cambial no Brasil: uma investigação a nível agregado a
partir de um SVEC

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Orientador: Sérgio Kannebley Júnior

Ribeirão Preto

2018

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.

Godoi, Lucas Gonçalves
Repasse cambial no Brasil: uma investigação a nível agregado a partir de um SVEC/
Universidade de São Paulo — USP
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada; Orienta-
dor: Sérgio Kannebley Júnior
Ribeirão Preto, 2018- 63 p. : il.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2018.

1. Repasse Cambial. 2. Vetor de Correção de Erros Estrutural. I. Orientador:
Prof. Dr. Sérgio Kannebley Júnior. II. Universidade De São Paulo - Campus
Ribeirão Preto. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de
Ribeirão Preto. IV. Repasse cambial no Brasil: uma investigação a nível agregado
a partir de um SVEC.

Nome: Lucas Gonçalves Godoi

Título: Repasse cambial no Brasil: uma investigação a nível agregado a partir de um SVEC

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia - Área: Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências. Versão Corrigida. A original encontra-se disponível no Serviço de Pós-Graduação da FEA-RP/USP.

Aprovada em:

Banca Examinadora

**Prof. Dr. Sérgio Kannebley
Júnior (Orientador)**
FEA-RP/USP

Prof. Dr. Márcio Poletti Laurini
FEA-RP/USP

Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
Unifesp

Prof. Dr. Emerson Fernandes Marçal
EESP/FGV

Este trabalho é dedicado a minha família que me apoiou durante todos esses anos tanto financeiramente como emocionalmente e aos meus professores que a partir de sua imensa sabedoria me fizeram quem sou hoje.

Agradecimentos

Agradeço primeiramente a meus pais, que se mostram a fundação de todo meu ser e caráter e que são os principais responsáveis por chegar até aqui.

Às minhas irmãs Marcela e Luciene pelos anos de convivência que me fazem me sentir filho não de uma, mas de três mães.

Ao professor e orientador Sérgio Kannebley Júnior pela paciência, sabedoria e conselhos essenciais a conclusão do presente trabalho.

Aos meus amigos de Viçosa que mesmo espalhados Brasil afora atualmente foram meu refúgio durante o período de mestrado, me fazendo esquecer das dificuldades enfrentadas e me fazendo persistir.

Aos meus amigos Fábio Corbari, Gustavo Pires, Victor Vogado e tantos outros que com sua convivência diária mesmo a distância tornam a vida mais leve.

A todos os amigos que fiz em Ribeirão Preto que cada um a sua forma tornaram as dificuldades menos assustadoras e muitas vezes até mesmo engraçadas.

A todos os professores que tive durante a vida que ao passar seu conhecimento e sabedoria contribuíram para minha formação.

À CAPES e ao CNPQ pelo apoio financeiro concedido ao longo do mestrado.

*A felicidade pode ser encontrada
mesmo nas horas mais difíceis,
se você lembrar de acender a luz.*

Resumo

GODOI, L. G. **Repasse cambial no Brasil: uma investigação a nível agregado a partir de um SVEC** 2018. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2018.

O impacto de movimentos cambiais nos níveis de preços é de suma importância para a formulação de políticas econômicas. Nesse contexto, este trabalho tem como objetivo a utilização de uma nova metodologia para a estimação e cálculo do repasse para diferentes índices de preço no período de 2003-2017. Estudos anteriores nesse campo identificam e ignoram as relações de longo-prazo presentes no sistema ou não utilizam as restrições dadas pela estrutura de cointegração do sistema. Assim a identificação dos choques estruturais é discutida a partir da premissa de separação entre choques permanentes e estruturais sendo que a mesma é fundamentada pela teoria com o auxílio de testes estatísticos. Além dessa estrutura não-recursiva, uma alternativa é apresentada a partir de estruturas recursivas de Cholesky de forma a tornar possível a comparação. Três distintas especificações são estimadas de maneira a gerar estimativas para o repasse aos preços de importação, no atacado e ao consumidor para o Brasil. Para a estrutura não recursiva os repasses para os preços de importação variam de 48 a 65% a depender da especificação sendo diferentes de completo no longo-prazo. Para os preços no atacado os repasses variam de 11 a 15% se mostrando em duas das três especificações estatisticamente diferentes de zero. Os repasses ao consumidor variam de 4 a 13% se mostrando estatisticamente diferente de zero em duas das três especificações.

Palavras-chaves: Repasse Cambial, Vetor de Correção de Erros Estrutural.

Abstract

GODOI, L. G. **Exchange-Rate pass-through in Brazil: a SVEC investigation** 2018. Dissertation (Master Degree) - School of Economics, Business and Accounting at Ribeirão Preto, University of São Paulo, Ribeirão Preto, 2018.

The impact of exchange rate movements on price levels is of utmost importance for the formulation of economic policies. In this context, this paper aims to use a new methodology for the estimation and calculation of the pass-through for different price index in the period 2003-2017. Previous studies in this field identify ignore the long-term relationships present in the system or do not use the constraints given by the system cointegration structure. Thus, the identification of structural shocks is discussed from the premise of separation between permanent and structural shocks, and it is based on theory with the aid of statistical tests. In addition to this non-recursive structure, one is estimated from Cholesky's recursive structures in order to make the comparison possible. Three different specifications are estimated in order to generate estimates for the transfer of import, wholesale and consumer prices to Brazil. For the non-recursive structure, pass-through for import prices range from 48 to 65 % depending on the specification being different from complete in the long run. For producer prices, pass-through range from 11 to 15 % and in two of three specifications they are statistically different from zero. Pass-through to the consumer prices ranges from 4 to 13 % and it is statistically different from zero in two of the three specifications.

Key-words: Exchange-Rate Pass-Through, Structural Vector Error Correction.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Variáveis analisadas	29
Figura 2 – Relações de cointegração, modelo 1	36
Figura 3 – Relações de cointegração, modelo 2	40
Figura 4 – Relações de cointegração, modelo 3	44
Figura 5 – Funções de impulso-resposta a um choque cambial, modelo 1	49
Figura 6 – Funções de impulso-resposta a um choque cambial, modelo 2	52
Figura 7 – Funções de impulso-resposta a um choque cambial, modelo 3	54
Figura 8 – Resíduos antes e após a inclusão das dummies, modelo 1	62
Figura 9 – Resíduos antes e após a inclusão das dummies, modelo 2	62
Figura 10 – Hiato do produto	63
Figura 11 – Resíduos antes e após a inclusão das dummies, modelo 3	63

Lista de tabelas

Tabela 1 – Estimativas disponíveis na literatura	25
Tabela 2 – Estatística Descritivas, variáveis em nível	30
Tabela 3 – Teste DF-GLS	31
Tabela 4 – Teste de raiz Unitária com quebra estrutural	31
Tabela 5 – Estatística Descritiva, variáveis em diferença	32
Tabela 6 – Matriz de correlação, variáveis em diferença	32
Tabela 7 – Critérios de informação, modelo 1	33
Tabela 8 – Teste sobre os resíduos, modelo 1	34
Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen, modelo 1	34
Tabela 10 – Testes de exogeneidade fraca, modelo 1	34
Tabela 11 – Vetor de cointegração, Modelo 1	35
Tabela 12 – Complemento Ortogonais, Modelo 1	36
Tabela 13 – Matriz C, modelo 1	37
Tabela 14 – Critérios de informação, modelo 2	38
Tabela 15 – Teste sobre os resíduos, modelo 2	38
Tabela 16 – Teste de cointegração de Johansen, modelo 2	38
Tabela 17 – Testes de exogeneidade, modelo 2	39
Tabela 18 – Vetor de cointegração, Modelo 2	40
Tabela 19 – Complemento Ortogonais, Modelo 2	41
Tabela 20 – Matriz C, modelo 2	41
Tabela 21 – Critérios de informação, modelo 3	42
Tabela 22 – Teste sobre os resíduos, modelo 3	43
Tabela 23 – Teste de cointegração de Johansen, modelo 3	43
Tabela 24 – Testes de exogeneidade, modelo 3	43
Tabela 25 – Vetor de cointegração, Modelo 3	44
Tabela 26 – Complemento Ortogonais, Modelo 3	45
Tabela 27 – Matriz C, modelo 3	45
Tabela 28 – Estimativas de repasse Modelo 01, estrutura não recursiva	50
Tabela 29 – Estimativas de repasse Modelo 01, estrutura recursiva	51
Tabela 30 – Estimativas de repasse Modelo 02, estrutura não recursiva	52
Tabela 31 – Estimativas de repasse Modelo 02, estrutura recursiva	53
Tabela 32 – Estimativas de repasse Modelo 03, estrutura não recursiva	55
Tabela 33 – Estimativas de repasse Modelo 03, estrutura recursiva	56

Sumário

	Sumário	13
1	Introdução	14
2	Arcabouço Teórico	14
3	Revisão da Literatura Empírica	19
4	Metodologia	26
5	Análise Descritiva das Variáveis	29
6	Modelo com 4 variáveis	33
7	Modelos com 5 variáveis	37
7.1	Modelo 2	37
7.2	Modelo 3	42
8	Identificação	45
9	Resultados	47
9.1	Modelo 1	48
9.2	Modelo 2	51
9.3	Modelo 3	54
10	Considerações finais	57
	REFERÊNCIAS	59
A	APÊNDICE A	62

1 INTRODUÇÃO

Estimativas de repasse cambial são sempre importante instrumento de análise para uma economia aberta em que choques cambiais apresentam efeitos em diferentes variáveis da economia, dentre elas os índices de preço. Os efeitos de choques cambiais sobre os preços se tornam de suma importância em um contexto de metas inflacionárias em que o *policy maker* deve levar em conta variações cambiais de forma a definir a política monetária adequada.

Dado esse contexto, o objetivo do presente trabalho é o de estimar o repasse cambial para três diferentes índices de preço através da metodologia de vetor de correção de erros estruturais, pouco utilizada na literatura. Nesse sentido o artigo toma como base metodológica trabalhos como Vlaar, Schuberth et al. (1999) e Juselius (2006), para entender as relações teóricas presentes no sistema se utiliza Goldberg e Campa (2010) em conjunto com outros trabalhos tais como Burstein e Gopinath (2013).

A análise compreende o período que se inicia no primeiro trimestre de 2003 e segue até o segundo trimestre de 2017, em frequência trimestral de forma a calcular o repasse para os preços de importação, para os preços no atacado e ao consumidor.

Dessa maneira a segunda seção aborda as relações teóricas encontradas na literatura sobre o tema. A terceira seção traz uma revisão empírica de forma a sumarizar os principais resultados da literatura tanto para trabalhos que tratam do Brasil como trabalhos da literatura internacional. A quarta seção traz as bases metodológicas em que se baseia a literatura de vetor de correção de erros estruturais. A quinta seção traz uma pequena análise descritiva dos dados a serem utilizados no presente trabalho. A sexta seção traz a estimação do primeiro modelo com um vetor de variáveis endógenas de quatro variáveis enquanto que a sétima seção traz a especificação de outros dois modelos que apresentam um vetor de variáveis endógenas de cinco variáveis. A oitava seção traz a identificação dos choques estruturais a partir de duas abordagens diferentes. A nona seção traz os resultados dos dois modelos através da análise da função impulso-resposta e dos repasses estimados. Por fim, a décima seção sumariza as principais conclusões do trabalho.

2 ARCABOUÇO TEÓRICO

O presente trabalho se caracteriza pelo estudo dos efeitos de variações cambiais sobre diferentes índices de preços, sendo o principal deles o índice de preços ao consumidor. A fim de representarmos tais efeitos utilizaremos o modelo de equilíbrio parcial apresentado em Goldberg e Campa (2010), adaptado a partir de Obstfeld e Rogoff (2000), em que a taxa de câmbio é considerada como uma variável exógena ao sistema.

Os autores supõem uma função de utilidade CES que separa o consumo em produtos

comercializáveis (C_T) e não comercializáveis (C_N). Cada tipo de produto representa um contínuo de mercadorias, sendo que os grupos se deparam com uma elasticidade de substituição constante dada por ϕ . Dentro da categoria de comercializáveis os produtos podem ser produzidos domesticamente, ou serem importados, havendo nesse subgrupo a elasticidade de substituição dada por ϕ . Além disso, dentro do contínuo de bens que compõem os grupos há outra elasticidade de substituição constante dada por θ .

$$U = (C_N^{(\phi-1)/\phi} + C_T^{(\phi-1)/\phi})^{\phi/(\phi-1)} \quad (1)$$

Assim, a partir da maximização de utilidade em (1) o agregador de preços da cesta final de consumo do consumidor é dada pela expressão (2)¹.

$$P_t = [\alpha P_t(tr)^{1-\phi} + (1-\alpha)P_t(n)^{1-\phi}]^{1/(1-\phi)} \quad (2)$$

O agregador de preços é representado por uma média ponderada dos índices de preços dos diversos tipos de bens que compõe a cesta do consumidor em que α representa a parcela da cesta do consumidor que é formada por produtos comercializáveis e $1-\alpha$ representa a parcela de não comercializáveis. $P_t(tr)$ e $P_t(n)$ representam respectivamente o índice de preços de comercializáveis e não comercializáveis.

Conforme mencionado anteriormente, o grupo de produtos comercializáveis pode ser subdividido em produtos produzidos internamente ou importados, sendo seus respectivos preços agregados dados por $P_t(h)$ e $P_t(f)$. A parcela de produtos domésticos no grupo de comercializáveis é representada por α_h e assumindo que a elasticidade de substituição entre bens domésticos e importados também seja dada por ϕ tem-se que a elasticidade dos preços ao consumidor em relação a mudanças na taxa de câmbio, objetivamente o repasse cambial, possa ser escrita como:

$$\eta^{P_t, e_t} = \alpha \frac{P_t(tr)^{1-\phi}}{P_t} \alpha_h \frac{P_t(h)^{1-\phi}}{P_t(tr)} + \alpha \frac{P_t(tr)^{1-\phi}}{P_t} (1-\alpha_h) \frac{P_t(f)^{1-\phi}}{P_t(tr)} \eta^{P_t(f), e_t} + (1-\alpha) \frac{P_t(n)^{1-\phi}}{P_t} \eta^{P_t(N), e_t} \quad (3)$$

Assim, o repasse cambial para os preços aos consumidores se torna uma média ponderada entre os repasses observados nos produtos que compõem a cesta de bens do consumidor. Com a possibilidade de substituição entre grupos sendo governada pela elasticidade ϕ .

De forma a aproximar o modelo da realidade, Goldberg e Campa (2010) introduzem tanto custos de distribuição, como a possibilidade de insumos importados serem

¹ Ou seja, o consumidor final escolhe entre comercializáveis e não comercializáveis de forma a gerar sua cesta final que terá seu nível de preços representado por P_t , que é uma média ponderada entre $P_t(tr)$ e $P_t(n)$.

utilizados na produção de produtos produzidos domesticamente. Sendo $c_t(f)$, $c_t(h)$ e $c_t(n)$ respectivamente os custos de produção da firma estrangeira, da firma doméstica e de produção de não comercializáveis, $m_t(i : e_t)$, com $i \in (f, h)$ se tratando dos custos de distribuição que afetam tanto os bens importados como os comercializáveis produzidos domesticamente, $\mu_t(j : e_t)$ com $j \in (h, n)$ a parcela de insumos importados que os setores domésticos da economia utilizam e Z_h e Z_f respectivamente os salários efetivos domésticos e os praticados no exterior (Z_f de fato é expressada em moeda local e representa o custo de se produzir uma unidade do produto importado) tem-se que as equações de custo de cada tipo de bem são tais que:

$$c_t(f) = Z_f + m_t(f : e_t)P_t(n) \quad (4)$$

$$c_t(h) = Z_h + m_t(h : e_t)P_t(n) + \mu_t(h : e_t)Z_f \quad (5)$$

$$c_t(n) = Z_h + \mu_t(n : e_t)Z_f \quad (6)$$

Conforme pode ser observado a taxa de câmbio impacta os custos de todos os grupos presentes no modelo. No caso de produtos importados o impacto é direto ao transformar o custo medido na moeda do país de origem para a moeda do país importador, havendo também u custo de distribuição medido por $P_t(n)$, ou seja, a distribuição em si é considerado um bem não comercializável que tem parte de seus insumos medidos em moeda estrangeira. Já os produtos comercializáveis produzidos domesticamente, além do efeito por meio dos custos de distribuição, também contam com parcela de insumos que é medida em moeda estrangeira. Nota-se também que tanto a parcela de produtos importados μ , como a parcela de custos de distribuição m são funções também da taxa de câmbio e , havendo então a possibilidade de se substituir insumos domésticos por importados dada uma apreciação da moeda por exemplo. ²

Os custos são repassados ao preço a partir de uma regra de *mark-up*, que é função da elasticidade de substituição, θ , fixo sendo que a precificação de cada tipo de bem é dada respectivamente pelas equações de (7) a (9)³:

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta - 1} [Z_f + m_t(f : e_t)P_t(n)] \quad (7)$$

² Como bens não comercializáveis são consumidos diretamente e adicionam valor tanto aos comercializáveis produzidos localmente como aos importados, o uso de insumos na produção de não comercializáveis pode ter um impacto importante para a sensibilidade dos preços ao consumidor. Tal canal desaparecerá apenas se movimentos da taxa de câmbio gerarem uma substituição total de insumos importados ou se tais insumos forem precificados em moeda local.

³ A existência de custos de distribuição que impactam diretamente o preço de compra de comercializáveis explica, pelo menos parcialmente, a falha da paridade do poder de compra.

$$P_t(h) = \frac{\theta}{\theta - 1} [Z_h + m_t(h : e_t)P_t(n) + \mu_t(h : e_t)Z_f] \quad (8)$$

$$P_t(n) = \frac{\theta}{\theta - 1} Z_h + \mu_t(n : e_t)Z_f \quad (9)$$

Supondo que os custos de distribuição sejam precificados em moeda local e que parâmetros de produtividade, tais como o salário local e externo, sejam constantes no horizonte de tempo relevante, ao derivar as expressões de preços em função da taxa de câmbio pode ser gerada a elasticidade de cada preço a variações cambiais, ou seja, as taxas de repasse cambial. Tais expressões são apresentadas a seguir:

$$\eta^{P_t(f), e_t} = \frac{\delta P_t(f)/\delta e_t}{P_t(f)/e_t} = 1 - \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{(m_t(f : e_t)P_t(n))}{P_t(f)} [1 - (\eta^{m(f:e_t), e_t} + \eta^{P_t(n), e_t})] \quad (10)$$

$$\eta^{P_t(h), e_t} = \frac{\delta P_t(h)/\delta e_t}{P_t(h)/e_t} = \frac{\theta}{\theta - 1} [(\eta^{P_t(n), e_t} + \eta^{m(h), e_t}) \frac{m(h : e_t)P_t(n)}{P_t(h)} + (1 + \eta^{\mu_t(h:e), e_t}) \frac{\mu_t(h : e_t)Z_f}{P_t(h)}] \quad (11)$$

$$\eta^{P_t(n), e_t} = \frac{\delta P_t(n)/\delta e_t}{P_t(n)/e_t} = \frac{\theta}{\theta - 1} (1 + \eta^{\mu_t(n:e_t), e_t}) \left[\frac{\mu_t(n : e_t)Z_f}{P_t(n)} \right] \quad (12)$$

Ao analisarmos as equações acima, nota-se que o repasse de produtos importados não é completo para os consumidores dada a existência de custos de distribuição que impedem o mesmo de ser. Para o caso de produtos transacionáveis produzidos internamente o repasse ocorre por meio de dois canais distintos: insumos importados e de mudanças na margem do custo de distribuição. Por fim, o único canal pelo qual os preços não comercializáveis são afetados pela taxa de câmbio é se utilizarem insumos importados. Caso contrário não há motivo pelo qual variações cambiais afetem tais preços e, por conseguinte o custo de distribuição dos produtos transacionáveis.

Dessa maneira, o repasse ao consumidor em (3) se comporta como uma média ponderada dos repasses especificados de (10) a (12) de forma que a magnitude da resposta dos preços aos consumidores frente a uma variação cambial dependerá não apenas dos repasses de cada tipo de bem, como também da parcela de importância que cada bem tem dentro da cesta do consumidor e da elasticidade de substituição, ϕ , entre os tipos de bem.

Burstein e Gopinath (2013) apresenta outros argumentos para o repasse cambial incompleto aos preços de importação. Segundo esses autores o repasse incompleto poderia advir da baixa sensibilidade dos custos dos exportadores aos choques cambiais, variabilidade dos mark-ups ou retornos decrescentes de escala. Primeiramente há a possibilidade de uma parte de insumos da firma externa ao país serem precificados na moeda local, assim, invariante a variações cambiais. Outro motivo é o *mark-up* ser função dos preços relativos,

assim, de forma a manter sua competitividade no mercado frente aos produtos produzidos localmente há uma redução do *mark-up*, assim, não repassando completamente as mudanças causadas pelas variações cambiais.

O modelo de Goldberg e Campa (2010) especifica os efeitos diretos sob o quais a taxa de câmbio afeta os preços internos como é explicitado nas equações de (10) a (12). Entretanto a interdependência entre os *mark-ups* dos produtos comercializáveis produzidos pela firma externa e doméstica é um canal explorado por outros autores. Dornbusch (1987) aborda essa relação por meio de modelos de concorrência imperfeita (com produtos homogêneos em um modelo de Cournot e com bens heterogêneos em um modelo do tipo Dixit-Stiglitz), argumentando sobre a relação positiva entre a proporção de firmas estrangeiras no mercado doméstico e o grau de repasse cambial, ou relação positiva entre o grau de substituição entre produtos domésticos e estrangeiros e o repasse cambial. Uma extensão do modelo Dixit-Stiglitz de Dornbusch (1987) é observada em Yang (1997) sendo que o modelo original é alterado de forma que a hipótese de custos marginais fixos presente no primeiro modelo seja relaxada se chegando à mesma conclusão da importância dos preços relativos na precificação e na definição da magnitude do repasse, que dificilmente será completo, além disso a relação entre a elasticidade dos custos marginais em relação ao produto e o repasse cambial se mostra negativa nas estimações realizadas. Já Auer e Schoenle (2016) ao admitir uma distribuição heterogênea de firmas no setor permite que as firmas maiores sejam capazes de influenciar o preço agregado da indústria. Assim sendo, o tamanho da firma também influencia em sua decisão de precificação e quanto maior uma firma, maior será o repasse cambial a seus produtos.

Além dos já citados trabalhos, o canal no qual o repasse cambial de uma firma é dependente do repasse de outras firmas presentes no mercado é observado em diversos pontos da literatura, tais como Bergin e Feenstra (2009), que utiliza a influência dos preços relativos na determinação do *mark-up* para explicar como parceiros comerciais com câmbio fixo podem reduzir o repasse cambial observado em um país. Pennings (2017) discute a importância dos preços relativos em um contexto de comércio multilateral em que os produtores ao se defrontarem com uma variação cambial, levam em conta as reações de "países competidores", de forma que os repasses cambiais se tornam dependentes entre países.

Tendo em vista os argumentos teóricos revisitados, tem-se que o câmbio afeta das mais diversas maneiras os preços dos produtos internamente. Primeiramente, caso os bens não comercializáveis utilizem insumos importados a variação cambial afetará o produtor de bens comercializáveis por meio dos custos de distribuição e o consumidor final diretamente através da parcela da cesta de consumo que é composta por esses bens e indiretamente pelo já citado aumento no custo de distribuição que impacta o preço dos comercializáveis.

Para os preços de comercializáveis e importados o câmbio afeta primeiramente

por meio da parcela de insumos medidos em moeda estrangeira para a produção de cada produtor e indiretamente também se observa o efeito causado pela variação no custo de distribuição que tem sua origem explicada no parágrafo anterior. Há outro efeito indireto causado pela mudança nos preços relativos. Tanto o produtor interno como o externo observam o preço exercido pelo seu concorrente antes de decidir seu próprio *mark-up*, isso acontece dado o grau de substituição que existe entre os bens comercializáveis produzidos internamente e os importados. Esse último efeito é mais um dos motivos pelo qual o repasse cambial de produtos importados não é completo, como o produtor externo observa a mudança nos preços relativos, o *mark-up* é alterado de forma a manter seu equilíbrio competitivo.

3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

A literatura empírica acerca do repasse cambial se divide em estimações acerca do repasse para preços agregados e estimações acerca do repasse para cada setor da economia. Na década de 90, se observou uma queda nos repasses observados, de forma a justificar tal movimento Taylor (2000) levanta a hipótese de que a queda na magnitude do repasse observada ocorreu pela existência de ambiente inflacionário mais estável, nesse sentido diversos autores em seus trabalhos corroboram com tal hipótese. Goldfajn e Werlang (2000) e Bailliu e Fujii (2004) ao estimarem painéis compostos por diversos países para a estimação do nível de ERPT encontram evidências favoráveis a esse argumento.

Para o caso brasileiro, Albuquerque e Portugal (2005) estimam um repasse variando no tempo em uma amostra que vai de 1980 a 2002 para o Brasil, nota-se três diferentes comportamentos do ERPT para o IPCA, no primeiro período que vai até a introdução do Real nota-se um repasse volátil com reduções bruscas que podem estar relacionados aos diferentes planos econômicos. No segundo período que vai de 1995 a 1998 o parâmetro torna-se mais estável com uma média de 0,42. Por fim, no terceiro período que começa após a adoção de taxas de câmbio flutuantes observa-se um repasse de média de 0,04. Já para o IPA a taxa de repasse cambial é próximo de completo durante todo o período.

Gagnon e Ihrig (2004) desenvolvem um modelo com expectativas racionais em que a correlação entre a taxa de câmbio e a inflação depende do regime de política monetária, dividindo a amostra em duas amostras, os autores encontram evidências de que o grau de repasse diminuiu na maior parte dos países por causa de uma política monetária mais restrita.

Choudhri e Hakura (2006) a partir de modelos da literatura de macroeconomia da Nova Economia Aberta em que se incorporam rigidez nominal e competição imperfeita derivam uma relação teórica em que o repasse cambial é positivamente e significativamente correlacionado com o nível de inflação do país. De forma a testar tal hipótese teórica, os

autores estimam regressões de repasse para diversos países com experiências inflacionárias diferentes de forma que é encontrada uma relação significativa e robusta entre o repasse cambial e a inflação média.

Há trabalhos que buscam hipóteses alternativas a apresentada por Taylor (2000). Olivei (2002) e Campa e Goldberg (2002) testam a hipótese e apontam em seus trabalhos que mudanças na pauta de importação tem maior poder explicativo de forma a explicar a queda observada.

Além da discussão sobre os motivos para o declínio do ERPT, há trabalhos tais como Yang (1997) que desenvolve seu trabalho a partir de uma estimação em duas etapas de forma a explicar o repasse incompleto e seus determinantes, a primeira etapa é realizada de forma a estimar o repasse cambial para preços de importação para 87 setores dos Estados Unidos, já na segunda etapa o repasse se torna a variável dependente, tal trabalho encontra que o repasse é influenciado principalmente pelo grau de diferenciação dos produtos, assim, quanto mais diferenciado é um produto, maior se torna seu repasse cambial dado que a firma não tem incentivos em diminuir seu *pass-through*.

A maior gama de trabalhos desenvolve maneiras diferentes de se mensurar o repasse cambial, seja através de estimação para parâmetros setoriais em que se usa índices desagregados, ou modelos em que se usa índices agregados de forma a mensurar o repasse agregado para cada etapa da cadeia produtiva.

Para o caso brasileiro, há alguns trabalhos que analisam dados desagregados, principalmente para os preços de exportação, tais como Kannebley (2002), que encontra repasse nulo para a maioria dos setores analisados, Correa (2012), que a partir de modelos autorregressivos de defasagem distribuída encontra que o repasse cambial é maior em bens de menor intensidade tecnológica, portanto, bens em que o país tem maior peso no comércio internacional. Tejada e Silva (2008) estima o repasse variando no tempo para catorze setores da economia brasileira que em conjunto correspondem a 65% da pauta de exportação, encontrando na média um repasse incompleto e de baixa magnitude. Por fim Kannebley, Reis e Toneto (2016) produz estimativas para tanto o preço de importação como os no atacado para setores da indústria de transformação da economia brasileira a partir de duas metodologias distintas encontrando em ambas repasse incompleto.

Para dados agregados a literatura se desenvolveu a partir de diversas metodologias, primeiramente Gagnon e Ihrig (2004) e Campa e Goldberg (2005) aplicam modelos uniequacionais e estimam o repasse através de MQO com os dados em log-diferença. O principal problema de tais estimações é a hipótese de que a taxa de câmbio e outras variáveis de controle são exógenas ao modelo, o que pode levar a estimativas viesadas. Dessa maneira é mais indicado utilizar modelos que permitam que todas as variáveis sejam endógenas, tais como o VAR.

Para a América Latina, Ghosh (2013) analisa o repasse cambial para os preços ao consumidor também através de estimações uniequacionais encontrando especificamente para o Brasil um repasse de cerca de 80% para a década de 90 e de 14% para a primeira década do novo século. O estudo encontra evidências de que a magnitude do repasse cambial é afetada positivamente por variáveis macroeconômicas tais como crescimento da oferta monetária, volatilidade da taxa de juros e nível inflacionário.

Também sob uma abordagem uniequacional Bussière, Chiaie e Peltonen (2014) estima o repasse cambial de 41 países para os preços de importação e de exportação de forma a entender o comportamento do repasse cambial em países emergentes, os resultados indicam que apesar de maiores, o repasse não é significativamente diferente do observado em países desenvolvidos, e que a magnitude é influenciada principalmente por fatores macroeconômicos como o ambiente inflacionário, enquanto fatores microeconômicos como a diferenciação do produto atua em um papel de menor importância.

O ponto de partida para modelos VAR se dá com McCarthy (2000) que estima um VAR com o intuito de analisar a transmissão dos choques na taxa de câmbio para os preços de importação, de produção e aos consumidores. Além dos índices e da taxa de câmbio nominal efetiva, o autor usa a inflação no preço do petróleo e o hiato do produto de forma a captar choques de oferta e de demanda na cadeia de produção, e então, a partir de uma decomposição de Cholesky, o repasse cambial é identificado como a resposta dos preços dado um choque no câmbio.

Os resultados encontrados por McCarthy (2000) indicam em um horizonte de oito períodos repasse incompleto para o preço de importação, e de magnitude reduzida para os preços de produção e aos consumidores, entretanto sendo os mesmos diferentes estatisticamente de zero. Os únicos casos em que se observa repasse completo é para dados da Bélgica e Holanda, que se caracterizam por serem pequenas economias abertas, a estratégia de identificação utilizada pelo autor constitui um padrão de análise para trabalhos semelhantes como Belaisch (2003) e Faruqee (2006) com resultados similares.

Hahn (2003) estima um VAR para analisar o repasse de choques externos para a Zona do Euro, se observa que o repasse cambial é incompleto e decrescente ao longo da cadeia de produção, para testar a robustez dos resultados o autor estima um SVAR contendo restrições de curto e de longo-prazo, encontrando assim uma diminuição no repasse estimado a partir do modelo estrutural.

Por uma metodologia um pouco diferente, Alpaslan e Demirel (2014) analisam o nível de repasse para países em desenvolvimento através de um VAR em painel, separando os países em dois grupos, o primeiro formado por países latino-americanos, incluindo o Brasil, e a Turquia, enquanto o segundo é formado por países asiáticos. O repasse estimado mostra-se maior no primeiro grupo sendo que uma possível explicação para tal achado é o fato de que o primeiro grupo apresenta um histórico de inflação e dolarização na economia.

Apesar da abordagem de vetores autorregressivos corrigirem o problema de endogeneidade entre as variáveis, os trabalhos utilizam variáveis em diferença na estimação de forma a ignorar possíveis equilíbrios de longo-prazo que possam existir. De forma a corrigir esses problemas, Hüfner e Schröder (2002) usa dados de 1981 a 2001 para estimar um VEC de forma a mensurar o ERPT para os preços aos consumidores para cinco países europeu sendo que é encontrado para a amostra um repasse que varia de 8% a 18% entre os países presentes na avaliação.

Belaisch (2003) usa a metodologia de vetores de correção de erros para estimar o repasse para o Brasil do período de 1999 a 2003, o mesmo utiliza uma estrutura recursiva para gerar as funções impulso-respostas, que geram estimativas maiores que a do resto da literatura. Como possíveis causas se apresenta o período instável da economia brasileira analisado e o baixo número de observações, para o IPCA é estimado um repasse de 23%, enquanto que para o IGP-M e IPA os repasses após 60 meses são de 71% e 165% respectivamente.

Para o Leste Europeu, Masten (2004) estima um VEC para medir o repasse cambial de quatro países e utiliza os parâmetros presentes no vetor de cointegração como elasticidades de longo-prazo, para três dos países presentes no estudo é encontrado um repasse cambial estatisticamente igual a 1, portanto, completo no longo-prazo, enquanto para a Polônia é encontrado uma elasticidade de 0,6.

Guillén, Araújo et al. (2006) analisa o repasse no Brasil a partir de um ferramental de modelos de correção de erros vetorial de forma a identificar dois vetores de cointegração e um de ciclo de forma que através da função impulso-resposta sejam estimados o repasse para diversos níveis de preço, em uma amostra que vai de Janeiro de 1999 a Dezembro de 2005, dois modelos são estimados, o primeiro gera um repasse de 18,34% para o IGP-M e de 9,82% para o IPCA enquanto que o segundo modelo estima um repasse de 25,12% para o IPA-DI e de 10,99% para o índice de preço ao consumidor amplo.

Bachmann (2012) estima três especificações diferentes de modelos de correção de erros para a Suíça encontrando resultados condizentes com a literatura já existente como o repasse ser incompleto mesmo no longo-prazo, decrescente ao longo da cadeia produtiva e, ao se dividir a amostra em sub-amostras, encontra que o repasse cambial decresceu ao longo do tempo. De fato, em seu trabalho é estimado um SVEC no sentido de que faz restrições de curto prazo de forma a identificar os choques estruturais, entretanto utiliza restrições sem ter um modelo teórico como fundo com a justificativa de que são costumeiramente utilizadas na literatura.

Couto e Fraga (2014) estimam um modelo VEC para o Brasil com duas amostras diferentes para mensurar o ERPT para o IPCA e o IGP-DI, para a primeira amostra que vai de 1999 a 2011 é observado um repasse de longo-prazo de cerca de 67% para o IPCA e de 85% para o IGP-DI. Para a segunda amostra que vai de 2003 a 2012 observa-se uma

queda em ambos repasses, obtendo assim um repasse de aproximadamente 37% para o IPCA e de 62% para o IGP-DI, é importante ressaltar que nesse trabalho se utiliza a estratégia de Masten (2004) de interpretar os parâmetros presentes no vetor de cointegração como elasticidades de longo-prazo.

Em mais uma aplicação para o caso brasileiro, Nogueira (2012) estima um VEC com dummies centradas de forma a estimar o repasse para diversos índices de preços de Junho de 1999 a Setembro de 2011, os vetores de cointegração são estimados de forma irrestrita e entram em um VAR em diferenças como variáveis exógenas de forma que o repasse é estimado a partir das funções de impulso-respostas utilizando uma forma de restrição recursiva na matriz de curto-prazo. Acerca do repasse de longo-prazo, é estimado um repasse de 10% para o IGP, de 18% para o IPA e de apenas 5% para o IPCA.

Apesar da abordagem VEC responder a maioria dos problemas apresentados, Delatte e López-Villavicencio (2012) apresenta uma nova possibilidade de pesquisa ao testar a existência de assimetria na forma em que choques cambiais afetam os preços através de um modelo ARDL não linear de forma a não ignorar o relacionamento de longo-prazo das variáveis. A assimetria se mostra significativa na estimação na forma em que uma depreciação afeta os preços de uma maneira mais significativa que uma apreciação.

Ao testar tal hipótese para o Brasil, Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) estimam um SVAR de forma a identificar possíveis assimetria na reação do IPCA frente a choques cambiais, tal assimetria é identificada com a estimativa de um repasse de cerca de 12% no caso de depreciação do real e de cerca de 2,5% no caso de apreciação cambial. Assim, uma depreciação cambial teria efeito líquido inflacionário mesmo se o câmbio voltasse nos períodos seguintes à seu patamar original.

No geral, a literatura acerca do ERPT a princípio se baseava em estimação de equações uniequacionais, assim ignorando questões como a de endogeneidade entre as variáveis, ou em modelos de Vetores Autorregressivos em que as variáveis são apresentadas em primeira diferença. Tal metodologia apresenta dois principais problemas, primeiramente não levam em conta questões teóricas para a identificação dos choques, situação abordada na literatura através de modelos SVAR, ou não consideram possíveis relações de equilíbrio de longo-prazo entre as variáveis, situação abordada na literatura através de estimações de modelos VEC.

Em geral os repasses estimados se mostram relativamente próximos independente da metodologia utilizada, com as diferenças tendo como origem muito mais as diferentes especificações, períodos de análise e países analisados. A exceção aparenta ser os trabalhos de Masten (2004) e Couto e Fraga (2014) que interpretam os coeficientes dos vetores de cointegração ligados à variável cambial como uma elasticidade de longo-prazo, tal abordagem gera repasses mais altos se comparados ao restante da literatura.

Para estimações de preços agregados para o caso brasileiro há diversas estimativas de repasse cambial, tanto em artigos que abordam uma gama mais diversificada de países de forma que as estimativas divergem muito de acordo com o período e método escolhido para a análise.

A Tabela 1 apresentada na próxima página sumariza as principais estimativas de repasse cambial para os preços de importados, para o produtor e ao consumidor no Brasil e em outros países do mundo.

Tabela 1 – Estimativas disponíveis na literatura

Autor	Período	Método	Amostra	Repasso aos importados	Repasso ao produtor	Repasso ao consumidor
Campa e Goldberg	1975-2003	Uniequacional	23 países membros da OCDE	Média de 64% no longo-prazo		
Campa e Goldberg	1975-1999	Uniequacional	25 países membros da OCDE	Média de 77% no longo-prazo		
Choudri e Hakura	1979-2000	Uniequacional	71 países			Média de longo-prazo de 16% para países com inflação baixa, 35% para o grupo de inflação moderada e 56% para países com inflação alta.
Albuquerque e Portugal	1980-2002	Filtro de Kalman	Brasil			De 4% a 42%
Hahn	1970-2002	VAR	Zona do Euro	50% no longo-prazo	30% no longo-prazo	10% no longo-prazo
Faruqee	1990-2002	VAR	Zona do Euro	117% no longo-prazo	17% no longo-prazo	2% no longo-prazo
Pimentel et. al	1999 - 2013	SVAR com assimetria	Brasil			2,5% a 12%
Belaisch	1999-2003	VEC	Brasil		165%	23%
Hufner	1981-2001	VEC	5 países da Zona do Euro			De 8 a 18% a depender do país após 24 meses
Bachamann	1980-2010	SVEC	Suíça	62 a 76% no longo-prazo a depender da especificação	54% no longo-prazo	11 a 84% no longo-prazo
Guillén, Araujo Nogueira Couto e Fraga	1999 - 2005 1999 - 2011 1999-2012	VEC VEC VEC	Brasil Brasil Brasil		25,12% 18%	9,82% a 10,99% 5% 37 a 67%
Masten	1993-2002	VEC	Leste Europeu			60 a 100% a depender do país
Kannebley, Reis e Toneto	1999-2012	VEC e FM-OLS	Indústria de transformação - Brasil	63% e 75% a depender da metodologia	18% a 5% a depender da metodologia	

4 METODOLOGIA

A partir da proposta de Sims (1980) acerca da utilização de Vetor Autorregressivo (VAR) como alternativa para a pesquisa empírica em macroeconomia tal classe de modelos passou a ser amplamente utilizada devido à possibilidade de se analisar o comportamento de flutuação de variáveis inter-relacionadas e a dinâmica de resposta a choques considerando a endogeneidade entre as variáveis presentes no sistema. Em sua forma estrutural tem-se que:

$$Ax_t = B_0 D_t + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + u_t \quad (13)$$

Em que x_t é um vetor ($N \times 1$) das variáveis endógenas, x_{t-i} vetores de defasagens destas variáveis, para $i = 1, \dots, p$, $B_0 D_t$ um vetor ($N \times 1$) de termos determinísticos, sendo D_t é um termo $d \times 1$ de d termos determinísticos e B_0 é uma matriz ($N \times N$) irrestrita, B_i são matrizes ($N \times N$) de coeficientes para as i defasagens das variáveis endógenas. A matriz A tem rank completo e sua diagonal principal composta por uns e u_t é o vetor ($N \times 1$) dos termos de erros estruturas com $u_t \sim i.i.N(0, \Sigma)$, com a matriz de variância-covariância Σ semi-definida positiva e diagonal. O VAR(p) em sua forma reduzida é tal que:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i x_{t-i} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (14)$$

Com $\epsilon_t = A^{-1}u_t$, $\Phi = A^{-1}B_0$ e $\Pi_i = A^{-1}B_i$ para $i = 1, \dots, p$. Isso pode ser reparametrizado de forma a gerar o vetor de correção de erros de forma que:

$$\Delta x_t = \Phi D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \epsilon_t \quad (15)$$

Em que $\Pi = \sum_{i=1}^p \Pi_i - I_p$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p-1} \Pi_j$. Suponha que x_t seja um processo I(1) e que Π tenha rank r , tal que $0 < r < N$, assim a matriz Π pode ser reparametrizada de forma que $\Pi = \alpha\beta'$ em que tanto α como β são matrizes $N \times r$, sendo α os coeficientes de ajustamento e β representando os r vetores de cointegração. o sistema pode ser reescrito na forma vetor de médias móveis (VMA) tal que:

$$x_t = C \sum_{i=1}^t (\Phi D_i + \epsilon_i) + C(L)(\Phi D_t + \epsilon_t) + C_0 \quad (16)$$

A matriz de impacto de longo prazo é dada por $C = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp} = \bar{\beta}_{\perp}\alpha'_{\perp}$, com $\bar{\beta}_{\perp} = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}$. A matriz $\Gamma = I - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i$, β_{\perp} e α_{\perp} são respectivamente os

complementos ortogonais de β e α ⁴, é possível interpretar α_{\perp} e $\bar{\beta}_{\perp}$ de forma que o primeiro represente as tendências estocásticas comuns do sistema e o segundo representa os vetores de ajustamento de cada variável às tendências comuns.

$C(L)$ é um processo convergente e C_0 dependente dos valores iniciais, com $\beta' C_0 = 0$. Os movimentos de longo-prazo das séries do sistema são descritos pelo vetor de dimensão $(N - r)$ de tendências estocásticas comuns, (CT_t) dado por

$$CT_t \equiv \alpha'_{\perp} \sum_{i=1}^t \epsilon_i \quad (17)$$

Enquanto os parâmetros são irrestritos, o sistema de equações em (16) é não identificado. A decomposição de C em $\bar{\beta}_{\perp}$ e α_{\perp} é arbitrária no sentido de que sempre podemos pós multiplicar $\bar{\beta}_{\perp}$ por uma matriz \bar{Q} não singular $(N - r) \times (N - r)$ e α_{\perp} por Q^{-1} . Assim, impor restrições na representação MA é essencialmente acerca de escolher \bar{Q} e B^{-1} de maneira que os choques empíricos satisfaçam algumas propriedades desejadas, com B^{-1} tal que $\epsilon_t = B^{-1}u_t$. Para sua identificação é necessário impor um mínimo de $N \times (N - 1)$ restrições.

De fato, a identificação dos choques estruturais no modelo VMA segue algumas hipóteses básicas. Os N choques estruturais são distintos em $(N-r)$ choques permanentes (associados à tendências estocásticas comuns) e r choques transitórios. Sendo $\bar{C} = CB$ tem-se que um choque transitório é definido como uma coluna de zeros na matriz \bar{C} , enquanto que um choque permanente é definido como uma coluna de não zeros em \bar{C} . Assim os r choques transitórios do sistema se traduzirão em colunas de zero na matriz de longo-prazo $\bar{C} = \bar{\beta}_{\perp} \alpha'_{\perp} B$ gerando $r(N - r)$ restrições dadas pela estrutura de cointegração do modelo como define Lütkepohl (2007). Dada a necessidade de $\frac{1}{2}N(N - 1)$ restrições para identificar o sistema, restam $\frac{1}{2}N(N - 1) - r(N - r)$ restrições. Deste total, $r(r - 1)$ são necessárias para identificar os choques transitórios e $\frac{(N-r)(N-r-1)}{2}$ para identificar os choques permanentes. Como os choques transitórios correspondem a uma coluna de zeros na matriz \bar{C} ⁵, tem-se que um mínimo de $r(r-1)$ restrições são impostas diretamente na matriz B .

Dessa maneira um modelo de vetor de correção de erros estruturais pode ser considerado um processo de duas etapas de acordo com Vlaar, Schuberth et al. (1999). No primeiro as relações de longo-prazo dos dados são determinadas pela análise de cointegração tradicional enquanto que no segundo passo os resíduos da primeira etapa, o modelo em forma reduzida, são separados em choques estruturais não correlacionados de forma a separar os efeitos de cada choque presente no sistema. O problema de identificação envolve impor restrições baseadas na teoria econômica na matriz de efeitos contemporâneos ou

⁴ Um vetor ortogonal é definido tal que o produto interno de um vetor qualquer v e de seu complemento ortogonal v_{\perp} seja zero.

⁵ Choques transitórios tem como característica ter efeito nulo sob todas as variáveis do sistema no longo-prazo, enquanto que choques permanentes devem afetar ao menos uma variável no longo-prazo

na matriz de impacto de longo-prazo do sistema. Os efeitos dinâmicos de tais choques estruturais então são mostrados a partir das funções impulso-resposta.

De acordo com a literatura de tendências comuns (King et al. (1991), Warne (1993)) o espaço gerado pelas inovações estruturais é separado em um espaço de dimensão $N - r$ correspondente às tendências comuns e um espaço de dimensão r correspondente ao espaço de cointegração. Assim as tendências comuns têm efeito permanente em pelo menos uma variável enquanto que o impacto dos choques transitórios desaparece no tempo, ou seja, essa separação ocorre ao impor restrições de zero em r colunas de \bar{C} . Como o rank de C é $N - r$, essa separação implica $r(N - r)$ restrições independentes. A identificação dos choques permanentes e transitórios pode ser obtida ao impor uma ordenação recursiva dentro do espaço de tendências comuns e cointegração respectivamente ou por uma identificação não-recursiva.

Acerca da separação dos choques estruturais em permanentes e transitórios, ao se analisar a literatura empírica de modelos SVEC (Ver Vlaar, Schuberth et al. (1999), Coenen e Vega (2001), Krusec (2003) e Møller (2008)) se observa um procedimento uniforme para a identificação dos choques estruturais. Primeiramente se rotula os choques estruturais e os identifica de forma a relacionar tais choques com as variáveis do sistema, então se divide os choques em permanentes e transitórios de forma a gerar r colunas de zero na matriz \bar{C} com base na teoria econômica.

Para a identificação dos choques permanentes utilizaremos testes de exogeneidade fraca para auxiliar a identificação, tem-se que uma variável fracamente exógena influencia o comportamento de longo-prazo de outras variáveis do sistema, enquanto que ao mesmo tempo não é influenciada pelas mesmas. Assim para uma variável fracamente exógena tem-se que sua linha correspondente no vetor α é igual a zero. Fraca exogeneidade implica que os resíduos acumulados de determinada variável, $\sum_{i=1}^t \epsilon_{j,i}$, se comportam como uma tendência estocástica comum do sistema, assim, fraca exogeneidade implica que a variável seja identificada como um dos choques permanentes do sistema.

O segundo passo é, a partir da teoria econômica, impor as restrições restantes de forma a identificar o sistema e choques estruturais, uma restrição de zero no elemento \bar{C}_{12} indica que o choque correspondente à segunda coluna do sistema tem impacto nulo no longo-prazo para a variável representada na primeira linha. Já a mesma restrição zero, mas em B_{12} indica que o choque correspondente à segunda coluna do sistema tem impacto nulo apenas no período contemporâneo, possibilitando assim que a variável reaja a tal choque com a defasagem de um período.

A partir da identificação dos choques estruturais, u_t , tem-se que dado $\bar{C} = CB$ e

que $C(L)$ é um processo convergente, tem-se que a função impulso-resposta é definida por:

$$\frac{\delta E(x_{t+h}|x_t)}{\delta x_t} = \frac{\delta E(x_{t+h}|x_t)}{\delta u_t} = \bar{C} + C(L)B \rightarrow \bar{C} \quad (18)$$

Assim, no longo-prazo a resposta a um choque é dada exclusivamente por \bar{C} dado que $C(L)$ é um processo convergente que tenderá a zero.

5 ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS

A presente seção apresenta a análise das seis variáveis que serão utilizadas nas estimações de modelos no presente trabalho. A taxa nominal de câmbio do Real em relação ao Dólar (R\$/US\$) média para o trimestre é denotada por e_t , o Índice de Preços de Importação produzido pela FUNCEX em dólar é representado por $P_t(f)$, o índice preço de produtos comercializáveis produzidos internamente representado pelo Índice de Preços no Atacado calculado pela FGV que registra variações de preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais, denotado por $P_t(h)$. P_t representará os preços aos consumidores, e será representado aqui pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo calculado pelo IBGE. $Z_t(f)$ corresponde à cotação média do petróleo em dólares e representará choques de oferta externos em nosso modelo. Por fim Y_t representa o Produto Interno Bruto real da economia brasileira a preços de mercado.

Os dados utilizados em todas as estimações analisadas no presente trabalho apresentam frequência trimestral englobando o período que se inicia no primeiro trimestre de 2003 e se encerra no segundo trimestre de 2017. As variáveis foram redimensionadas sob a mesma base de forma a poder comparar suas trajetórias ao longo do tempo como se pode observar em Figura 1.

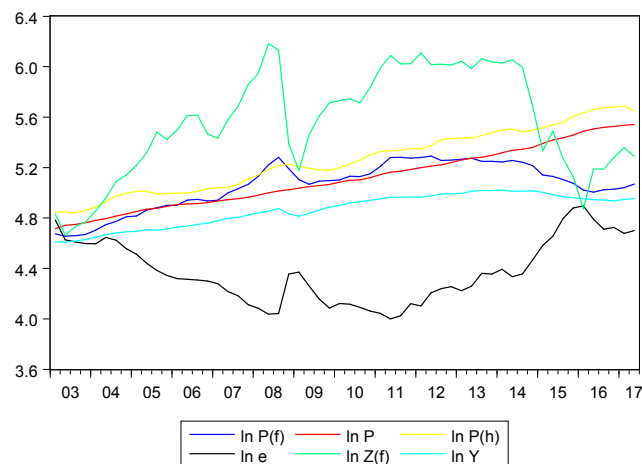


Figura 1 – Variáveis analisadas

Sobre o comportamento das séries ao longo do tempo, nota-se que a taxa de câmbio nominal apresenta dois períodos de comportamento bens distintos. De 2003 a meados de 2011, com exceção feita ao período da crise internacional de 2008, há movimentos de apreciação da moeda doméstica frente ao dólar e após esse período há uma reversão de tendência, com destaque ao período de 2014 para frente em que se observa uma grande depreciação, sendo que tal variável assume seu maior valor no primeiro trimestre de 2016.

Em relação às variáveis correspondente a índices de preço, $\ln P$ e $\ln P(h)$ crescem constantemente ao longo do tempo de forma a indicar não estacionariedade de tais variáveis, além disso as duas variáveis se movem de maneira muito próxima durante toda a amostra indicando um possível relacionamento de longo-prazo. Outro comportamento interessante é o de $\ln Y$ que apresenta que cresce até 2014, sendo que após tal período se observa uma recessão, esse comportamento é menos claro em $\ln P(f)$ que começa a cair simultaneamente à depreciação cambial e a uma queda em $\ln Z(f)$. De fato, $\ln P(f)$, $\ln e$ e $\ln Z(f)$ se comportam de maneira semelhante dado que dependem da situação externa, assim é observado o espelhamento das trajetórias de $\ln e$ e $\ln Z(f)$ principalmente em períodos de depreciação cambial e queda no preço do petróleo.

Tabela 2 – Estatística Descritivas, variáveis em nível

Variável	Média	Máximo	Período	Mínimo	Período	Desvio Padrão
$\ln P(f)$	5.0585	5.2916	2º tri de 2012	4.6556	2º tri de 2003	0.1880
$\ln P$	5.1138	5.5414	2º tri de 2017	4.7151	1º tri de 2003	0.2389
$\ln P(h)$	5.2574	5.6877	1º tri de 2017	4.8388	3º tri de 2003	0.2515
$\ln e$	4.3742	4.8961	1º tri de 2016	4.0002	2º tri de 2011	0.2494
$\ln Z(f)$	5.559	6.1820	2º tri de 2008	4.664	2º tri de 2003	0.4216
$\ln Y$	4.8640	5.0220	1º tri de 2014	4.6082	2º tri de 2003	0.1297

A partir da Tabela 2 é importante observar o comportamento das variáveis frente ao longo da amostra, os preços internos novamente aparentam o crescimento ao longo do tempo dado que o menor valor se encontra no início da amostra enquanto que o maior valor se encontra próximo ao fim da amostra. A variável cambial apresenta seu maior valor perto do fim da amostra em um período de instabilidade no Brasil, $\ln Y$ apresenta seu maior valor antes da economia entrar em recessão em 2014 e, por fim, $\ln Z(f)$ apresenta o maior desvio padrão. Por fim, os preços de importação apresentam uma tendência positiva até 2012 aproximadamente, onde apresenta seu maior valor e após tal período ocorre uma reversão de tendência com uma queda contínua do índice.

A próxima etapa se dá ao analisar se as variáveis apresentam comportamento estacionário, primeiramente se realizou um teste de raiz unitária DF-GLS em que para todas as variáveis não foi possível rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade como pode ser observado em Tabela 3. ⁶

⁶ A defasagem ótima para os testes de raiz unitária é escolhida a partir do critério de Akaike modificado.

Tabela 3 – Teste DF-GLS

Variável	Estatística do teste	Defasagem Escolhida	Valor Crítico 5%
$\ln P(f)$	-1.011	5	-3.183
$\ln P$	-1.6157	6	-3.186
$\ln P(h)$	-2.3911	0	-3.167
$\ln e$	-1.1271	1	-3.170
$\ln Z(f)$	-1.4395	2	-3.174
$\ln Y$	-0.9398	1	-3.164

Para confirmar o comportamento não estacionário das variáveis e identificar possíveis quebras estruturais na amostra, se realizou um teste ADF com quebra. Os resultados confirmam o comportamento não estacionário das variáveis, bem como identificam alguns candidatos a quebras. Como se assumiu uma quebra desconhecida assumindo uma quebra causada por um outlier de inovação, o teste é realizado em duas etapas, sendo a primeira a definição da quebra, que aqui foi realizada através da minimização da estatística t de Dickey-Fuller e depois é realizado o teste de raiz unitária.

Em $\ln P(h)$ não se identificou quebra significativa em nenhum dos termos determinísticos de forma que tal para tal variável o teste de raiz unitária com quebra não é reportado. Para a maioria das variáveis presentes em Tabela 4 se identificou uma quebra na tendência com exceção feita a $\ln Z(f)$ que apresenta apenas uma quebra no intercepto em 2014. Para $\ln e$ e $\ln P$ a quebra ocorre no mesmo período ao fim de 2010, $\ln e$ passa a apresentar uma tendência determinística positiva após a quebra, com a tendência estimada para $\ln P$ também sofrendo um aumento.

É interessante notar também que $\ln P(f)$ tem sua quebra três trimestres após, mas também é uma quebra que acaba por mudar o sinal da tendência da variável. No primeiro período a tendência de $\ln P(f)$ mostra uma constante elevação dos preços de importação em dólar, comportamento que se inverte após a quebra com uma constante queda em tais preços. Uma mudança no sinal da tendência também ocorre para $\ln Y$ após sua quebra no segundo trimestre de 2013.

Tabela 4 – Teste de raiz Unitária com quebra estrutural

Variável	Estatística do teste	Defasagem	Valor Crítico 5%	Período da Quebra
$\ln P(f)$	-2.63	0	-4.52	3º trimestre de 2011
$\ln P$	-3.12	0	-4.52	4º trimestre de 2010
$\ln e$	-3.042	0	-4.52	4º trimestre de 2010
$\ln Z(f)$	-3.87	0	-4.85	3º trimestre de 2014
$\ln Y$	-3.62	0	-4.52	2º trimestre de 2013

Com a confirmação da não estacionariedade das variáveis, procurou se analisar o comportamento das variáveis em diferença, tal análise se dará primeiramente através de uma análise descritiva das variáveis na Tabela 5, mas também analisando a matriz de

correlações entre as variáveis de forma a identificar quais variáveis estão mais relacionadas com as outras.

Tabela 5 – Estatística Descritiva, variáveis em diferença

Variável	Média	Valor Máximo	Período	Valor Mínimo	Período
$\ln P(f)$	0.0069	0.0895	2º tri de 2008	-0.0906	4º tri de 2008
$\ln P$	0.0144	0.0316	1º tri de 2015	0.0018	3º tri de 2006
$\ln P(h)$	0.0141	0.0487	4º tri de 2015	-0.0379	2º tri de 2017
$\ln e$	-0.0014	0.3126	4º tri de 2008	-0.1569	2º tri de 2003
$\ln Z(f)$	0.0082	0.3153	2º tri de 2016	-0.7412	4º tri de 2008
$\ln Y$	0.0057	0.0252	3º tri de 2009	-0.0418	4º tri de 2008

A tabela descritiva das variáveis em diferenças primeiramente aponta novamente para a excepcionalidade do último período de 2008 que apresenta pontos de máximo para $\Delta \ln e$ e de mínima para $\Delta \ln P(f)$, $\Delta \ln Y$, e $\Delta \ln Z(f)$. Esse fato se mostra suficiente para que tratemos tal ponto como um outlier, justificado pela crise internacional presente no mundo no período e que apresenta seus maiores efeitos na economia brasileira nesse período.

Ao analisarmos a matriz de correlações das variáveis em diferença, é importante observar que o preço de importação em dólares é negativamente correlacionado ao valor do dólar, indicando assim que há o efeito citado no arcabouço teórico em que o exportador estrangeiro diminui seu *mark-up* de forma a se manter competitivo, além disso, $\ln P(f)$ mostra uma forte correlação com $\ln Z(f)$.

Tabela 6 – Matriz de correlação, variáveis em diferença

	$\ln P(f)$	$\ln P$	$\ln P(h)$	$\ln e$	$\ln Z(f)$	$\ln Y$
$\ln P(f)$	1	-0.1056	0.1523	-0.4890	0.6378	0.6357
$\ln P$	-0.1056	1	0.3803	0.0268	-0.1248	-0.2651
$\ln P(h)$	0.1523	0.3803	1	0.1524	0.0403	0.1026
$\ln e$	-0.4890	0.0268	0.1524	1	-0.7036	-0.5232
$\ln Z(f)$	0.6378	-0.1248	0.0403	-0.7036	1	0.5903
$\ln Y$	0.6357	-0.2651	0.1026	-0.5232	0.5903	1

A presente seção primeiramente cumpriu o objetivo de atestar a não estacionariedade das séries. Pela análise gráfica se observa os comovimentos em diversas séries tais como $\ln P(h)$ e $\ln P$ e uma relação entre $\ln P(f)$, $\ln e$ e $\ln Z(f)$ que se torna clara ao observar os movimentos ao fim de 2008 e a partir de 2014 em que há aumento em $\ln e$ ao mesmo tempo em que há uma queda em $\ln P(f)$ e $\ln Z(f)$.

Dessa maneira tem-se que a partir das observações retiradas da presente seção e a partir do arcabouço teórico as duas próximas seções tratam da especificação dos modelos a serem estimados com a identificação dos vetores de cointegração e, a partir de testes de exogeneidade fraca, das tendências estocásticas comuns.

6 MODELO COM 4 VARIÁVEIS

Após a análise descritiva das variáveis usadas no presente trabalho, essa primeira seção surge com o intuito de estimar um modelo com 4 variáveis de forma a apurar as relações de longo prazo apenas com as variáveis supostamente endógenas. Portanto, x_t é tal que:

$$x_t = \left[\ln P_t(f), \ln P_t, \ln P_t(h), \ln e_t \right]$$

Com a definição do vetor de variáveis endógenas x_t seguiremos o procedimento de Bachmann (2012) para a especificação do VEC em que primeiramente é consultado os critérios de informação para o modelo em diferença e usa a defasagem indicada para a estimação do Vetor de Correção de Erros.

Tabela 7 – Critérios de informação, modelo 1

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	520.7925	NA	5.72e-14	-19.14046	-18.99313	-19.08364
1	566.1697	82.35121	1.93e-14*	-20.22851*	-19.49185*	-19.94441*
2	577.7319	19.27032	2.30e-14	-20.06414	-18.73816	-19.55276
3	595.4809	26.95220*	2.21e-14	-20.12892	-18.21360	-19.39026

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Após a definição da defasagem do modelo, com quase a totalidade dos critérios indicando a necessidade de apenas uma defasagem no modelo, exceção feita ao teste de raiz de verossimilhança, se analisou a qualidade dos resíduos ⁷ em que a hipótese nula de normalidade dos resíduos foi rejeitada pelo teste Jaque-Bera. Já em relação à ausência de correlação serial dos resíduos e homocedasticidade dos mesmos os testes indicam a não rejeição de hipótese nula a 10% de significância.

De forma a garantir a normalidade dos resíduos então se introduziu uma dummy de pulso no último trimestre de 2008, a introdução da mesma é justificada pelos pontos extremos de $\Delta \ln e$ e $\Delta \ln P(f)$. Após a introdução da dummy a hipótese nula de normalidade dos resíduos não é rejeitada a 10% de significância.

A partir da definição da forma funcional do modelo em diferenças, deve-se definir os termos determinísticos do teste de cointegração. Primeiramente nota-se que há tendência

⁷ Gráfico de resíduos se encontra no apêndice em Figura 8.

Tabela 8 – Teste sobre os resíduos, modelo 1

Antes da dummy		Pós dummy			
Teste	Estatística do teste	P-Valor	Estatística do teste	P-Valor	
LM para 10 defasagens	1.1451	0.3100	1.2331	0.2272	
Jaque-Bera	22.504	0.0041	12.868	0.1165	
White	43.262	0.8934	58.463	0.3851	

determinística linear em $\ln P$ e $\ln P(h)$ como já citado anteriormente, de forma que é necessária a presença de uma constante nas equações do VAR em diferença. Além disso se optou pela presença de uma constante no vetor de cointegração de forma que as relações se mostrem estacionárias levando em conta a presença de uma constante diferente de zero.

A partir dessa o procedimento de Johansen é realizado na Tabela 9 abaixo. O procedimento de Johansen é caracterizado por ser um procedimento sequencial em que primeiramente se testa a hipótese nula de $r = 0$, caso tal hipótese seja rejeitada, se testa $r = 1$ e assim sucessivamente até se testar $r = N - 1$. Tanto o teste do Traço a em um nível de significância estatística de 5% como o do Máximo Auto-Valor indicam a presença de duas relações de cointegração.

Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen, modelo 1

Rank	Teste do Traço	P-Valor	Teste do Máx. Auto-Valor	P-Valor
0	87.35	0.000	75.30	0.003
1	45.93	0.002	39.59	0.027
2	18.18	0.094	15.67	0.279
3	5.69	0.224	4.90	0.304

A partir da definição do rank de cointegração os conceitos de exogeneidade fraca e forte se tornam importante para a análise. De acordo com a definição de Juselius (2006) fraca exogeneidade da variável $x_{j,t}$ indica que a soma de seus resíduos, $\sum_{i=1}^t \epsilon_{j,i}$ pode ser considerada uma tendência estocástica comum do sistema.

O teste de exogeneidade fraca é definido como um teste de restrição na matriz de ajustamento α . Se a variável x_t não reagir às tendências estocásticas do sistema no longo-prazo, terá a linha correspondente em α igual a zero e tal variável pode ser considerada será fraca exógena.

Tabela 10 – Testes de exogeneidade fraca, modelo 1

Variável	Estatística do teste	P-Valor
$\ln P(f)$	9.8565	0.0072
$\ln P$	25.864	0.0000
$\ln P(h)$	22.485	0.0000
$\ln e$	6.9442	0.0311

Ao se analisar os testes de exogeneidade fraca se observou que nenhuma das variáveis se mostrou fracamente exógena a 5% de significância. De toda maneira se estimou o vetor β de forma a expressar relações esperadas pela teoria. Além disso, algumas restrições foram realizadas no vetor α de forma que o modelo VEC assume a forma expressa abaixo:

Tabela 11 – Vetor de cointegração, Modelo 1

Variável	β		α	
ln P(f)	1	0	-0.2436	-0.3139
	-	-	[0.0632]	[0.0960]
ln P	0	1	0	0.0392
	-	-	-	[0.0063]
ln P(h)	-0.5058	-0.9291	0.1037	0.2314
	-	[0.0064]	[0.0398]	[0.0606]
ln e	0.5058	0	0.4361	0.6995
	[0.0258]	-	[0.1449]	[0.2269]
Constante	-4.9407	0	-	-
	[0.0559]	-	-	-
Teste LR	Estatística do Teste		P-Valor	
	2.0928		0.7187	

A primeira relação esperada provém da teoria exposta no Arcabouço Teórico do presente trabalho e relaciona os fatores determinantes para $lnP(f)$, a partir de (7) tem-se que $P(f) = f(Z(f), e)$. Como será explorado na próxima seção, entretanto a presente especificação não apresenta uma métrica para $Z(f)$ de forma que a mesma não entra na hipótese acerca da cointegração.

Ainda na primeira hipótese, há ainda a relação de competição entre produtos importados $P(f)$ e produtos domésticos $P(h)$. Os sinais encontrados são os esperados pela teoria, ou seja, $lnP(f)$ reagirá negativamente a um choque cambial e positivamente a um choque em $lnP(h)$. Também é importante observar como é possível na primeira relação restringir os coeficientes de $lnP(h)$ e lne de forma a terem o mesmo valor, mas com sinais contrários. Dessa maneira a reação dos produtores internacionais a mudanças nos preços dos concorrentes ou ao câmbio é a mesma, indicando que no processo de precificação esses dois componentes são levados em consideração com a mesma importância.

O segundo candidato a vetor de cointegração diz respeito à relação entre $lnP(h)$ e lnP , como é possível ver através da análise gráfica das variáveis em nível, o comportamento das duas variáveis ao longo do tempo é sempre bem próximo, indicando uma relação estacionária no longo-prazo. Teoricamente tal relação apresenta justificativa no fato de que os preços no atacado é a última etapa da cadeia de produção antes de chegar ao consumidor final, dessa maneira é razoável esperar que tais variáveis cointegrem. Dada essa proximidade ao longo do tempo desses dois índices de preço, note que o coeficiente é bem próximo de 1.

Sobre o vetor de ajustamento α se observa que apenas os preços de importação $\ln P(f)$ reagem em direção ao equilíbrio para os dois vetores de cointegração, enquanto que $\ln P$ não reage ao primeiro vetor. As relações indicadas pelo vetor β são representadas em Figura 2 sendo que é possível ver que tanto os resíduos das relações, como o comportamento das mesmas se comparado à variável em que se normaliza β , é possível observa que o resíduo das duas relações estimadas apresenta comportamento estacionário ao longo da amostra.

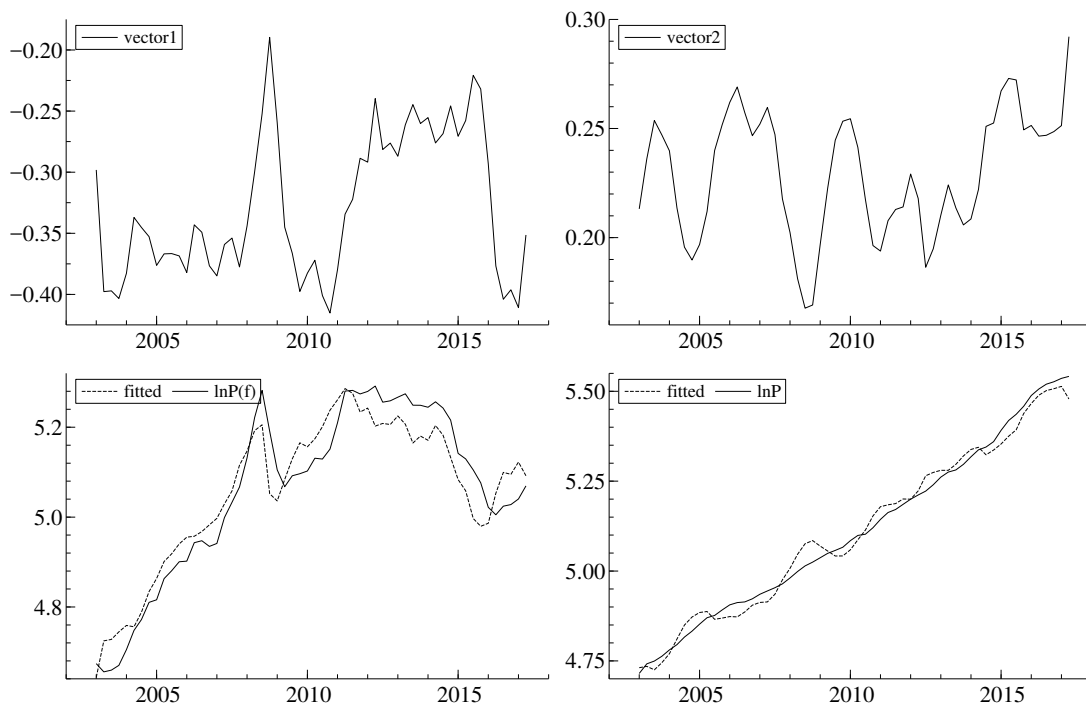


Figura 2 – Relações de cointegração, modelo 1

A partir da definição dos vetores α e β é possível calcular α_{\perp} , $\bar{\beta}_{\perp}$ em que é possível interpretar tais matrizes como as tendências estocásticas comuns do sistema e uma matriz de ajustamento respectivamente, dessa forma as duas matrizes calculadas com base nos vetores estimados são apresentadas em Tabela 12

Tabela 12 – Complemento Ortogonais, Modelo 1

Variável	$\bar{\beta}_{\perp}$		α_{\perp}	
$\ln P(f)$	0.7634	-0.7352	-0.1354	0.6056
$\ln P$	0.7247	-0.2205	-0.7476	-0.5497
$\ln P(h)$	0.7800	-0.2373	0.6114	-0.3827
$\ln e$	-0.7292	1.2161	-0.2210	0.4293

Ao se analisar o vetor α_{\perp} alguns indicativos sobre a origem das tendências estocásticas aparecem. Primeiramente tem-se que a primeira tendência estocástica é uma

combinação linear formada pelos preços internos $\ln P(h)$ e $\ln P$, enquanto que a segunda tendência se mostra como uma combinação linear de todas as quatro variáveis do sistema.

Dado o fato de que nenhuma das variáveis se mostrou fracamente exógena nenhuma das variáveis tem soma de resíduos como uma tendência estocástica do sistema. A partir dos resultados obtidos até o momento é possível calcular a matriz C baseada nas restrições em α e β , assim a matriz é especificada abaixo:

Tabela 13 – Matriz C, modelo 1

	$\epsilon_{\ln P(f)}$	$\epsilon_{\ln P}$	$\epsilon_{\ln P(h)}$	$\epsilon_{\ln e}$
$\ln P(f)$	-0.6299	-0.2338	0.8833	-0.5620
$\ln P$	-0.2963	-0.4970	0.6481	-0.3193
$\ln P(h)$	-0.3185	-0.5342	0.6966	-0.3432
$\ln e$	0.9320	-0.0699	-1.0569	0.7725

A identificação dos choques estruturais se dará após a estimação dos modelos em forma reduzida, dessa maneira apenas na seção 7 do presente trabalho. Dessa maneira o trabalho seguirá para o segundo modelo, que apresenta uma variação do primeiro.

7 MODELOS COM 5 VARIÁVEIS

A presente seção surge no trabalho ao introduzir $\ln Z(f)$ como uma das variáveis endógenas do sistema, representado aqui pela cotação média do Petróleo, de forma que o vetor de variáveis x_t possa ser definido tal que:

$$x_t = \left[\ln P_t(f), \ln P_t, \ln P_t(h), \ln e_t, \ln Z_t(f) \right]$$

A presente seção se subdivide em duas subseções de forma que, para o Modelo 2 apenas o vetor de variáveis x_t entre na análise, para o Modelo 3 tem-se que o representativo dos choques de demanda, $\ln Y$ entrará na análise em diferença como uma variável exógena ao sistema.

7.1 Modelo 2

O Modelo 2 segue o mesmo procedimento realizado na seção anterior, com a diferença que nesse caso haverá a introdução de $\ln Z(f)$ como uma das variáveis endógenas do sistema. Sobre a defasagem do modelo, apesar da maioria dos critérios indicar o uso de três defasagens para o modelo em diferenças, se utilizará apenas uma defasagem na estimação de forma a manter a comparabilidade entre os modelos.

Como confirmação de que se escolheu uma defasagem suficiente para a representação da dinâmica do modelo se analisou a qualidade do modelo em diferenças gerado, acerca

Tabela 14 – Critérios de informação, modelo 2

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	567.1871	NA	3.39e-16	-21.43027	-21.05503	-21.28641
1	631.3429	111.0389	7.59e-17	-22.93626	-21.62293*	-22.43276*
2	663.6706	49.73499	5.92e-17	-23.21810	-20.96667	-22.35495
3	698.1428	46.40490*	4.47e-17*	-23.58242*	-20.39288	-22.35962

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

da defasagem a mesma se apresenta como o suficiente dado que o teste LM para 10 defasagens aponta para uma não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação nos resíduos. Além disso o teste de White de heterocedasticidade dos resíduos não rejeita a hipótese nula de resíduos homocedásticos a 10% de significância.

Tabela 15 – Teste sobre os resíduos, modelo 2

Antes da dummy	Estatística do teste		Pós dummy	
Teste	Estatística do teste	P-Valor	Estatística do teste	P-Valor
LM para 10 defasagens	0.8506	0.7229	1.375	0.2441
Jaque-Bera	16.294	0.0915	14.778	0.1404
White	100.22	0.4750	106.39	0.3122

A hipótese nula de normalidade dos resíduos é rejeitada a 10% de significância. Como se observou na análise descritiva das variáveis o último período de 2008 se comporta como um outlier e se definiu a exclusão de tal observação em todos os modelos pela dummy de pulso ⁸ de forma o teste Jaque Bera do modelo com a presença da dummy não rejeite a hipótese nula de normalidade de resíduos a 10% de significância.

Tabela 16 – Teste de cointegração de Johansen, modelo 2

Rank	Teste do Traço	P-Valor	Teste do Máx. Auto-Valor	P-Valor
0	116.29	0.000	45.88	0.001
1	70.40	0.001	36.34	0.003
2	34.06	0.065	18.53	0.159
3	15.53	0.202	10.89	0.270
4	4.64	0.336	4.64	0.336

Como adiantado o modelo dois se trata de uma extensão do primeiro modelo estimado com a inclusão da variável $\ln Z(f)$ como *proxy* para identificar choques de oferta

⁸ Os resíduos do modelo antes e após a inclusão das dummies são expostos em Figura 9

que podem por exemplo afetar os preços dos produtos importados e conseqüentemente o nível de preço de toda a cadeia de produção.

Em relação ao rank de cointegração do modelo, o procedimento de Johansen foi adotado e novamente se encontrou concordância entre o teste do Traço e o do Máximo Auto-Valor a 5% de significância com ambos os testes indicando a existência de dois vetores de cointegração.

A indicação do mesmo rank de cointegração utilizado no modelo 1 após a introdução de $\ln Z(f)$ indicam a presença de três tendências estocásticas. Como forma de identificar essas tendências se realizou novamente testes de fraca exogeneidade detalhados em Tabela 17.

Tabela 17 – Testes de exogeneidade, modelo 2

Exogeneidade Fraca		
Variável	Estatística do teste	P-Valor
$\ln P(f)$	18.317	0.0000
$\ln P$	20.750	0.0000
$\ln P(h)$	24.155	0.0000
$\ln e$	3.022	0.2206
$\ln Z(f)$	3.6570	0.1592

Os resultados do teste de exogeneidade fraca e forte trazem indicativos no sentido da identificação das tendências estocásticas comuns que governam o sistema, como $\ln Petro$ e $\ln e$ se apresentam como fracamente exógenas tem-se que tanto $\sum_{i=1}^t \epsilon_{\ln e, i}$ e $\sum_{i=1}^t \epsilon_{\ln Z(f), i}$ são tendências estocásticas comuns do sistema. Portanto tanto o câmbio como o preço do petróleo causam efeito de longo-prazo em pelo menos uma das variáveis.

A mudança no comportamento de $\ln e$, que na seção anterior não se mostrava fracamente exógena, mostra a importância da inclusão de uma variável representando os choques de oferta ao sistema de forma a ajudar na identificação das tendências estocásticas comuns e dos choques permanentes do sistema.

Acerca das estimativas dos vetores β e α , tem-se que é esperado que o primeiro vetor sofra alterações dada a inclusão de $\ln Z(f)$ na relação de longo-prazo estimada. Entretanto tal variável terá valor nulo na segunda relação que não se alterou conforme o esperado. Dessa forma se optou por fixar a segunda coluna de β de forma idêntica ao estimado pelo Modelo 1.

Tabela 18 – Vetor de cointegração, Modelo 2

Variável	β		α	
ln P(f)	1	0	-0.33168	-0.17934
	-	-	[0.0611]	[0.0419]
ln P	0	1	0	0.03818
	-	-	-	[0.0063]
ln P(h)	-0.4253	-0.9291	0.1388	0.1550
	-	-	[0.0510]	[0.0351]
ln e	0.4253	0	0	0
	[0.0380]	-	-	-
ln Z(f)	-0.1082	0	0	0
	[0.0312]	-	-	-
Constante	-4.201	0	-	-
	[0.1450]	-	-	-
Teste LR	Estatística do Teste		P-Valor	
	16.034		0.0987	

Ao se estimar o modelo, como especificado na Tabela 18 observou-se que novamente as restrições acerca de β e α não são rejeitadas a 5% de significância pelo teste LR. Além disso, algumas mudanças são observadas ao compararmos o Modelo 3 com seu correspondente Modelo 1.

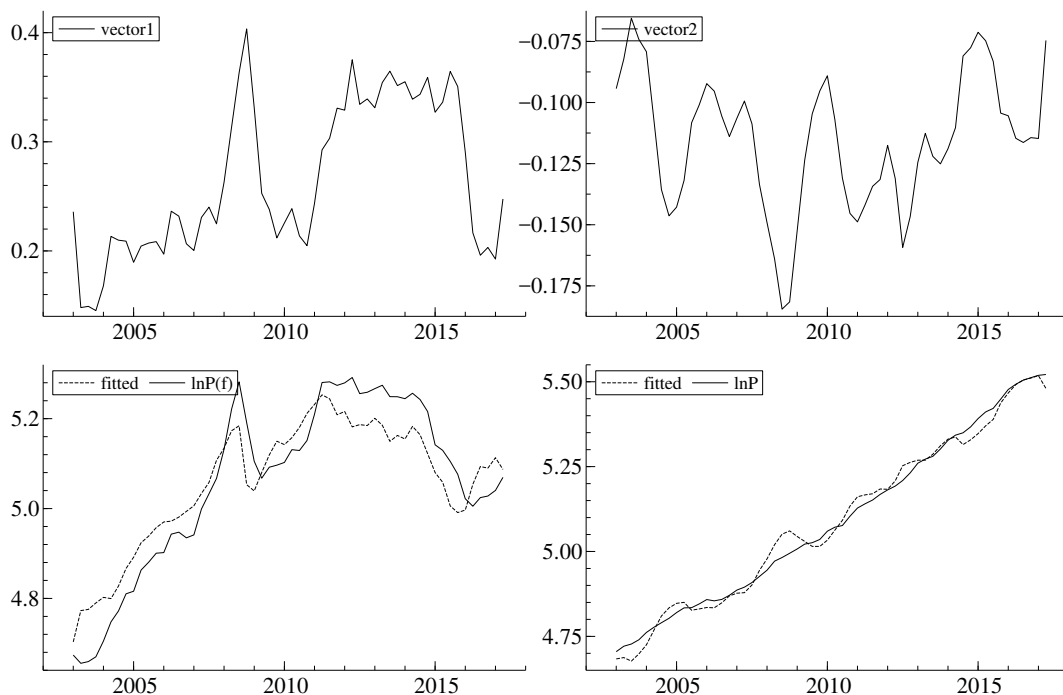


Figura 3 – Relações de cointegração, modelo 2

Primeiramente, há uma redução na primeira coluna de β no coeficiente que acompanha lne que passa de aproximadamente de -0.5 para -0.42, entretanto ainda é possível

igualar tal coeficiente ao estimado para $\ln P(h)$ de forma que a conclusão estabelecida de que o importador reage de maneira idêntica às mudanças em $\ln e$ ou $\ln P(h)$ se mantenha. Ainda na primeira relação $\ln Z(f)$ se apresenta com sinal negativo como esperado, assim um aumento no preço do petróleo tende a aumentar os preços de importação em dólar.

Sobre o vetor de ajustamento, a principal diferença em relação é que tanto $\ln Z(f)$ como $\ln e$ tem suas respectivas linhas zeradas de acordo com os resultados dos testes de exogeneidade fraca. Dessa forma a soma dos resíduos dessas variáveis se comportam como duas das tendências estocásticas comuns do sistema. Além disso novamente apenas $\ln P(f)$ apresenta reagir em direção ao equilíbrio.

Acerca das estimativas de $\bar{\beta}_\perp$ e α_\perp duas consequências interessantes da fraca exogeneidade do câmbio e do preço do petróleo se mostram presentes. A primeira é a de que duas das tendências estocásticas do sistema se mostram perfeitamente identificadas sendo o "choque cambial" e o "choque de oferta", além disso as duas últimas colunas de $\bar{\beta}_\perp$ que mostram o efeito das tendências estocásticas em cada variável serão as mesmas duas últimas colunas da matriz C que indica o efeito dos choques empíricos sobre as variáveis do sistema.

A última tendência estocástica do sistema se apresenta como uma combinação linear dos preços do sistema, sendo o maior coeficiente em $\ln P$. Dada a ligação de tal tendência estocástica com variáveis nominais, a identificaremos como "choque nominal".

Tabela 19 – Complemento Ortogonais, Modelo 2

Variável	$\bar{\beta}_\perp$			α_\perp		
$\ln P(f)$	-0.2361	0.9883	-0.6488	0.1774	0	0
$\ln P$	-0.5484	0.4086	0.3021	0.8880	0	0
$\ln P(h)$	-0.5903	-0.4398	0.3251	0.4240	0	0
$\ln e$	-0.040	-1.8604	1.5980	0	1	0
$\ln Z(f)$	-0.0199	0.0925	-0.9935	0	0	1

Tabela 20 – Matriz C, modelo 2

	$\epsilon_{\ln P(f)}$	$\epsilon_{\ln P}$	$\epsilon_{\ln P(h)}$	$\epsilon_{\ln e}$	$\epsilon_{\ln Petro}$
$\ln P(f)$	-0.0419	-0.2097	-0.1001	0.9883	-0.6488
$\ln P$	-0.0973	-0.4870	-0.2326	0.4086	0.3021
$\ln P(h)$	-0.1047	-0.5242	0.2503	0.4398	0.3251
$\ln e$	0.0071	-0.0355	-0.0169	-1.8604	1.580
$\ln Z(f)$	-0.0035	-0.0177	0.0084	0.0925	-0.9335

Como última especificação a ser estimada no presente trabalho, tem-se que se incluirá a *proxy* representante das condições de demanda como uma variável exógena ao modelo de maneira que inclusão do hiato do produto, $hiato_{yt}$, se justifica pela relação de tal variável com os movimentos da demanda dentro da economia, dessa forma um excesso

de demanda seria captado por tal variável, tendo efeito inflacionário. Com a inclusão dessa variável exógena, é necessária a estimação de um terceiro modelo.

7.2 Modelo 3

Como adiantado a presente subseção surge de forma a estimar uma extensão do modelo 3 com a inclusão do hiato do produto ao sistema como uma variável exógena.⁹ Dessa maneira novamente se analisou os critérios de informação para o modelo em diferenças de forma a definir a defasagem a ser utilizada.

Tabela 21 – Critérios de informação, modelo 3

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	576.8065	NA	3.54e-16	-21.38892	-21.01717	-21.24597
1	639.1182	108.1637	8.72e-17*	-22.79691*	-21.49578*	-22.29656*
2	655.4745	25.30597	1.25e-16	-22.47073	-20.24021	-21.61298
3	686.9334	42.73663*	1.06e-16	-22.71447	-19.55456	-21.49932

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Para o terceiro modelo analisado tem-se que, como para o Modelo 1, a maioria dos critérios de informação indica o uso de apenas uma defasagem. Em relação a qualidade dos resíduos se observa que antes da inclusão da dummy de pulso no último trimestre de 2008 tanto a hipótese nula de ausência de autocorrelação dos resíduos como a de homocedasticidade dos resíduos não podem ser rejeitadas a 10% de significância.

Em relação a normalidade dos resíduos, o teste Jaque-Bera indica a rejeição da hipótese nula a 10% de significância para o modelo inicial. Após a inclusão da dummy tem-se que a hipótese nula de normalidade dos resíduos não é rejeitada.

Após a definição de defasagem do modelo, novamente se realizou o procedimento de Johansen supondo uma constante no vetor de cointegração. Tem-se que para o presente modelo os dois testes apresentam discordância no sentido de que a 5% de significância o Teste do Traço indica a existência de 3 relações de cointegração enquanto que o Teste do Máximo Auto-Valor indica duas relações de longo-prazo.

⁹ A variável é construída a partir da sugestão de Hamilton (2017) para a obtenção do aspecto estacionário de uma série não estacionária. Assim $hiato_{y_t} = \hat{v}_{t+h} = \ln Y_{t+h} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \ln Y_t - \hat{\beta}_2 \ln Y_{t-1} - \hat{\beta}_3 \ln Y_{t-2} - \hat{\beta}_4 \ln Y_{t-3}$ em que $h=8$ para dados trimestrais. O gráfico da variável está presente na Figura 10.

Tabela 22 – Teste sobre os resíduos, modelo 3

Antes da dummy			Pós dummy		
Teste	Estatística do teste	P-Valor	Estatística do teste	P-Valor	
LM para 10 defasagens	1.718	0.1128	1.0502	0.5137	
Jaque-Bera	17.714	0.0600	15.437	0.1169	
White	132.76	0.5385	137.41	0.4262	

Apesar dessa discordância, optou-se pela estimação do modelo com apenas duas relações de cointegração. A justificativa é a de que os valores críticos tradicionais usados no procedimento de Johansen perdem a validade com a inclusão de variáveis exógenas ao modelo.

Tabela 23 – Teste de cointegração de Johansen, modelo 3

Rank	Teste do Traço	P-Valor	Teste do Máx. Auto-Valor	P-Valor
0	124.44	0.000	51.38	0.000
1	73.07	0.000	35.92	0.003
2	37.14	0.029	17.58	0.207
3	19.56	0.061	12.83	0.146
4	6.73	0.146	6.73	0.145

Após a definição do rank de cointegração do sistema, tem-se que os testes de exogeneidade fraca descritos em Tabela 24 apresentam o mesmo resultado que o modelo 2, ou seja, a 10% de significância tanto $\ln Z(f)$ como $\ln e$ se mostram fracamente exógenas e a soma de seus resíduos podem ser consideradas como uma das tendências estocásticas do sistema.

Tabela 24 – Testes de exogeneidade, modelo 3

Exogeneidade Fraca		
Variável	Estatística do teste	P-Valor
$\ln P(f)$	8.3439	0.0154
$\ln P$	30.526	0.0000
$\ln P(h)$	26.046	0.0000
$\ln e$	1.5424	0.4625
$\ln Z(f)$	1.6898	0.4296

Para a estimação do vetor β testou-se a hipótese de que o mesmo não sofre alteração do segundo modelo estimado para o terceiro. Como pode-se observar na Tabela 25 tal hipótese não é rejeitada dado que o vetor β estimado para o segundo modelo não é rejeitado a 5% de significância.

Em relação ao vetor de ajustamento α o vetor pouco se altera se comparado ao segundo modelo do presente trabalho com tanto $\ln e$ como $\ln Z(f)$ se apresentando como fracamente exógenas e $\ln P$ não reagindo ao primeiro vetor. Como o vetor é idêntico ao estimado para o segundo modelo tem-se que Figura 4 é idêntica a Figura 3

Tabela 25 – Vetor de cointegração, Modelo 3

Variável	β		α	
ln P(f)	1	0	-0.3394	-0.1844
-	-	-	[0.0790]	[0.0510]
ln P	0	1	0	0.0395
-	-	-	-	[0.0058]
ln P(h)	-0.4253	-0.9291	0.2049	0.1905
-	-	-	[0.0634]	[0.0410]
ln e	0.4253	0	0	0
-	-	-	-	-
ln Z(f)	-0.1082	0	0	0
-	-	-	-	-
Constante	-4.201	0	-	-
-	-	-	-	-
Teste LR	Estatística do Teste		P-Valor	
	21.586		0.0621	

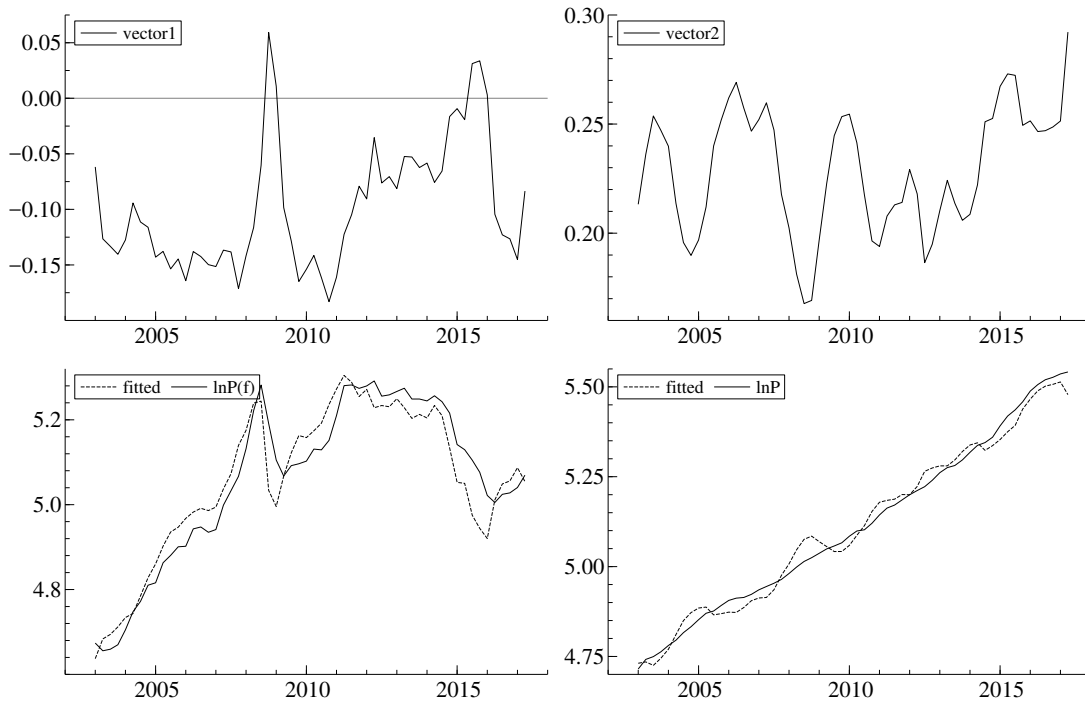


Figura 4 – Relações de cointegração, modelo 3

Com o vetor estimado, é possível calcular α_{\perp} , $\bar{\beta}_{\perp}$ e a matriz de impacto de longo-prazo C. Dada a estrutura de cointegração novamente tem-se que duas das tendências estocásticas comuns presentes em α_{\perp} serão representadas pela soma dos resíduos de lne e de $lnZ(f)$ de forma que dois dos choques permanentes são referentes aos choques cambiais e aos choques de oferta externos.

Sobre a terceira tendência estocástica comum, novamente a mesma se apresenta

como uma combinação linear entre $\ln P$, $\ln P(h)$ e $\ln P(f)$, mas estando mais ligada aos dois primeiros. É possível também que tal tendência tenha como origem os choques inflacionários representados por $\ln P$ de forma que tal variável tenha impactos permanentes ao resto do sistema, tal aspecto será discutido na próxima seção de forma a identificar os choques estruturais.

Tabela 26 – Complemento Ortogonais, Modelo 3

Variável	$\bar{\beta}_\perp$			α_\perp		
$\ln P(f)$	0.3344	1.1708	-0.9414	0.2604	0	0
$\ln P$	0.7484	0.9095	-0.5182	-0.8637	0	0
$\ln P(h)$	0.8055	0.9789	-0.5577	0.4314	0	0
$\ln e$	0.0297	-1.7262	1.3672	0	1	0
$\ln Z(f)$	0.0411	0.1874	-1.1342	0	0	1

Tabela 27 – Matriz C, modelo 3

	$\epsilon_{\ln P(f)}$	$\epsilon_{\ln P}$	$\epsilon_{\ln P(h)}$	$\epsilon_{\ln e}$	$\epsilon_{\ln Z(f)}$
$\ln P(f)$	0.0871	-0.2888	0.1442	1.1708	-0.9414
$\ln P$	0.1949	-0.6464	0.3228	0.9095	-0.5182
$\ln P(h)$	0.2098	-0.6958	0.3475	0.9789	-0.5577
$\ln e$	0.0077	-0.0256	0.0128	-1.726	1.3672
$\ln Z(f)$	0.0107	-0.0355	0.0177	0.1874	-1.1342

Assim, a próxima seção surge de forma a identificar os choques estruturais através de restrições na matriz de longo-prazo \bar{C} e na de curto-prazo B^{-1} .

8 IDENTIFICAÇÃO

Para o processo de identificação tem-se que levar em conta a existência de, dado um vetor de variáveis de dimensão N com r relações de cointegração. Como em nosso modelo $r=2$, deve-se identificar dois choques como tendo efeitos apenas transitórios.

No caso do modelo de quatro variáveis, tem-se a necessidade de impor $N \frac{(N-1)}{2} = 6$ restrições linearmente independentes de forma a identificar os choques estruturais sendo que quatro de tais restrições são geradas pela definição dos dois choques transitórios do modelo.

Em uma tentativa de rotular os choques para esse primeiro modelo, na ordem em que aparecem dentro do sistema, tem-se um choque no *mark-up* dos importados, um choque inflacionário, um choque de custos internos e um choque cambial, com os dois primeiros tendo efeitos apenas transitórios no sistema. De fato é importante a discussão acerca da identificação da origem das tendências comuns do sistema, primeiramente há o choque cambial que tende a apresentar segundo a teoria efeitos permanentes sobre as variáveis de preço tanto indiretamente, no caso de $\ln P(f)$ que tende a diminuir seu preço

de forma a se manter competitivo, como diretamente através do aumento de preço de insumos importados ou bens de consumo importados que afetam tanto $\ln P(h)$ como $\ln P$.

Sobre a definição dos choques de custos internos como o segundo choque permanente do sistema, tem-se que mudanças na estrutura de custos interna do país apresentam efeitos permanentes tanto diretamente sobre o preço aos consumidores, como indiretamente aos preços de importação através do processo de concorrência.

A separação entre choques permanentes e transitórios no presente modelo se apresenta deficitária principalmente por excluir choques de custo externos ao sistema, dessa maneira nem todas as tendências que teriam efeito no sistema segundo a teoria parecem estar representadas, problema que será corrigido nos modelos subsequentes.

Com a separação entre choques permanentes e transitórios, para a exata identificação dos choques do sistema é necessária a utilização de mais duas restrições. Para identificar os choques permanentes definiu-se que os choques de custo internos não afetarão $\ln e$ no longo-prazo. Já para a identificação dos choques transitórios é necessário o uso de restrições de curto-prazo de forma que se definiu que um choque inflacionário não afetará os preços de importação contemporaneamente.

Além das restrições já destacadas, novamente as duas restrições de curto-prazo adicionais serão introduzidas ao sistema de maneira a tornar as restrições testáveis a um teste LR. De fato, as restrições se referem ao tema central do trabalho e dizem que tanto o preço no atacado, $\ln P(h)$ como o preço aos consumidores, $\ln P$ não são afetados contemporaneamente por choques cambiais. Tais restrições são baseadas na ideia de rigidez nominal dada a suposição de que os ajustes dos preços frente a choques cambiais não serão simultâneos ao choque.

Assim a matriz de impactos contemporâneos B e a matriz de impactos de longo-prazo CB são definidas tais que:

$$B = \begin{bmatrix} * & 0 & * & * \\ * & * & * & 0 \\ * & * & * & 0 \\ * & * & * & * \end{bmatrix}, CB = \begin{bmatrix} 0 & 0 & * & * \\ 0 & 0 & * & * \\ 0 & 0 & * & * \\ 0 & 0 & 0 & * \end{bmatrix}$$

Além das estruturas não recursivas, o presente trabalho se utilizará de estruturas recursivas de Cholesky baseadas em restrições na matriz de curto-prazo B^{-1} de forma a ser possível a comparação das estimativas de repasse cambial para duas distintas estruturas de identificação. Para o vetor de quatro variáveis a ordenação de Cholesky segue, da mais exógena para a mais endógena, $\ln e \rightarrow \ln P(f) \rightarrow \ln P(h) \rightarrow \ln P$ de forma a formar uma matriz de curto-prazo triangular inferior.

Para o modelo com cinco variáveis tem-se que o choque adicional pode ser rotulado

como um choque de custos externos do sistema. De fato, a inclusão de $\ln Z(f)$ ao vetor x_t de variáveis endógenas procura resolver o problema detectado anteriormente sobre a não representação de todas as tendências relevantes ao sistema. Ao afirmarmos através do teste de exogeneidade fraca que tanto $\ln e$ como $\ln Z(f)$ são fraco exógenos, tem-se que os choques cambiais e os choques de custos externos se comportam como dois dos três choques permanentes do sistema. A terceira tendência estocástica comum novamente segundo nossa identificação terá como origem os choques de custos internos da produção.

Dessa forma para os dois modelos que apresentam cinco variáveis endógenas tem-se que das $N \frac{N-1}{2} = 10$ restrições linearmente independentes necessárias para a identificação do sistema, seis são dadas pela separação entre choques transitórios e permanentes. Em relação às restrições adicionais, para identificar os choques transitórios novamente se faz necessária a ideia de que um choque inflacionário não afetará os preços de importação contemporaneamente. Para a identificação dos choques permanentes tem-se primeiramente a ideia de que choques na estrutura de custos internos da economia não afetarão no longo-prazo nem a variável cambial, nem os custos de economias externas. Por fim, a última restrição será imposta na matriz B e indica que a variável cambial não reagirá contemporaneamente à choques de custos externos.

Novamente além das restrições já indicadas as duas restrições de curto-prazo que indicam rigidez nominal para $\ln P$ e $\ln P(h)$ frente a um choque cambial novamente se faz presente, dessa maneira a matriz de impactos contemporâneos B e a matriz de impactos de longo-prazo CB são definidas tais que:

$$B = \begin{bmatrix} * & 0 & * & * & * \\ * & * & * & 0 & * \\ * & * & * & 0 & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & 0 & * \end{bmatrix}, CB = \begin{bmatrix} 0 & 0 & * & * & * \\ 0 & 0 & * & * & * \\ 0 & 0 & * & * & * \\ 0 & 0 & 0 & * & * \\ 0 & 0 & 0 & * & * \end{bmatrix}$$

Sobre a estrutura recursiva que será usada para comparação, com a inclusão de $\ln Z(f)$ como variável endógena do modelo a mesma entra como a mais exógena ao sistema de forma que a ordenação de Cholesky se torna $\ln Z(f) \rightarrow \ln e \rightarrow \ln P(f) \rightarrow \ln P(h) \rightarrow \ln P$ de forma a formar uma matriz de curto-prazo triangular inferior. Dessa maneira a próxima seção analisa as funções impulso-resposta geradas pela estrutura não-recursiva e a comparação dessa com estrutura recursiva de identificação dos choques estruturais.

9 RESULTADOS

A presente seção será separada em quatro subseções, as três primeiras surgem de forma a analisar os resultados de cada modelo em relação tanto ao formato da função

impulso-resposta como em relação às estimativas de repasse cambial. De forma a medir o repasse cambial, a literatura em geral costuma considerar as respostas dos preços frente a um choque cambial e normalizá-las pela reação do próprio câmbio. Sendo $\ln p_t$ o logaritmo de preço qualquer, $\ln e_t$ o logaritmo da taxa de câmbio e $u_{\ln e,t}$ um choque cambial ocorrido em t tem-se que o repasse cambial pode ser considerado tal que:

$$\text{Repasse} = \frac{\frac{\delta E(p_{t+h}|p_t)}{\delta u_{e,t}}}{\frac{\delta E(\ln e_{t+h}|e_t)}{\delta u_{\ln e,t}}} \quad (19)$$

A estimativa de repasse especificada em (19) é a utilizada no presente trabalho para $\ln P(h)$ e $\ln P$, entretanto como o preço dos importados $\ln P(f)$ é especificado em dólares tem-se que uma pequena alteração é necessária na fórmula de cálculo de forma que:

$$\text{Repasse} = 1 - \frac{\frac{\delta E(p_{t+h}|p_t)}{\delta u_{e,t}}}{\frac{\delta E(\ln e_{t+h}|e_t)}{\delta u_{\ln e,t}}} \quad (20)$$

Assim, caso $\ln P(f)$ não se altere dada um choque cambial tem-se que o repasse é completo. Já para os preços no atacado e ao consumidor tem-se que uma resposta nula indica repasse cambial nulo.

Dada a replicação em *bootstrap* das funções impulso-resposta que permite criar um intervalo de confiança para as respostas dos preços frente a um choque cambial o presente trabalho procurou criar intervalos de confiança também para as estimativas de repasse cambial.¹⁰

9.1 Modelo 1

Para o modelo com quatro variáveis endógenas, tem-se a Figura 5 apresenta do lado esquerdo a função impulso-resposta gerada pela estrutura não recursiva de identificação dos choques e do lado direito o formato da estrutura recursiva de Cholesky.

Acerca da estrutura não recursiva, o teste de raiz de verossimilhança não rejeita as restrições a 5% de significância apresentando um p-valor de 0.07. Nota-se que para as três respostas ao impulso dos preços a resposta nula no longo-prazo pode ser rejeitada a 10% de significância. Dessa maneira a hipótese de repasse completo para os preços de importação e nulo para os preços no atacado e ao consumidor são rejeitadas pelo presente modelo.

¹⁰ A construção dos intervalos de confiança do repasse cambial foi realizada ao se dividir a banda superior (inferior) do intervalo de confiança das respostas ao preço pela inferior (superior) da resposta do câmbio de forma a gerar o repasse máximo (mínimo). O intervalo de confiança é gerado supondo 10% de significância e se utilizando de 1000 replicações de *bootstrap* para a geração do mesmo.

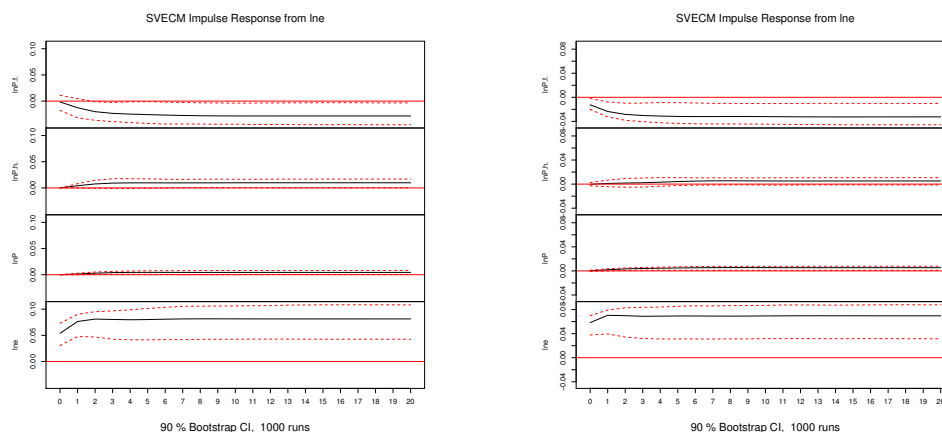


Figura 5 – Funções de impulso-resposta a um choque cambial, modelo 1

Acerca da significância das respostas, tem-se que para a estrutura recursiva não se pode rejeitar o repasse nulo para o preço no atacado a 10% de significância, de resto as possibilidades de repasse completo para os preços de importação e nulo para o repasse aos preços ao consumidor podem ser rejeitadas.

Sobre as estimativas de repasse em si, primeiramente calculamos o repasse para a estrutura não recursiva que gera os repasses mostrados em Tabela 28 gerando um repasse de longo-prazo de respectivamente 65,16%, 12,07% e de 5,46% para os preços de importação, atacado e ao consumidor. Pela forma como o intervalo de confiança foi construído a tabela é lida de forma que para cada preço especificado a primeira coluna corresponde ao limite inferior do intervalo de confiança, a segunda corresponde ao repasse estimado e a terceira coluna ao limite superior do intervalo de confiança.

Tem-se que os repasses estimados apresentam grande variância, a menor delas observada na resposta aos preços ao consumidor e a maior observada para os preços no atacado. Sobre a resposta estimada para o curto-prazo, tem-se que a hipótese de repasse completo não pode ser rejeitada até o segundo período para os preços de importação enquanto que para os preços no atacado a resposta se torna estatisticamente diferente de zero apenas no sexto período.

Em relação à dinâmica dos repasses, tem-se que o repasse para o preço de importados atinge seu maior valor no período contemporâneo ao choque, já o repasse de $\ln P(h)$ se apresenta crescente nos quatro primeiros períodos de análise chegando a 12,07%, e no restante do horizonte analisado oscila até se estabilizar a partir de 16º período. Por fim comportamento semelhante é observado para o repasse para $\ln P$ de forma a atingir o maior repasse de 5,65% cinco períodos após o choque e a partir disso oscilar até estabilizar a partir do 12º período.

Ao se analisar os repasses estimados pela estrutura recursiva de curto-prazo, tem-se que tanto o repasse de longo-prazo para $\ln P(f)$, como para $\ln P(h)$ há uma redução de

Tabela 28 – Estimativas de repasse Modelo 01, estrutura não recursiva

Período	ln P(f)			ln P(h)			ln P		
0	75.69%	96.98%	136.09%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
1	64.55%	83.33%	110.13%	-0.20%	5.48%	17.07%	0.00%	1.81%	6.12%
2	61.48%	75.10%	97.17%	-0.69%	9.34%	31.24%	0.62%	3.66%	11.02%
3	59.45%	70.84%	94.02%	-1.26%	11.42%	40.98%	0.87%	4.99%	15.12%
4	58.55%	68.92%	96.65%	-1.17%	12.07%	42.13%	0.83%	5.57%	17.15%
5	58.00%	67.87%	97.31%	-0.59%	12.03%	42.12%	0.63%	5.65%	17.96%
6	57.74%	67.02%	95.47%	-0.19%	11.89%	39.77%	0.48%	5.55%	18.15%
7	58.63%	66.28%	93.58%	0.34%	11.83%	39.03%	0.23%	5.46%	18.36%
8	58.54%	65.72%	92.27%	0.62%	11.86%	39.28%	0.26%	5.42%	18.58%
9	58.30%	65.38%	91.72%	0.51%	11.93%	39.31%	0.31%	5.42%	18.97%
10	58.49%	65.21%	91.17%	0.30%	12.00%	38.88%	0.35%	5.43%	18.71%
11	58.17%	65.15%	91.32%	0.50%	12.05%	38.64%	0.45%	5.45%	18.71%
12	58.15%	65.15%	91.74%	0.31%	12.08%	39.16%	0.44%	5.46%	18.61%
13	58.44%	65.16%	92.19%	0.37%	12.09%	39.32%	0.37%	5.46%	18.66%
14	58.33%	65.17%	92.44%	0.42%	12.09%	39.49%	0.39%	5.47%	18.70%
15	58.39%	65.17%	92.69%	0.43%	12.08%	39.54%	0.41%	5.46%	18.78%
16	58.48%	65.17%	92.76%	0.39%	12.07%	39.67%	0.32%	5.46%	18.87%
17	58.48%	65.17%	92.70%	0.37%	12.07%	39.68%	0.36%	5.46%	18.99%
18	58.36%	65.17%	92.12%	0.39%	12.07%	39.66%	0.37%	5.46%	18.97%
19	58.30%	65.16%	92.07%	0.38%	12.07%	39.65%	0.37%	5.46%	19.10%
20	58.25%	65.16%	92.07%	0.32%	12.07%	39.67%	0.37%	5.46%	19.01%

10 e 5% respectivamente se comparado à estrutura recursiva. Enquanto que também é observado um aumento de cerca de 2% para o repasse de longo-prazo estimado para os preços aos consumidores.

Sobre a dinâmica dos mesmos, tem-se que novamente o maior repasse observado para os preços de importação segue sendo o período contemporâneo ao choque, já para os preços no atacado e ao consumidor tem-se que o maior repasse observado ocorre oito períodos após o choque. Um dos pontos importantes da resposta para a estrutura recursiva é que o repasse para preços ao consumidor se mostram mais responsivos que preços no atacado, o que contraria a teoria que prevê repasse decrescente ao longo da cadeia de produção.

Com a análise realizada a partir das duas estruturas, o trabalho segue para a análise do próximo modelo que conta com a inclusão de $lnZ(f)$ como uma das variáveis endógenas.

Tabela 29 – Estimativas de repasse Modelo 01, estrutura recursiva

Período	ln P(f)			ln P(h)			ln P		
0	71.10%	78.62%	94.84%	-4.11%	-0.38%	7.28%	-1.06%	0.37%	3.15%
1	58.87%	66.61%	80.60%	-5.48%	1.55%	16.72%	0.03%	2.80%	8.95%
2	54.01%	59.36%	71.27%	-6.27%	2.45%	27.21%	0.87%	4.75%	14.36%
3	51.66%	56.10%	69.97%	-5.81%	3.32%	31.85%	1.31%	5.88%	17.77%
4	49.74%	54.80%	71.77%	-4.16%	4.63%	34.92%	1.45%	6.53%	20.23%
5	49.30%	54.16%	71.46%	-2.84%	6.07%	34.45%	1.25%	7.04%	21.72%
6	48.95%	53.84%	69.75%	-2.07%	7.21%	33.61%	1.25%	7.49%	23.23%
7	48.59%	53.77%	67.82%	-1.83%	7.81%	33.68%	1.17%	7.80%	24.09%
8	48.91%	53.82%	67.88%	-1.57%	7.94%	33.09%	1.21%	7.92%	24.03%
9	48.68%	53.84%	66.97%	-1.56%	7.80%	33.19%	1.20%	7.90%	24.21%
10	48.74%	53.77%	67.08%	-1.87%	7.60%	32.76%	1.14%	7.82%	23.85%
11	48.69%	53.63%	67.54%	-1.99%	7.45%	33.21%	1.12%	7.73%	24.00%
12	48.29%	53.47%	68.04%	-1.63%	7.38%	33.50%	1.20%	7.67%	24.04%
13	48.13%	53.34%	68.29%	-1.52%	7.38%	33.50%	1.21%	7.65%	24.22%
14	47.90%	53.26%	68.37%	-1.54%	7.41%	33.80%	1.20%	7.66%	24.44%
15	47.94%	53.23%	68.12%	-1.53%	7.45%	33.67%	1.20%	7.67%	24.47%
16	48.02%	53.24%	68.08%	-1.65%	7.48%	33.58%	1.21%	7.69%	24.37%
17	48.11%	53.26%	67.98%	-1.63%	7.49%	33.83%	1.20%	7.69%	24.48%
18	48.10%	53.27%	67.91%	-1.68%	7.49%	33.97%	1.19%	7.70%	24.55%
19	48.08%	53.28%	67.62%	-1.69%	7.49%	34.00%	1.19%	7.70%	24.60%
20	48.05%	53.29%	67.81%	-1.61%	7.48%	34.00%	1.19%	7.70%	24.62%

9.2 Modelo 2

Seguindo o mesmo procedimento de análise realizado na subseção anterior tem-se que primeiramente que a estrutura não recursiva do modelo é não rejeitada a 10% de significância, de fato o teste LR para a estrutura apresenta um p-valor de 0,6.

Novamente as funções impulso-resposta são expostas de maneira que do lado esquerdo se encontra a estimada pela estrutura não recursiva, enquanto que do lado direito a estrutura recursiva. O primeiro fator a se notar no presente modelo para a estrutura não recursiva é o aumento da variabilidade das respostas e a aparente diminuição da resposta dos preços aos consumidores que passam a apresentar uma resposta estatisticamente não diferente de zero para o choque cambial, a não rejeição de resposta nula também acontece para $\ln P(h)$. Já para os preços de importação tem-se que a resposta é diferente de zero no longo-prazo a 10% de significância.

Sobre a estrutura recursiva há uma alteração no ponto de que os preços no atacado apresentam resposta diferente de zero enquanto que os preços de importação não, de forma que a 10% de significância não seja possível rejeitar a hipótese de repasse completo no longo-prazo, além disso a resposta dos preços aos consumidores se apresenta de forma a estar muito próxima de zero, indicando um baixo repasse.

Ao analisar os repasses estimados primeiramente pela estrutura não recursiva, se

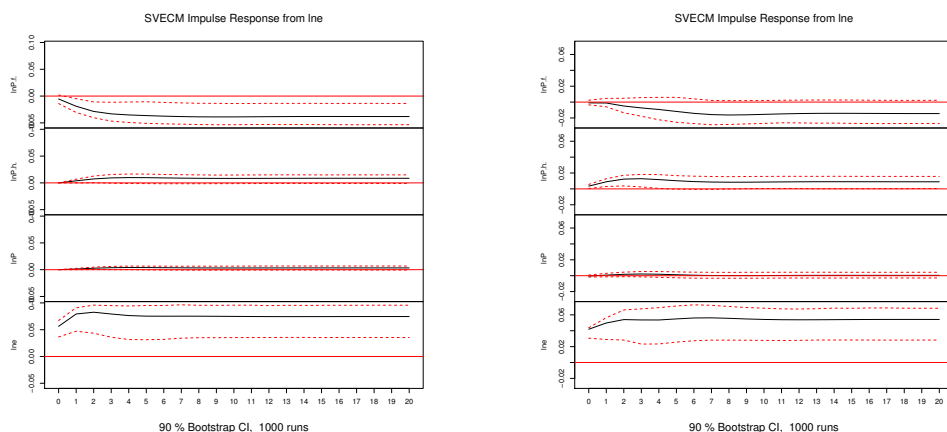


Figura 6 – Funções de impulso-resposta a um choque cambial, modelo 2

observa uma diminuição em todos os repasses estimados de forma a ressaltar a importância da inclusão da variável representando os choques de custos externos. A redução mais significativa ocorre para os preços de importação que, se comparamos com a estrutura não recursiva do primeiro modelo apresenta mais de 15% de redução do repasse estimado. Apesar de haver a diminuição, ela é muito pequena tanto para os preços no atacado como nos preços aos consumidores de menos de 1%.

Tabela 30 – Estimativas de repasse Modelo 02, estrutura não recursiva

Período	ln P(f)			ln P(h)			ln P		
0	79.15%	90.38%	105.33%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
1	66.33%	76.04%	89.56%	-0.07%	4.83%	14.52%	-0.02%	1.63%	5.32%
2	57.87%	65.30%	74.88%	0.21%	8.92%	29.23%	0.19%	3.35%	10.76%
3	50.80%	58.11%	67.88%	-0.62%	11.72%	43.54%	0.11%	4.68%	16.92%
4	47.71%	53.93%	64.97%	-1.28%	12.93%	52.17%	0.03%	5.28%	21.18%
5	46.52%	51.61%	65.97%	-1.40%	12.91%	52.58%	-0.36%	5.24%	21.12%
6	45.60%	50.15%	62.96%	-1.70%	12.35%	49.15%	-0.62%	4.94%	20.61%
7	45.59%	49.13%	62.72%	-1.64%	11.75%	44.60%	-0.87%	4.63%	18.79%
8	44.42%	48.46%	61.65%	-1.61%	11.34%	42.51%	-1.00%	4.41%	18.72%
9	44.02%	48.12%	61.33%	-1.52%	11.16%	41.49%	-0.90%	4.31%	18.85%
10	44.15%	48.06%	60.48%	-1.44%	11.16%	41.53%	-0.85%	4.30%	18.87%
11	44.48%	48.18%	60.68%	-1.33%	11.26%	41.75%	-0.73%	4.34%	18.96%
12	44.10%	48.38%	61.85%	-1.21%	11.37%	42.18%	-0.71%	4.39%	19.30%
13	44.33%	48.59%	61.66%	-1.19%	11.47%	42.10%	-0.68%	4.44%	19.36%
14	44.29%	48.75%	61.85%	-1.16%	11.53%	42.05%	-0.60%	4.47%	19.29%
15	44.20%	48.84%	61.37%	-1.21%	11.55%	42.08%	-0.59%	4.48%	19.39%
16	44.16%	48.86%	61.23%	-1.25%	11.54%	41.99%	-0.59%	4.48%	19.34%
17	43.98%	48.85%	61.54%	-1.26%	11.52%	42.11%	-0.67%	4.48%	19.33%
18	44.20%	48.82%	61.64%	-1.26%	11.50%	42.10%	-0.66%	4.47%	19.31%
19	44.20%	48.78%	61.16%	-1.24%	11.49%	42.14%	-0.65%	4.46%	19.29%
20	44.21%	48.76%	61.31%	-1.24%	11.48%	42.13%	-0.68%	4.46%	19.28%

Acerca do intervalo de confiança para o repasse estimado, tem-se que ela se apresenta

bem menor para os preços de importação, que apresenta uma diferença de menos de 20% entre o repasse máximo e mínimo estimado, já para os demais preços há um pequeno aumento de variância que causa a não rejeição da hipótese de repasse nulo a 10% de significância.

Sobre a dinâmica das respostas, tem-se que a mesma segue um padrão muito semelhante se comparado a estrutura não recursiva do primeiro modelo. Para $\ln P(f)$ o maior repasse observado ocorre no período contemporâneo ao choque, enquanto que para os preços no atacado e ao consumidor ocorrem quatro períodos após o choque.

Ao se analisar os repasses para a estrutura recursiva em Tabela 31, o que se encontra principalmente é um repasse muito próximo de zero para os preços aos consumidores e um aumento no repasse estimado tanto para os preços no atacado como para o preço de importados, sendo que a mudança é de maior magnitude para o preço de importação que, ao compararmos com a estrutura não recursiva, apresenta uma elevação de aproximadamente 25% em seu repasse estimado.

Sobre a magnitude dos intervalos de confiança dos repasses estimados tem-se que a resposta dos preços no atacado se mostra de mais de 50%, valor aproximadamente igual à variância do repasse para os preços de importação, enquanto que para o preço ao consumidor novamente o intervalo de confiança é de aproximadamente 20%.

Tabela 31 – Estimativas de repasse Modelo 02, estrutura recursiva

Período	ln P(f)			ln P(h)			ln P		
0	92.07%	97.66%	107.71%	1.12%	8.32%	18.30%	-3.77%	-1.30%	2.50%
1	89.48%	97.65%	116.16%	5.31%	17.99%	44.06%	-2.60%	1.49%	10.24%
2	79.67%	90.88%	116.81%	5.66%	22.84%	60.58%	-1.94%	3.21%	15.76%
3	73.59%	86.30%	124.49%	3.72%	23.95%	78.59%	-2.14%	4.00%	22.72%
4	67.72%	82.60%	125.47%	0.87%	21.83%	76.99%	-2.94%	3.44%	22.27%
5	64.32%	78.53%	123.38%	-0.44%	18.70%	65.08%	-3.73%	2.19%	18.70%
6	62.73%	74.68%	114.83%	-0.79%	16.40%	58.42%	-4.23%	1.11%	16.21%
7	60.34%	71.97%	107.56%	-0.84%	15.30%	55.50%	-4.39%	0.48%	15.18%
8	60.10%	70.75%	106.29%	-0.30%	15.09%	54.66%	-4.57%	0.24%	14.89%
9	60.28%	70.77%	106.74%	0.39%	15.38%	55.72%	-4.56%	0.25%	15.36%
10	60.74%	71.49%	107.03%	0.70%	15.86%	56.43%	-4.50%	0.39%	15.47%
11	61.38%	72.39%	108.20%	0.84%	16.30%	57.19%	-4.44%	0.56%	15.75%
12	61.12%	73.15%	108.91%	0.63%	16.61%	56.69%	-4.30%	0.71%	15.58%
13	60.87%	73.61%	109.13%	0.27%	16.75%	55.84%	-4.37%	0.80%	15.38%
14	61.36%	73.80%	109.30%	0.39%	16.76%	56.18%	-4.34%	0.83%	15.35%
15	60.72%	73.79%	109.01%	0.38%	16.70%	55.73%	-4.26%	0.83%	15.20%
16	60.77%	73.67%	108.24%	0.43%	16.63%	55.81%	-4.22%	0.80%	15.23%
17	60.57%	73.52%	107.79%	0.43%	16.56%	55.74%	-4.17%	0.78%	15.25%
18	60.63%	73.41%	107.57%	0.45%	16.52%	55.71%	-4.19%	0.76%	15.23%
19	60.58%	73.34%	107.75%	0.64%	16.50%	55.68%	-4.21%	0.74%	15.43%
20	60.53%	73.31%	108.10%	0.64%	16.50%	55.53%	-4.23%	0.74%	15.20%

Sobre a dinâmica dos repasses estimados pela estrutura recursiva tem-se que a mesma se aproxima da dinâmica estimada para a estrutura não recursiva no sentido que para os preços de importação o maior repasse observado novamente ocorre contemporaneamente ao choque enquanto que para os preços no atacado e ao consumidor o maior repasse observado ocorre três períodos após o choque inicial.

Nos dois modelos até aqui estimados se observa que a estrutura recursiva gera resultados mais próximos à teoria, com um repasse incompleto para os preços de importação, e repasse decrescente ao longo da cadeia de produção. Além disso se observa que os repasses estimados pela estrutura recursiva se mostram muito mais sensíveis à inclusão de uma variável adicional se comparado à estrutura não recursiva principalmente em relação às respostas de $\ln P(h)$ e $\ln P$.

A próxima seção surge para incluir o hiato do produto na análise como exógena ao modelo de forma que possamos observar a reação das respostas estimadas com essa nova alteração na especificação.

9.3 Modelo 3

Seguindo o mesmo procedimento tem-se que primeiramente que a estrutura não recursiva do modelo é não rejeitada a 10% de significância com o teste LR para a estrutura apresenta um p-valor de 0,3. Levando em conta que em Figura 7 as funções impulso-resposta são expostas de maneira que do lado esquerdo se encontra a estimada pela estrutura recursiva, enquanto que do lado direito a estrutura não recursiva.

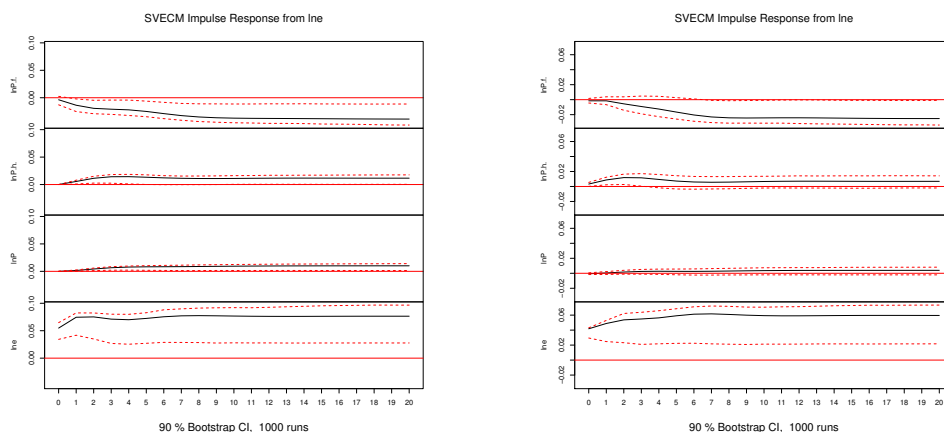


Figura 7 – Funções de impulso-resposta a um choque cambial, modelo 3

Em relação ao formato das respostas se observa mudanças significativas para a estrutura não recursiva, o preço ao consumidor aparenta uma resposta maior frente ao choque cambial se comparado a segunda especificação, de fato tem-se que há 10% de significância a hipótese nula de repasse zero no longo-prazo é rejeitada tanto para $\ln P$ como para $\ln P(h)$, também se rejeita a hipótese nula de repasse completo para $\ln P(f)$.

Assim tem-se que é esperado uma elevação no repasse observado com a inclusão do hiato do produto como uma variável exógena ao modelo.

Sobre o formato da função impulso-resposta para a estrutura recursiva de identificação, tem-se que tanto para lnP como $lnP(h)$ a hipótese nula de repasse nulo não pode ser rejeitada a 10% de significância. Enquanto que a hipótese nula de repasse completo para $lnP(f)$ pode ser rejeitada.

Ao se analisar os repasses estimados pela estrutura não recursiva tem-se o repasse a lnP se mostra superior aos outros modelos estimados enquanto que o repasse tanto a $lnP(f)$ como a $lnP(h)$ se mostram estáveis a mudança de especificação. Além disso o intervalo de confiança calculado se mostra maior também para os preços ao produtor e ao consumidor sendo a diferença entre o limite inferior e superior de tal intervalo aproximadamente de 63% e 49% respectivamente.

Sobre a dinâmica do repasse estimado, há alterações na dinâmica no sentido que para o terceiro modelo o repasse para $lnP(h)$ e lnP apresentem seu maior valor quatro e cinco períodos após o choque respectivamente. Para os preços de importação novamente se observa uma constante queda no repasse.

Tabela 32 – Estimativas de repasse Modelo 03, estrutura não recursiva

Período	ln P(f)			ln P(h)			ln P		
0	80.07%	93.26%	107.38%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
1	69.42%	81.65%	94.76%	1.20%	7.52%	18.91%	0.32%	2.09%	6.02%
2	64.60%	74.28%	86.67%	3.20%	15.16%	43.16%	1.65%	5.69%	16.89%
3	62.19%	70.61%	84.08%	3.12%	19.97%	67.92%	2.59%	9.24%	31.57%
4	59.52%	68.48%	83.09%	1.40%	20.48%	73.12%	2.70%	11.14%	38.04%
5	58.18%	65.52%	77.15%	0.14%	18.37%	65.19%	2.26%	11.37%	38.00%
6	56.73%	61.62%	70.85%	-0.29%	16.14%	56.30%	1.92%	11.14%	37.67%
7	54.30%	57.79%	63.77%	-0.22%	14.74%	54.00%	1.53%	11.13%	39.31%
8	52.42%	54.75%	60.72%	-0.19%	14.18%	54.82%	1.54%	11.41%	41.32%
9	51.34%	52.70%	59.30%	-0.04%	14.18%	57.17%	1.74%	11.82%	43.67%
10	50.42%	51.48%	59.05%	0.38%	14.48%	58.01%	1.69%	12.23%	44.79%
11	49.86%	50.81%	58.87%	0.50%	14.86%	59.12%	1.68%	12.58%	45.91%
12	49.61%	50.45%	60.00%	0.50%	15.17%	60.92%	1.71%	12.83%	46.88%
13	50.02%	50.23%	59.51%	0.48%	15.34%	61.16%	1.73%	13.00%	47.94%
14	50.10%	50.04%	60.02%	0.47%	15.38%	61.96%	1.68%	13.08%	48.36%
15	49.78%	49.85%	59.11%	0.38%	15.34%	61.85%	1.62%	13.12%	48.68%
16	49.80%	49.65%	58.86%	0.33%	15.27%	62.37%	1.65%	13.14%	49.20%
17	49.65%	49.46%	58.54%	0.33%	15.21%	62.79%	1.61%	13.15%	49.59%
18	49.25%	49.30%	58.30%	0.37%	15.18%	63.12%	1.55%	13.17%	49.91%
19	48.63%	49.18%	58.53%	0.39%	15.17%	63.40%	1.56%	13.19%	50.34%
20	48.48%	49.10%	58.57%	0.38%	15.18%	63.63%	1.56%	13.21%	50.77%

Ao analisar os resultados gerados pela ordenação de Cholesky se observa um aumento sensível da variabilidade e do repasse de todos os resultados. O resultado gerado

indica a não rejeição da hipótese de repasse nulo para os preços ao consumidor e ao atacado. Sobre a dinâmica gerada pelo modelo identificado a partir de uma estrutura recursiva tem-se o repasse aos importados é decrescente durante todo o horizonte analisado, enquanto que o repasse ao produtor e ao consumidor apresentam seu maior valor dois e cinco períodos após os choques respectivamente.

Já sobre os resultados da estrutura não recursiva, a elevação dos repasses estimados demonstra a importância de uma variável que represente a demanda no modelo. De fato, os repasses estimados para o repasse ao consumidor anteriormente demonstram que ao excluir da análise o fator demanda os repasses se mostram reduzidos, indicando assim que os efeitos de choque cambiais podem ser mitigados por variações na demanda.

Tabela 33 – Estimativas de repasse Modelo 03, estrutura recursiva

Período	ln P(f)			ln P(h)			ln P		
0	89.68%	96.35%	105.60%	0.24%	7.81%	18.38%	-3.92%	-1.51%	1.98%
1	87.38%	96.86%	115.47%	4.21%	17.83%	50.02%	-2.90%	0.94%	9.26%
2	77.33%	89.62%	116.37%	4.29%	22.08%	71.13%	-1.87%	3.08%	17.08%
3	70.37%	83.34%	123.00%	0.71%	21.08%	81.84%	-1.77%	4.54%	24.70%
4	65.50%	77.80%	120.74%	-2.74%	16.67%	73.48%	-2.16%	4.80%	25.67%
5	62.21%	72.02%	112.06%	-4.87%	12.24%	64.18%	-2.96%	4.36%	25.19%
6	59.49%	66.66%	104.62%	-5.05%	9.77%	59.52%	-3.36%	4.13%	25.84%
7	57.60%	62.61%	95.75%	-4.57%	9.13%	60.75%	-3.31%	4.38%	28.77%
8	56.31%	60.20%	93.41%	-4.27%	9.57%	62.19%	-3.14%	4.92%	31.24%
9	55.77%	59.19%	94.54%	-3.52%	10.41%	64.88%	-3.07%	5.51%	33.59%
10	55.58%	58.98%	95.85%	-2.93%	11.21%	63.86%	-2.97%	5.97%	34.43%
11	55.93%	59.04%	97.54%	-2.78%	11.72%	65.07%	-2.96%	6.27%	34.98%
12	55.30%	59.05%	98.39%	-2.93%	11.93%	66.46%	-2.93%	6.42%	35.51%
13	55.09%	58.92%	98.09%	-2.91%	11.90%	65.07%	-2.91%	6.48%	34.88%
14	55.17%	58.68%	96.71%	-2.95%	11.75%	65.47%	-2.92%	6.48%	35.83%
15	55.01%	58.39%	95.81%	-3.20%	11.60%	66.02%	-2.91%	6.48%	36.84%
16	54.78%	58.12%	95.90%	-3.18%	11.49%	65.84%	-2.89%	6.49%	37.31%
17	54.32%	57.91%	95.21%	-2.96%	11.45%	66.46%	-2.88%	6.50%	37.32%
18	54.08%	57.77%	95.18%	-2.71%	11.45%	66.25%	-2.88%	6.53%	37.32%
19	54.18%	57.69%	95.17%	-2.68%	11.48%	65.84%	-2.87%	6.56%	37.43%
20	53.87%	57.66%	95.73%	-2.73%	11.51%	65.32%	-2.88%	6.58%	37.62%

Após a análise de cada um dos modelos, ao comparar os resultados temos que as estimativas de repasse são sensíveis às mudanças nas especificações do modelo, bem como das matrizes de curto e longo-prazo. Para a estrutura recursiva há resultados não condizentes com a teoria tal como repasse para preços do atacado menor que repasse para preços aos consumidores no primeiro modelo.

10 CONSIDERAÇÕES FINAIS

No presente trabalho se utilizou da metodologia de Vetor de Correção de Erros Estruturais para a estimação de repasse cambial para três índices de preços da economia brasileira, preços de importação, no atacado e ao consumidor amplo. De forma a se identificar os choques estruturais se utilizou duas formas diferentes de especificação, a primeira se utilizando de uma estrutura não-recursiva de forma a misturar restrições de curto e longo-prazo baseadas na teoria e outra baseada apenas em restrições de curto-prazo a partir de uma ordenação de Cholesky.

A partir da identificação das relações de longo-prazo do sistema se chegou ao número de dois vetores de cointegração, indicando a existência de dois choques transitórios no sistema. Com a identificação de tais choques se estimou o repasse cambial para as três especificações diferentes apresentadas, sendo a primeira com quatro variáveis endógenas, a segunda com cinco e a terceira com a introdução da variação do PIB como variável exógena.

Com as funções de impulso resposta calculadas a partir das duas diferentes especificações de identificação dos choques estruturais se observou que a estrutura baseada apenas em restrições de curto-prazo apresenta estimativas para o repasse cambial de longo-prazo aos importados que variam de 53 a 73% a depender da especificação, enquanto que o repasse no longo-prazo para produtos no atacado variam de 7,48 a 16,5%. Por fim, o repasse estimado aos consumidores variam de 0,75% a 7,70%.

As três especificações apresentadas indicam a rejeição da hipótese nula de repasse completo para os preços de importação. Entretanto tanto para $\ln P(h)$ como para $\ln P$ tem-se que para a estrutura recursiva duas das três especificações não rejeitam a hipótese nula de repasse nulo.

A estrutura não-recursiva de identificação apresenta resultados mais robustos. Para os preços de importação tem-se que o repasse estimado varia de 48% a 65% a depender da especificação adotada, tem-se que a inclusão de $\ln Z(f)$ ao vetor de variáveis exógenas diminui o repasse estimado enquanto que a inclusão do hiato do produto como variável exógena faz com que o repasse estimado para o longo-prazo não sofra alterações significativas.

Para os preços no atacado tem-se que dois dos três modelos indicam um repasse estatisticamente diferente de zero variando de 11 a 15% a depender da especificação. Por fim, o repasse para os preços ao consumidor variam de 4 a 13% de acordo com a especificação e não se pode rejeitar a hipótese de repasse nulo em dois dos três modelos apresentados. Para esses dois preços tem-se que a inclusão da variável representando os choques de demanda causa aumentos para o repasse estimado, de cerca de 4% para os preços no atacado e de 9% para os preços ao consumidor.

Em relação a como os resultados da estrutura não-recursiva, principal ponto do presente trabalho, se localizam na literatura, tem-se que para $lnP(f)$ o repasse se mostra de menor magnitude se comparado ao restante da literatura. O resultado mais próximo o encontrado em Bachmann (2012) que se utiliza de uma metodologia semelhante ao do presente trabalho, mas com a identificação sendo baseada em restrições de curto-prazo apenas.

Sobre os repasses estimados para os preços ao produtor, $lnP(h)$, tem-se que novamente os mesmos se apresentam abaixo dos estimados pela literatura, sendo os resultados de Nogueira (2012) e Faruquee (2006) os mais próximos. Nota-se que o primeiro novamente apresenta uma metodologia semelhante a usada no presente trabalho sendo que a identificação dos choques estruturais é realizada a partir de estruturas recursivas apenas.

Por fim o repasse aos preços ao consumidor se apresenta como uma grande divergência em nosso trabalho, com duas das especificações apontando um repasse próximo a 5%, que o faria próximo novamente a Nogueira (2012). Já a última especificação aponta um repasse de 13%, superior ao apresentado na literatura.

Dessa forma o presente trabalho inova ao estimar o repasse cambial através da separação dos choques estruturais entre transitórios e permanentes de forma que a estrutura de cointegração forneça algumas das restrições necessárias para a identificação dos choques estruturais do modelo.

Como possíveis extensões ao presente trabalho se apresentam como sugestão a análise de outros índices de preços, tais como o IGP e o IPCA, ou de subíndices como os preços livres e administrados que compõe o IPCA, além da extensão no período de análise que pode dar indicativos do comportamento do repasse ao longo do tempo ao comparar estimativas.

Referências

- ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Pass-through from exchange rate to prices in brazil: An analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de economia*, v. 12, n. 1, p. 17–73, 2005.
- ALPASLAN, B.; DEMIREL, B. Exchange rate pass-through effect on prices and inflation targeting: A comparison of emerging market economies. 2014.
- AUER, R. A.; SCHOENLE, R. S. Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 98, p. 60–77, 2016.
- BACHMANN, A. *Exchange rate pass-through to various price indices: empirical estimation using vector error correction models*. [S.l.], 2012.
- BAILLIU, J.; FUJII, E. Exchange rate pass-through and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation. 2004.
- BELAISCH, M. A. *Exchange rate pass-through in Brazil*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2003.
- BERGIN, P. R.; FEENSTRA, R. C. Pass-through of exchange rates and competition between floaters and fixers. *Journal of Money, credit and Banking*, Wiley Online Library, v. 41, n. s1, p. 35–70, 2009.
- BURSTEIN, A.; GOPINATH, G. *International prices and exchange rates*. [S.l.], 2013.
- BUSSIÈRE, M.; CHIAIE, S. D.; PELTONEN, T. A. Exchange rate pass-through in the global economy: the role of emerging market economies. *IMF Economic Review*, Springer, v. 62, n. 1, p. 146–178, 2014.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. *Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?* [S.l.], 2002.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 87, n. 4, p. 679–690, 2005.
- CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 25, n. 4, p. 614–639, 2006.
- COENEN, G.; VEGA, J.-L. The demand for m3 in the euro area. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 16, n. 6, p. 727–748, 2001.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Instituto de Economia, p. 61–91, 2012.
- COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. The exchange rate pass through to the price indices: empirical analysis for brazil. *Revista de Economia Contemporânea*, SciELO Brasil, v. 18, n. 3, p. 333–356, 2014.

- DELATTE, A.-L.; LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 34, n. 3, p. 833–844, 2012.
- DORNBUSCH, R. *Exchange rates and prices*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1987.
- FARUQEE, H. Exchange rate pass-through in the euro area. *IMF staff papers*, JSTOR, p. 63–88, 2006.
- GAGNON, J. E.; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, Wiley Online Library, v. 9, n. 4, p. 315–338, 2004.
- GHOSH, A. Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in latin america. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 35, p. 163–171, 2013.
- 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.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. d. C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. 2000.
- GUILLÉN, O. T. d. C. de; ARAÚJO, C. H. V. et al. O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio para índices de preços: uma análise vecm para o brasil. 2006.
- HAHN, E. Pass-through of external shocks to euro area inflation. 2003.
- HAMILTON, J. D. Why you should never use the hodrick-prescott filter. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, n. 0, 2017.
- HÜFNER, F. P.; SCHRÖDER, M. Exchange rate pass-through to consumer prices: A european perspective. 2002.
- JUSELIUS, K. *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. [S.l.]: Oxford university press, 2006.
- KANNEBLEY, S. Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial. *Revista brasileira de economia*, SciELO Brasil, v. 56, n. 3, p. 429–456, 2002.
- KANNEBLEY, S.; REIS, G. H. A. d.; TONETO, R. Exchange rate pass-through in the brazilian manufacturing industry. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 25, n. 1, p. 25–50, 2016.
- KING, R. G. et al. Stochastic trends and economic fluctuations. *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 81, n. 4, p. 819–840, 1991. ISSN 00028282. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/2006644>.
- KRUSEC, D. The effects of fiscal policy on output in a structural vec model framework: The case of four emu and four non-emu oecd countries. *European University Institute, Florence, mimeo*, 2003.

LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Berlin Heidelberg, 2007. ISBN 9783540262398. Disponível em: <https://books.google.com.br/books?id=muorJ6FHIEC>.

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*, Springer, v. 33, n. 4, p. 511–537, 2000.

MØLLER, N. F. Bridging economic theory models and the cointegrated vector autoregressive model. 2008.

NOGUEIRA, V. d. A. *Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros*. Tese (Doutorado), 2012.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? *NBER macroeconomics annual*, MIT press, v. 15, p. 339–390, 2000.

OLIVEI, G. P. Exchange rates and the prices of manufacturing products imported into the united states. *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, p. 3, 2002.

PENNINGS, S. Pass-through of competitors' exchange rates to us import and producer prices. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 105, p. 41–56, 2017.

PIMENTEL, D. M.; LUPORINI, V.; MODENESI, A. d. M. Assimetrias no repasse cambial para a inflação: uma análise empírica para o brasil (1999 a 2013). *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 46, n. 2, p. 343–372, 2016.

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

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.

TEJADA, C. A.; SILVA, A. G. d. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, SciELO Brasil, v. 46, n. 1, p. 171–205, 2008.

VLAAR, P. J.; SCHUBERTH, H. et al. *Monetary transmission and controllability of money in Europe: a structural vector error correction approach*. [S.l.]: De Nederlandsche Bank Amsterdam, 1999.

WARNE, A. *A common trends model: Identification, estimation and inference*. [S.l.]: IIES, 1993.

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

A Apêndice A

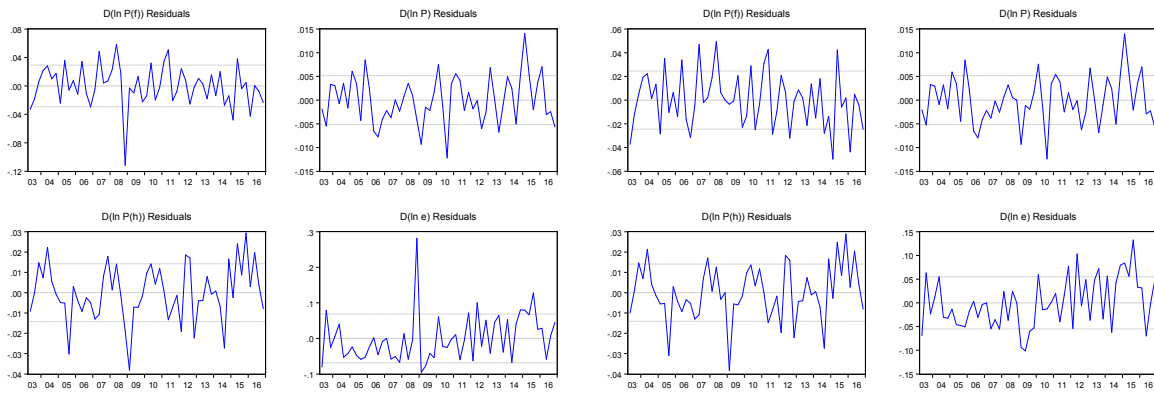


Figura 8 – Resíduos antes e após a inclusão das dummies, modelo 1

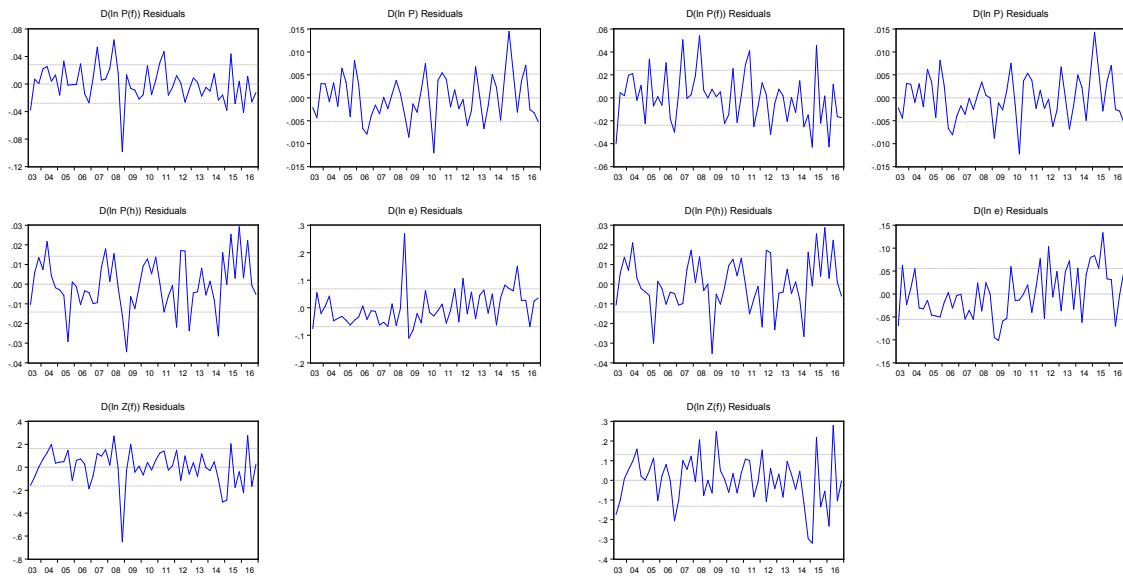


Figura 9 – Resíduos antes e após a inclusão das dummies, modelo 2

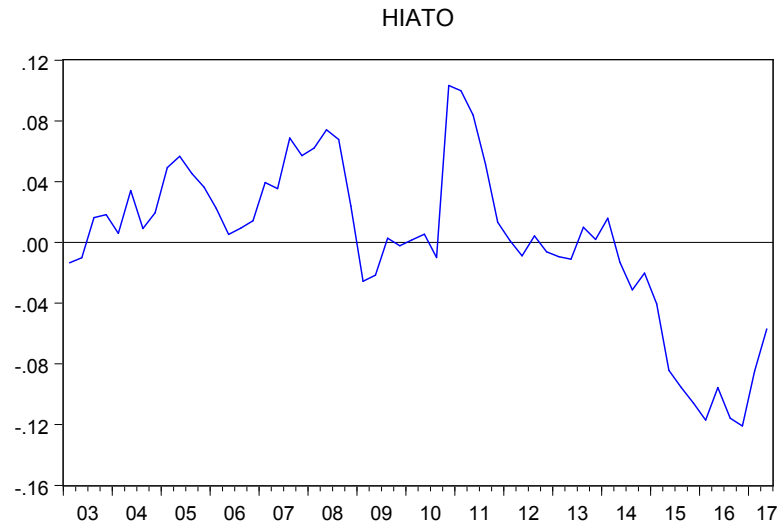


Figura 10 – Hiato do produto

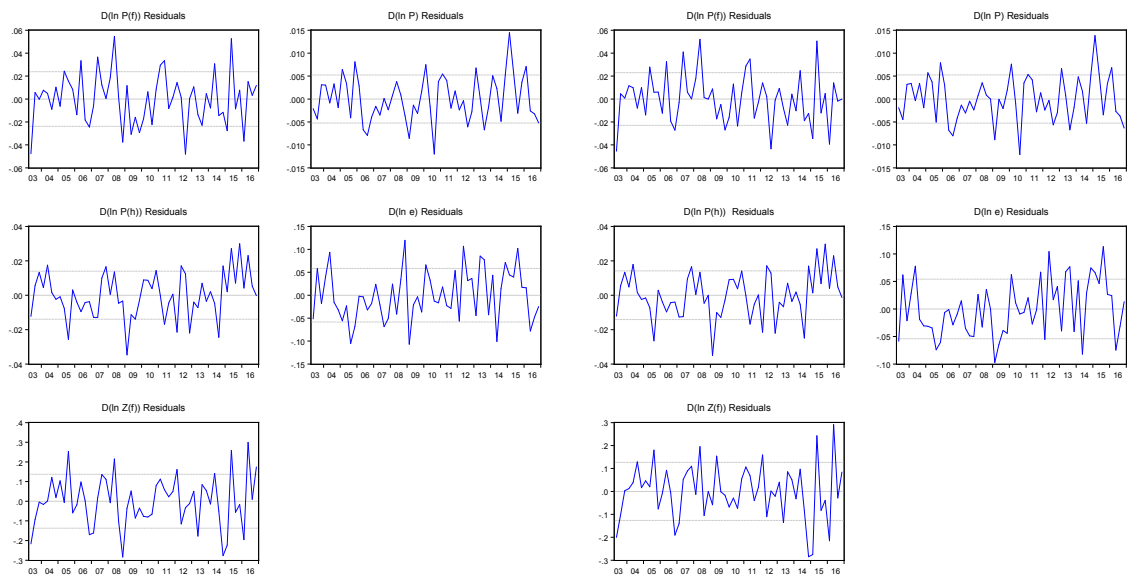


Figura 11 – Resíduos antes e após a inclusão das dummies, modelo 3