

# Repasse Cambial na Economia Brasileira: estimação a partir do modelo VCEE

Sérgio Kannebley Júnior\*    Lucas Gonçalves Godoi†    Diogo de Prince‡

## Resumo

Alterações na taxa de câmbio nominal leva a choques de custos que são repassados em diferentes graus para os índices de preço. Assim, o trabalho objetiva estimar o grau de repasse cambial para os preços de importação, ao atacado e ao consumidor amplo no Brasil entre 2003 e 2019. A proposta é medir o grau de repasse por meio da estimação de Vetor de Correção de Erros Estrutural baseado em propriedades estatísticas e em restrições dadas pela teoria econômica, que é a contribuição do trabalho. Os resultados obtidos indicam que os graus de repasse cambial aos preços das importações, ao atacado e ao consumidor são respectivamente 76,3%, 22% e 21,8% no longo prazo. O encadeamento dos preços indica que o grau de repasse cambial aos preços de importação tende a ser maior do que ao atacado que por sua vez é maior do que ao consumidor.

## Abstract

Changes in the nominal exchange rate leads to cost shocks that affect price indexes differently. Thus, the objective of this work is to estimate the degree of exchange rate pass-through for import, wholesale and consumer prices in Brazil between 2003 and 2019. The proposal is to measure the degree of pass-through with Structural Error Correction Vector Model using statistical properties and constraints based on economic theory, which is the contribution of this article. The results indicate that the degree of exchange rate pass-through to import, wholesale and consumer prices are respectively 76.3%, 22% and 21.8% in the long run. The price linkage indicates that the degree of exchange rate pass-through to import prices tends to be higher than the wholesale price, which in turn is higher than the consumer price.

Classificação JEL: E31, E52, E58.

**Palavras-chave:** repasse cambial, vetor de correção de erros estrutural, índices de preços.

**Keywords:** exchange rate pass-through, structural vector error correction model, price indexes.

## Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

---

\*Professor Titular do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto / Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

†Mestre em Economia Aplicada da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto / Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP)

‡Professor da Universidade Federal de São Paulo (campus Osasco) e Pesquisador do Centro de Macroeconomia Aplicada da Fundação Getúlio Vargas de São Paulo

# 1 Introdução

Alterações na taxa nominal de câmbio são bastante relevantes para economias como a brasileira que tem um passado inflacionário na memória. A variação desse preço constitui um choque de custos que tende a ser absorvido em diferentes graus pelos diversos índices de preços na economia, afetando as expectativas de inflação e o comportamento dos formuladores de preços.

O principal objetivo da política monetária em um regime de metas de inflação é mantê-la em um nível baixo e estável (MENDONÇA, 2002). Portanto, a extensão com que os choques da taxa de câmbio são repassados aos preços tem direta implicação sobre o nível de atividade econômica e conseqüentemente sobre o nível de bem-estar da sociedade. Com isso, a produção de estimativas confiáveis para esses graus de repasse são importantes para planejamento do *policymaker*. Esse artigo se propõe a produzir medidas de grau de repasse cambial a diferentes índices de preço por meio da estimação de um Vetor de Correção de Erros Estrutural (VCEE).

A literatura de repasse cambial aplicada ao caso brasileiro é extensa, avaliando hipóteses em relação a diversos tipos de preços, como repasse aos preços de importações em nível setorial (KANNEBLEY JÚNIOR et al., 2016), exportações em nível setorial (KANNEBLEY JÚNIOR, 2000; TEJADA; SILVA, 2008; CORREA, 2012) e em nível agregado aos preços (BELAISCH, 2003; ALBUQUERQUE; PORTUGAL, 2005; GHOSH, 2013; CÂMARA; FEIJO, 2017). Em sua maioria, esses trabalhos apresentam aplicações em séries temporais, tendo como temáticas a estimação do repasse no curto e no longo prazo (BELAISCH, 2003; NOGUEIRA et al., 2012; CÂMARA; FEIJO, 2017), o repasse cambial considerando a possibilidade de mudanças de regimes (ALBUQUERQUE; PORTUGAL, 2005; NOGUEIRA JUNIOR, 2010), ou presença de assimetria no repasse cambial (PIMENTEL et al., 2016).<sup>1</sup>

Nos trabalhos em que são estimados modelos de Vetores Autoregressivos (VAR) ou Vetores de Correção de Erros (VCE), é usual a utilização de uma estrutura recursiva para identificação dos choques, encadeando o choque cambial ao longo da cadeia de preços, do índices de preços de importações para os índices de preços ao consumidor (BELAISCH, 2003; NOGUEIRA et al., 2012; CÂMARA; FEIJO, 2017), o que determina uma relação assimétrica entre o período de ocorrência e de resposta aos choques cambiais para as diferentes variáveis do modelo.<sup>2</sup>

A estimação de um modelo de vetor de correção erros estrutural (VCEE) permitiu estimar o grau de repasse cambial aos preços de importação, ao atacado e ao consumidor. A partir da estimação do VCE, busca-se identificar os choques estruturais e transitórios do modelo com base em suas propriedades estatísticas (JUSELIUS, 2006) e em restrições trazidas pela teoria econômica, produzindo uma estrutura de identificação não recursiva ao VCE. A contribuição do presente trabalho é identificar os choques estruturais baseando-se na teoria.

A literatura teórica sobre repasse cambial representa a variação cambial como um choque de custos que é transmitido via mecanismo de arbitragem entre preços de bens comerciáveis transacionados no mercado doméstico e estrangeiro. Para representar esse mecanismo de transmissão de choques cambiais aos preços de importação, ao atacado e ao consumidor utilizamos o modelo proposto por Goldberg e Campa (2010), que justifica por meio da transmissão em cadeia, intermediada por componentes de custos de distribuição, a diferença no nível do repasse cambial entre as diferentes categorias de índices de preços. O presente trabalho tem como base essa estrutura analítica para determinar a especificação do modelo empírico e auxiliar na identificação dos choques estruturais do modelo.

Esse artigo tem também o mérito de produzir conjuntamente estimativas de repasse cambial para

---

<sup>1</sup>Uma revisão da literatura sobre tema com ênfase no caso brasileira é realizada por Assis et al. (2019), em que classifica os estudos segundo os determinantes microeconômicos ou macroeconômicos do repasse cambial.

<sup>2</sup>Uma exceção a esse procedimento é o trabalho de Pimentel et al. (2016) que identifica o modelo VAR a partir de restrições de curto prazo, mas como especifica o modelo com variáveis em primeira diferença, despreza a informação proveniente das relações de longo prazo entre as variáveis. Já Guillén et al. (2006) inovam metodologicamente ao introduzir restrições de cointegração e de ciclos comuns em vetores auto-regressivos (VAR). Porém para a obtenção de funções de resposta ao impulso utilizam a decomposição de Cholesky.

um amplo espectro de índices de preços em um período mais longo após a introdução do regime de metas cambiais. O presente trabalho estima um VCEE com as variáveis preço de importação, taxa de câmbio, preços ao consumidor e ao atacado e preço do petróleo para o Brasil. Os dados são trimestrais de 2003 ao primeiro trimestre de 2019. Os resultados obtidos indicam que o grau de repasse cambial para os preços ao atacado e ao consumidor foi de 22%, enquanto o grau de repasse cambial para o preço de importação foi de 76,3% no longo prazo a partir do VCEE. As estimativas obtidas indicam que o repasse cambial para o preço ao consumidor é sempre inferior ao repasse para o atacado, se aproximando no longo prazo. Caso fosse feito um VCE sem impor restrição nos vetores de longo prazo e utilizasse a decomposição de Cholesky, haveria um aumento no grau de repasse cambial.

Esse artigo está organizado em seis seções, além da presente introdução. A segunda seção desenvolve uma revisão da literatura empírica sobre o tema. A terceira seção apresenta o modelo de Goldberg e Campa (2010) e considerações adicionais a esse modelo a partir de argumentos teóricos trazidos de outros trabalhos da literatura sobre o mecanismo de repasse cambial. Na quarta seção detalha-se o arcabouço metodológico utilizado no artigo. A quinta seção apresenta as estimações do VCEE e calcula-se o grau de repasse cambial. Na última seção são tecidas considerações finais em que discutimos a plausibilidade das estimativas produzidas nesse trabalho frente às demais estimativas presentes na literatura.

## 2 Revisão da Literatura Empírica

Segundo Taylor (2000) a adoção de políticas menos discricionárias ao final dos anos de 1980 e início dos anos de 1990 em diversos países levou a um declínio da persistência inflacionária e maior estabilidade de preços. Nesse ambiente macroeconômico mais previsível, e de maior capacidade de observação de preços relativos, o poder de mercado para a formação de preços e o repasse de choque de custos foi reduzido, sendo observado, conseqüentemente, um declínio do grau de repasse cambial aos preços. A hipótese de que o repasse cambial é endógeno ao ambiente inflacionário foi testada e corroborada por diversos autores, entre eles, Goldfajn e Werlang (2000), Bailliu et al. (2004) e Choudhri e Hakura (2006) e Ghosh (2013), ao produzirem estimativas de grau de repasse cambial para diversos conjuntos de países com dados entre os anos de 1970 e 2000<sup>3</sup>.

Especificamente para o caso brasileiro, Albuquerque e Portugal (2005) estimam repasses cambiais que variam ao longo do tempo, observando três comportamentos distintos da repasse cambial ao IPCA. Para o primeiro período de 1980 a 1994, anterior à implementação do Plano Real, nota-se um repasse cambial volátil com picos que chegam a um (1) e reduções bruscas que poderiam estar relacionados aos diferentes planos econômicos. No segundo período, de 1995 a 1998, o parâmetro de repasse 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.

McCarthy (2007) estima por meio de um modelo VAR o grau de repasse cambial ao longo da cadeia de preços, com a transmissão do choque cambial para os preços de importação, de produção e aos consumidor. Além da variação dos índices de preço 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. A partir de uma decomposição de Cholesky o repasse cambial é identificado como a resposta dos preços dado um choque no câmbio. Para uma amostra de nove países industrializados encontra repasse incompleto e decrescente ao longo da cadeia de produção para o conjunto de países analisados. Outros trabalhos apresentam estrutura metodológica

---

<sup>3</sup>Goldfajn e Werlang (2000) utilizam dados de 71 países entre os anos de 1980 e 1998. Choudhri e Hakura (2006) consideram também uma amostra de 71 países, no entanto, com dados para os anos de 1979 a 2000. Bailliu et al. (2004) baseiam-se em um painel de 11 países industrializados para o período de 1977 a 2001. Ghosh (2013) encontra evidências favoráveis a esse argumento para 9 países latino-americanos, inclusive o Brasil, entre 1970 e 2010.

semelhante como o de Hahn (2003) e Faruquee (2006), com estudos para a área do Euro, obtendo com resultados similares. Belaisch (2003) estima um modelo VAR recursivo de modo similar McCarthy (2007) para o caso brasileiro com dados mensais para o período de julho de 1999 a dezembro de 2002. Suas evidências são de um repasse cambial de 17% para o índice de preços ao consumidor e repasse completo para o índice de preços ao atacado (IPA) transcorrido um ano do choque cambial.

Ao utilizar a diferença das variáveis nas estimações, os modelos VAR não captam a dinâmica de longo-prazo do sistema. A estimação de vetores de correção de erros corrige tal problemas, sendo possível encontrar exemplos da aplicação dessa metodologia à estimação grau de repasse cambial. São exemplos os trabalhos de Coricelli et al. (2006) e Beirne e Bijsterbosch (2011), que estimam o grau de repasse aos preços para 4 e 9 países do leste europeu, respectivamente, apurando em ambos os casos um alto grau de repasse em suas estimações<sup>4</sup>. Os trabalhos de Guillén et al. (2006) e Nogueira et al. (2012) estimam modelos VCE para o caso brasileiro e encontram um repasse de 25,12% e 18% respectivamente para os preços no atacado e de 10,99% e 5% para os preços ao consumidor. Em ambos os casos são utilizadas estruturas recursivas de Cholesky para a identificação dos choques estruturais. No entanto, enquanto Guillén et al. (2006) calculam as funções de resposta ao impulso por meio de um modelo VCEE, o trabalho Nogueira et al. (2012) apenas incorporam o termo de correção de erros no modelo VAR em diferenças na forma de inclusão de uma variável exógena.

Assim, de modo geral, podemos observar por meio dessa revisão de literatura que na maior parte dos casos é evidenciado o repasse incompleto no longo-prazo e decrescente ao longo da cadeia de produção. No entanto, também foi possível observar que as estimativas obtidas a partir de modelos VAR, com variáveis em primeira diferença, apresentaram um grau de repasse inferior aos estudos em que o grau de repasse foi estimado utilizando um modelo VCE. Ainda outra observação relevante é que os resultados obtidos por autores que estudaram o caso brasileiro indicaram deve ter havido uma mudança de regime trazida por um ambiente de inflação mais baixa posteriormente à implantação do Plano Real, que deve ter reduzido o grau de repasse cambial na economia brasileira. Nesse sentido é recomendável para a implementação empírica uma amostra que se inicie posteriormente à 1999, quando teve início a implementação do regime de metas inflacionárias na economia brasileira e um novo padrão inflacionário foi estabelecido.

### 3 Representação Analítica do Problema

O presente trabalho se caracteriza pelo estudo dos efeitos de variações cambiais sobre diferentes índices de preços. A fim de representar o mecanismo de transmissão dos choques cambiais aos preços, e demonstrar a natureza incompleta do repasse cambial, faremos uso do modelo de equilíbrio parcial apresentado em Goldberg e Campa (2010), em que a taxa de câmbio considerada como uma variável exógena ao sistema. Esse modelo busca qualificar os diferentes canais de transmissão dos choques cambiais sobre os preços de importação até os preços ao consumidor. Os autores procuram explicar a sensibilidade dos preços ao consumidor a choques cambiais, focando no papel que as margens de distribuição e insumos importados utilizados na produção de bens comercializáveis e não comercializáveis. Sendo assim, o objetivo dessa seção é demonstrar como a presença desses fatores influenciam as elasticidades de preços de tipos específicos de bens de consumo e o IPC agregado.

Goldberg e Campa (2010) assumem que os consumidores tem funções de utilidade do tipo elasticidade constante de substituição (CES). 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 é representado por um contínuo de mercadorias que fazem face a uma elasticidade de substituição

---

<sup>4</sup>Beirne e Bijsterbosch (2011), por meio da estimação de vetores de cointegração, apuram o repasse médio para os preços ao consumidor em 60%, enquanto que, utilizando função de resposta ao impulso, foi estimado um repasse médio de 50%. Já Coricelli et al. (2006) estimam um grau de repasse aos preços em um intervalo de 50% a 100%, sendo tal evidência justificada pelos autores como resultante da acomodação da política monetária desses países a choques que tenderam a elevar a inflação e o grau de repasse cambial.

constante  $\theta$ . O consumo de bens comerciáveis e não comerciáveis também é governado por uma elasticidade de substituição dada por  $\phi$ . Esse arcabouço baseado em utilidade permite a solução de um problema de minimização de dispêndio de um consumidor representativo que origina o seguinte agregador de preços:

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

em que  $P_t(tr)$  e  $P_t(n)$  representam respectivamente os índices de preços de bens comercializáveis e não comercializáveis e  $\alpha$  é um parâmetro de ponderação.

Dentro da categoria de comercializáveis os produtos podem ser produzidos domesticamente, ou serem importados. Dada a mesma estrutura de utilidade, o agregador de preços tem forma similar ao índice agregado com elasticidade de substituição entre bens produzidos domesticamente e importados dada por  $\phi_T = \phi$ . A parcela de produtos domésticos no grupo de comercializáveis é representada por  $\alpha_T$ . Com isso, a elasticidade dos preços ao consumidor em relação a mudanças na taxa de câmbio, isto é, o repasse cambial, pode ser escrita como:

$$\begin{aligned} \eta^{P_t, e_t} = & \alpha \left( \frac{P_t(tr)}{P_t} \right)^{1-\phi} \alpha_h \left( \frac{P_t(h)}{P_t(tr)} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t(h), e_t} + \\ & \alpha \left( \frac{P_t(tr)}{P_t} \right)^{1-\phi} (1 - \alpha_h) \left( \frac{P_t(f)}{P_t(tr)} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t(f), e_t} + (1 - \alpha) \left( \frac{P_t(n)}{P_t} \right)^{1-\phi} \eta^{P_t(n), e_t} \end{aligned} \quad (2)$$

Como pode ser observado, o repasse cambial para os preços aos consumidores é 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  $\phi$ .

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

$$c_t(f) = Z_f + m_t(f : e_t) P_t(n) \quad (3)$$

$$c_t(h) = Z_h + m_t(h : e_t) P_t(n) + \mu_t(h : e_t) Z_f \quad (4)$$

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

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 importados medida em moeda estrangeira. Nota-se também que tanto a parcela de produtos importados  $\mu$ , 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.<sup>5</sup>

Os custos são repassados ao preço a partir de uma regra de *mark-up*, que é função da elasticidade de substituição,  $\theta$ , fixo sendo que a precificação de cada tipo de bem é dada respectivamente pelas equações abaixo<sup>6</sup>:

$$P_t(f) = \frac{\theta}{\theta - 1} [Z_f + m_t(f : e_t) P_t(n)] \quad (6)$$

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

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

É suposto 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. Derivando as expressões de preços em função da taxa de câmbio é obtida a elasticidade de cada preço com relação à variação cambial, ou seja, o grau de repasse cambial. Tais expressões são apresentadas a seguir:

$$\eta^{P_t(f), e_t} = \frac{\delta P_t(f) / \delta e_t}{P_t(f) / e_t} = 1 - \frac{\theta}{\theta - 1} \frac{(m_t(f : e_t) P_t(n))}{P_t(f)} [1 - (\eta^{m(f:e_t), e_t} + \eta^{P_t(n), e_t})] \quad (9)$$

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

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

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 no caso da utilização de 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 (2) se comporta como uma média ponderada dos repasses especificados de (9) a (11), 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,  $\phi$ , entre os tipos de bem.

Burstein e Gopinath (2013) apresentam 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

<sup>5</sup>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.

<sup>6</sup>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.

decrecentes de escala. Primeiramente a possibilidade de uma parte de insumos da firma externa ao país ser precificado na moeda local e, portanto, invariante as variações cambiais. Outro motivo é o *mark-up* ter como parâmetro os preços dos produtos produzidos domesticamente, de forma a manter sua competitividade no mercado frente aos produtos produzidos localmente. Assim, na eventualidade de uma desvalorização cambial haveria a possibilidade de uma redução do *mark-up*, não sendo repassada completamente aos preços dos produtos importados.

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 (9) a (11). 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 haver uma relação positiva entre a proporção de firmas estrangeiras no mercado doméstico e o grau de repasse cambial, ou uma relação positiva entre o grau de substituição entre produtos domésticos e estrangeiros e o repasse cambial. Uma adaptação ao modelo de Dixit e Stiglitz (1977) é feita por Yang (1997), de modo a permitir custos marginais fixos e elasticidade-preço da demanda variantes, demonstrando que o repasse da taxa de câmbio é maior nas indústrias com maior grau de diferenciação de produto e uma menor elasticidade do custo marginal. 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. Com isso, o tamanho da firma também influencia em sua decisão de precificação e quanto maior a firma, maior será o repasse cambial a seus produtos. Por fim, 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 na taxa bilateral, levam em conta também o comportamento dos preços dos demais competidores externos naquele mercado, de forma que os repasses cambiais se tornam dependentes entre os países que competem em um mesmo mercado.

Tendo em vista os argumentos teóricos revisitados, é possível perceber que a taxa de 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. O consumidor final será afetado 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 sobre 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. Há outro efeito indireto causado pela mudança nos preços relativos. Tanto o produtor interno, como o produtor externo, observam o preço praticado 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.

## 4 Metodologia

A partir da proposta de Sims (1980) acerca da utilização de vetores autorregressivos 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:

$$Ax_t = B_0D_t + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + u_t \quad (12)$$

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 1's e  $u_t$  é o vetor ( $N \times 1$ ) dos termos de erros estruturais com  $u_t \sim i.i.N(0, \Sigma)$ , com a matriz de variância-covariância  $\Sigma$  semi-definida positiva e diagonal. O VAR( $p$ ) em sua forma reduzida é tal que:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i x_{t-i} + \Phi D_t + \epsilon_t \quad (13)$$

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:

$$\Delta x_t = \Phi D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \epsilon_t \quad (14)$$

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  $\Pi$  tenha rank  $r$ , tal que  $0 < r < N$ , assim a matriz  $\Pi$  pode ser reparametrizada de forma que  $\Pi = \alpha\beta'$  em que tanto  $\alpha$  como  $\beta$  são matrizes  $N \times r$ , sendo  $\alpha$  os coeficientes de ajustamento e  $\beta$  representando os  $r$  vetores de cointegração. O sistema pode ser de acordo reescrito na forma vetor de médias móveis (VMA) tal que:

$$x_t = C \sum_{i=1}^t (\Phi D_i + \epsilon_i) + C(L)(\Phi D_t + \epsilon_t) + C_0 \quad (15)$$

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  $\Gamma = I - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i$  e  $\beta_{\perp}$  e  $\alpha_{\perp}$  são, respectivamente, os complementos ortogonais de  $\beta$  e  $\alpha$ .<sup>7</sup>  $C(L)$  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

$$CT_t \equiv \alpha'_{\perp} \sum_{i=1}^t \epsilon_i \quad (16)$$

A tendência estocástica  $C_t \sum_{i=1}^t \epsilon_i$ , é decomposta em  $CT_t$ , e na matriz de "loadings" dada por  $\bar{\beta}_{\perp} = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}$ . O primeiro termo, como já dito anteriormente, representa as tendências estocásticas comuns do sistema e o segundo descreve como cada uma das  $(N - r)$  tendências afetam individualmente cada variável do sistema.

Enquanto os parâmetros são irrestritos, o sistema de equações em (16) é não identificado, sendo que 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  $\bar{C} = CB$ , com  $B = A^{-1}$ , 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

<sup>7</sup>Um vetor ortogonal é definido tal que o produto interno de um vetor qualquer  $v$  e de seu complemento ortogonal  $v_{\perp}$  seja zero.



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  $\bar{C}$ , tem-se que um mínimo de  $r(r-1)$  restrições são impostas diretamente na matriz  $B$ <sup>8</sup>.

De acordo com Vlaar et al. (1999) um modelo de vetor de correção de erros estruturais pode ser considerado um processo de duas etapas. Na primeira as relações de longo-prazo dos dados são determinadas pela análise de cointegração tradicional, enquanto que no segundo passo, os resíduos da primeira etapa do 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 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, a literatura empírica de modelos VCEE aborda um procedimento uniforme para a identificação dos choques estruturais, ver por exemplo Vlaar et al. (1999), Coenen e Vega (2001) e Møller (2008). 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. 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 sua linha correspondente no vetor  $\alpha$  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, sendo 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. Por exemplo, 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:

$$\frac{\delta E(x_{t+h}|x_t)}{\delta x_t} = \frac{\delta E(x_{t+h}|x_t)}{\delta u_t} = \bar{C} + C(L)B \rightarrow \bar{C} \quad (17)$$

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.

<sup>8</sup>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

## 5 Análise Descritiva

A presente seção apresenta a análise das cinco 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 Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior 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 Fundação Getúlio Vargas 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 (IPCA) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.  $Z_t(f)$  corresponde à cotação média do petróleo em dólares e representará choques de oferta externos em nosso modelo. Os dados utilizados apresentam frequência trimestral, englobando o período que se inicia no primeiro trimestre de 2003 e se encerra no primeiro trimestre de 2019, totalizando assim 58 observações. As variáveis foram redimensionadas sob a mesma base de forma a poder comparar suas trajetórias ao longo do tempo como se pode observar na Figura 1.

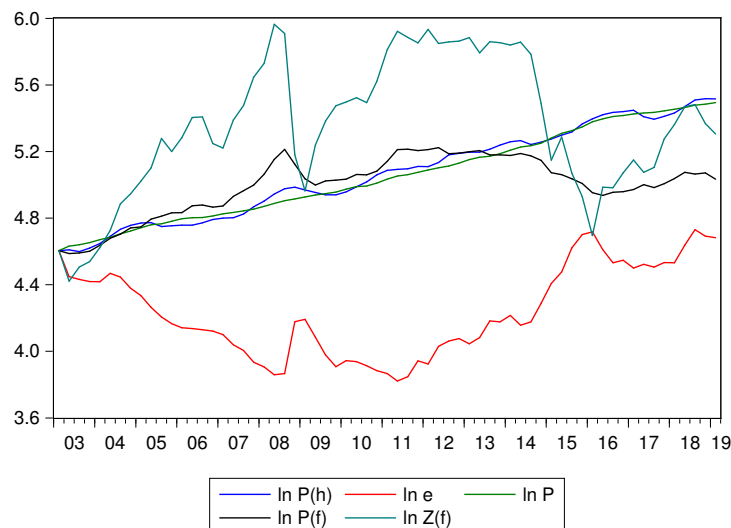


Figura 1: Evolução das variáveis analisadas

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. Após esse período há uma reversão de tendência, com destaque 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 uma possível relação de longo-prazo. Após 2014, quando se inicia o período recessivo,  $\ln P(f)$  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 são determinados, em grande parte, pela economia internacional. 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.

A hipótese nula de raiz unitária das variáveis não foi rejeitada pelos testes DF-GLS e Dickey-Fuller

Aumentado (ADF) com a inclusão de uma quebra estrutural endógena <sup>9</sup>. Sendo assim, analisamos as variáveis em diferença de forma a identificar possíveis *outliers*. A tabela 1 apresenta a média, os valores máximo e mínimo e em que momento do tempo houve esses valores extremos para as variáveis em primeira diferença. Há a excepcionalidade do último período de 2008, que apresenta pontos de máximo para  $\Delta \ln e$  e de mínimo para  $\Delta \ln P(f)$  e  $\Delta \ln Z(f)$ . Dessa forma, será considerado a possibilidade de modelar *outliers* no modelo multivariado.

Tabela 1: Estatística Descritiva para as variáveis em primeira diferença

Variável	Média	Valor Máximo	Período	Valor Mínimo	Período
$\ln P(f)$	0,0067	0,0893	2º tri de 2008	-0.0897	4º tri de 2008
$\ln P$	0,0139	0,0317	1º tri de 2015	0,0019	3º tri de 2006
$\ln P(h)$	0,0142	0,0487	4º tri de 2015	-0,0379	2º tri de 2017
$\ln e$	0,0012	0,3118	4º tri de 2008	-0,1566	2º tri de 2003
$\ln Z(f)$	0,0109	0,2908	2º tri de 2016	-0,7288	4º tri de 2008

Com a não rejeição da hipótese de raiz unitária das séries e pela observação de comovimentos em diversas séries tais como  $\ln P(h)$  e  $\ln P$  e  $\ln P(f)$ ,  $\ln e$  e  $\ln Z(f)$  deverão ser conduzidos testes de cointegração, e verificada essa hipótese, identificar estruturalmente o o Vetor de Correção de Erros (VCE). A próxima seção apresenta estimativas do VCEE de repasse cambial aos preços de importação, ao atacado e ao consumidor.

## 6 Resultados

O presente trabalho propõe estudar o repasse cambial aos preços na economia brasileira. O modelo é composto pelas variáveis  $\ln P_t(f)$ ,  $\ln P_t$ ,  $\ln P_t(h)$ ,  $\ln e_t$ , e  $\ln Z_t(f)$ . O primeiro passo foi analisar a presença de quebras no VAR em nível por meio do algoritmo Autometrics, com p-valor de 0,01% <sup>10</sup>. O algoritmo indicou a presença de variáveis *dummy* de quebra para o quarto trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2015, no qual a inclusão de tais variáveis *dummy de pulso* melhorou a especificação do modelo para lidar com a presença de *outliers*. O primeiro trimestre é o valor máximo apresentado pela variável  $\Delta \ln P$  conforme a tabela 1, enquanto o quarto trimestre de 2008 apresenta extremos para três variáveis das cinco variáveis modeladas.

A partir da especificação com as duas variáveis *dummy de pulso* é feito o teste de cointegração de Johansen, inclusive usando *bootstrap*. O teste especifica uma constante nas equações do VAR em diferenças e 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. O teste de cointegração é feito em um VAR em nível com duas defasagens com constante irrestrita, no qual a defasagem foi escolhida aquela que minimiza os critérios de informação. A tabela 2 apresenta o número de vetores de cointegração sob a hipótese nula, a estatística do traço, o p-valor e o p-valor por *bootstrap* com cinco mil replicações. O p-valor (sem ou usando *bootstrap*) indica que há dois vetores de cointegração a 5% de significância estatística. Dessa maneira, o vetor de correção de erros é estimado com duas relações de longo prazo.

A partir da definição do número de relações de cointegração o conceito de exogeneidade fraca se torna importante para a análise. De acordo com a definição de Juselius (2006), exogeneidade fraca 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

<sup>9</sup>Os resultados dos testes de raiz unitária podem ser requisitado junto aos autores.

<sup>10</sup>No caso, considerou-se quebra para cada ponto da amostra (ou seja, uma variável *dummy* para cada ponto da amostra), selecionou-se a variável *dummy* que melhorava os testes de especificação e era significativa estatisticamente com o p-valor considerado.

Tabela 2: Teste de cointegração de Johansen

Nº de Relações de Coint	Estatística do Traço	P-valor	P-valor usando <i>bootstrap</i>
0	97,04	0,000	0,003
1	54,71	0,009	0,035
2	24,56	0,183	0,208
3	7,33	0,547	0,677
4	0,98	0,322	0,448

na matriz de ajustamento  $\alpha$ . Se a variável  $x_t$  não reagir às tendências estocásticas do sistema no longo-prazo, as velocidades de ajuste  $\alpha$  são zero e tal variável pode ser considerada exógena fraca. A tabela 3 apresenta os testes LR para exogeneidade fraca, no qual testa-se a restrição conjunta das velocidades de ajuste da variável serem zero. Segundo o resultado apresentado na tabela 3, não se rejeita a hipótese nula de exogeneidade fraca para as duas relações de cointegração em um nível de significância estatística de 10% apenas para a variável preço do petróleo. Logo,  $\ln Z(f)$  não é afetada pelas relações de cointegração no longo-prazo de forma que seus choques estruturais possam ser considerados choques permanentes do sistema.

Tabela 3: Testes de exogeneidade fraca

Variável	Estatística do teste LR	P-Valor
$\ln P(f)$	10,855	0,004
$\ln P$	23,362	0,000
$\ln P(h)$	20,832	0,000
$\ln e$	9,086	0,011
$\ln Z(f)$	0,561	0,755

Tabela 4: Vetores de cointegração

	$\beta$		$\alpha$	
$\ln P(f)$	1,000	0,000	-0,377 [0,00]	-
$\ln P$	0,000	1,000	-	-0,055 [0,053]
$\ln P(h)$	-0,384 [0,00]	-0,991 [0,00]	0,191 [0,00]	0,300 [0,00]
$\ln e$	0,297 [0,00]	-	-	0,690 [0,00]
$\ln Z(f)$	-0,185 [0,00]	0,042 [0,00]	-	-
Constante	-3,274 [0,00]	-0,292 [0,00]	-	-
			Estatística do Teste	P-valor
			Teste LR para restrições em $\alpha$	2,039 [0,84]
			Teste de Wald para restrição em $\beta$	0,001 [0,98]

Obs.: entre [] apresenta-se os respectivos p-valores.

A partir dos testes de exogeneidade fraca, foram estimados os vetores  $\alpha$  e  $\beta$ . Também foi possível restringir mais dois coeficientes de  $\alpha$  para zero, de modo que o preço de importação não responde aos desvios da segunda relação de longo prazo e o preço ao consumidor não responde aos desvios da primeira relação de longo prazo. Além disso, apenas uma restrição foi possível de ser feita para

os coeficientes do vetor  $\beta$  da relação de longo prazo. Restringiu-se o coeficiente da taxa de câmbio na segunda relação de longo prazo para zero. Ou seja, esses resultados indicam que o preço ao produtor é comum às duas relações de longo prazo e que o impacto da taxa de câmbio sobre os preços ao consumidor deve ser transmitido, no longo prazo, via relação dos preços ao consumidor com o preço ao produtor doméstico. Essa especificação foi estimada e é apresentada na tabela 4.<sup>11</sup> A primeira relação de cointegração esperada provém da teoria exposta no Arcabouço Teórico do presente trabalho e relaciona os fatores determinantes para  $\ln P(f)$ , no qual tem-se que  $P(f) = f(Z(f), e)$  a partir de (6). 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,  $\ln P(f)$  reagirá negativamente a um choque cambial e positivamente a um choque em  $\ln P(h)$ .<sup>12</sup> O coeficiente de  $\ln Z(f)$  indica que quanto maior o preço do petróleo, maior tende a ser o preço dos produtos importados, ou seja, apresenta sinal esperado.

O segundo vetor de cointegração diz respeito à relação entre  $\ln P(h)$  e  $\ln P$ . Como é possível ver por meio da análise gráfica o comportamento das duas variáveis ao longo do tempo é bastante próximo, indicando uma relação estacionária no longo-prazo. Teoricamente essa relação é justificada pelo 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. Outra particularidade do caso brasileiro é ainda o alto grau de indexação da economia, de modo que no longo prazo devemos esperar que as variáveis tendam a cointegrar. É possível observar que o coeficiente do preço ao atacado na segunda relação é bastante próximo de -1. Além disso, o preço do petróleo está no segundo vetor de cointegração também, porém com um coeficiente bastante reduzido (-0,042).

Sobre o vetor de ajustamento  $\alpha$  se observa que apenas os preços ao atacado  $\ln P(h)$  reagem em direção ao equilíbrio para os dois vetores de cointegração nas especificações apresentadas. Além disso  $\ln P$  não reage a primeira relação de equilíbrio. Por fim, dado os resultados dos testes de exogeneidade fraca,  $\ln Z(f)$  não reage a nenhuma das duas relações de cointegração, o que parece razoável para a hipótese de país pequeno do Brasil.

Uma extensão aos vetores  $\alpha$  e  $\beta$  é analisar  $\bar{\beta}_\perp$  e  $\alpha_\perp$ .  $\alpha_\perp$  pode ser interpretado como a combinação linear das variáveis endógenas do modelo que geram uma tendência estocástica comum. Por sua vez  $\bar{\beta}_\perp$  indica como as variáveis respondem às tendências comuns ao longo do tempo. Dessa maneira a tabela 5 apresenta as combinações lineares que formam as tendências estocásticas comuns e como tais combinações impactam as variáveis endógenas do sistema.

Tabela 5: Vetores ortogonais de cointegração

	$\bar{\beta}_\perp$			$\alpha_\perp$		
$\ln P(f)$	3,33	4,43	0,20	0,40	-0,14	0,00
$\ln P$	3,15	6,67	0,07	0,36	0,93	0,00
$\ln P(h)$	3,51	7,27	0,11	0,78	-0,28	0,00
$\ln e$	-1,83	2,35	0,10	-0,31	0,20	0,00
$\ln Z(f)$	7,80	12,60	1,03	0,00	0,00	1,00

Ao analisar as tendências estocásticas comuns geradas pelo sistema, há três tendências comuns que são combinações lineares das variáveis do sistema, apresentadas na tabela 5. A primeira tendência estocástica comum é uma combinação linear principalmente do preço ao atacado (essa variável tem

<sup>11</sup>A restrição do coeficiente da taxa de câmbio ser zero na segunda relação de cointegração não é rejeitada pelo teste de Wald com p-valor de 0,98. O teste de razão de verossimilhança (LR) para as cinco restrições no vetor  $\alpha$  não rejeita a hipótese nula dos coeficientes serem iguais a zero com p-valor de 0,84. Ou seja, as restrições nos vetores  $\beta$  e  $\alpha$  consideradas são válidas a partir desses testes.

<sup>12</sup>Testou-se a possibilidade de restringir no primeiro vetor de cointegração o coeficiente de  $\ln P(h)$  ter o sinal contrário de  $\ln e$ . Essa hipótese representaria que a reação dos produtores internacionais a mudanças nos preços dos concorrentes ou à taxa de câmbio é a mesma, indicando que no processo de precificação esses dois componentes são levados em consideração com a mesma importância. Mas a hipótese nula da validade de tal restrição foi rejeitada.

o maior peso na composição da primeira tendência comum) com os preços de importação, ao consumidor e a taxa de câmbio. A segunda tendência estocástica comum depende em grande parte dos preços ao consumidor. A terceira tendência estocástica comum é o preço do petróleo por ser uma variável fracamente exógena.

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 no modelo  $r=2$ , deve-se identificar dois choques como tendo efeitos apenas transitórios. No caso de cinco variáveis, tem-se a necessidade de impor  $N \frac{(N-1)}{2} = 10$  restrições linearmente independentes de forma a identificar os choques estruturais, sendo que seis de tais restrições são geradas pela definição dos dois choques transitórios do modelo. Na busca de rotular os choques 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, um choque cambial e um choque de custos externos, com os dois primeiros tendo efeitos apenas transitórios no sistema. De fato é importante a discussão acerca da identificação sobre a origem das tendências comuns do sistema, há o choque de custo externo que é um choque permanente do sistema pelo preço do petróleo ser uma variável exógena fraca.

Segundo, há o choque cambial que tende a apresentar segundo a teoria efeitos permanentes sobre as variáveis de preço. No caso de  $\ln P(f)$  tende a produzir uma redução no preço em moeda estrangeira de forma a se manter competitivo, afetando no entanto em moeda nacional diretamente, na forma de um aumento no preço de insumos importados ou bens de consumo importados, tanto  $\ln P(h)$  como  $\ln P$ . A terceira tendência estocástica comum tem como origem os choques de custos internos da produção. Sobre a definição dos choques de custos internos como o terceiro choque permanente do sistema, tem-se que mudanças na estrutura de custos internos do país apresentam efeitos permanentes tanto diretamente sobre o preço aos consumidores, como indiretamente aos preços de importação por meio do processo de concorrência.

Com a separação entre choques permanentes e transitórios, para a exata identificação dos choques do sistema é necessária a utilização de mais restrições baseadas na teoria. Para identificar os choques permanentes definiu-se que os choques de custos internos não afetarão  $\ln Z(f)$  no longo-prazo.<sup>13</sup> Ou seja, o choque na estrutura de custos internos a economia não afeta no longo prazo os custos externos a economia conforme hipótese de país pequeno. 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, duas restrições de curto-prazo adicionais serão introduzidas ao sistema de maneira a tornar as restrições testáveis com um teste LR de sobreidentificação. De fato, assume-se que o preço no atacado,  $\ln P(h)$ , e 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  $CB$  com a ordem das variáveis nas matrizes  $\ln P(f)$ ,  $\ln P$ ,  $\ln P(h)$ ,  $\ln e$  e  $\ln Z(f)$  são definidas tais que:

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

A partir das restrições especificadas, estimou-se o modelo para obter as funções de resposta ao impulso. As restrições em  $B$  e  $CB$  não são rejeitadas em um nível de significância estatística de 10% pelo teste LR de sobreidentificação, apresentando p-valor de 0,13 com dois graus de liberdade.

<sup>13</sup>Testou-se a possibilidade adicional de os choques de custos internos não afetarem a taxa de câmbio  $\ln e$ , mas isso foi rejeitado pelo teste LR de sobreidentificação do VCEE. Assim, não foi imposto que o choque de custo interno não afeta a taxa de câmbio.

Com essa estrutura, estimou-se as funções de resposta ao impulso para obter estimativas para repasse cambial. De forma a medir o repasse cambial, a literatura 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 obtido tal que:

$$\text{Repasse} = \frac{\frac{\partial E(p_{t+h}|p_t)}{\partial u_{e,t}}}{\frac{\partial E(\ln e_{t+h}|e_t)}{\partial u_{\ln e,t}}} \quad (18)$$

A estimativa de repasse especificada em (18) 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:

$$\text{Repasse} = 1 + \frac{\frac{\partial E(p_{t+h}|p_t)}{\partial u_{e,t}}}{\frac{\partial E(\ln e_{t+h}|e_t)}{\partial u_{\ln e,t}}} \quad (19)$$

Assim, caso  $\ln P(f)$  não se altere dado 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.

A tabela 6 mostra as estimativas de repasse cambial em porcentagem para  $\ln P(f)$ ,  $\ln P(h)$  e  $\ln P$  a partir da estratégia de identificação do VCEE e com a decomposição de Cholesky. Como forma de comparação, estima-se a função de resposta ao impulso e o repasse cambial conforme as equações (18) e (19) a partir de um VCE sem impor restrição aos vetores  $\alpha$  e  $\beta$  com a identificação através da decomposição de Cholesky. Para tal, foi selecionada a ordenação de modo que o preço do petróleo afeta a taxa de câmbio que impacta os preços dos bens importados. A sequência é o preço dos bens importados afetar o preço ao atacado que por consequência impacta o preço ao consumidor. Ou seja, a hipótese é que taxa de câmbio, preço das importações, ao atacado e ao consumidor não afetam o preço do petróleo e assim por diante. O ponto é analisar qual a contribuição do trabalho ao procurar identificar melhor os vetores  $\alpha$  e  $\beta$  como através do teste de exogeneidade fraca e impor restrições de curto e de longo prazo para identificar os choques.

Primeiramente, aborda-se as estimativas de repasse cambial obtidas pelo VCEE e depois essas estimativas serão comparadas com as obtidas pela decomposição de Cholesky. A figura 2 apresenta graficamente as estimativas pontuais de repasse cambial em porcentagem para os preços de importação, ao atacado e ao consumidor pelo VCEE. Para o preço dos bens importados, os resultados indicam um repasse de longo prazo estatisticamente diferente do completo pelo menos até 10 períodos pela tabela 6 ou a figura 2. O repasse cambial para o preço dos importados inicialmente é maior, chegando a 86,4% e atinge 76,3% após 20 trimestres. Ou seja, o repasse cambial para o preço de importação é de 76,3% no longo prazo.

A estimativa de repasse cambial ao atacado no longo-prazo é 22%. Sobre a dinâmica do repasse estimado, tem-se que o maior impacto de variações cambiais no índice de preços no atacado ocorre 20 trimestres após o choque.

Por fim, a estimativa de repasse cambial para o preço ao consumidor no longo-prazo é de 21,8%. A dinâmica do repasse estimado é um aumento ao longo do tempo. A estimativa de repasse cambial para o preço ao atacado e ao consumidor é próxima no longo prazo, mas a dinâmica não. Há um repasse cambial maior para o atacado em períodos mais curtos e depois a diferença entre o repasse cambial para o atacado e ao consumidor diminui. Embora a estimativa de repasse cambial ao atacado sempre seja superior em relação ao repasse cambial para o preço ao consumidor.

As estimativas de repasse cambial para os preços de importação, ao atacado e ao consumidor a partir da decomposição de Cholesky são apresentadas na tabela 6 e na figura 3 no apêndice. Primeiramente, o repasse cambial para os preços de importação é superior ao grau completo no

longo prazo com 145,8%. Ou seja, a estimativa de repasse cambial para os preços de importação com a decomposição de Cholesky é cerca do dobro do estimado com VCEE no longo prazo. O repasse cambial para o preço ao atacado pela decomposição de Cholesky é igual a 93,9% no longo prazo. Ou seja, a estimativa de repasse cambial ao atacado por Cholesky é cerca de 4,3 vezes mais que a estimativa pelo VCEE de 22% no longo prazo. No caso do repasse cambial para o preço ao consumidor, a estimativa de repasse cambial é de 69,7% no longo prazo pela decomposição de Cholesky. Assim, a estimativa de repasse cambial para o preço ao consumidor pela decomposição de Cholesky é cerca de 3,2 vezes mais do que a estimada pelo VCEE. De maneira geral, a estimativa de repasse cambial é sobreestimada através da decomposição de Cholesky, pelo menos duas vezes mais.

Tabela 6: Estimativas de repasse cambial a partir da identificação por VCEE e por Cholesky em porcentagem

Período	VCEE			Cholesky		
	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$
0	86,4	0,0	0,0	101,2	101,2	2,7
1	85,7	1,5	1,9	98,9	98,9	5,0
2	78,8	5,0	3,1	94,2	94,2	7,3
3	74,5	8,6	4,9	93,4	93,4	10,5
4	72,2	11,5	6,9	95,4	95,4	13,7
5	71,7	13,5	8,9	98,5	98,5	17,0
6	72,2	14,8	11,0	101,5	101,5	20,1
7	73,0	15,5	12,7	104,7	104,7	23,3
8	73,9	16,1	14,3	107,7	107,7	26,5
9	74,3	16,9	15,4	110,6	110,6	29,9
10	74,6	17,6	16,3	113,7	113,7	33,3
11	74,9	18,3	17,2	116,7	116,7	36,7
12	75,2	19,0	18,0	119,9	119,9	40,2
13	75,2	19,7	18,7	122,9	122,9	43,7
14	75,5	20,0	19,4	126,1	126,1	47,3
15	75,6	20,6	20,0	129,3	129,3	50,9
16	75,9	20,9	20,5	132,5	132,5	54,6
17	76,0	21,2	21,0	135,6	135,6	58,2
18	76,2	21,5	21,2	138,9	138,9	62,0
19	76,3	21,7	21,5	142,3	142,3	66,0
20	76,3	22,0	21,8	145,8	145,8	69,7

## 7 Considerações Finais

Esse trabalho buscou trazer uma inovação à literatura de repasse cambial por meio da estimação de um Vetor de Correção de Erros Estrutural, com a imposição de uma estrutura de identificação não recursiva, baseada em critérios estatísticos e em argumentos teóricos. Com isso, produzimos estimativas de repasse cambial para três índices de preços da economia, quais sejam: preços das importações, ao atacado e ao consumidor amplo. Nossos resultados são de um repasse cambial para os preços de importação de 76,3% no longo prazo, 22% aos preços ao atacado e 21,8% aos preços ao consumidor.

Em relação às estimativas produzidas pela literatura nacional, nossos resultados encontram parcial semelhança com os resultados apresentados em Guillén et al. (2006), Belaisch (2003), Nogueira et al. (2012). No entanto, são necessárias algumas considerações. Com relação a Guillén et al. (2006) e



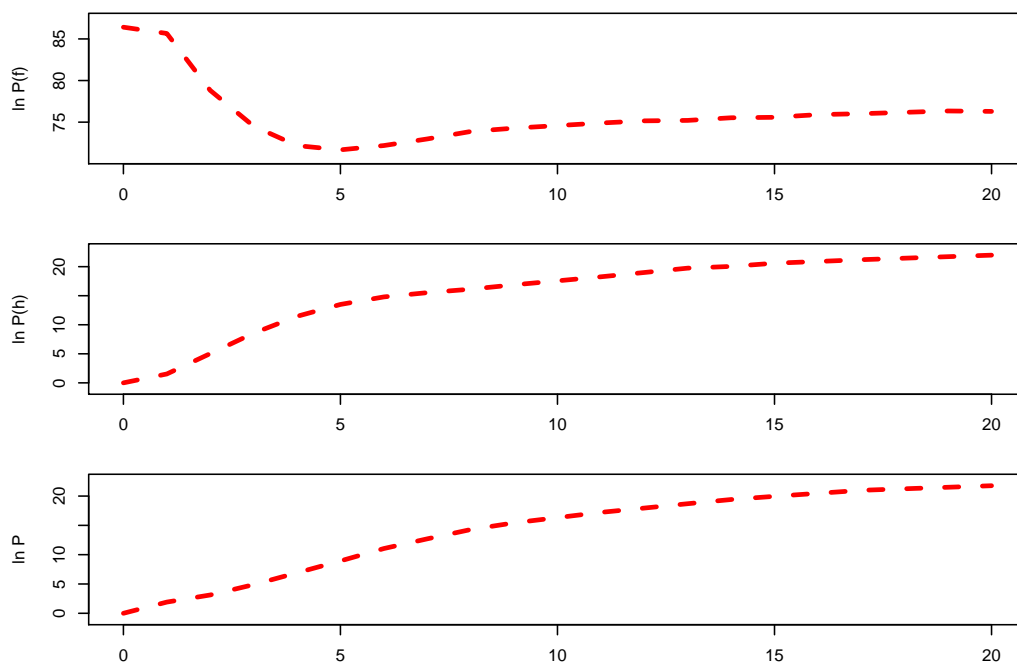


Figura 2: Repasse cambial com VCEE

Nogueira et al. (2012) nossas estimativas guardam alguma proximidade somente com as estimativas de repasse no longo prazo desses autores para ao atacado. É de se destacar que nossas estimativas para os vetores de cointegração apresentam coeficientes muito mais plausíveis que no caso de Guillén et al. (2006), sendo que os autores também não consideram o repasse cambial no longo prazo aos preços de importações, e para o repasse ao IPCA suas estimativas de repasse (entre 9% e 10%) são inferiores à nossa. Já Nogueira et al. (2012) apresentam estimativas de repasse cambial ao IPA e ao IPCA inferiores (18% e 6% respectivamente). Com relação ao trabalho de Belaisch (2003) o resultado que mais se aproxima ao nosso é a estimativa de repasse cambial de 23% no longo prazo para o IPCA. Nossa estimativa de repasse cambial no longo prazo aos preços de importações é bastante próxima àquela produzida por Kannebley Júnior et al. (2016), que estima um repasse médio aos setores da indústria de transformação em 70%.

De modo geral, nossos resultados estão em acordo com a literatura internacional, em primeiro lugar, por apresentar evidências de repasse cambial que declinam ao longo da cadeia de preços. Também está de acordo com a literatura internacional a obtenção de estimativas superiores para o grau de repasse cambial quando a informação de longo prazo das variáveis é incorporada na estimação. Essa regularidade empírica corrobora nossa estimativa superior às demais evidências produzidas pela literatura nacional à respeito do repasse aos preços ao consumidor. Sendo consistente a estimativa de relação de longo prazo entre os preços ao atacado (IPA) e os preços ao consumidor (IPCA) no segundo vetor não deveria se esperar resultado muito distinto na estimação do grau de repasse cambial a ambos os índices.

Esse trabalho abre ainda diversas possibilidades de extensão que não foram contempladas nesse artigo. A primeira dela seria implementar mais testes de robustez, alterando a composição de variáveis endógenas no sistema, e/ou alterações na estrutura de identificação do sistema. Além disso, na forma presente o artigo permite o cálculo do repasse do preço do petróleo aos preços domésticos e de importações, o que pode ser feito futuramente.

## 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 economía*, Banco Central del Uruguay, v. 12, n. 1, p. 17–74, 2005.
- ASSIS, T. M. de; FONSECA, L. F. C.; FEIJÓ, C. A. d. V. C. Determinantes do repasse cambial: Uma resenha com foco no caso brasileiro. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 23, n. 1, p. 1–31, 2019.
- AUER, R. A.; SCHOENLE, R. S. Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, v. 98, p. 60–77, 2016.
- BAILLIU, J.; BOUAKEZ, H. et al. Exchange rate pass-through in industrialized countries. *Bank of Canada Review*, Bank of Canada, v. 2004, n. Spring, p. 19–28, 2004.
- BEIRNE, J.; BIJSTERBOSCH, M. Exchange rate pass-through in central and eastern european eu member states. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 33, n. 2, p. 241–254, 2011.
- BELAISCH, A. A. *Exchange rate pass-through in Brazil*. [S.l.], 2003. (IMF Working Papers, 03/141). Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Exchange-Rate-Pass-Through-in-Brazil-16622>.
- BURSTEIN, A.; GOPINATH, G. *International prices and exchange rates*. [S.l.], 2013.
- CÂMARA, F.; FEIJO, C. Industrial pricing in brazil in the 2010s: The pass-through effect. *Economía*, Elsevier, v. 18, n. 1, p. 60–72, 2017.
- CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter? *Journal of International Money and Finance*, 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.
- CORICELLI, F.; JAZBEC, B.; MASTEN, I. Exchange rate pass-through in emu acceding countries: Empirical analysis and policy implications. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, v. 30, n. 5, p. 1375–1391, 2006.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. *Economia e Sociedade*, v. 21, n. 1, p. 61–91, 2012.
- DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. *The American economic review*, JSTOR, v. 67, n. 3, p. 297–308, 1977.
- DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. *The American Economic Review*, JSTOR, p. 93–106, 1987.
- FARUQEE, H. Exchange rate pass-through in the euro area. *IMF staff papers*, Springer, v. 53, n. 1, p. 63–88, 2006.
- 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*, 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. *Werlang, Sergio R., The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study (July 2000). Banco Central de Brasil Working Paper*, n. 5, 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. *Anais da ANPEC*, 2006.
- Pass-through of external shocks to euro area inflation*. [S.l.]: ECB working paper, 2003.
- JUSELIUS, K. *The cointegrated VAR model: methodology and applications*. [S.l.]: Oxford university press, 2006.
- KANNEBLEY JÚNIOR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras.(1984-1997). *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, p. 435–463, 2000.
- KANNEBLEY JÚNIOR, S.; REIS, G. H. A.; TONETO JÚNIOR, R. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para os preços de importação e ao atacado - 1999 a 2012. *Economia e Sociedade*, v. 25, n. 56, 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>.
- LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Berlin Heidelberg, 2007. ISBN 9783540262398. Disponível em: <https://books.google.com.br/books?id=muorJ6FHHiEC>.
- MCCARTHY, J. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, JSTOR, v. 33, n. 4, p. 511–537, 2007.
- MENDONÇA, H. F. de. Metas para a taxa de câmbio, agregados monetários e inflação. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 1, p. 85, 2002.
- MØLLER, N. F. Bridging economic theory models and the cointegrated vector autoregressive model. *Economics: the open-access, open-assessment E-Journal*, v. 2, 2008.
- NOGUEIRA JUNIOR, R. P. Inflation environment and lower exchange rate pass-through in brazil: is there a relationship? *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 64, n. 1, p. 49–56, 2010.
- NOGUEIRA, V. A.; MORI, R.; MARÇAL, E. F. Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autoregressivos estruturais com correção de erros. In: *Anais da ANPEC*. [S.l.: s.n.], 2012.
- PENNINGS, S. Pass-through of competitors' exchange rates to US import and producer prices. *Journal of International Economics*, 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*, 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. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 79, n. 1, p. 95–104, 1997.

## 8 Apêndice

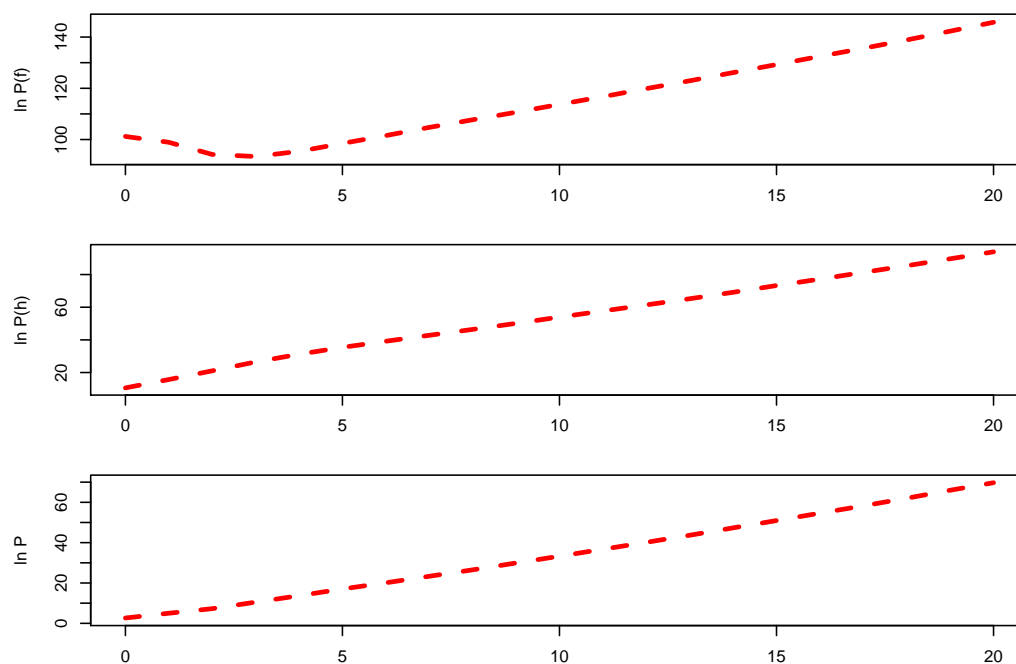


Figura 3: Repasse cambial a partir da identificação do VCE por Cholesky