

Repasso Cambial na Economia Brasileira: estimação a partir do modelo VCEE[♦]

Sérgio Kannebley Júnior¹

Lucas Gonçalves Godoi²

Diogo de Prince³

Resumo

Alterações na taxa de câmbio nominal levam a choques de custos que são repassados em diferentes graus para os índices de preços. Esse 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, incorporando a informação de longo prazo à estimação do repasse cambial. Os resultados obtidos indicam que os graus de repasse cambial aos preços das importações, ao atacado e ao consumidor variam respectivamente entre 76% e 83%, entre 15% e 22%, e entre 9% e 22% no longo prazo.

Palavras-chave

Repasso cambial, Vetor de correção de erros estrutural, Índices de preços.

Abstract

Changes in the nominal exchange rate lead to cost shocks that affect price indexes differently. The goal 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. We measure the degree

♦ Os autores agradecem os comentários de Emerson Marçal, Marcelo Savino Portugal, Márcio Laurini e Vicente da Gama Machado. O segundo autor agradece o apoio financeiro da CAPES e do CNPq durante o mestrado. Esse artigo é parte integrante do projeto financiado pelo CNPq Universal 459266/2014-4. Eventuais erros e omissões são de responsabilidade exclusiva dos autores.

¹ Professor Titular do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP) – End. Av. Bandeirantes, 3900, Monte Alegre – Ribeirão Preto/SP – Brasil – CEP: 14040-905 – E-mail: skj@usp.br. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3389-3354>.

² Mestre em Economia Aplicada pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (FEA-RP/USP) – End. Av. Bandeirantes, 3900, Monte Alegre – Ribeirão Preto/SP – Brasil – CEP: 14040-905 – E-mail: lucasgodoi@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9324-6450>.

³ Professor da Universidade Federal de São Paulo (campus Osasco) – End. Rua Oleska Winogradow, nº 100 Osasco/SP – Brasil – CEP: 06110-295 – E-mail: dioted@gmail.com. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4883-2899>.

Recebido: 31/10/2019. Aceito: 20/12/2021.

Editor Responsável: Bruno de Paula Rocha



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição-Não Comercial 4.0 Internacional.

of exchange rate pass-through with Structural Error Correction Vector Model using statistical properties and constraints based on economic theory, incorporating long-term information into the estimation. The results indicate that the degree of exchange rate pass-through to import, wholesale and consumer prices varies respectively between 76% and 83%, between 15% and 22%, and between 9% and 22% in the long run.

Keywords

Exchange rate pass-through, Structural vector error correction model, Price indexes.

JEL Classification

E31, E52, E58.

Introdução

Alterações na taxa nominal de câmbio são relevantes para economias abertas aos fluxos de comércio e de capitais. As variações desse preço constituem choques de custos que tendem a ser absorvidos 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 manter um nível baixo e estável, anunciando a meta de inflação (Bernanke and Mishkin, 1997). 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, as estimativas obtidas para esses graus de repasse afetam a tomada de decisão 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), às exportações em nível setorial (Kannebley Júnior, 2000; Tejada, Silva, 2008; Correa, 2012) e aos preços no nível agregado (Belaisch, 2003; Albuquerque, Portugal, 2005; Ghosh, 2013; Câmara, Feijo, 2017). Em sua maioria, esses trabalhos apresentam aplicações em séries tem-

porais, tendo como temática a estimação do repasse no curto e no longo prazo (Belaisch, 2003; Nogueira, Mori e Marçal, 2012; Câmara, Feijo, 2017), o repasse cambial considerando a possibilidade de mudança de regimes (Albuquerque, Portugal, 2005; Nogueira Junior, 2010), ou a presença de assimetria no repasse cambial (Pimentel, Luporini e Modenesi, 2016). Abdelmalack e Campos (2020) analisam os canais pelos quais a taxa de câmbio afeta os preços ao consumidor final para o caso brasileiro calibrando o modelo proposto por Goldberg e Campa (2010). Esse trabalho calcula o nível do repasse cambial entre as diferentes categorias de índices de preços por meio da transmissão em cadeia.¹

Nos trabalhos em que são estimados 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, ou dos índices de preços de importações para os índices de preços ao consumidor (Belaisch, 2003; Nogueira, Mori e Marçal, 2012; Câmara, Feijo, 2017). Isto determina uma relação assimétrica entre o período de ocorrência e de resposta das diferentes variáveis do modelo aos choques cambiais, usualmente desprezando as informações de longo prazo.²

O Brasil é um caso típico de utilização do dólar americano como moeda veículo em suas transações no comércio exterior. Segundo dados apresentados nos estudos de Ilzetzki, Reinhart e Rogoff (2019) e de Boz et al. (2020), 94% das exportações e 84% das importações brasileiras são faturadas em dólar entre 2001 e 2017. Goldberg (2010) enumera os diversos motivos da dependência do dólar para faturar as exportações, entre os quais o incentivo para os exportadores limitarem os movimentos de seus preços em relação aos dos concorrentes, escolhendo a moeda de faturamento utilizada pela maioria dos produtores do setor (efeito “coalescência”). Isto é, a precificação das exportações é realizada em mercados onde estão presentes complementariedades estratégicas, que somadas a ajustes infrequentes de

¹ Uma revisão da literatura sobre tema com ênfase no caso brasileira é realizada por Assis, Fonseca e Feijó (2019), no qual classificam-se os estudos segundo os determinantes microeconômicos ou macroeconômicos do repasse cambial.

² 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 e Araújo. (2006) inovam metodologicamente ao introduzir restrições de cointegração e de ciclos comuns em um VAR. Porém, utilizam a decomposição de Cholesky para a obtenção de funções de resposta ao impulso.

preços determinam um repasse cambial incompleto. Esse é propriamente o comportamento da precificação das importações brasileiras. Kannebley Júnior, Reis e Toneto Júnior (2016) apresenta evidências em nível setorial de relações de cointegração entre preços de importações e preços ao atacado produzidas a partir da formulação empírica proposta por Hooper e Mann (1989) que denotam esse comportamento estratégico.

Para a especificação do modelo estimado levou-se em conta argumentos fundamentados na literatura de interação estratégica para repasse cambial e evidências da literatura empírica sobre o tema. Com isso foi possível contribuir à literatura com a produção conjunta de estimativas econométricas de repasse cambial para um período extenso após a introdução do regime de metas inflacionárias no Brasil e para os índices de preços que compõem a cadeia de formação do índice de preços ao consumidor.

Isto é realizado por meio da estimação de um VCEE, com estrutura não recursiva, que permite a identificação de inovações estruturais de longo prazo e apuração de seus impactos. Os dados são trimestrais de 2003 ao primeiro trimestre de 2019. A identificação dos choques foi realizada por meio de choques com efeitos permanentes e transitórios no longo prazo, além de impor restrições no curto prazo. Essa estrutura de identificação utiliza informações provenientes da estimação em forma reduzida do VCE, o que reduz o número de restrições necessárias no curto prazo para garantir a identificação dos choques. Com isso, foram obtidas funções de resposta ao impulso para o cálculo do repasse cambial a partir da identificação dos choques realizada com base nas propriedades estatísticas (Juselius, 2006) e em restrições trazidas pela teoria econômica, produzindo uma estrutura de identificação não recursiva ao VCE. Isso é um diferencial do trabalho.

Foram estimadas duas versões do VCEE. A primeira em que contém apenas variáveis de índices de preços, taxa de câmbio e preço do petróleo e uma segunda versão em que é adicionada a variável de hiato do produto como variável fracamente exógena. Nossos resultados requalificam as diferenças entre o comportamento das respostas dos índices a variações no curto e no longo prazo, e demonstram a sensibilidade das estimativas de repasse cambial a inclusão de variáveis representativas de choques de oferta e demanda.

No modelo sem a variável de hiato, que representa a demanda, a dinâmica do repasse varia entre os diferentes índices de preços, mas os graus de repasse aos preços ao atacado e ao consumidor tendem a se igualar no longo

prazo. Já para o modelo em que é incluída a variável representativa de demanda amplia-se a diferença entre os repasses cambiais para os três índices de preços. Em termos gerais, os resultados obtidos indicam que no longo prazo o grau de repasse cambial para os preços de importações varia entre 76% e 83%. O repasse cambial aos preços ao atacado situa-se no intervalo entre 15% e 22%, enquanto aos preços ao consumidor está entre 9% e 22%.

Além dessa introdução, esse artigo ainda conta com mais seis seções. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura sobre o tema com foco nas estimativas para o caso brasileiro. A terceira seção detalha o arcabouço metodológico utilizado no artigo. A quarta seção apresenta uma análise descritiva dos dados e na quinta seção são apresentadas as estimativas do VCEE e o cálculo do grau de repasse cambial. Na sexta seção, discute-se as implicações de incluir a variável de hiato para as estimativas de repasse. Na última seção são tecidas considerações finais em que se discute as estimativas produzidas nesse trabalho frente às demais estimativas presentes na literatura.

1. Revisão da Literatura

O modelo de Goldberg e Campa (2010) busca qualificar os diferentes canais de transmissão dos choques cambiais sobre os preços de importação até os preços ao consumidor. Para auxiliar na compreensão do mecanismo de transmissão dos choques cambiais aos preços, deve-se considerar o agregador de preços ao consumidor, P_t , obtido a partir da solução de um problema de minimização de dispêndio de um consumidor representativo, dado por:³

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

em que $P_t(tr)$ e $P_t(n)$ representam respectivamente os índices de preços de bens comercializáveis e não comercializáveis, sendo α um parâmetro de ponderação. Ou seja, o índice de preços ao consumidor é representado como uma composição de preços de bens comercializáveis e não comercia-

³ Goldberg e Campa (2010) assumem que os consumidores têm funções utilidade do tipo elasticidade de substituição constante (CES).

lizáveis, com a possibilidade de substituição entre grupos governada pela elasticidade constante ϕ .

Dentro da categoria de comercializáveis, os produtos podem ser produzidos domesticamente (h), ou serem importados (f). Dada a mesma estrutura de utilidade, o agregador de preços para bens de comercializáveis, $P_t(tr)$, tem forma similar ao índice agregado de preços ao consumidor, com elasticidade de substituição entre bens produzidos domesticamente e importados dada por ϕ_T . Isto é

$$P_t(tr) = [\alpha_T P_t(h)^{1-\phi_T} + (1 - \alpha_T) P_t(f)^{1-\phi_T}]^{\frac{1}{1-\phi_T}} \quad (2)$$

em que $P_t(h)$ e $P_t(f)$ correspondem respectivamente aos índices de preços de bens comercializáveis produzidos domesticamente e importados, e $(1 - \alpha_T)$ representa o coeficiente de penetração de produtos importados nos bens comercializáveis.

A partir dessa representação para os agregadores de preços ao consumidor e bens comercializáveis, Goldberg e Campa (2010) demonstram que o repasse cambial para os preços aos consumidores resulta de uma média ponderada entre os repasses obtidos para os preços de bens comercializáveis produzidos domesticamente, no estrangeiro, e do repasse cambial aos preços dos produtos não comercializáveis. A magnitude da resposta dos preços aos consumidores frente a uma variação cambial dependerá dos repasses de cada tipo de bem, da parcela de importância que cada bem tem dentro da cesta do consumidor, da elasticidade de substituição entre os tipos de bens, bem como da parcela de custos de distribuição na formação de preços de cada bem. Os custos de distribuição são provenientes dos bens não comercializáveis.

A taxa de câmbio impacta os custos de todos os tipos de bens. No caso de produtos importados, o impacto é direto ao transformar o custo de produção, medido na moeda do país de origem, na moeda do país importador e nos demais tipos de bens via alteração nos custos dos insumos importados. Os produtos importados também compõem a cesta de consumo de bens comercializáveis. Os autores demonstram que o repasse cambial aos produtos importados é amortecido pela participação dos custos de distribuição. Esse amortecimento varia conforme a resposta dos custos de distribuição às variações cambiais. Estes fatores tornam o repasse cambial aos preços de importações incompleto.

É possível inferir que o repasse cambial dos preços dos produtos importados deve ser próximo de completo caso os custos de distribuição não tenham participação excessiva. Também é possível inferir que o grau de repasse dos produtos comercializáveis domésticos deve ser inferior ao grau de repasse dos preços dos produtos importados, dado que o impacto do câmbio está associado à participação dos insumos importados nos custos totais de produção. Além disso, o repasse cambial dos bens não comercializáveis deve ser ainda menor, também pelo fato de o único canal de transmissão ser a utilização de insumos importados na produção desses bens. Nesse caso, espera-se que essa participação seja inferior à que ocorre na produção de bens não comercializáveis. Por fim, o grau de repasse será menor quanto maior o grau de substituição entre os bens.

Goldberg e Campa (2010) investigam o papel dos insumos importados e dos custos de distribuição no impacto do repasse da taxa de câmbio aos preços ao consumidor, (P), de 21 países industrializados da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico. A evidência é que o principal canal de transmissão das variações cambiais aos preços ao consumidor são os insumos importados utilizados na produção de bens. Abdelmalack e Campos (2020) calibram o modelo de Goldberg e Campa (2010) para o caso brasileiro e comparam seus resultados com simulações para 5 países desenvolvidos no período de 2000 a 2009.⁴

Abdelmalack e Campos (2020) observam que o Brasil possui margens de distribuição reduzidas em relação aos países desenvolvidos (aproximadamente de 13%) e que a parcela de insumos importados e a proporção de bens importados consumidos diretamente pelos consumidores nacionais também é menor relativamente à amostra de países desenvolvidos. Em contraposição, a alta parcela de bens comercializáveis na cesta de consumo dos consumidores nacionais (47% em comparação a 25% dos EUA, por exemplo) seria responsável por um maior impacto das variações cambiais sobre os preços ao consumidor. O grau de repasse cambial apurado para os preços dos produtos importados (P(f)) ficou entre 0,83 e 0,86, entre 0,14 e 0,17 para os produtos comercializáveis produzidos domesticamente (P(d)) e entre 0,14 e 0,15 aos preços ao consumidor.

⁴ Os países incluídos na análise são França, Portugal, EUA, Austrália e Alemanha.

No entanto, conforme Burstein e Gopinath (2013) não apenas a presença de custos de distribuição pode explicar o repasse cambial incompleto aos preços de importação. Segundo esses autores, o repasse incompleto poderia advir da baixa sensibilidade dos custos dos produtores estrangeiros aos choques cambiais, da variabilidade dos *markups* ou de retornos decrescentes de escala.⁵

A interdependência entre os *markups* dos produtos comercializáveis produzidos pelas firmas externa e doméstica é um canal explorado por autores como Dornbusch (1987), Yang (1997), Atkeson and Burstein (2008) e Auer and Schoenle (2016). De modo geral, argumentam 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 repasse cambial e o grau de substituição entre produtos domésticos e estrangeiros. Yang (1997) demonstra 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. Atkeson and Burstein (2008) e Auer and Schoenle (2016) admitem também uma distribuição heterogênea de firmas no setor, o que permite que as firmas maiores sejam capazes de influenciar o preço agregado da indústria. Com isso, uma variação de custos proveniente de uma variação cambial deve produzir efeitos diretos e indiretos sobre os custos, que faz com que o grau de repasse cambial não seja monotônico em relação à participação de mercado da firma segundo os autores.

Kannebley Júnior, Reis e Toneto Júnior (2016) produzem estimativas desagregadas setorialmente para repasse cambial aos preços de importações (PIMP) e ao atacado (IPA) para o período de 1999 a 2012. Os autores encontram que o grau de repasse cambial médio aos preços de importação foi de 0,63, enquanto o grau de repasse cambial médio estimado aos preços ao atacado foi de 0,18. Por meio de associações das estimativas de grau de repasse cambial com coeficientes de penetração das importações e tarifas nominais, observam que o grau de repasse cambial aos preços ao atacado, além de diferenciações de repasse cambial entre grupos de setores definidos segundo o tipo de bem, também está associado positivamente à participação de mercado dos produtos importados e negativamente associado ao nível de proteção da indústria.⁶ Assim, comparando com as

⁵ Poderia haver ainda efeitos indiretos representados por impactos sobre os preços agregados no país doméstico e na demanda agregada. Isso faz com que o grau geral de repasse cambial dependa também dos detalhes de como os preços agregados e as quantidades respondem aos movimentos da taxa de câmbio. Esses efeitos são resultantes das hipóteses assumidas nos modelos.

⁶ Os setores com maior repasse cambial são aqueles produtores de bens de capital e de bens intermediários.

estimativas de repasse cambial aos preços de importações produzidas por Abdelmalack e Campos (2020), o grau de repasse cambial para os preços ao atacado tem proximidade, mas há uma diferença entre as estimativas para o repasse aos preços de importações.

Em um 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 são reduzidos segundo Taylor (2000), com o conseqüente 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 autores, como Goldfajn e Werlang (2000), Bailliu e Bouakez (2004), Choudhri e Hakura (2006) e Ghosh (2013). Esses trabalhos produziram estimativas de grau de repasse cambial nessa linha para diversos países com dados entre os anos de 1970 e 2000.

Albuquerque e Portugal (2005) corroboram a hipótese de que o ambiente inflacionário afeta o grau de repasse cambial aos preços. Estimam, por meio de filtro de Kalman (FK), repasses cambiais que variam ao longo do tempo, para o índice geral de preços (IGP-DI), o índice de preços ao atacado (IPA) e para o índice de preços ao consumidor amplo (IPCA). Para o IPCA, os autores observam três comportamentos distintos do repasse cambial ao longo do tempo. O primeiro período (de 1980 a 1994), anterior à implementação do Plano Real, apresenta um repasse cambial volátil com picos que chegam ao valor unitário e reduções bruscas que poderiam estar relacionados aos diferentes planos econômicos, com um repasse médio de 0,49 no período. No segundo período, de 1995 a 1998, o parâmetro de repasse torna-se mais estável com uma média de 0,42. Por fim, observa-se um repasse médio de 0,04 no terceiro período que começa após a adoção do regime de taxas de câmbio flutuantes em 1999. As estimativas de repasse para o IGP-DI apresentam comportamento similar, porém com queda menos intensa no terceiro período. O repasse médio estimado para o primeiro período foi de 0,33, 0,27 para o segundo e 0,07 para o terceiro período. Já a taxa de repasse cambial para o IPA é aproximadamente estável durante todo o período, com coeficiente médio em torno de 0,3.

Nogueira Junior (2010) estima o repasse cambial ao índice de preços ao consumidor (IPC) para o período de 1995 a 2007 considerando a possibilidade de não linearidade do repasse em função do nível de inflação. A estimação de modelos de Regressão com Transição Suavizada (STR) também aponta mudança no grau de repasse cambial em razão do nível de

inflação, com elasticidade de 0,39 no longo prazo caso a inflação anualizada seja superior a 10,6%. Mas o repasse seria nulo com inflação inferior a esse valor limiar corroborando a evidência de que o repasse cambial no Brasil foi endógeno ao regime inflacionário. Já o trabalho de Couto e Fraga (2014) apresenta estimativas de repasse cambial para o IPCA e IGP-DI, obtidas por meio dos coeficientes dos vetores de cointegração, para o período de 1999 a 2012. Seus resultados indicam que o repasse cambial de longo prazo ao IPCA é de 67,9%, enquanto para o IGP-DI o repasse estimado seria de 84,7%. Com o objetivo de verificar se alterações na política econômica ocorrida após 2003 produziram mudanças no coeficiente de repasse cambial, os autores observam que posteriormente a 2003 existe uma instabilidade na estimação, fazendo com que o repasse cambial seja 36,8% para o IPCA e 62,3% para o IGP-DI. A despeito das estimativas apresentadas por Couto e Fraga (2014) parecerem ser viesadas para cima, seus resultados apontam para um possível problema de estabilidade no período recente que parece ser relevante.

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 ao consumidor para nove países desenvolvidos. Além da variação dos índices de preços e da taxa de câmbio nominal efetiva, o autor usa a inflação do petróleo e o hiato do produto para 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. É encontrado um repasse incompleto e decrescente ao longo da cadeia de produção para o conjunto de nove países industrializados. Outros trabalhos como Hahn (2003) e Faruquee (2006) apresentam estrutura metodológica semelhante para a área do Euro, obtendo resultados similares.

Belaisch (2003) estima um modelo VAR recursivo, de modo similar a McCarthy (2007), para o caso brasileiro com dados mensais para o período de julho de 1999 a dezembro de 2002 apenas para índices de preços domésticos. Suas evidências são de um repasse cambial de 17% para o índice de preços ao consumidor e repasse completo para o índice de preço ao atacado transcorrido um ano do choque cambial.⁷

Alguns trabalhos produzem estimativas de grau de repasse a partir de VCE. São exemplos os trabalhos de Coricelli, Jazbec e Masten (2006) e Beirne e

⁷ Belaisch (2003) usa como referência a versão em texto para discussão que data de 1999.

Bijsterbosch (2011), que estimam o grau de repasse aos preços respectivamente para 4 e 9 países do leste europeu, apurando em ambos os casos um alto grau de repasse em suas estimações. Os trabalhos de Guillén e Araújo (2006), Nogueira, Mori e Marçal (2012) e Couto e Fraga (2014) estimam modelos VCE para o caso brasileiro.

Guillén e Araújo (2006) e Nogueira, Mori e Marçal (2012) encontram, respectivamente, um repasse de 25,12% e 18% 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, mas os repasses cambiais são calculados de modo distinto. Guillén e Araújo (2006) calculam as funções de resposta ao impulso por meio de um modelo VCEE, apurando somente a resposta dos preços ao choque cambial. Já Nogueira, Mori e Marçal (2012) introduzem o termo de correção de erros no modelo VAR em diferenças como uma variável exógena a fim de corrigir apenas a omissão de variável relevante e, de forma similar a Belaisch (2003), calculam a razão entre o somatório das respostas dos preços a um choque cambial e o somatório da resposta do câmbio a um choque cambial. Essa segunda forma parece ser a mais apropriada na medida que captura o efeito de feedback do câmbio sobre a própria variável, descontando o seu efeito sobre o movimento dos preços. O trabalho de Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) usa a mesma forma de cálculo de repasse cambial, e ainda que estime um modelo VAR estrutural (SVAR) em diferenças, encontra resultado semelhante ao de Nogueira, Mori e Marçal (2012) na versão linear do modelo (0,06). Os autores demonstram que esse nível de repasse cambial se deve prioritariamente pela resposta dos preços às depreciações cambiais. A Tabela 1 apresenta sinteticamente os resultados dos autores que analisaram o caso brasileiro e foram citados nessa revisão.

Segundo a Tabela 1, a revisão da literatura reporta em todos os casos estimativas que apontam para um grau de repasse cambial incompleto no longo-prazo e decrescente ao longo da cadeia de produção. No entanto, 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. Alguns estudos como os de Albuquerque e Portugal (2005) e Nogueira Junior (2010) indicam para a ocorrência de uma mudança de regime trazida por um ambiente de inflação mais baixa posteriormente à implantação do Plano Real, que reduziu o grau de repasse cambial na economia brasileira. Suas estimativas são divergentes não apenas pelos diferentes

períodos analisados, mas também pela diferença nos índices de preços considerados. Ainda assim, a evidência produzida por Nogueira Junior (2010) de repasse cambial nulo para o regime de inflação baixa destoa dos demais trabalhos. Outra observação é que Albuquerque e Portugal (2005) apontam o ano de 1999 como um importante ponto para a mudança de regime, sendo usado como período inicial por diversos trabalhos analisados pela mudança no regime cambial por exemplo. Mas Couto e Fraga (2014) notam que somente a partir de 2003 se observa uma estabilidade para o processo gerador de dados.

Tabela 1 - Evidências empíricas para o caso brasileiro

Autores	Período	Método	Índices	Repassse
Belaisch (2003)	1999 a 2002	VAR	IGP-DI; IPA; IPCA	0,71; 1,65; 0,23
Albuquerque e Portugal (2005)	1980 a 1994	FK	IGP-DI; IPA; IPCA	0,33; 0,33; 0,49
	1995 a 1998		IGP-M; IPA; IPCA	0,27; 0,27 ; 0,42
	1999 a 2002		IGP-DI; IPA; IPCA	0,07; 0,31 ; 0,04
Guillén e Araújo (2006)	1999 a 2005	VCEE	IGP-M; IPA; IPCA	0,19; 0,25; 0,10
Nogueira, Mori e Marçal (2012)	1999 a 2010	VCE	IPA ; IPCA	0,18; 0,06
Nogueira Junior (2010)	1995 a 2007	STR	IPC	0,39 se infl. > 10,6% a.a. 0,0 se inf < 10,6% a.a.
Couto e Fraga (2014)	1999 a 2011	VCE	IGP-DI; IPCA	0,85 ; 0,68
	2003 a 2012			0,62 ; 0,37
Pimentel, Luporini e Modenesi (2016)	1999 a 2103	SVAR	IPCA	0,06
				0,06 - depreciação
				0,02 - apreciação
Kannebley Júnior, Reis e Toneto Júnior (2016)	1999 a 2012	VCE	PIMP; IPA	0,63; 0,18
Abdelmalack e Campos (2020)	2000 a 2009	Simul.	$P(f)$; $P(d)$; P	0,83; 0,17; 0,13

Um fato em comum para diversos trabalhos é o curto período de tempo considerado posteriormente a 1999, o que dificulta a obtenção de resultados de longo prazo mais robustos. Com exceção do trabalho de Abdelmalack e Campos (2020), que produz estimativas por meio de simulação, e que, portanto, está menos sujeito a problemas de restrição de amostra, observa-se muita divergência entre as estimativas produzidas por trabalhos como os de Belaisch (2003), Guillén e Araújo (2006), Albuquerque e Portugal (2005) e Nogueira Junior (2010). Além do tamanho da amostra, os resultados também diferem em razão da forma de estimar o grau de repasse cambial. Duas abordagens são identificadas: a primeira é a estimativa direta do coeficiente de repasse na equação de preços e a segunda é por meio de funções de resposta ao impulso. Entretanto,

não foi possível observar um padrão claro entre as duas formas de estimação, com exceção do trabalho de Couto e Fraga (2014) que apresenta uma estimativa para o grau de repasse cambial ao IPCA bastante superior aos demais estudos.

2. Metodologia

A metodologia utilizada no trabalho é o VCEE para estimar o repasse cambial. Os modelos VAR utilizados em estudos mencionados na seção anterior não captam a dinâmica de longo prazo do sistema. Assim, a estimação do vetor de correção de erros estrutural corrige tal problema.

A partir da proposta de Sims (1980) acerca de vetores autorregressivos como alternativa para a pesquisa empírica em macroeconomia, tal classe de modelos passou a ser utilizada devido a possibilidade de se analisar o comportamento da flutuação das 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:

$$Ax_t = B_0D_t + \sum_{i=1}^p B_i x_{t-i} + u_t \quad (3)$$

em que x_t é um vetor ($N \times 1$) das variáveis endógenas, x_{t-i} vetores de defasagem destas variáveis para $i=1, \dots, p$, D_t é um vetor de termos determinísticos, como constante, variáveis *dummy* sazonais e tendência, B_i são matrizes ($N \times N$) de coeficientes para as i defasagens das variáveis endógenas. A matriz tem rank completo, com sua diagonal principal composta por 1's, u_t é o vetor ($N \times 1$) dos termos de erros estruturais com $u_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma)$ no qual a matriz de variância-covariância Σ é semi-definida positiva e diagonal. O VAR(p) em sua forma reduzida é tal que:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i x_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

com $\varepsilon_t = A^{-1}u_t$, $\Phi = A^{-1}B_0$ e $\Pi_i = A^{-1}B_i$ para $i=1, \dots, p$. Isso pode ser reparametrizado na forma de um VCE tal que:

$$\Delta x_t = \Phi D_t + \Pi x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

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 $0 < r < N$. A matriz Π pode ser reparametrizada como $\Pi = \alpha\beta$, em que α e β são matrizes $N \times r$, sendo α o conjunto de coeficientes de ajustamento e β representando os r vetores de cointegração. O sistema pode ser reescrito na forma de vetor de médias móveis (VMA) tal que:

$$x_t = C \sum_{i=1}^t (\Phi D_i + \varepsilon_i) + C(L)(\Phi D_t + \varepsilon_t) + C_0 \quad (6)$$

A matriz de impacto de longo prazo é dada por $C = \beta(\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp)^{-1} \alpha'_\perp = \overline{\beta}_\perp \alpha'_\perp$ com $\overline{\beta}_\perp = \beta_\perp (\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp)^{-1}$ e $\Gamma = I - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i$. As matrizes β_\perp e α_\perp são, respectivamente, os complementos ortogonais de β e α .⁸ $C(L)$ é um processo convergente e C_0 depende dos valores iniciais $\beta' C_0 = 0$.

A tendência estocástica $C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ é decomposta em um vetor de dimensão $(N-r)$ de tendências estocásticas comuns $CT_t = \alpha'_\perp \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ e a matriz de *loadings* dada por $\overline{\beta}_\perp$. Os movimentos de longo-prazo das séries do sistema são descritos pelo vetor de dimensão $(N-r)$ de tendências estocásticas comuns (CT_t) enquanto que a matriz de *loadings* dada por $\overline{\beta}_\perp$ descreve como cada uma das $(N-r)$ tendências afeta individualmente cada variável do sistema (Møller, 2008). Isto é:

$$C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i = \overline{\beta}_\perp \alpha'_\perp \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \quad (7)$$

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 o impacto dos choques transitórios desaparece no tempo.⁹

Enquanto os parâmetros são irrestritos, o sistema de equações em (7) não é identificado. A identificação dos choques estruturais no modelo VMA segue algumas hipóteses básicas. Os N choques estruturais são distintos em $(N-r)$ choques permanentes (associados às tendências estocásticas comuns) e r choques transitórios. A identificação dos choques permanentes

⁸ Um vetor ortogonal é definido tal que o produto interno de um vetor qualquer v e de seu complemento ortogonal v_\perp seja zero.

⁹ Choques transitórios têm 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.

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.

Sendo $\varepsilon_t = Bu_t$, com $B = A^{-1}$, e, portanto, $\bar{C} = CB$, um choque transitório é definido como uma coluna de zeros na matriz C , enquanto um choque permanente é definido como uma coluna de não zeros em C . Assim, os r choques transitórios do sistema se traduzirão em colunas de zeros 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 $1 N(N - 1)$ restrições para identificar exatamente o sistema, restam $\frac{1}{2}N(N - 1) - r(N - r)$ restrições. Deste total, $\frac{1}{2} r(r - 1)$ são necessárias para identificar os choques transitórios e $\frac{[(N-r)(N-r-1)]}{2}$ para identificar os choques permanentes. De modo geral, segundo Lütkepohl (2007), as restrições tomam a forma:

$$R_l \text{vec}(\bar{C}) = r_l \quad R_s \text{vec}(B) = r_s \quad (8)$$

em que R_l e R_s são matrizes de restrições adequadas r_l e r_s são vetores de dimensões adequadas, usualmente zero em restrições de exclusão. Em razão de \bar{C} ser determinada pela forma reduzida, em última instância as restrições podem ser representadas como restrições sobre $\text{vec}(B)$, de modo que as condições de identificação se tornam:

$$\begin{bmatrix} R_l \\ R_s \end{bmatrix} \text{vec}(B) = \begin{pmatrix} r_l \\ r_s \end{pmatrix} \quad (9)$$

em que $R_L = R_l(I_N \otimes C)$. Para o sistema ser identificado, (9) deve ter rank ao menos $N(N-1)$.

De acordo com Vlaar e Schuberth (1999), um modelo de VCEE pode ser considerado um processo de duas etapas. Na primeira, as relações de longo prazo dos dados são determinadas pela análise de cointegração tradicional. 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 oriundas da teoria econômica na matriz de efeitos contemporâneos ou na matriz de impacto de longo prazo

do sistema. Os efeitos dinâmicos de tais choques estruturais são mostrados a partir das funções de impulso-resposta.

Para a identificação dos choques permanentes, também se utiliza testes de exogeneidade fraca para auxiliar a identificação. Uma variável fracamente exógena tem sua linha correspondente no vetor α igual a zero. Uma linha j igual a zero na matriz α deve ter como correspondente em seu complemento ortogonal, α_{\perp} , um vetor unitário na linha j , fazendo com que uma das tendências estocásticas do sistema seja identificada como os erros da variável $x_{t,j}$. Portanto, fraca exogeneidade implica que os resíduos acumulados de determinada variável, $\sum_{i=1}^t \varepsilon_{j,i}$, se comportem como uma tendência estocástica comum do sistema, sendo identificada como um dos choques permanentes do sistema.

A partir da identificação dos choques estruturais, u_t , sendo $C(L)$ um processo convergente que tenderá a zero, tem-se que a função impulso-resposta é definida por:

$$\frac{\delta E(x_{t+h}|x_t)}{\delta x_t} = \frac{\delta E(x_{t+h}|x_t)}{\delta u_t} = \bar{C} + C(L)B \rightarrow \bar{C} \quad (10)$$

O software JMulti foi utilizado. A próxima seção apresenta a análise descritiva das variáveis do trabalho.

3. Análise Descritiva

A presente seção descreve as seis variáveis que serão utilizadas na estimação dos modelos de VCE. A taxa nominal de câmbio do Real em relação ao Dólar (R\$/US\$) da média para o trimestre é denotada por e_t , o índice de preço de produtos comercializáveis produzidos internamente é representado pelo Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA) 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 denotará os preços aos consumidores e será representado pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

O índice de preços das importações brasileiras é produzido pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (FUNCEX) com informações fornecidas pela SECEX (Secretaria de Comércio Exterior). Denotado por $P_t(f)$ sua metodologia de construção é apresentada Markwald et al. (1998) e em razão de utilizar o valor importado *Free on Board* é cotado em moeda estrangeira (dólar). Os choques externos de oferta em nosso modelo serão representados pela cotação média do petróleo em dólares e será denotado por $Z_t(f)$. Os choques domésticos de demanda são representados pela variável de hiato do produto estimada pela metodologia da função de produção proposta em Souza Júnior e Caetano (2013).¹⁰

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 65 observações. A decisão pelo início da amostra no ano de 2003 deveu-se à existência de uma quebra estrutural nos índices IPA e IPCA, produzindo uma instabilidade nos vetores de cointegração.¹¹

As variáveis estão apresentadas na Figura 1 e é possível notar inicialmente que a variável de taxa de câmbio nominal apresenta dois períodos com comportamentos 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 para 2014 em diante, quando se observa uma grande depreciação, que assume seu maior valor no primeiro trimestre de 2016. Em relação as variáveis correspondentes aos índices de preços, $\ln P$ e $\ln P(h)$ crescem constantemente ao longo do tempo, indicando não estacionariedade. Além disso, as duas variáveis se movem de maneira muito próxima durante toda a amostra indicando uma possível relação de longo-prazo, sendo que $\ln P(h)$ parece “flutuar” em torno de $\ln P$. Após 2014, quando se inicia o período recessivo, $\ln P(f)$ começa a cair simultaneamente com a 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, pois são determinados, em grande parte, pela economia internacional. Assim é observado o espelhamento das trajetórias de $\ln e$

¹⁰ Segundo Souza Júnior (2017), essa medida tem a vantagem de minimizar o viés de fim de amostra. Como houve uma forte recessão na última parte da amostra, após 2014, utiliza-se essa medida ao invés de estimar por meio do filtro Hodrick-Prescott (HP).

¹¹ Essa quebra já havia sido identificada no trabalho de Couto e Fraga (2014), sendo que apenas corroboramos sua existência em nossas estimações.

e $\ln Z(f)$ principalmente em períodos de depreciação cambial e queda no preço do petróleo. Com relação à variável de hiato do produto é observado claramente os dois períodos recessivos vivenciados pela economia brasileiro em 2009, reflexo da crise financeira internacional, e o último período recessivo que se inicia em 2014 a atinge seu extremo em 2016.

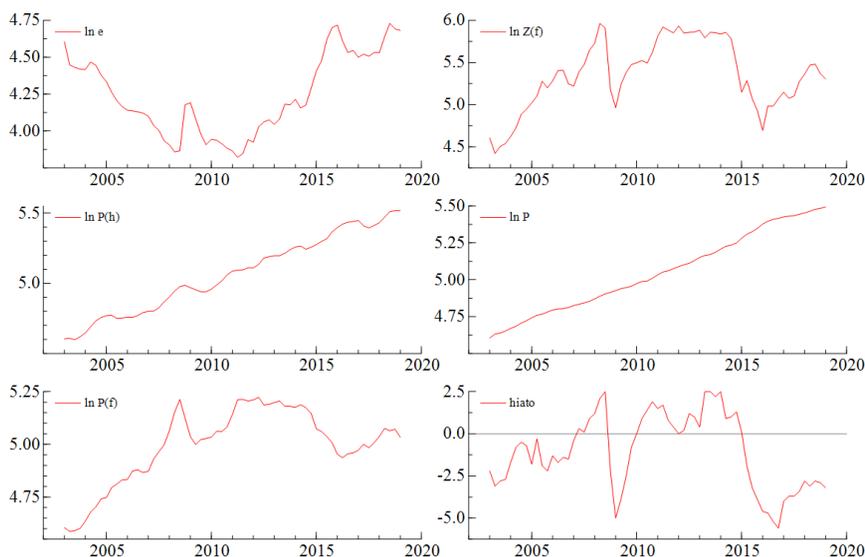


Figura 1: Evolução das variáveis analisadas

A Tabela 10 em apêndice apresenta os resultados dos testes de raiz unitária Dickey-Fuller com Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS) e Ng-Perron com defasagem selecionada pelo critério de informação de Akaike modificado.¹² A hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada para nenhuma das variáveis, com exceção da variável de hiato do produto. Analisamos as variáveis de índices de preços e de taxa nominal em primeira diferença e a variável de hiato do produto a fim de identificar possíveis *outliers*. A Tabela 2 apresenta a média, os valores máximo e mínimo, e em que momento do tempo em que foi verificado os valores extremos. Há a excepcionalidade do último período de 2008, que apresenta pontos de máximo para $\Delta \ln e$ e *hiato*, e de mínimo para $\Delta \ln P(f)$ e $\Delta \ln Z(f)$. A série de hiato do produto apresenta o valor mínimo no quarto trimestre de 2016,

¹² O software Eviews foi utilizado apenas para os testes de raiz unitária.

com o auge da recessão doméstica iniciada em meados de 2014. Dessa forma, será considerada a possibilidade de modelar *outliers* no modelo multivariado considerando essas datas.

Ao utilizar a diferença das variáveis nas estimações, os modelos VAR não captam a dinâmica de longo prazo do sistema. A estimação de um VCE corrige tais problemas. 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. Verificada essa hipótese, será estimado o VCE e identificado estruturalmente. Serão estimados dois modelos. O primeiro em que são consideradas apenas as variáveis não estacionárias e um segundo modelo em que a variável de hiato é incluída na forma de variável fracamente exógena. A próxima seção apresenta as estimativas do VCEE e de repasse cambial aos preços de importação, ao atacado e ao consumidor.

Tabela 2 - Estatística Descritiva para as variáveis em primeira diferença (com exceção do hiato)

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
hiato	-1,0554	2,5000	3º tri de 2008 ¹	-5,6000	4º tri de 2016

Obs.:¹ o máximo também é atingido no 2º e no 3º tri de 2013 e no 1º tri de 2014.

4. Resultados

Para a estimação do modelo VAR irrestrito, o vetor de variáveis endógenas é composto por $\ln Pt(f)$, $\ln Pt$, $\ln Pt(h)$, $\ln et$, e $\ln Zt(f)$. Após a estimação do modelo irrestrito com as variáveis em nível, o passo seguinte foi analisar a presença de quebras e *outliers* por meio do algoritmo Autometrics, com

p-valor de 0,01%.¹³ O algoritmo indicou a presença de variáveis *dummy* de pulso para o quarto trimestre de 2008 e o primeiro trimestre de 2015. A inclusão das variáveis *dummy* de pulso melhorou a especificação do modelo para lidar com a presença de outliers. O primeiro trimestre de 2015 é o valor máximo apresentado pela variável $\Delta \ln P$ conforme a Tabela 2, enquanto o quarto trimestre de 2008 apresenta extremos para três variáveis das cinco variáveis modeladas. A Tabela 11 no apêndice apresenta os testes de especificação dos modelos sem e com as variáveis *dummy* de pulso. A inclusão das variáveis *dummy* leva à melhora da especificação do modelo ao não rejeitar a hipótese nula de normalidade para o vetor de resíduos do VCE e a não rejeitar individualmente a hipótese nula de autocorrelação nos resíduos para as equações do modelo, em ao menos um nível de significância estatística de 5%.

A partir da especificação com as duas variáveis *dummy* de pulso é feito o teste de cointegração de Johansen, inclusive usando *bootstrap*. O teste de cointegração é feito em um VAR em nível com duas defasagens, definidas com base na minimização de critérios de informação e testes de adequação estatística. O teste de cointegração especifica uma constante nas equações do VEC e uma constante no vetor de cointegração. A Tabela 3 apresenta o número de vetores de cointegração sob a hipótese nula, a estatística do traço, e o p-valor calculado por simulação e por *bootstrap* com cinco mil replicações. Como pode ser observado, os resultados indicam a existência de dois vetores de cointegração, sendo a hipótese nula rejeitada em um nível de significância estatística de 5%. Dessa maneira, o VCE é estimado com duas relações de longo prazo.

Tabela 3 - 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

¹³ No caso, considerou-se a quebra para cada ponto da amostra (ou seja, uma variável *dummy* para cada ponto da amostra), assim como possíveis *outliers*, selecionou-se a variável *dummy* que melhorava os testes de especificação e era significativa estatisticamente com o p-valor considerado. O algoritmo Autometrics do software Oxmetrics foi utilizado, assim como o mesmo software para os testes de cointegração.

A partir da definição do número de relações de cointegração, o conceito de exogeneidade fraca se torna importante para a análise. A Tabela 4 apresenta os testes likelihood ratio (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 4, não se rejeita a hipótese nula de exogeneidade fraca para as duas relações de cointegração no nível de significância estatística de 10% apenas para a variável preço do petróleo. Logo, $\ln Z(f)$ não é afetada pelas relações de cointegração, de forma que seus choques estruturais podem ser considerados como tendo efeitos permanentes sobre o sistema.

Posteriormente aos testes de exogeneidade fraca, foram estimados os vetores α e β . Também foi possível restringir mais dois coeficientes de α para zero, de modo que a variação do logaritmo do preço de importação não responde aos desvios da segunda relação de longo prazo, enquanto a variação do logaritmo do preço ao consumidor não responde aos desvios da primeira relação de longo prazo. Além disso, apenas uma restrição foi possível de ser feita sobre os coeficientes do vetor β 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. As estimativas dos vetores β e α com essa especificação são apresentadas na Tabela 5.¹⁴ A Tabela 12 no apêndice reporta as estimativas dos vetores β e α sem impor nenhuma restrição.

Tabela 4 - 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

¹⁴ 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 α não rejeita a hipótese nula dos coeficientes serem iguais a zero com p-valor de 0,84. Ou seja, as restrições nos vetores β e α são consideradas válidas a partir desses testes.

Tabela 5 - Vetores de cointegração

	β		α	
$\ln P(f)$	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 α			2,039	[0,84]
Teste de Wald para restrição em β			0,001	[0,98]

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

O primeiro vetor de cointegração, com coeficiente normalizado para $\ln P(f)$, é sobre a relação de competição entre produtos importados $P(f)$ e produtos domésticos $P(h)$. Ou seja, $\ln P(f)$ reagirá negativamente a um choque cambial e positivamente a um choque em $\ln P(h)$. Por exemplo, se houver uma desvalorização cambial e o importador não mudar o preço em dólares, o preço das importações brasileiras em Reais deve aumentar. Esse aumento pode ser exagerado comparado aos preços dos concorrentes nacionais de modo que o importador pode reduzir o preço das importações brasileiras em dólares para que o preço das importações brasileiras em Reais não suba tanto diante da competição doméstica.¹⁵

Testou-se a possibilidade de restringir no primeiro vetor de cointegração o coeficiente de $\ln P(h)$ ter a mesma magnitude de $\ln e$, mas com sinal contrário. 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 o processo de precificação consideraria como parâmetros os preços dos produtores domésticos em moeda internacional. Mas a hipótese nula da validade de tal restrição foi rejeitada. O coeficiente de $\ln Z(f)$ in-

¹⁵ Considere alternativamente que os preços domésticos no atacado subam em Reais, o produtor estrangeiro tem margem para elevar o preço em dólares do bem que exporta ao Brasil ao comparar o preço do concorrente no país, assumindo a taxa de câmbio constante.

dica que quanto maior o preço do petróleo, maior tende a ser o preço dos produtos importados. É também interessante reportar que o processo de ajustamento ao desequilíbrio dessa relação ocorre somente para as variáveis $\ln P(f)$ e $\ln P(h)$, sendo expressivos os coeficientes do vetor α e com sinais esperados. Eles indicam que ambos os índices de preços respondem em sentido inverso em direção ao equilíbrio, de forma consistente com o esperado.

O segundo vetor de cointegração diz respeito à relação entre $\ln P(h)$ e $\ln P$. Como foi possível ver por meio da análise gráfica o comportamento das duas variáveis ao longo do tempo é próximo, indicando uma relação estacionária no longo-prazo. Teoricamente essa relação é justificada pelo fato de que o preço no atacado é a última etapa da cadeia de produção antes de chegar ao consumidor final. Dessa maneira, espera-se que tais variáveis cointegrem. Abdelmalack e Campos (2020) também demonstrou uma particularidade do caso brasileiro que é a expressiva participação de bens comercializáveis na cesta de bens de consumo que compõe o índice de preços. A isso também deve ser considerada outra particularidade do caso brasileiro, que é o alto grau de indexação da economia. Todos esses fatores devem explicar a relação de longo prazo entre essas variáveis. É possível observar que o coeficiente do preço ao atacado na segunda relação é próximo de -1. Além disso, o preço do petróleo está no segundo vetor de cointegração também, porém com um coeficiente reduzido (-0,042). Sobre o vetor de ajustamento α associado a essa relação de longo prazo, observa-se que o processo de ajustamento ao equilíbrio ocorre, principalmente, devido à correção dos preços ao atacado $\ln P(h)$ em direção ao equilíbrio. Dada a hipótese inicial de identificação trazida pela normalização do vetor de cointegração, em que $\ln P$ não participa da primeira relação, associado a essa evidência adicional de ajustamento ao equilíbrio na segunda relação, é possível inferir que o comportamento de $\ln P$ se aproxima de uma tendência estocástica do sistema.

Uma extensão à análise dos vetores α e β é verificar os resultados para β_{\perp} , $\alpha_{\perp 1}$ e $\alpha_{\perp 2}$ fornece a informação das combinações lineares dos erros das variáveis endógenas do modelo que geram as tendências estocásticas comuns. Por sua vez, β_{\perp} indica como as respectivas variáveis do sistema respondem às tendências comuns ao longo do tempo. Esses resultados estão apresentados na Tabela 6.

Tabela 6 - Vetores ortogonais de cointegração

	$\overline{\beta}_{\perp}$			α_{\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

Dado que β_{\perp} e α_{\perp} tem dimensões (5×3), inicialmente observa-se na matriz β_{\perp} que as duas primeiras tendências comuns tem maior impacto sobre as variáveis do sistema. Com relação à matriz α_{\perp} , nota-se que no sistema em forma reduzida a primeira tendência estocástica comum é uma combinação linear dos choques do índice de preço ao atacado (essa variável tem o maior peso na composição da primeira tendência comum) com os choques dos índices de preços de importação, ao consumidor e a taxa de câmbio. A segunda tendência estocástica comum depende em grande parte dos choques dos preços ao consumidor e a terceira tendência estocástica comum é formada pelos choques dos preços do petróleo, que é uma variável fracamente exógena.

Além da presença de custos de distribuição, a teoria de repasse cambial analisa que o repasse cambial é incompleto em razão das firmas estrangeiras ajustarem seu markup ao ambiente competitivo doméstico (Dornbusch, 1987; Pennings, 2017; Auer, Schoenle, 2016). Por outro lado, também é predito pela teoria que os produtores domésticos de bens comercializáveis estão sujeitos a choques de custos e a pressão concorrencial dos produtos importados, dependendo do grau de substitutibilidade ou da participação de mercado dos produtores estrangeiros no mercado doméstico (Dornbusch, 1987).

Considerando que os custos são fatores preponderantes na definição dos preços e sendo as variáveis de preço do petróleo e taxa de câmbio fatores que interferem diretamente nos custos, identifica-se os choques associados a essas variáveis como choques com efeitos permanentes no modelo. Na medida que os custos dos produtos importados são transformados em moe-

da doméstica, a relação com a taxa de câmbio é direta. A taxa de câmbio também afeta os produtos comercializáveis produzidos domesticamente em razão dos insumos importados utilizados na sua produção. O custo dos produtos não comercializáveis, ainda que em menor medida, também pode contar com insumos importados. Já os choques associados ao preço do petróleo, além de serem representativos de choques internacionais de oferta, têm sua identificação facilitada por se tratar de uma variável fracamente exógena no sistema.

O terceiro componente de choques permanentes é aquele proveniente do índice de preços ao consumidor. Essa definição merece algumas considerações. Inicialmente é possível perceber na equação (1) que o índice de preços ao consumidor é uma composição de índice de preços de bens comercializáveis e não comercializáveis. Os bens não comercializáveis estão fora do sistema, podendo constituir uma tendência comum do sistema. Além disso, o índice de preços ao consumidor é uma referência para reajustes salariais, um importante componente de custos domésticos. Outra informação adicional vem do segundo vetor em α_{\perp} , que indica forte preponderância de $\ln P$, sendo que a análise gráfica na seção 4 também indica um movimento de convergência de $\ln P(h)$ em direção à $\ln P$. Esse conjunto de fatores auxiliam na adoção dessa suposição.

Com a separação entre choques permanentes e transitórios, para a identificação dos choques do sistema é necessária a utilização de mais restrições baseadas na teoria. Na matriz B de restrições de curto prazo, foram definidas 5 restrições produzindo um sistema sobre-identificado. Segundo Lütkepohl (2007), em um modelo tipo B os erros de previsão do modelo são interpretados como resultado da composição dos choques estruturais, isto é, $\varepsilon_t = Bu_t$. A primeira suposição é de que os erros de previsão associados à variável $\varepsilon_{p(f),t}$ estão relacionados contemporaneamente somente aos choques de câmbio, $u_{e,t}$, e aos choques do preço do petróleo, $u_{z(f),t}$. O segundo conjunto de suposições é de que contemporaneamente os choques cambiais, $u_{e,t}$, não guardem relação com os erros de previsão das variáveis de preços ao consumidor, $\varepsilon_{p,t}$, de preços de bens comercializáveis produzidos domesticamente, $\varepsilon_{p(h),t}$, e do preço do petróleo, $\varepsilon_{z(f),t}$. Tais restrições são baseadas na ideia de que as variações cambiais contemporâneas não afetam os preços diretamente, mas apenas indiretamente via a participação de insumos importados na sua produção. Com isso, a matriz de impacto contemporâneo B e a matriz de impacto de longo-prazo \bar{C} com a ordem das variáveis nas matrizes $\ln P(f)$, $\ln P$, $\ln P(h)$, $\ln e$ e $\ln Z(f)$ são definidas como:

$$B = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 & * & * \\ * & * & * & 0 & * \\ * & * & * & 0 & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & 0 & * \end{pmatrix}, \bar{C} = \begin{pmatrix} 0 & * & 0 & * & * \\ 0 & * & 0 & * & * \\ 0 & * & 0 & * & * \\ 0 & * & 0 & * & * \\ 0 & * & 0 & * & * \end{pmatrix}$$

A partir das restrições especificadas, estimou-se o modelo para obter as funções de resposta ao impulso. As restrições em B e \bar{C} não são rejeitadas em um nível de significância estatística de 10% pelo teste LR de sobreidentificação, apresentando p-valor de 0,13 com um grau de liberdade.¹⁶ As estimativas das matrizes B e \bar{C} estão apresentadas em apêndice. Com essa estrutura, estimou-se as funções de resposta ao impulso para obter as estimativas de 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. Considere $\Delta\tilde{p}_{t+j}$ a resposta da variação do preço após j períodos a um choque na taxa de câmbio nominal no instante t e $\Delta\tilde{e}_{t+j}$ a resposta da taxa de câmbio após j períodos a um choque na mesma variável no tempo t. Assim, o repasse cambial acumulado H períodos após o choque cambial pode ser obtido tal que:

$$\text{Repass}e_{t+H} = \frac{\sum_{j=1}^H \Delta\tilde{p}_{t+j}}{\sum_{j=1}^H \Delta\tilde{e}_{t+j}} \quad (11)$$

A estimativa de repasse especificada em (11) é a utilizada no presente trabalho para $\ln P(h)$ e $\ln P$, seguindo Belaisch (2003), Ito e Sato (2008). Entretanto, como o preço dos importados $\ln P(f)$ é especificado em dólares, uma alteração é necessária na fórmula de cálculo que é dada por:¹⁷

$$\text{Repass}e_{t+H} = 1 + \frac{\sum_{j=1}^H \Delta\tilde{p}_{t+j}}{\sum_{j=1}^H \Delta\tilde{e}_{t+j}} \quad (12)$$

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, uma resposta nula indica repasse cambial nulo.

¹⁶ A estatística de teste é 2,35, que segue uma estatística χ^2 sob a hipótese nula.

¹⁷ Observe que $\ln P(f)_{RS} = \ln e + \ln P(f)$.

A Tabela 7 e a figura 2 mostram 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. O repasse cambial para o preço dos importados no curto prazo é maior, chegando a 86,7% imediatamente após o choque cambial, sendo reduzido a 72,1% após 4 trimestres e atingindo 76,3% após 20 trimestres (5 anos).

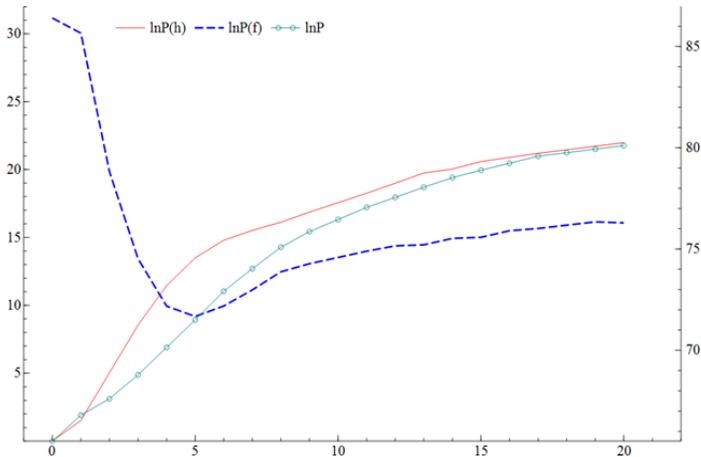


Figura 2 - Repasse cambial em % para os preços de importação (eixo da direita), ao atacado e ao consumidor (eixo da esquerda)

A estimativa de repasse cambial ao atacado atinge 11,5% após o primeiro ano, seguindo trajetória ascendente. Após 20 trimestres atinge 22%. Repasse cambial semelhante é estimado para o índice de preço ao consumidor no longo prazo, de 21,8%. Ou seja, no longo prazo (5 anos) espera-se que o repasse cambial a ambos os índices de preços seja aproximadamente o mesmo. No entanto, a dinâmica do repasse é distinta entre os dois índices.

Para o primeiro ano (até o 4º trimestre) o repasse cambial aos preços ao consumidor é igual a 6,9%. A aproximação entre os repasses para os dois índices ocorre até o fim do segundo ano (8º trimestre). Essa predição é condizente com a suposição de que o choque cambial seja sentido primeiramente nos preços ao produtor, por meio dos custos dos insumos importados, em que a participação desse tipo de insumo é maior. Ao longo do tempo a indexação dos preços e salários e a participação de bens comercializáveis na cesta que compõe o agregador para bens de consumo deve fazer com que o repasse cambial dos dois índices venha a se igualar.

Esse resultado se distingue dos demais trabalhos da literatura, principalmente daqueles que estimam o repasse a partir de modelos com variáveis estacionárias.

Tabela 7 - Estimativas de repasse cambial a partir da identificação por VCEE em porcentagem

Período	VCEE			Período	VCEE		
	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$		$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$
0	86,7	0,0	0,0	11	75,1	18,3	17,3
1	85,9	1,5	1,9	12	75,1	19,0	18,0
2	79,0	5,0	3,1	13	75,4	19,8	18,7
3	74,5	8,6	4,9	14	75,5	20,3	19,5
4	72,1	11,5	6,9	15	75,7	20,6	20,0
5	71,6	13,5	9,0	16	75,9	20,9	20,5
6	72,1	14,8	11,1	17	76,0	21,5	21,0
7	73,1	15,6	12,7	18	76,1	21,7	21,3
8	73,8	16,2	14,3	19	76,3	21,8	21,6
9	74,4	16,9	15,5	20	76,5	22,0	21,8
10	74,7	17,6	16,4				

Para efeito de comparação, estimamos o repasse cambial a partir da especificação convencional em que é imposta diretamente sobre a matriz B uma estrutura recursiva do tipo Cholesky, mas não são impostas restrições sobre a matriz . A sequência de choques se inicia com os choques no preço do petróleo, depois na taxa de câmbio, no preço de importação, ao atacado e, por fim, ao consumidor, isto é:¹⁸

$$\ln Z(f) \rightarrow \ln e \rightarrow \ln P(f) \rightarrow \ln P(h) \rightarrow \ln P$$

¹⁸ Esse exercício é distinto daqueles realizados em VAR estacionários, mesmo com a inclusão dos eventuais termos de correção de erros como variável fracamente exógena, pois implica em uma diferente matriz de impactos de longo prazo para o sistema. Para mais esclarecimentos ver Lütkepohl (2007).

As estimativas foram realizadas com, e sem, a imposição de restrições sobre os vetores de ajustamento e de cointegração (vetores α e β , respectivamente) a fim de apurar a contribuição dessas restrições sobre as matrizes de impacto contemporâneo B e de impacto de longo prazo \bar{C} . As estimativas sem impor restrição aos vetores α e β estão apresentadas na Tabela 12 em apêndice. As estimativas de repasse cambial para os preços de importação, ao atacado e ao consumidor são apresentadas na Tabela 8.

As estimativas produzidas apenas com restrições de curto prazo do tipo Cholesky em um sistema não estacionário levaram a uma sobrestimação dos graus de repasse cambial a todos os índices de preços. Sem a imposição de restrições aos vetores α e β , o repasse cambial para os preços de importação é superior ao grau completo no longo prazo com 145,8%. Ou seja, esse repasse cambial é aproximadamente o dobro do estimado com VCEE no longo prazo. O repasse cambial para o preço ao atacado estimado foi de 93,9% no longo prazo, o que é cerca de 4,3 vezes a estimativa *benchmark*. No caso do repasse cambial para o preço ao consumidor, a estimativa de repasse cambial é de 69,7%, também superior à estimativa *benchmark*. Com a imposição de restrições sobre os vetores α e β , há uma limitação nos respectivos graus de repasse. Para os preços de importações, o repasse estimado é completo (100%), enquanto os repasses para os preços ao atacado e ao consumidor voltam a se aproximar (53,2% e 49,6%, respectivamente), mas continuam sobrestimados em relação à estimativa *benchmark*. A próxima seção apresenta o modelo ao incluir a variável de hiato do produto.

Tabela 8 - Comparação entre as estimativas do repasse com a Decomposição de Cholesky em %

Período	Restrição em α e β			Sem restringir α e β		
	(1)	(1)	(1)	(2)	(2)	(2)
	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$
0	98,07	8,45	1,69	101,20	10,60	2,65
1	95,49	13,54	4,51	98,93	15,71	5,00
4	86,06	28,88	16,73	95,38	31,19	13,70
8	92,82	37,73	31,71	107,71	46,42	26,52
12	95,86	45,50	39,90	119,88	61,42	40,16
16	98,47	50,38	46,06	132,47	77,20	54,62
20	100,00	53,25	49,61	145,77	93,90	69,72

5. Inclusão da Variável de Demanda

Nessa seção apresentamos estimativas de repasse cambial em uma especificação do VCE em que se inclui a variável de hiato sob a suposição de fraca exogeneidade. O hiato foi constatado como variável estacionária, enquanto as demais variáveis são não estacionárias. Ainda que o hiato pudesse ser incluído no vetor de variáveis endógenas, seria contraditório considerá-lo como compondo a tendência estocástica do sistema.¹⁹ Sendo assim, o seu impacto no longo prazo será capturado pela matriz $\bar{C} = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp} = \bar{\beta}_{\perp}\alpha'_{\perp}$ ao modificar a matriz de parâmetros $\Gamma = I - \sum_{i=1}^{p-1}\Gamma_i$.²⁰

Na especificação do VCE, a variável de hiato foi incluída em tempo corrente e defasada em um período a fim de manter a coerência com a especificação adotada na seção anterior em que o VCE apresentava uma defasagem. Foi testada a restrição de que a soma dos coeficientes associados à variável de hiato é nula, não sendo rejeitada tal hipótese nula. Com isso, a variável de hiato fica especificada em primeira diferença em tempo corrente. A Tabela 11 no apêndice apresenta os testes de especificação dos modelos estimados. Observa-se que o modelo com a variável de hiato apresentou melhora na adequação estatística em relação ao modelo *benchmark*, eliminando a evidência de autocorrelação dos resíduos na equação de $\Delta \ln P(f)$.

Os resultados de repasse cambial estão apresentados na Tabela 9 com, e sem, restrição sobre os vetores de ajustamento e de cointegração. Para facilitar a comparação, apresentamos o cálculo dos repasses do modelo *benchmark* e do modelo com a inclusão da variável de hiato. No modelo *benchmark*, sem restrição sobre os coeficientes de ajustamento e das relações de longo prazo, na coluna (2), houve uma diferença entre os repasses cambiais para os diferentes índices de preços. No curto prazo, seu principal efeito foi limitar os repasses cambiais aos preços ao atacado e ao consumidor, reduzindo os repasses respectivamente a 5,8% e 4% após 4 trimestres em contraposição a 11,5% e 6,9% para a estimação a partir de coeficientes restritos, coluna (1). No longo prazo, a não imposição da restrição deixa mais clara a ordenação entre os repasses cambiais aos índices

¹⁹ Em modelos que procuram explicar o comportamento do produto, é usual considerar que o impacto de choques de demanda é transitório no sistema. Esse tipo de hipótese é considerado, por exemplo, em Blanchard e Quah (1989).

²⁰ São mantidas as restrições sobre os parâmetros da matriz de impactos contemporâneos B .

de preços, estimando um repasse de 80,5% para os preços de importações, 22,1% para os preços ao atacado e 18% para os preços ao consumidor.

Com a inclusão da variável de demanda, as estimativas sofrem alteração tanto no curto como no longo prazo. As principais diferenças são notadas no repasse dos índices de preços ao atacado e ao consumidor. Mas também são observadas mudanças na dinâmica do repasse aos preços de importações. Para o primeiro trimestre, o repasse cambial aos preços de importações foi de 87,34% e 85,79% para os modelos com e sem restrição para os preços de importações. No quarto trimestre, da mesma maneira que ocorreu no modelo *benchmark*, há uma redução gradual no repasse cambial aos preços de importações. Mas, isto ocorre de modo mais gradual ainda no modelo com a variável de demanda, com repasses estimados para o quarto trimestre iguais a 85,31% e 83,79% nos modelos com e sem restrições respectivamente. Nota-se que esse resultado é complementar ao menor repasse cambial aos índices de preços domésticos.

Observou-se uma redução no repasse cambial dos índices de preços ao atacado e ao consumidor tanto no curto, como no longo prazo, ao incluir a variável de demanda relativamente ao modelo *benchmark*. Entretanto, essa mudança é mais marcante no repasse de curto prazo, principalmente, para o índice de preços ao atacado. Os repasses aos índices domésticos reduzem a mais da metade até o quarto trimestre. Para o IPA fica em 4,73% no modelo com restrições e 2,74% no modelo sem restrições. Para o IPCA fica em 2,37% no modelo com restrições e 1,11% no modelo sem restrições. Ou seja, o componente de demanda afeta o repasse no curto prazo, ainda que a diferença entre os repasses cambiais aos índices de preços domésticos nos modelos com e sem a variável de hiato persista no longo prazo. Para o IPA ao final de 20 trimestres o repasse cambial estimado é de 17,03% e 15,26% nos modelos com e sem restrições e para o IPCA o repasse cambial estimado é de 12,97% e 9,29% nos modelos com e sem restrições. Esses resultados indicam que a inclusão da variável de demanda no modelo faz com seja reduzido o repasse cambial aos preços domésticos, em contrapartida a um menor declínio no repasse cambial aos preços de importações ao longo do tempo. A figura 3 apresenta a trajetória dos repasses cambiais para os preços de importação, ao atacado e ao consumidor até 20 períodos depois do choque cambial ao incluir a variável de demanda para o modelo em que foi aplicada as restrições sobre os vetores de coeficientes ajustamento e de cointegração.

Tabela 9 - Comparação entre as estimativas do repasse entre as diferentes alternativas em %

Período	VCEE						Incluindo Demanda					
	Restrição em α e β			Sem restringir em α e β			Restrição em α e β			Sem restringir em α e β		
	(1)		(2)	(3)		(4)						
	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$	$\ln P(f)$	$\ln P(h)$	$\ln P$
0	86,67	0,00	0,00	83,84	0,00	0,00	87,34	0,00	0,00	85,79	0,00	0,00
1	85,85	1,53	1,91	82,13	-1,00	1,61	87,45	1,40	0,86	85,78	0,55	0,63
4	72,13	11,48	6,92	70,34	5,86	3,97	85,31	4,73	2,37	83,79	2,74	1,11
8	73,82	16,16	14,31	72,90	12,24	8,04	82,80	9,80	5,57	81,78	7,14	3,63
12	75,10	19,04	17,99	75,90	15,83	11,69	82,17	12,93	8,49	81,84	10,42	5,62
16	75,85	20,94	20,51	78,37	19,22	14,97	82,05	15,22	10,93	82,48	13,03	7,50
20	76,46	22,03	21,81	80,53	22,12	17,96	82,10	17,03	12,97	83,30	15,26	9,29

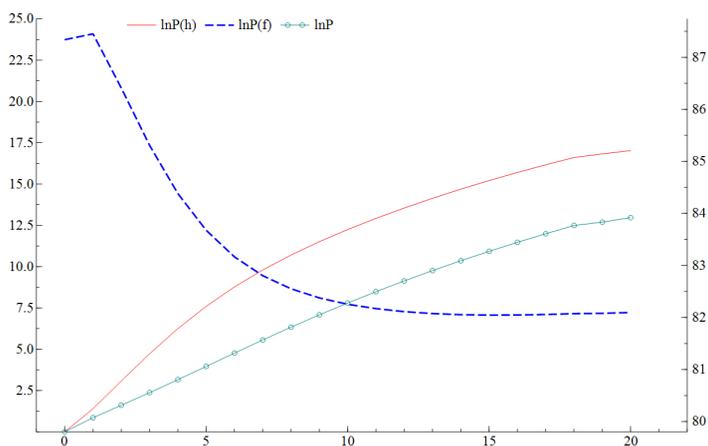


Figura 3 - Repasse cambial em % para os preços de importação (eixo da direita), ao atacado e ao consumidor (eixo da esquerda) com a variável de demanda.

6. Considerações Finais

Esse trabalho trouxe 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, produziu-se estimativas de repasse cambial para três índices de preços da economia que são dependentes das especificações dos modelos. Para o índice de preço de importações, o repasse cambial estimado situou-se no intervalo entre 76,3% e 83,3% no longo prazo. Para o IPA, esse intervalo ficou entre 15,26% e 22,12% e para o IPCA entre 9,29% e 21,81% também no longo prazo.

As estimativas de repasse cambial diferem quando é considerado o componente de demanda doméstica, representado pela variável de hiato do produto. Isso nos leva a obter os limites inferiores de repasse cambial aos índices de preços domésticos, enquanto o limite superior para o repasse estimado para o índice de preços de importações é alcançado. Esses resultados fortalecem a hipótese de interação estratégica na formação de preços de produtores domésticos e estrangeiros, na medida que se observa uma alteração da dinâmica do repasse cambial aos preços de importações e aos índices de preços domésticos que vão na direção contrária um do outro. No modelo VCE sem a inclusão da variável de demanda, há uma redução mais pronunciada do repasse ao longo do tempo, na medida que o repasse cambial aos preços domésticos eleva-se ao longo do tempo de modo mais sensível. Já no modelo VCE com a variável de hiato, o repasse aos preços de importações tem uma redução de magnitude menor, enquanto que a elevação do repasse cambial ao longo do tempo para os índices de preços domésticos ocorre em menor magnitude.

De modo geral, nossos resultados estão em acordo com a literatura internacional por apresentar evidências de repasse cambial que declinam ao longo da cadeia de preços. Também estão em linha com a literatura internacional ao obter 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 à maior parte das evidências produzidas pela literatura nacional a respeito do repasse aos preços ao consumidor. Baseada na estimativa da relação de longo prazo entre os preços ao atacado e os preços ao consumidor no segundo vetor de cointegração, não se deveria esperar resultado distinto na estimação do grau de repasse cambial a ambos os índices.

Nossos resultados encontram maior similaridade com aqueles produzidos por Abdelmalack e Campos (2020) e parcial semelhança com os resultados apresentados em Guillén e Araújo (2006), Belaisch (2003), Nogueira, Mori e Marçal (2012). Nossas estimativas de repasse cambial no longo prazo aos preços de importações são superiores àquelas produzidas por Kannebley Júnior, Reis e Toneto Júnior (2016), que estimam um repasse médio aos setores da indústria de transformação em 63%. Com relação ao IPA, nossas estimativas guardam alguma proximidade somente com as estimativas de repasse no longo prazo desses autores, de Guillén e Araújo (2006) e de Nogueira, Mori e Marçal (2012). No entanto, Guillén e Araújo (2006) não consideram o repasse cambial aos preços de importações no longo prazo, e suas estimativas de repasse ao IPCA (entre 9% e 10%) não seriam diretamente comparáveis em razão da forma de cálculo diferir. Com exceção do trabalho de Belaisch (2003), que apresenta uma estimativa de repasse cambial de 23% no longo prazo para o IPCA, a maior parte dos trabalhos apresenta estimativas de repasse cambial ao IPCA inferiores às nossas, muito possivelmente em razão de desconsiderarem as informações de longo prazo presentes no espaço de cointegração.

Em relação aos resultados de Abdelmalack e Campos (2020), interessante notar o maior nível de repasse cambial obtido nesse estudo para os índices de preços domésticos e a menor diferença entre o repasse estimado para o índice de preços ao produtor e o índice de preços ao consumidor. O mesmo ocorre em nosso caso, sendo inclusive bastante próximas as estimativas de repasse obtidas por Abdelmalack e Campos (2020) e as estimativas de repasse cambial produzidas pelo modelo VCE com a inclusão da variável de hiato e restrições nos vetores de ajustamento e de cointegração. Entretanto, nosso trabalho adiciona qualitativamente na medida que permite a melhor compreensão da dinâmica do repasse ao longo do tempo e a inter-relação entre os repasses para os diferentes índices de preços.

Referências

- Abdelmalack, C. C., e C. F. Campos. 2020. “CPI Exchange Rate Pass-Through Decomposition and Distribution Margins: The Case of Brazil versus Advanced Economies.” *Revista Brasileira de Economia* 74(1), 1–22.
- Albuquerque, C. R., e M. S. Portugal. 2005. “Pass-Through from Exchange Rate to Prices in Brazil: An Analysis Using Time-Varying Parameters for the 1980–2002 period.” *Revista de Economia* 12(1), 17–74.
- Assis, T. M., L. F. C. Fonseca, e C. A. d. V. C. Feijó. 2019. “Determinantes do Repasse Cambial: Uma Resenha com Foco no Caso Brasileiro.” *Revista de Economia Contemporânea* 23(1), 1–31.
- Atkeson, A., e A. Burstein. 2008. “Pricing-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices.” *The American Economic Review* 98(5), 1998–2031.
- Auer, R. A., e R. S. Schoenle. 2016. “Market Structure and Exchange Rate Pass-Through.” *Journal of International Economics* 98, 60–77.
- Bailliu, J., e H. Bouakez. 2004. “Exchange Rate Pass-Through in Industrialized Countries.” *Bank of Canada Review* 2004(Spring), 19–28.
- Beirne, J., e M. Bijsterbosch. 2011. “Exchange Rate Pass-Through in Central and Eastern European EU Member States.” *Journal of Policy Modeling* 33(2), 241–254.
- Belaisch, A. A. 2003. “Exchange Rate Pass-Through in Brazil.” Working Paper 03/141, International Monetary Fund.
- Bernanke, B. S., e F. S. Mishkin. 1997. “Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?” *Journal of Economic Perspectives* 11(2), 97–116.
- Blanchard, O. J., e D. Quah. 1989. “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances.” *American Economic Review* 19, 655–73.
- Boz, E., C. Casas, G. Georgiadis, G. Gopinath, H. Le Mezo, A. Mehl, e T. Nguyen. 2020. “Patterns in Invoicing Currency in Global Trade.” Technical report, ECB Working Paper.
- Burstein, A., e G. Gopinath. 2013. “International Prices and Exchange Rates.” Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Câmara, F., e C. Feijó. 2017. “Industrial Pricing in Brazil in the 2010s: The Pass-Through Effect.” *Economia* 18(1), 60–72.
- Choudhri, E. U., e D. S. Hakura. 2006. “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” *Journal of International Money and Finance* 25(4), 614–639.
- Coricelli, F., B. Jazbec, e I. Masten. 2006. “Exchange Rate Pass-Through in EMU Acceding Countries: Empirical Analysis and Policy Implications.” *Journal of Banking & Finance* 30(5), 1375–1391.
- Correa, A. L. 2012. “Taxa de Câmbio e Preços de Exportação no Brasil: Avaliação Empírica dos Coeficientes de Pass-Through Setoriais.” *Economia e Sociedade* 21(1), 61–91.
- Couto, S. V. V., e G. J. Fraga. 2014. “O Pass-Through da Taxa de Câmbio para Índices de Preços: Análise Empírica para o Brasil.” *Revista de Economia Contemporânea* 18(3), 333–356.
- Dornbusch, R. 1987. “Exchange Rates and Prices.” *The American Economic Review*, 93–106. Faruqee, H. 2006. “Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area.” *IMF Staff Papers* 53(1), 63–88.
- Ghosh, A. 2013. “Exchange Rate Pass Through, Macro Fundamentals and Regime Choice in Latin America.” *Journal of Macroeconomics* 35, 163–171.
- Goldberg, L. S. 2010. “Is the International Role of the Dollar Changing?” *Current Issues in Economics and Finance* 16(1).
- Goldberg, L. S., e J. M. Campa. 2010. “The Sensitivity of the CPI to Exchange Rates: Distribution Margins, Imported Inputs, and Trade Exposure.” *The Review of Economics and Statistics* 92(2), 392–407.

- Goldfajn, I., e S. R. d. C. Werlang. 2000. "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 (5).
- Guillén, O. T. d. C., e C. H. V. Araújo. 2006. "O Mecanismo de Transmissão da Taxa de Câmbio para Índices de Preços: Uma Análise VECM para o Brasil." *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Salvador, 5-8 dez, 2006.
- Hahn, E. 2003. "Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation." Technical Report, ECB Working Paper.
- Hooper, P., e C. L. Mann. 1989. "Exchange Rate Pass-Through in the 1980s: The Case of US Imports of Manufactures." *Brookings Papers on Economic Activity* 1989(1), 297–337.
- Ilzetzki, E., C. M. Reinhart, e K. S. Rogoff. 2019. "Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor will Hold?" *The Quarterly Journal of Economics* 134(2), 599–646.
- Ito, T., e K. Sato. 2008. "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the Exchange Rate Pass-Through." *Journal of Money, Credit and Banking* 40(7), 1407–1438.
- Juselius, K. 2006. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford University Press.
- Kannebley Júnior, S. 2000. "Exchange Rate Pass-Through: Uma Análise Setorial para as Exportações Brasileiras. (1984-1997)." *Economia Aplicada* 4(3), 435–463.
- Kannebley Júnior, S., G. H. A. Reis, e R. Toneto Júnior. 2016. "Repassé Cambial na Indústria de Transformação Brasileira: Uma Análise para os Preços de Importação e ao Atacado - 1999 a 2012." *Economia e Sociedade* 25(56), 25–50.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, e M. W. Watson. 1991. "Stochastic Trends and Economic Fluctuations." *The American Economic Review* 81(4), 819–840.
- Lütkepohl, H. 2007. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Berlin Heidelberg.
- Markwald, R., A. Pinheiro, C. Falcão, e H. Pourchet. 1998. "Índices de Preço e Quantum das Importações Brasileiras." Technical Report, Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior TD 133.
- McCarthy, J. 2007. "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies." *Eastern Economic Journal* 33(4), 511–537.
- Møller, N. F. 2008. "Bridging Economic Theory Models and the Cointegrated Vector Autoregressive Model." *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 2.
- Nogueira, V. A., R. Mori, e E. F. Marçal. 2012. "Transmissão da Variação Cambial para as Taxas de Inflação no Brasil: Estimativa do Pass-Through através de Modelos de Vetores Autoregressivos Estruturais com Correção de Erros." In *Anais do Encontro Nacional de Economia*, Porto de Galinhas, 11-14 dez, 2012.
- Nogueira Junior, R. P. 2010. "Inflation Environment and Lower Exchange Rate Pass-Through in Brazil: Is There a Relationship?" *Revista Brasileira de Economia* 64(1), 49–56.
- Pennings, S. 2017. "Pass-Through of Competitors' Exchange Rates to US Import and Producer Prices." *Journal of International Economics* 105, 41–56.
- Pimentel, D. M., V. Luporini, e A. d. M. Modenesi. 2016. "Assimetrias no Repasse Cambial para a Inflação: Uma Análise Empírica para o Brasil (1999 a 2013)." *Estudos Econômicos (São Paulo)* 46(2), 343–372.
- Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1–48.
- Souza Júnior, J. 2017. "Produto Potencial e Hiato do Produto: Nível Atual e Projeções para 2018." *Carta de conjuntura do IPEA* 36.
- Souza Júnior, J. R. d. C., e S. M. Caetano. 2013. "Produto Potencial como Ferramenta de Análise da Política Monetária e da Capacidade de Crescimento da Economia Brasileira." Technical report, Texto para Discussão.
- Taylor, J. B. 2000. "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms." *European Economic Review* 44(7), 1389–1408.
- Tejada, C. A., e A. G. d. Silva. 2008. "O Pass-Through das Variações da Taxa de Câmbio para os Preços dos Principais Produtos Exportados pelo Brasil." *Revista de Economia e Sociologia Rural* 46(1), 171–205.

Vlaar, P. J., e H. Schuberth. 1999. *Monetary Transmission and Controllability of Money in Europe: A Structural Vector Error Correction Approach*. Amsterdam: De Nederlandsche Bank Amsterdam.

Warne, A. 1993. *A Common Trends Model: Identification, Estimation and Inference*. IIES.

Yang, J. 1997. Exchange Rate Pass-Through in US Manufacturing Industries. *Review of Economics and Statistics* 79(1), 95–104.

7. Apêndice

$$B = \begin{bmatrix} 0,0117 & 0,0000 & 0,0000 & -0,0052 & 0,0119 \\ -0,0006 & 0,0045 & -0,0013 & 0,0000 & 0,0026 \\ -0,0026 & 0,0074 & 0,0074 & 0,0000 & 0,0077 \\ 0,0076 & 0,0189 & 0,0171 & 0,0390 & -0,0151 \\ 0,0000 & -0,0531 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0956 \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$\bar{C} = CB = \begin{bmatrix} 0,0000 & 0,0202 & 0,0000 & -0,0105 & 0,0548 \\ 0,0000 & 0,0403 & 0,0000 & 0,0109 & 0,0287 \\ 0,0000 & 0,0419 & 0,0000 & 0,0108 & 0,0362 \\ 0,0000 & 0,0052 & 0,0000 & 0,0456 & -0,0306 \\ 0,0000 & 0,0307 & 0,0000 & -0,0057 & 0,1716 \end{bmatrix} \quad (14)$$

Tabela 10 - Resultados dos testes de raiz unitária DF-GLS e Ng-Perron para as variáveis analisadas (em nível e na primeira diferença)

Nível

Com tendência linear		DF-GLS		Ng-Perron	
Variável	Defasagens	Estatística calculada		MZA	
ln P(f)	5	-0,85		-3,08	
ln P	6	-1,88		-9,45	
ln P(h)	0	-2,55		-10,91	
ln e	1	-1,10		-3,13	
ln Z(f)	2	-1,65		-5,36	

Com constante

Variável	Defasagens	Estatística calculada		MZA	
ln P(f)	5	-0,53		-0,78	
ln P	5	0,35		-2,58	
ln P(h)	1	0,59		1,13	
ln e	1	-1,02		-2,37	
ln Z(f)	2	-1,20		-2,79	
Hiato	2	-2,11 **		-10,25 **	

Primeira Diferença***Com constante***

Variável	Defasagens	Estatística calculada		MZA	
ln P(f)	3	-2,33 **		-9,06 **	
ln P	0	-3,20 ***		-15,41 ***	
ln P(h)	0	-3,99 ***		-20,53 ***	
ln e	2	-1,97 **		-7,94 **	
ln Z(f)	2	-2,26 **		-16,06 ***	
hiato	4	-2,63 ***		-12,38 **	

Obs.: os valores críticos para o teste Ng-Perron com tendência linear a 5% e a 1% de significância estatística são respectivamente -17,3 e -23,8, e com constante são respectivamente -8,1 e -13,8.

Tabela 11 - Resultados para os testes de especificação do VCE

	Sem variáveis dummy	Benchmark	Com hiato e variáveis dummy
<i>Vetorial</i>			
Normalidade	0,02 **	0,57	0,38
Heterocedasticidade	0,79	0,96	0,89
<i>Autocorrelação para cada equação</i>			
$\Delta \ln P(f)$	0,00 ***	0,08 *	0,22
$\Delta \ln P$	0,66	0,16	0,41
$\Delta \ln P(h)$	0,68	0,74	0,91
$\Delta \ln e$	0,78	0,13	0,21
$\Delta \ln Z(f)$	0,28	0,87	0,99

Tabela 12 - Estimativas dos Vetores de cointegração sem restrição

	β		α	
$\ln P(f)$	1,000	0,000	-0,287	-0,228
			[0,00]	[0,01]
$\ln P$	0,000	1,000	0,032	-0,060
			[0,13]	[0,01]
$\ln P(h)$	-0,410	-0,953	0,290	0,217
	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
$\ln e$	0,280	-0,001	0,262	0,674
	[0,00]	[0,98]	[0,21]	[0,00]
$\ln Z(f)$	-0,194	0,040	-0,085	-0,347
	[0,00]	[0,21]	[0,86]	[0,52]
Constante	-2,973	-0,516	-	-
	[0,00]	[0,03]		

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