

Repasse cambial para o preço dos alimentos: evidências para o caso brasileiro de 1999 a 2023

Ana Clara Fernandes Nogueira¹
André Luiz Correa²

Resumo: O presente artigo aborda a questão do repasse cambial brasileiro, especificamente para o preço dos alimentos, desde o período da implementação do Regime de Metas de Inflação. Com o uso da metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR) e Vetor de Correção de Erros (VEC) propõe-se estimar tal valor, com o uso do Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), seu subgrupo de alimentos e o Índice de Preços ao consumidor amplo (IPA). O subgrupo de alimentos demonstra-se mais elástico em relação a taxa de câmbio do que os outros índices estudados, para ambas as metodologias empregadas.

Palavras-chave: Inflação; repasse cambial; taxa de câmbio.

Classificação JEL: C10, C13, C22

1. Introdução

O repasse cambial é um campo de estudo que se demonstrou de interesse para a ciência econômica após o colapso do sistema de Bretton Woods, com a ampla adoção de taxas de câmbio flutuantes. O presente tema demonstra-se de interesse para a ciência e para as autoridades monetárias dos países devido ao seu papel auxiliar na determinação da política monetária, pois demonstra a sensibilidade de preços de um país à taxa de câmbio.

Nesse sentido, o presente artigo visa estimar o repasse cambial para o período de 1999 a 2023, com ênfase na análise e comparação de três índices: IPCA, IPCA alimentos e IPA. Dessa forma, é possível observar o comportamento do repasse cambial para a categoria de alimentos, em comparação aos outros dois índices. Além disso, propõe-se a inserção de uma variável binária para o período da pandemia – 2020 e 2021 –, o que traz respostas adicionais sobre a dinâmica dos índices de preços durante esse período atípico. As metodologias utilizadas no artigo estão inseridas no ferramental de séries temporais, VAR e VEC, sendo que a última traz uma noção de longo prazo para a questão do repasse cambial.

A princípio realizou-se uma revisão bibliográfica do contexto histórico brasileiro, do regime monetário e do arcabouço teórico do repasse cambial, de pesquisas nacionais e internacionais, com os principais resultados sumarizados no Quadro 1. No segundo capítulo são abordadas as metodologias desenvolvidas na pesquisa e o resultado do repasse cambial estimado, com e sem a variável binária temporal. O último capítulo apresenta as considerações finais da pesquisa.

2. Revisão bibliográfica

¹ Universidade Federal Fluminense (Uff) - Programa de Pós-graduação em Economia, Niterói – RJ – Brasil. Mestranda. acfnogueira@id.uff.br.

² Universidade Estadual Paulista (Unesp) – Faculdade de Ciências e Letras, Araraquara – SP – Brasil. Livre-Docente. andre.correa@unesp.br.

2.1. Contexto histórico

Desde a década de 1980 o Brasil enfrentava diversas dificuldades na condução de sua política econômica, como hiperinflação, o déficit operacional público e reservas internacionais quase nulas. Tal cenário deixou o recém-eleito presidente Fernando Collor de Melo, que assumira em 1990, em uma situação de urgência no tocante ao plano econômico. De acordo com Abreu (2014), o principal objetivo da política econômica era o combate à inflação, em especial a inflação inercial. Nesse sentido Collor desenvolveu dois planos para tal finalidade, com o primeiro promovendo retenção de ativos financeiros, um ajuste fiscal e congelamento de preços, já o segundo plano consistiu em um novo congelamento de preços. Abreu (2014) aponta que tais planos não tiveram eficiência no combate ao processo inflacionário. Por uma conjunção de fatores o mandato do então presidente Collor foi interrompido e seu vice-presidente, Itamar Franco, assume a Presidência da República ao fim de 1992.

Durante o governo de Itamar Franco procurou-se combater as instabilidades econômicas e políticas com a nomeação de Fernando Henrique Cardoso (FHC) para o Ministério da Fazenda, FHC buscou implementar um plano para frear o processo inflacionário sem que houvesse quebra de expectativas dos agentes econômicos, de acordo com Abreu (2014). Esse plano teve como uma etapa prévia essencial a negociação de um acordo da dívida externa após a moratória de 1987, visando regularizar as relações do país com a comunidade financeira internacional. O programa proposto pela equipe, materializado no Plano Real, foi apresentado em três etapas: o ajuste fiscal, a reforma monetária e adoção da âncora cambial.

O ajuste fiscal, de 1993 a 1994, utilizou-se do Plano de Ação Imediata (PAI) e o Fundo Social de Emergência (FSE). Modenesi (2005) aponta que tal etapa era essencial, devido ao efeito Tanzi às avessas presente na economia brasileira, que fazia com que as contas públicas se beneficiassem da inflação, devido à indexação da economia. Com a perspectiva de redução da inflação, tal etapa demonstrou-se primordial.

A reforma monetária teve como principal mérito a eliminação do componente inercial da inflação brasileira, com a indexação a inflação tornara-se autônoma e de difícil interrupção devido aos efeitos distributivos, visando contornar tais conflitos criou-se a Unidade Real de Valor (URV), um indexador universal e contemporâneo, que alinhava os preços relativo e coordenava expectativas inflacionárias. Em 1994 a URV tornou moeda plena, o Real.

A terceira etapa do Plano, de 1994 a 1999, foi a ancoragem das expectativas, a princípio materializada em uma âncora da base monetária e posteriormente em uma âncora cambial. Modenesi (2005) aponta que era necessário a definição de um referencial para coordenar as expectativas inflacionárias, devido à baixa credibilidade monetária e ao histórico inflacionário. A âncora cambial cumpriu tal papel, com um intervalo de flutuação flexibilizado progressivamente.

Modenesi (2005) destaca que a estabilidade obtida durante o período foi assegurada não apenas pelas metas da âncora nominal, mas também pela abertura comercial promovida, com a redução da alíquota média simples do imposto de importação e pela implementação de uma política monetária restritiva, com altas taxas Selic, para a reprimir a demanda agregada. Tal política gerou uma taxa de crescimento industrial negativa e deterioração das contas externas.

O mandato de FHC tinha como meta consolidar a estabilização promovida pelo Plano Real. Visando reformas, abertura comercial e privatização. Ademais, o

período foi marcado por choques externos que testaram a solidez do novo arcabouço macroeconômico. As inconsistências macroeconômicas deixaram o país vulnerável a crises internacionais, como asiática e a russa.

Modenesi (2005) aponta que a âncora cambial foi utilizada por um período excessivo, como uma estratégia permanente da política monetária. Em 1998 o risco-Brasil se elevou, os movimentos do mercado financeiro fizeram com que a demanda por moeda estrangeira aumentasse, o que fez com que a âncora fosse abandonada com urgência, substituída pelo Regime de Metas de Inflação (RMI), com uma flutuação suja da taxa de câmbio.

2.2. Regime monetário brasileiro

O RMI foi instituído em junho de 1999, com a justificativa de ser o regime mais adequado para balizar as expectativas dos agentes econômicos e estabilizar os preços tendo em vista a liberalização cambial, de acordo com Modenesi (2005). A principal ferramenta de política monetária do Bacen é a taxa Selic, obtida pelo gerenciamento diário de liquidez, e que é estabelecida conforme a meta de inflação. Ela influencia as taxas de médio e longo prazo do mercado, de forma que é transmitida para a inflação por meio da taxa de câmbio, expectativas, crédito e preço de ativos, ou seja, impacta a demanda agregada e, conseqüentemente, o nível de preços.

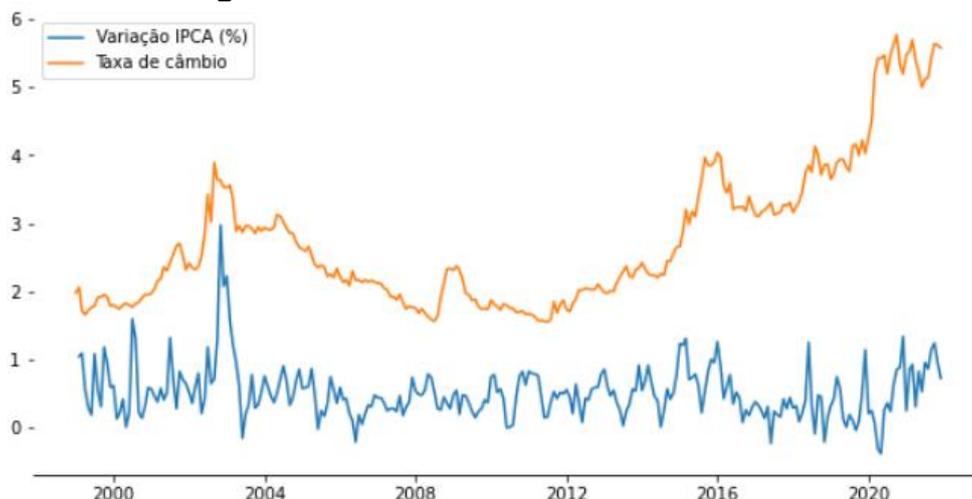
Modenesi (2005) aponta que a composição do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) influencia a condução da política monetária, sendo que a elevada participação de preços administrativos nesse índice acaba comprometendo a eficácia do regime, sendo um dos componentes que explicam o motivo de nos primeiros anos de vigência do regime a inflação ter ficado acima da meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Preços administrativos são inelásticos em relação à taxa de juros, enquanto eles compõem cerca de 30% do IPCA.

Em 1999, com o fim da âncora cambial, ocorreu um *overshooting* cambial, o que levou o Bacen a fixar a meta para taxa Selic em 45% ao ano, evitando que as taxas de desvalorização cambial se propagassem para o nível de preços. No ano 2000 houve uma flexibilização monetária, com cumprimento da meta estabelecida pela CMN. Já em 2001, as expectativas otimistas se revertem devidos aos choques do setor energético, preços do petróleo, crise na Argentina e desaceleração da economia mundial, o que levou a inflação a ficar acima da meta.

Em 2002 a instabilidade política pôs o regime em prova, devido a desconfiança do mercado financeiro com a eleição de Luiz Inácio Lula da Silva, causando uma desvalorização cambial e aumento da inflação. O Bacen, em vista disso, abandonou a meta de 2002 e aumentou a taxa Selic para 21% ao ano. Em 2003 a crise de confiança prosseguiu, fazendo com que a inflação ficasse acima da meta, quadro que se reverte após a afirmação de compromisso do presidente eleito com a estabilidade de preços.

É possível observar o comportamento da taxa de câmbio e da variação do índice de preços na figura 1, percebe-se que a taxa de câmbio real-dólar teve uma significativa desvalorização durante o período de análise, atingindo seu pico de 5,77 reais para um dólar em outubro de 2020.

Figura 1 - Taxa de câmbio R\$/US\$ e IPCA



Fonte: Elaboração própria com base em dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA).

Os anos em que o intervalo superior de tolerância da meta de inflação proposta não foi cumprido foram: 2001, 2002, 2003, 2015, 2021 e 2022.

2.3. Abordagem teórica do repasse cambial

A taxa de câmbio se demonstra como um dos principais preços presentes na economia, possui influência diretamente em diversas variáveis macroeconômicas e na estrutura de mercado de determinado país, de acordo com Toneto Junior *et al.* (2013). O câmbio possui influências tanto no que diz respeito ao crescimento econômico de determinado país, quanto ao desempenho de setores na economia como um todo e na determinação dos preços de bens de uma economia.

A determinação da taxa de câmbio foi concebida pela literatura econômica por duas perspectivas: curto e longo prazo. No curto prazo, Toneto Junior *et al.* (2013) aponta que a taxa é determinada pelo mercado cambial futuro, com destaque para o diferencial entre taxas de juros dos países. No longo prazo, o câmbio é estabelecido essencialmente pelo comportamento de variáveis relacionadas a capacidade de oferta e condições de demanda por produtos doméstico, o déficit em transações correntes.

Menon (1995) relata que com o colapso sofrido pelo sistema econômico de Bretton Woods ocorreu o estabelecimento das taxas de câmbio flutuantes, algo que foi recebido com ânimo por alguns economistas na época, pois havia um sentimento de que as taxas de câmbio de diversos países haviam se movido para fora de seu equilíbrio. Nesse contexto, diversos autores procuraram investigar a relação entre taxas de câmbio e preços de bens comercializados internacionalmente. Ou seja, o advento das taxas de câmbio flexíveis levou ao desenvolvimento de uma vasta literatura do chamado repasse cambial que, de acordo com a definição de Menon, refere-se ao grau que cada taxa de câmbio é refletida para a moeda de destino de bens comercializáveis.

Toneto Junior *et al.* (2013) destaca que a literatura sobre repasses cambiais teve sua evolução marcado por modelos teóricos da década de 1980, quando diversos autores buscaram motivos para os déficits comerciais americanos durante um período de uma acentuada desvalorização do seu câmbio. Tais modelos evoluíram para questionamentos sobre a formação de preços em mercados

específicos, o conceito conhecido como *pricing to market*, estabelecendo uma relação entre a formação de preços em mercados internacionais e sua influência sobre os preços de consumidores. No amplo campo de estudo do repasse cambial, o caso de maior interesse é aquele do grau de repasse cambial incompleto.

No artigo de Menon (1995) é apresentado que a abordagem inicial nos estudos sobre repasse cambial seguia uma metodologia desenvolvida que envolvia a estimação das elasticidades de oferta e demanda no comércio internacional, de forma que uma alteração no preço de determinado bem domesticamente após uma alteração na taxa de câmbio é uma função das elasticidades da oferta e da demanda, ou seja, se a elasticidade da demanda ou oferta for perfeitamente elástica, o repasse cambial será completo. Porém relata que há um número de problemas associados em analisar o repasse cambial apenas pela abordagem das elasticidades, como a falta de informação de resposta no tempo de preços às alterações cambiais e o fato que ignora o que sustenta as respostas de oferta dos produtores. De acordo com o autor, pesquisas sobre competição imperfeita e comércio aborda esses dois problemas citados, pois enfatiza o papel da estrutura de mercado e diferenciação do produto, de forma que fatores como o grau de substituição de determinado bem e de integração do mercado afeta o poder de precificação das firmas e sua capacidade de resposta às variações na taxa de câmbio.

Os apontamentos de Menon (1995) sobre a importância da estrutura de mercado para o repasse cambial estão em conformidade com a pesquisa de Dornbusch (1985), onde o autor estabelece que o grau de repasse cambial é diretamente relacionado ao grau de substituição entre bens domésticos e importados. Com base nisso, Menon (1995) aponta que há uma extensa literatura que indica a falha da Lei do Preço Único (LPU) para bens com alta diferenciação. Além disso, aponta que um número considerável de pesquisas investigou como as estruturas de mercado e comportamento de firmas afetam o repasse cambial.

Dornbusch (1985) demonstra que o grau de repasse cambial tem relação positiva com o a razão do número de firmas estrangeiras com o total de firmas. Froot e Klemperer (1989) examinam estratégias de precificação que visam proteger as parcelas de mercado e como choques cambiais vistos como temporários ou permanentes afetam essa decisão. Os autores evidenciam que as respostas de preços de uma apreciação cambial podem levar produtores internacionais a estratégias agressivas de precificação para o ganho de parcelas de mercado.

Dornbusch (1985), Froot e Klemperer (1989) e Yang (1997) relacionam determinantes do *mark-up* em mercados imperfeitos, evidenciando aspectos como diferentes graus de concentração de mercado, diferenciação e grau de substituição de produtos, participação de firmas estrangeiras permitem às firmas compensar parte dos movimentos cambiais com ajustes no *mark-up*, de forma que as firmas não irão necessariamente repassar suas alterações de custos para os preços de seus produtos.

De acordo com Nogueira (2012), arranjos institucionais desiguais tendem a gerar diferentes respostas aos choques internos e externos. Nesse sentido, embora a adoção do regime de metas é associada à aceitação da flutuação cambial, na prática diversos países emergentes, como o Brasil, realizam alguma forma de intervenção no mercado cambial, o que pode alterar o impacto de choques sobre a economia. Nesse contexto de estudos sobre países emergentes, Eichengreen e Hausmann (1999) apontam em sua pesquisa como a impossibilidade de tomada de empréstimos externos na própria moeda de determinado país é um fator significativo

para explicar a instabilidade econômica e financeira dos países emergentes. Foi o chamado “original sin”, quando a moeda de tal país não pode ser utilizada para tomar empréstimos internacionais ou emissão de dívida de longo prazo internamente.

No que diz respeito à importância do arcabouço macroeconômico e seu impacto sobre o repasse cambial, Calvo e Reinhart (2000) utilizam a expressão “fear of floating”, apontando que países emergentes possuem resistência à livre flutuação cambial, temor que se deve à falta de credibilidade de políticas econômicas desses países e aos efeitos que desvalorizações cambiais causaram historicamente, como repiques inflacionários. Nogueira (2012) assinalam que os efeitos negativos de uma desvalorização cambial para países emergentes e subdesenvolvidos são maiores do que os efeitos positivos relacionados à possibilidade de superávit na balança comercial.

Eichengreen (2002) aponta, em concordância com seu artigo de 1999, que a questão de credibilidade para países emergentes é um fator central na explicação do comportamento do câmbio e seus impactos sobre a economia, além disso, o autor aponta que a sensibilidade do produto ao câmbio é pequena, entretanto a influência que possui sobre a inflação – o repasse cambial - é relevante. A magnitude do repasse cambial estaria diretamente ligada à credibilidade da política monetária, de forma que com elevada credibilidade os agentes econômicos devem perceber que choques transitórios não terão efeitos permanentes sobre a economia, pois a autoridade monetária irá agir para amenizar os efeitos. Além disso, o autor constata que conforme o regime de metas de inflação ganha credibilidade o repasse cambial deve se reduzir ao longo do tempo.

O grau de repasse cambial tende a estar correlacionado com o grau de abertura de determinada economia (McCarthy, 1999), o que indica que o Brasil, que possuía durante a época de sua pesquisa uma soma reduzida de exportações e importações, por volta de 30% do PIB, deveria possuir um impacto menor nos preços em decorrência da depreciação cambial em comparação com países que possuem maior parcela de importações e exportações na composição de seu produto.

Belaisch (2003) aponta que o grau de repasse cambial tende a ser incompleto por três motivos principais. Primeiro, em conformidade com Burstein, Echenbaum e Rebelo (2001), bens comercializáveis possuem uma distribuição de custos que não são afetadas por desvalorizações, o que amortece o efeito de mudanças no câmbio sobre preços ao consumidor. Em segundo lugar, de acordo com Betts e Devereux (2000), preços na moeda local podem ter certa resistência para incorrer em variações, fato que pode bloquear a transmissão do repasse cambial. Por fim, segundo Burstein, Neves e Rebelo (2003), quando produtos importados possuem uma alta variação positiva em seu preço, ocorre um fenômeno chamado “flight from quality”, levando a substituições desses por produtos domésticos com qualidade inferior. Ademais, de acordo com Leiderman e Bar-Or (2000) e Goldfajn e Werlang (2000), o repasse cambial tende a ter um comportamento pró-cíclico, ou seja, diminui quando a economia entra em uma recessão pois as firmas preferem comprimir seus lucros do que repassar os aumentos do custo.

Lothian e Taylor (2000) destacam que a inflação corrente de determinada economia é uma importante variável macroeconômica do repasse cambial. Segundo o autor, uma economia que possui uma baixa inflação faz com que produtores possuam menor poder de precificação e, conseqüentemente, gerando um menor repasse cambial de choques nos custos devido à percepção de que a autoridade

monetária iria amenizar tal choque. Devereux e Yetman (2002) corroboram esse argumento e apontam que uma política monetária que não controla a inflação leva firmas a se ajustarem aos custos com mais frequência, elevando o repasse cambial.

Goldberg e Campa (2010) demonstram em sua pesquisa que o repasse aos preços de bens não transacionáveis depende da importância de insumos importados para o setor e da possibilidade de substituição por insumos domésticos. Para preços de bens transacionáveis aos consumidores, o repasse será menor conforme for maior a importância do custo de distribuição interna no preço do produto frente aos custos de insumos importados. O repasse cambial é maior para preços de bens importados, um pouco menor para bens transacionáveis e menor para os não-transacionáveis.

Menon (1995) sintetiza resultados prévios do campo de estudo sobre repasse cambial. O autor aponta dentre suas principais conclusões que a maioria das pesquisas atingiu o resultado de repasse cambial incompleto para muitos países, além disso, aponta que há diferenças significativas entre o repasse para diferentes países, nota-se também que há diferenças entre as estimativas para um mesmo país conforme a metodologia e o período admitido. Por fim, o autor revela que o repasse cambial tende a variar de forma significativa entre indústrias e categorias de produtos, nos estudos que o autor observa, percebe-se que firmas discriminam preços dentre mercados estrangeiros variando o grau de repasse cambial, algo que se demonstra em conformidade com a literatura do *pricing to market*.

Belaisch (2003) em sua pesquisa sobre repasse cambial para o Brasil no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2002 estimou o repasse com funções de impulso-resposta para ilustrar o impacto no tempo de choques em uma variável para outras. A autora encontrou que uma depreciação de aproximadamente 2,3% na taxa de câmbio tem um pequeno efeito no IPCA, convergindo para zero após seis meses. Preços de atacado possuem uma resposta mais rápida e maior a choques na taxa de câmbio, permanecendo por cerca de oito meses após o choque. O preço de bens comercializáveis é mais sensível para uma variação na taxa de câmbio, com uma resposta similar aos preços de atacado. Preços livres seguem o padrão de resposta de bens comercializáveis, porém com uma resposta mais fraca. Preços de bens não comercializáveis possuem uma resposta menor para choques cambiais, porém tal choque é mais persistente, com o ajuste persistindo 12 meses após o impacto. Por fim, preços administrativos tem uma resposta mais rápida do que os livres, mas a colisão não tem efeitos significativos após um quadrimestre.

Belaisch (2003) ressalta que não há indícios de uma forte relação entre taxa de câmbio e preços administrativos, porém a inflação em preços administrados pelo governo e por contratos tem sido maior do que a de preços ao consumidor, destaca-se que ajustes nesses preços em geral não possuem elo com choques atuais.

As estimativas do repasse cambial de Belaisch (2003) demonstram que choques cambiais nutrem preços ao consumidor de forma gradual, com o repasse aumentando de 6% em um quadrimestre para 17% em um ano. Para preços do Índice de Preços ao Produtos Amplo (IPA), todo o choque é repassado em um ano, com um intervalo de confiança de 95%. A autora sintetiza seus resultados com um ranking de repasse cambial: o maior é para os preços atacados, seguido por comercializáveis, preços livres, e os preços ao consumidor agregado, ou seja, há um indicativo de que os choques cambiais possuem um impacto menor conforme se movem pela cadeia de distribuição. Além disso, a velocidade do ajuste também varia, com uma maior velocidade para bens comercializáveis. Belaisch aponta que o repasse incompleto e a inflação de bens não comercializáveis pode evidenciar o

chamado “flight from quality” de bens importados para bens domésticos de menor qualidade.

Nogueira (2012) estimaram o repasse cambial para o Brasil com dados do período de 1999 a 2011. O repasse mais elevado encontrado foi para o de preços no atacado, IPA, com 9,2% em um mês após o choque, 14,4% em três meses e no longo prazo 18%. O IPCA cheio, por sua vez, sofre um repasse de 1,2% da variação após um mês e no longo prazo atingindo 5,2%. O IGP, composto por preços ao atacado e ao consumidor, atinge 10,4% no longo prazo. Em sua análise com os núcleos do IPCA, os autores encontraram que preços administrativos possuem um repasse de 4,5%, enquanto preços livres possuem 3,3%. Já o repasse para bens comercializáveis é de 2,3% e o de bens não-comercializáveis é 1,5%.

Nogueira (2012) comparam seus resultados obtidos com o de Belaisch (2003) e constatam que houve uma redução no nível de repasse cambial nos últimos anos e um aumento na velocidade do repasse. Os autores concluem que os resultados apontam que o repasse cambial depende diretamente da credibilidade da política econômica e de um ambiente de maior estabilidade macroeconômica. Ademais, apontam que esse aumento da velocidade deve ser explicado por uma formação mais eficiente de preços na economia brasileira.

Toneto Junior *et al.* (2013) estimam o repasse cambial com dados brasileiros de 1999 a 2012 e apontam que um choque cambial faz com que preços de importação respondam imediatamente e posteriormente ocorreria um ajuste para baixo, sendo que o grau de repasse varia entre 77% e 93% da variação cambial em seus modelos. Para os preços de produtos industrializados ao atacado o repasse no longo prazo está entre 14% e 33%. No IPCA, segundo os modelos utilizados na pesquisa, há menor variabilidade entre os modelos e o repasse situa-se entre 11% e 12,5%. Uma contribuição importante da pesquisa dos autores é a demonstração da relevância da variável preços de importação e da representação completa da cadeia de distribuição do choque no câmbio para os preços finais.

Na análise setorial de Toneto Junior *et al.* (2013) é encontrado que para preços domésticos há uma redução no repasse para todos os setores industriais, em comparação com estudos prévios, fato que indica que os produtores domésticos absorvem parte das variações cambiais em suas margens de lucro, mesmo com a participação de insumos importados em seus custos. Os autores observam que o maior grau de repasse se dá em setores de bens de capital e de bens de consumo duráveis, resultados que são explicados devido ao grau de diferenciação de determinados bens. Para bens de consumo não duráveis o menor grau se deve à competição por parte de produtores domésticos. Por fim, apontam que a magnitude do repasse cambial para produtos importados pode ser reduzida por meio de compensações em suas tarifas.

Em síntese, a literatura sobre repasse cambial é extensa e se apresenta, no geral, como uma área de estudo que utiliza as perspectivas micro e macroeconômica na explicação deste fenômeno. Pela ótica microeconômica, segundo as referências utilizadas nessa pesquisa, percebe-se um enfoque em mercados imperfeitos que enfatizam o papel de aspectos como a diferenciação do produto, grau de substituição, estrutura de mercado e grau de concentração na determinação do repasse cambial. Segundo o referencial macroeconômico, aspectos como arranjos institucionais, o arcabouço macroeconômico, grau de abertura da economia, credibilidade da política monetária e o nível de inflação são importantes determinantes do repasse cambial. Nessa revisão bibliográfica sobre a teoria e os resultados de pesquisas prévias é possível observar que os autores

encontram, no geral, um grau de repasse cambial significativamente maior para o IPA do que para o IPCA, fato que indica a absorção da variação cambial nas margens de lucro ao longo da cadeia produtiva, de acordo com Belaisch (2003).

Segue a seguir um quadro sintético com resultados relevantes para o estudo do repasse cambial:

Quadro 1 - Síntese de resultados da revisão bibliográfica

Autor	Localidade	Período	Metodologia	Resultados
Pimentel, Luporini e Modenesi (2016)	Brasil	1999-2012	Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR)	Dada uma variação de 1% na taxa de câmbio o IPCA, após 12 meses, varia entre 0,059 p.p e 0,072 p.p. Inserindo a assimetria na análise tem-se que uma apreciação impacta em 0,024 p.p e uma depreciação impacta entre 0,05 p.p e 0,069 p.p.
Belaisch (2003)	Brasil	1999-2002	VAR	O efeito da variação cambial para o IPCA após 12 meses foi de 17%, para preços livres 15%, para bens comercializáveis 15%, para preços administrados foi de 5% e 12% para bens não comercializáveis.
Carneiro Monteirof e Wu (2002)	Brasil	1994-2001	Mínimos quadrados ordinários (MQO) e MQ não lineares	O repasse cambial para o IPCA foi de 3% no período observado.
Goldfajn e Werlang (2000)	71 países	1980-1998	Dados em painel	Concluem que o repasse para países emergentes é mais elevado do que para países desenvolvidos, sendo de 0,394% e 0,245%, respectivamente.
Caetano e Vieira (2021)	Brasil	2003-2019	Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) e Não Linear Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (N-ARDL)	Os resultados dos modelos ARDL são: uma variação de 1% na taxa de câmbio causa uma variação de 0,102 p.p para o IPCA e 0,207 para o IGP-DI. Para os modelos N-ARDL: apenas depreciações são significativas para o IPCA, tendo um impacto de 0,08 p.p, enquanto apreciações e depreciações são significativas para o IGP, com apreciações reduzindo o índice em 0,258 p.p e depreciações aumentam o índice em 0,149 p.p.
Couto e Fraga (2014)	Brasil	1999-2012	VEC	No longo prazo o ajuste do câmbio encontrado foi de 67,0% para o IPCA e 84,7% para o IGP-DI.
Nogueira (2012)		1999-2011	SVAR e VEC	Dado um choque na taxa de câmbio, após 12 meses tem-se um impacto de 18% no IPA, 5,2% no IPCA, 10,4% no IGP, para preços livres 3,3%, para preços administrados 4,5%, para bens comercializáveis 2,2% e para bens não comercializáveis 1,5%.

Fonte: Elaboração própria.

3. Metodologia

3.1. Vetores autorregressivos (VAR)

O modelo econométrico a ser utilizado na estimação do repasse cambial pela metodologia VAR e IRF é apresentado a seguir:

$$\ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_t) + \gamma X_t + u_t \quad (1)$$

Onde P_t corresponde ao índice de preços, e_t a taxa de câmbio R\$/US\$, X a um conjunto de variáveis de controle e u_t ao erro aleatório com propriedades usuais. As variáveis contidas em X são: coeficiente de abertura da economia, componente cíclico do PIB, variação do IPCA alimentos, preço internacional do petróleo e o índice de preços de alimentos disponibilizado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

O modelo VAR desenvolvido, de acordo com Bueno (2008), é um vetor que permite que se expressem modelos econômicos completos e se estimem parâmetros a partir deste. Expressa-se um modelo autorregressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por meio de uma matriz A da seguinte forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B_{\epsilon_t} \quad (2)$$

Onde A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 são um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ϵ_t são um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente. Nota-se que, devido a endogeneidade das variáveis, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, como demonstrado no exemplo de Enders (2005):

$$y_t = b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \epsilon_{yt} \quad (3)$$

$$z_t = b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \epsilon_{zt} \quad (4)$$

Percebe-se que as variáveis de um VAR se influenciam mutuamente, de acordo com Bueno (2008), o que faz com que o modelo não possa ser estimado diretamente, em vista de que as variáveis contemporâneas, y_t e z_t , são individualmente correlacionadas com ϵ_{yt} e ϵ_{zt} , respectivamente. O objetivo do VAR é desenvolver técnicas para evitar o problema do efeito feedback, que é quando uma variável depende contemporaneamente da outra, visando encontrar a trajetória da variável de interesse ante um choque estrutural, ou seja, nos erros. Nota-se que é de suma importância que as séries que compõe o VAR sejam estacionárias para que o modelo seja estimado normalmente, de acordo com Bueno (2008).

A partir do VAR obtém-se as funções impulso-resposta, das quais é possível derivar o cálculo das estimativas dos coeficientes de repasse das variações da taxa de câmbio a partir de (5). É possível calcular os coeficientes de pass-through para diferentes defasagens T :

$$PT = \frac{\sum_{t=1}^T \Delta p}{\sum_{t=1}^T \Delta e} \quad (5)$$

Onde PT é o coeficiente de repasse cambial estimado, Δp a variação acumulada no índice de preços T períodos após o choque de um desvio-padrão na

taxa de câmbio e Δe a variação acumulada (depreciação) da taxa de câmbio após T períodos.

3.2. Variáveis do modelo VAR

As variáveis coletadas para a estimação do modelo com dados de 1999 a 2021 foram as seguintes:

Quadro 2 - Fonte dos dados

Variável	Fonte
Exportações FOB (US\$)	COMEXSTAT
Importações FOB (US\$)	COMEXSTAT
PIB Mensal (US\$)	SGS Banco Central
IPCA	IBGE
Variação IPCA alimentos	SGS Banco Central
Cotação petróleo (FOB)	U.S. Energy Information Administration
Taxa de câmbio	IPEADATA
Índice de preço de alimentos	FMI

Fonte: Elaboração própria.

Por meio das séries temporais de exportações, importações e PIB mensal foi possível obter o coeficiente de abertura da economia brasileira para o período:

$$\text{Coef Abertura} = \frac{\text{Exportações} + \text{Importações}}{\text{PIB}} \quad (6)$$

Em adição a isso, para a obtenção da variação do IPCA foi empregada a primeira diferença para tal série temporal. Para a obtenção da demanda agregada, representada no modelo pelo ciclo da série do logaritmo natural do PIB Mensal, utilizou-se o filtro Hodrick-Prescott.

As variáveis estão condicionadas no seguinte formato no modelo “Coeficiente de abertura”, “Cotação do petróleo (FOB)”, “Taxa de câmbio” e “Índice de preço de alimentos” em logaritmo. E “IPCA”, “IPCA alimentos” e “PIB ciclo” como variações.

3.3. Testes realizados para o modelo VAR

O teste Dickey-Fuller aumentado, ou teste ADF, é utilizado, de acordo com Bueno (2008), para a verificação de existência de raízes unitárias. O teste de Dickey e Fuller (1979, 1981) foi feito com o objetivo de distinguir tendências estocásticas de determinísticas, a hipótese nula para tal teste é:

$$H_0: \phi = 1 \text{ ou } \alpha = 1; \quad (7)$$

Onde:

$$\Delta y_t = (\phi - 1)y_{t-1} + \epsilon_t = \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

O teste de Dickey e Fuller (1979, 1981), de acordo com Bueno (2008), tem um problema: seu baixo poder. Isso significa que o teste de raiz unitária não consegue rejeitar a hipótese nula para uma infinidade de séries econômicas, por que razão outros testes foram desenvolvidos, como o teste KPSS de 1992. A hipótese nula, diferentemente do teste ADF, é de que a série é estacionária, contra a hipótese alternativa de que a série possui raiz unitária.

A tabela abaixo apresenta os valores dos testes ADF e KPSS para as séries utilizadas:

Tabela 1 - Teste de estacionariedade

Variável	ADF		KPSS	
	p-valor	Estatística teste	p-valor	Estatística teste
Coefficient e de abertura	0,6678	-1,2132	0,05743**	0,4457
IPCA (variação)	0,00412**	-3,699	0,1*	0,2749
PIB ciclo	0,00106***	-4,0738	0,1*	0,055
IPCA alimentos	6.103238e-14	-8,621	0,1*	0,045
Petróleo	0,18747	-2,8262	0,01***	0,466
Taxa de câmbio	0,84103	-0,7217	0,01***	1,2139
Índice de preço de alimentos	0,52153	-1,5241	0,01***	1,900

Fonte: Elaboração própria no software R.

Visto que existem séries não estacionárias no conjunto de dados selecionado, é preciso empregar algum procedimento para remover a tendência. O procedimento utilizado foi a diferenciação. As séries não estacionárias foram diferenciadas e são estacionárias na primeira diferença, como demonstrado pelos resultados da tabela.

Tabela 2 - Teste de estacionariedade para as séries diferenciadas (1ª diferença)

Variável	ADF		KPSS	
	p-valor	Estatística teste	p-valor	Estatística teste
Petróleo	1.32635367194 82001e-20***	-11,29	0,1	0,1452
Taxa de câmbio	1.90384579513 88928e-18***	-10,40	0,1	0,1826
Índice de preço de alimentos	4.04100406285 9541e-22***	-11,96	0,1	0,061

Fonte: Elaboração própria no software R.

Para a escolha da defasagem a ser utilizada na especificação do modelo e no teste de Causalidade de Granger foram desenvolvidos modelos com uma até cinco defasagens, a defasagem escolhida foi àquele cujo modelo tinha o menor valor do

critério de informação Bayesiano (BIC), como indicado por Enders (2005). A defasagem ideal para o modelo é a 1ª, como indicado na tabela a seguir:

Tabela 3 - Formato Defasagem modelo VAR

Defasagem	BIC
0	-33,17
1	-37,33*
2	-36,51
3	-35,81
4	-35,09
5	-34,23

Fonte: Elaboração própria no software R.

O teste de causalidade de Granger parte da questão se uma variável é capaz de prever outra e em quais condições, de acordo com Bueno (2008). Caso a variável y ajuda a prever o escalar z , caso isso ocorra é dito que y Granger-cause z . Utiliza-se um teste F convencional:

$$z_t = \phi_{20} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,21} y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{i,22} z_{t-i} + e_{2t} \quad (9)$$

Onde a hipótese nula é que uma variável não Granger-cause outra:

$$H_0: \phi_{1,21} = \phi_{2,21} = \dots =: \phi_{p,21} = 0 \quad (10)$$

Os resultados do teste empregado estão dispostos abaixo, a primeira tabela demonstra o teste realizado de causalidade das variáveis nas colunas para as linhas, a segunda tabela demonstra a causalidade linha-coluna, ambas com 1 defasagens. Os valores apresentados são os p-valores dos testes:

Tabela 4 - Causalidade de Granger

	Coeficiente de abertura	Variação IPCA	PIB ciclo	IPCA alimentos	Petróleo	Taxa de câmbio	Índice de preço de alimentos
Coeficiente de abertura	1,000	0,183	0,887	0,642	0,937	0,020**	0,955
Variação IPCA	0,383	1,0000	0,090*	0,055*	0,130	0,877	0,507
PIB ciclo	0,041**	0,169	1,0000	0,031**	0,000***	0,000***	0,002***
IPCA alimentos	0,218	0,432	0,273	1,0000	0,433	0,128	0,485
Petróleo	0,488	0,303	0,022**	0,045**	1,0000	0,011**	0,006***
Taxa de câmbio	0,916	0,055*	0,012**	0,035**	0,026**	1,0000	0,011**
Índice de preço de alimentos	0,428	0,849	0,027**	0,286	0,316	0,037**	1,0000

Fonte: Elaboração própria no software R. Causalidade linha-coluna com 1 defasagens.

Nota-se que o teste foi realizado para 1 defasagem, como definido pela otimização do BIC. Ademais, a causalidade da taxa de câmbio para o IPCA e IPCA alimentos existe a partir de 4ª defasagem do modelo, ou seja, a taxa de câmbio é uma importante variável explicativa para a variação de tais índices de preços, mesmo que com certa defasagem, portanto a premissa de repasse cambial – causalidade de taxa de câmbio para o IPCA – demonstra-se verdadeira.

Realizou-se o teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey LM, que tem como finalidade verificar se os resíduos do modelo estão auto correlacionados. Obtém-se o valor teste de Qui-quadrado de 147,81 e um p-valor 7,571e-12. Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula do teste BG, ou seja, há indícios de que os resíduos do modelo estão auto correlacionados. Nota-se, entretanto, que Lütkepohl (2006) afirma que caso realizar projeções seja o objetivo do modelo, não é de suma importância se os resíduos são ou não resíduos brancos – ou seja, não são auto correlacionados – desde que haja um bom desempenho do modelo. Em suma, tomando como referência esta afirmação admite-se que o modelo se encontra satisfatório para o propósito definido.

3.4. Função impulso resposta e decomposição da variância

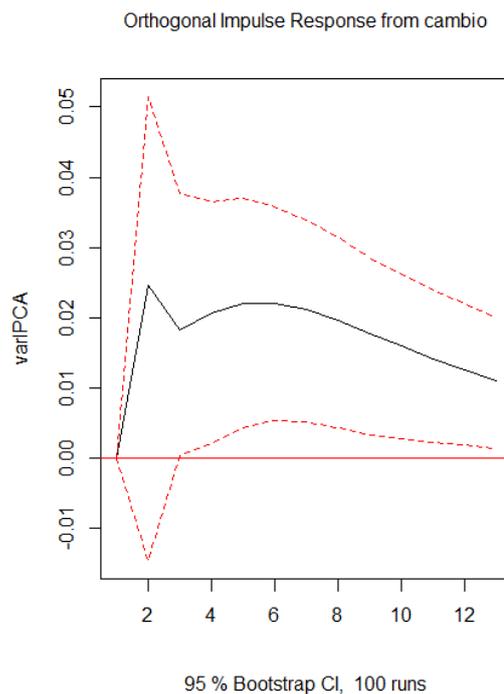
Bueno (2008) destaca que o modelo VAR não permite identificar todos os parâmetros da forma estrutural caso não sejam impostas restrições adicionais, no chamado sistema primitivo tem-se que calcular os parâmetros, coeficientes estruturais e as variâncias de cada choque. Sims (1980) desenvolve uma metodologia que permite que seja traçado o impacto de vários choques nas variáveis de um sistema VAR, por meio da imposição de que alguns coeficientes sejam iguais a zero. Tal restrição torna os parâmetros estruturais identificáveis.

A metodologia proposta por Sims (1980) pode ser generalizada para um vetor com n variáveis endógenas que, de acordo com Bueno (2008), é uma maneira triangular de decompor os resíduos, a decomposição de Cholesky. Considerando uma matriz de covariância de dimensão $n \times n$, é preciso impor $\frac{n^2-n}{2}$ restrições. A decomposição de Cholesky é triangular, portanto a porção superior da diagonal principal terá zeros, o que equivale a impor as restrições requeridas. O problema destacado por Bueno (2008) é definir a ordenação das variáveis, que seria arbitrária, mesmo que por razões econômicas.

O teste de causalidade de Granger auxiliará na ordenação das variáveis no modelo VAR desenvolvido na presente pesquisa, as variáveis que forem mais causadas dentro do sistema serão consideradas mais endógenas e, seguindo a ordenação de Cholesky, serão ordenadas por último. De acordo com os resultados obtidos, a ordenação das variáveis no VAR serão: IPCA alimentos, IPCA, Coeficiente de abertura, índice de preço de alimentos, Petróleo, Taxa de câmbio e Ciclo do PIB.

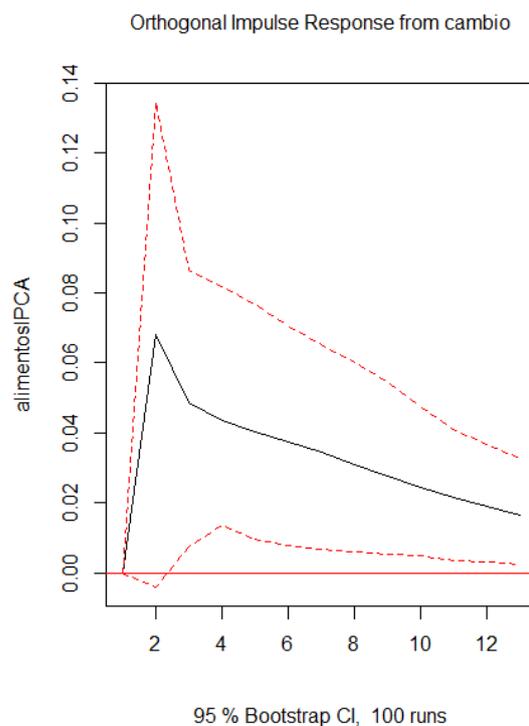
Abaixo tem-se uma visualização da função impulso resposta, com o efeito de um choque na taxa de câmbio e respostas da variação do IPCA e IPCA alimentos, respectivamente, para um período de 12 meses.

Figura 2 - IRF de um impulso na taxa de câmbio e resposta no IPCA



Fonte: Elaboração própria.

Figura 3 - IRF de um impulso na taxa de câmbio e resposta no IPCA alimentos



Fonte: Elaboração própria.

De acordo com Bueno (2008), um meio de avaliar os resultados de um modelo VAR é por meio da decomposição da variância, que seria uma forma de

dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena.

Abaixo tem-se a decomposição da variância para o IPCA alimentos e IPCA cheio, respectivamente, considerando todas as variáveis consideradas no modelo.

Tabela 5 - Decomposição da variância IPCA alimentos

Período	IPCA alimentos	IPCA	Coefficiente de abertura	Índice de preços de alimentos	Cotação do petróleo	Taxa de câmbio	Ciclo PIB
1	1,000	0,000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,985	0,002	0,00	0,001	0,003	0,007	0,00
3	0,979	0,003	0,00	0,001	0,005	0,008	0,00
4	0,975	0,004	0,00	0,001	0,006	0,009	0,001
5	0,971	0,005	0,00	0,001	0,007	0,010	0,002
6	0,968	0,005	0,00	0,001	0,007	0,011	0,003
7	0,965	0,005	0,00	0,001	0,008	0,011	0,003
8	0,963	0,005	0,00	0,001	0,008	0,011	0,004
9	0,961	0,005	0,00	0,001	0,008	0,011	0,004
10	0,959	0,005	0,00	0,001	0,009	0,012	0,005
11	0,957	0,005	0,00	0,002	0,009	0,012	0,005
12	0,955	0,005	0,00	0,002	0,009	0,012	0,005

Fonte: Elaboração própria no software R.

Tabela 6 - Decomposição da variância IPCA

Período	IPCA alimentos	IPCA	Coefficiente de abertura	Índice de preços de alimentos	Cotação do petróleo	Taxa de câmbio	Ciclo PIB
1	0,413	0,586	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	0,444	0,544	0,00	0,00	0,005	0,002	0,001
3	0,466	0,516	0,003	0,00	0,005	0,004	0,004
4	0,476	0,498	0,005	0,00	0,005	0,006	0,007
5	0,478	0,486	0,009	0,00	0,006	0,007	0,010
6	0,477	0,477	0,013	0,00	0,007	0,009	0,013
7	0,475	0,471	0,017	0,00	0,009	0,010	0,016
8	0,471	0,465	0,021	0,00	0,010	0,011	0,017
9	0,468	0,461	0,025	0,00	0,011	0,011	0,019
10	0,465	0,457	0,029	0,00	0,011	0,011	0,020
11	0,463	0,454	0,033	0,00	0,012	0,012	0,020
12	0,460	0,451	0,037	0,00	0,012	0,012	0,021

Fonte: Elaboração própria no software R.

3.5. Metodologia VEC

As variáveis de controle utilizadas foram, em sua maioria, mantidas em relação à metodologia anterior, com inclusão do Índice de Preços ao Produtos Amplo (IPA) e Índice de *Commodities* (IC-Br) ambos para o subgrupo “agropecuário”. O IPA, calculado pela Fundação Getúlio Vargas, registra variações de preços de produtos agropecuários nas transações interempresariais, enquanto o IC-Br é um índice de preço de *commodities* baseado no mercado à vista, uma medida dos movimentos de preços dos produtos básicos mais sensíveis a

mudanças nas condições econômicas e é calculado pelo *Commodity Research Bureau* e Bacen.

Os modelos serão desenvolvidos divididos em três equações, uma para cada índice de preços presente na base de dados, IPA, IPCA e IPCA subgrupo alimentos.]

3.5.1 Cointegração e VEC

A cointegração, de acordo com Wooldridge (2006), é um método que torna regressões que envolvam variáveis diferenciadas de primeira ordem – I (1) – potencialmente significativas. Considerando x_t e y_t como dois processos I (1), o autor aponta que de forma geral $y_t - \beta x_t$ será um processo I (1) para qualquer número beta, entretanto, é possível que, se beta diferente de zero, o termo seja um processo I (0), ou seja, estacionário. Dessa forma, salienta que significa que tem uma média constante, variância constante e autocorrelações que dependem somente da distância temporal entre duas variáveis da série, se tal beta existe é dito que as séries x e y são cointegradas e beta é o parâmetro de cointegração. O processo para avaliar a cointegração de duas séries sugerido é, quando estas tiverem raiz unitária, testar se a diferença entre elas é I (0).

De acordo com Enders (2005), uma principal característica de variáveis cointegradas é que suas séries são influenciadas pelos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo, de forma que o movimento de pelo menos uma das variáveis tenham resposta para a magnitude do desequilíbrio. A representação de um VEC necessita de pelo menos duas variáveis cointegradas de ordem CI (1,1). Se o modelo for um Vetor Autorregressivo (VAR) em primeira diferença, não se aplica a representação em VAR, visto que as variações nas séries não respondem a variações prévias em relação ao equilíbrio de longo prazo. O autor apresenta esse conceito através de tal equação:

$$\pi x_{t-1} = \Delta x_t - \pi_0 - \sum \pi_i \Delta x_{t-i} - \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde π_0 é um vetor de termos de intercepto com elementos π_{i0} , π_i uma matriz de coeficientes com elementos $\pi_{jk}(i)$, π matriz com elementos π_{jk} de forma que um ou mais seja $\pi_{jk} \neq 0$ e ε_t é o termo de erro. Se todos os elementos π forem iguais a zero, o modelo trata-se de um VAR tradicional em primeiras diferenças. Por outro lado, caso pelo menos um difira de zero, Δx_t responde a desvios prévios em relação ao equilíbrio de longo prazo, de forma que estimá-lo como um VAR em primeira diferença seria inapropriado, visto que tem uma representação VEC. Nota-se que um modelo VEC, de acordo com Enders (2005), pode ser visto como uma forma restrita da representação do modelo VAR.

Em um caso de n -variáveis para a representação de um sistema VEC, é possível a existência de múltiplos vetores de cointegração. Considerando a seguinte equação:

$$\Delta x_t = -(I - A_1)x_{t-1} + \varepsilon_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde x_t é um vetor de $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$, ε_t um vetor de erros, A_1 uma matriz de parâmetros e π é uma matriz $(n \cdot n)$ de $-(I - A_1)$. De acordo com Enders (2005), a questão crucial para a cointegração diz respeito ao *rank* da matriz π . Caso o *rank* seja igual a zero, a equação (20) é equivalente a um VAR de n -variáveis em primeira diferença. Ou seja:

$$\Delta x_t = \varepsilon_t \quad (13)$$

Por outro lado, caso o *rank* seja “cheio”, a solução de longo prazo para a equação (12) é dada por n equações independentes, onde cada uma dessas é uma restrição independente para a solução de longo prazo. Cada uma das variáveis contidas no vetor x_t devem ser estacionárias com valores de longo prazo dados pela equação (14):

$$\begin{aligned} \pi_{11}x_{1t} + \pi_{12}x_{2t} + \pi_{13}x_{3t} + \dots + \pi_{1n}x_{nt} &= 0 \\ &\vdots \\ \pi_{n1}x_{1t} + \pi_{n2}x_{2t} + \pi_{n3}x_{3t} + \dots + \pi_{n0n}x_{nt} &= 0 \end{aligned} \quad (14)$$

A situação intermediária para os dois casos apresentados acima ocorre quando o *rank* de π é $r < n$, com r vetores de cointegração e equações independentes, n variáveis e $n - r$ tendências estocásticas no sistema.

Toma-se um caso $r = 1$, com apenas uma restrição de cointegração, é possível escrever a equação Δx_{1t} dessa forma:

$$\Delta x_{1t} = \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}x_{nt-1} + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

Enders (2005) adota um procedimento para normalizar em relação à x_{1t-1} , ao definir $\alpha_1 = \pi_{11}$ e $\beta_{1j} = \pi_{1j}/\pi_{11}$, para obter a equação (24):

$$\Delta x_{1t} = \alpha_1(x_{1t-1} + \beta_{12}x_{2t-1} + \dots + \beta_{1n}x_{nt-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (16)$$

No longo prazo (24) irá satisfazer a seguinte relação:

$$x_{1t} + \beta_{12}x_{2t} + \dots + \beta_{1n}x_{nt} = 0 \quad (17)$$

Dessa forma, o vetor de cointegração normalizado é $(1, \beta_{12}, \beta_{13}, \dots, \beta_{1n})$ e a velocidade do parâmetro de ajuste é α_1 . Os valores de longo prazo das variáveis irão satisfazer a relação (17).

Após definir o modelo de correção de erros, Enders (2005) aponta que existem dois jeitos de testar a existência de cointegração. O primeiro é a metodologia de Engle-Granger, que é utilizado para determinar se os resíduos da relação de equilíbrio são ou não estacionários. A segunda é a metodologia de Johansen (1988) e Stock e Watson (1988), utilizadas para determinar o *rank* de π . Os modelos serão desenvolvidos divididos em três equações, uma para cada índice de preços presente na base de dados, IPA, IPCA e IPCA subgrupo alimentos.

3.5.2 Testes para as variáveis do modelo VEC

Em vista da ampliação do horizonte temporal, realizou-se os testes de raiz unitária ADF e KPSS novamente para as variáveis que tiveram continuidade em relação à estimação do repasse com a metodologia VAR, adicionando as novas variáveis.

A tabela abaixo demonstra o resultado dos testes ADF e KPSS para as séries utilizadas:

Tabela 7 - Teste de estacionariedade variáveis do VEC

Variável		ADF	KPSS
	Apresenta tendência?	Estatística teste	Estatística teste
Coefficiente de abertura	Não	-3,17	1,22
IPCA (variação)	Não	-7,35	0,26
IPCAPr alimentos	Não	-8,28	0,04
IC-Br agropecuária	Não	-0,64	4,29
IPA agropecuária	Sim	-2,84	0,26
Petróleo	Não	-2,71	1,81
Taxa de câmbio	Não	-1,06	2,65
Índice de preço de alimentos	Não	-2,48	3,55
PIB cíclico	Não	-4,73	0,07

Fonte: Elaboração própria no software R.

Realizou-se os testes de raiz unitária e tem-se que apenas o IPA agropecuária apresenta uma tendência em sua série. Os valores de referência do ADF são de -2,87 para série sem tendência e -3,42 para a com tendência. Os valores de referência do KPSS são de 0,46 para série sem tendência e 0,14 para com tendência. Apresentados os valores, tem-se que as séries IPCA, IPCA alimentos e PIB cíclico são estacionárias. O coeficiente de abertura, IC-Br agropecuária, IPA agropecuária, Petróleo, Taxa de câmbio e Índice de preços de alimentos são não estacionários. Nota-se que houve um resultado ambíguo para a variável do coeficiente de abertura e optou-se por utilizar o resultado do teste KPSS. Realizou-se o teste de cointegração de Johansen para as três equações propostas:

$$\ln(ipca_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_t) + \gamma X_t + u_t \quad (18)$$

$$\ln(ipca_alimentos_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_t) + \gamma X_t + u_t \quad (19)$$

$$\ln(ipa_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_t) + \gamma X_t + u_t \quad (20)$$

Para as equações apresentadas acima tem-se os seguintes valores testes, utilizando 5 defasagens:

Tabela 8 - Teste de vetor de cointegração

	Valor teste <i>ipca</i>	Valor teste <i>ipca alimentos</i>	Valor teste <i>ipa</i>	10%	5%	1%
$r \leq 6$	3,08	3,12	2,90	7,52	9,24	12,97
$r \leq 5$	10,9	10,28	9,76	17,85	19,96	24,6
$r \leq 4$	23,59	23,48	20,48	32,0	34,91	41,07
$r \leq 3$	42,13	40,20	37,90	49,65	53,12	60,16
$r \leq 2$	73,38	74,03	71,41	71,86	76,07	84,45
$r \leq 1$	133,86	145,35	119,06	97,18	102,14	111,01
$r = 0$	245,70	261,60	230,67	126,58	131,70	143,09

Fonte: Elaboração própria no software R.

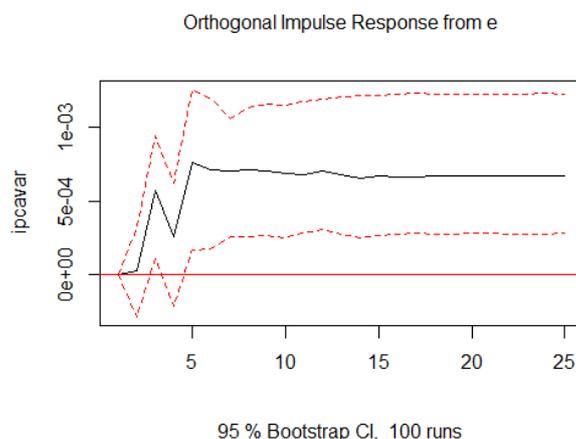
Ao comparar os valores testes obtidos com os valores críticos apresentados, percebe-se a existência de um vetor de cointegração para as três equações, a 1% de significância. Além da quantidade de vetores de cointegração, o teste de Johansen gera autovetores, que são utilizados para representar as relações de cointegração e para verificar a velocidade do coeficiente de ajuste. Apresenta-se, na tabela abaixo, os vetores para cada uma das equações.

Tabela 9 - Vetores de cointegração

Variáveis	ipca	ipca_alimentos	ipa
Coefficiente de abertura	-0,020	-0,965	0,926
Índice de preço de alimentos	0,038	-1,576	-1,750
Petróleo	-0,013	-0,529	0,309
Taxa de câmbio	0,012	-1,675	-0,496
IC-Br agropecuária	-0,013	2,166	-0,514
PIB ciclo	-4,80	-225,340	137,918
Constante	-0,10	-1,521	4,823

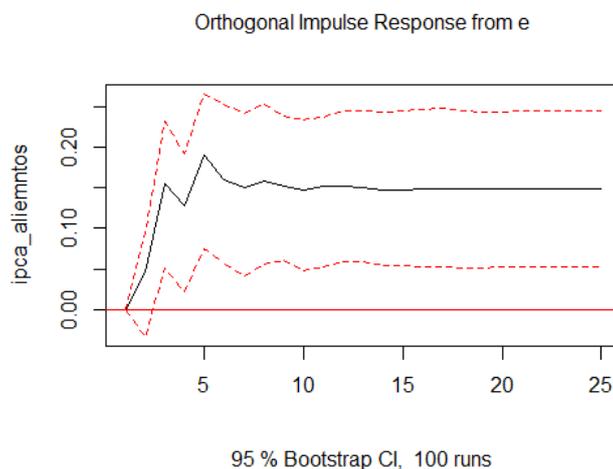
Fonte: Elaboração própria no software R.

Com o objetivo de estimar o repasse cambial utilizando a metodologia VEC, é preciso utilizá-la em uma representação VAR, no software R, dessa forma é possível o cálculo da IRF e do repasse cambial. Realizou-se o teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey LM para os modelos, apresentado na seção 2.3 da pesquisa. Obteve-se, para a equação (18), o valor teste de Qui-quadrado de 89,03 e um p-valor 0,0004. Para a equação (19), o valor teste foi de 91,8 e o p-valor 0,0002. Por fim, para a equação (20) o valor teste obtido foi 87,14 e o p-valor 0,0006. Com tais valores apresentados, há indícios de que os resíduos do modelo estão auto correlacionados, entretanto da seção 2.3 permanece para a presente seção. Apresenta-se abaixo a IRF para as equações apresentadas, em suas representações VAR.

Figura 4 - IRF de um impulso na taxa de câmbio para o ipca

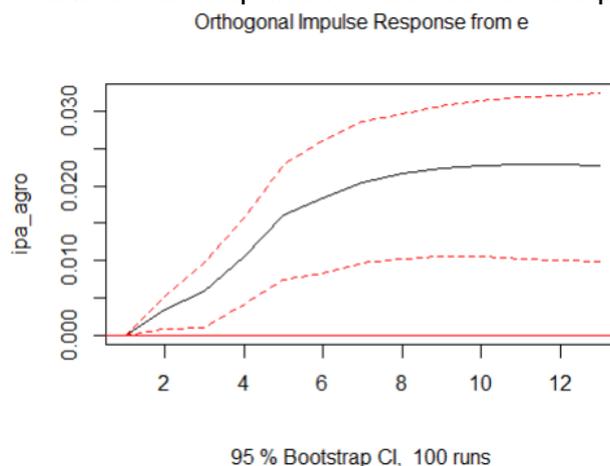
Fonte: Elaboração própria.

Figura 5 - IRF de um impulso na taxa de câmbio para o *ipca_alimentos*



Fonte: Elaboração própria.

Figura 6 - IRF de um impulso na taxa de câmbio para o *ipa*



Fonte: Elaboração própria.

3.6. Repasse cambial estimado

Na presente seção serão apresentados os resultados do repasse cambial estimado de acordo com as metodologias VAR e VEC.

Para o cálculo do grau do repasse cambial utiliza-se a equação (5), empregada em Belaisch (2003), onde os coeficientes acumulados do repasse são derivados das funções impulso resposta.

A tabela abaixo sumariza os valores obtidos para o horizonte temporal de três, seis e doze meses para a metodologia VAR:

Tabela 10 - Repasse cambial metodologia VAR

Períodos	IPCA	IPCA alimentos
3	0,86%	2,65%
6	2,43%	5,48%
12	4,91%	9,06%

Fonte: Elaboração própria no software R.

A tabela abaixo apresenta os resultados para a metodologia VEC:

Tabela 11 - Repasse cambial metodologia VEC

Períodos	IPCA	IPCA alimentos	IPA
3	0,005%	1,69%	0,07%
6	0,008%	3,13%	0,19%
12	0,01%	5,05%	0,30%

Fonte: Elaboração própria no software R.

Percebe-se que o grau estimado para o subgrupo de alimentos é superior ao do índice cheio, indicando uma maior sensibilidade dessa categoria a variações cambiais. Explica-se tal fenômeno pela forte internacionalização de tais produtos, sua integração em bolsas de mercado futuros, além da questão do custo de oportunidade envolvido na decisão de venda dos produtores de alimentos, que são atraídos a exportar em situações de desvalorização cambial. Ademais, a questão dos custos pode ser relevante em sua explicação, em vista da parcela de insumos importados utilizados.

Krugman, Obstfeld e Melitz (2015) afirmam que muitas *commodities*, como produtos agrícolas, são comercializados em mercados nos quais os preços ajustam-se bruscamente todos os dias conforme alterações na oferta e demanda, demonstrando um efeito de curto prazo da taxa de câmbio sobre alterações nos níveis e preços de tais cestas de bens.

Os resultados obtidos através das metodologias VAR e VEC estão em consonância com o esperado, são positivos e a categoria de alimentos do IPCA possui um maior repasse do que os outros índices analisados.

3.6.1 Repasse cambial para o período da pandemia do Covid-19

Uma das formas de avaliação do comportamento do repasse cambial durante o período da pandemia do Covid-19 – dados de 2020 e 2021 – é a inserção de uma variável binária para tal período nos respectivos modelos do IPCA e IPCA alimentos, na metodologia VAR, e nos modelos das variáveis *ipca*, *ipca_alimentos* e *ipa* na análise da metodologia VEC. Com tal alteração obtém-se tais modelos a serem estimados:

$$\ln(P_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(e_t) + \gamma X_t + u_t + D_{temporal} \quad (21)$$

Onde $D_{temporal}$ é uma variável binária igual a um para o período de 2020-2021. E P pode ser o IPCA, seu subgrupo de alimentos ou o IPA.

O repasse cambial estimado pelo modelo VAR para o período está apresentado na tabela a seguir.

Tabela 12 - Repasse cambial estimado com D pelo VAR

Períodos	IPCA	IPCA alimentos
3	0,84%	2,59%
6	2,40%	5,34%
12	4,91%	8,80%

Fonte: Elaboração própria no software R.

O resultado do repasse cambial estimado com a inserção da variável binária pela metodologia VEC está sumarizados na tabela 13:

Tabela 13 - Repasse cambial estimado com D pelo VEC

Períodos	IPCA	IPCA alimentos	IPA
3	0,004%	1,64%	0,07%
6	0,008%	3,12%	0,19%
12	0,009%	4,94%	0,30%

Fonte: Elaboração própria no software R.

Para a obtenção do repasse cambial com a metodologia VEC e a variável binária, realizou-se o procedimento de Johansen para avaliar quantos vetores de cointegração existem para cada uma das equações.

Tabela 14 - Teste de vetor de cointegração com D

	Valor teste <i>ipca</i>	Valor teste <i>ipca alimentos</i>	Valor teste <i>ipa</i>	10%	5%	1%
$r \leq 6$	11,21	5,52	6,65	7,52	9,24	12,97
$r \leq 5$	25,49	14,31	12,96	17,85	19,96	24,6
$r \leq 4$	43,66	18,16	17,49	32,0	34,91	41,07
$r \leq 3$	73,17	27,53	30,31	49,65	53,12	60,16
$r \leq 2$	104,76	35,11	37,07	71,86	76,07	84,45
$r \leq 1$	180,98	75,21	48,99	97,18	102,14	111,01
$r = 0$	292,61	116,87	111,34	126,58	131,70	143,09

Fonte: Elaboração própria no software R.

Ademais, apresenta-se abaixo os autovetores obtidos pelo teste:

Tabela 15 - Teste de vetor de cointegração com D

Variáveis	<i>ipca</i>	<i>ipca alimentos</i>	<i>ipa</i>
Coefficiente de abertura	-0,012	-1,19	1,35
Índice de preço de alimentos	-0,001	-3,19	-1,44
Petróleo	-0,0001	-0,096	0,34
Taxa de câmbio	-0,0021	-2,508	-0,18
IC-Br agropecuária	0,0049	3,033	-0,88
PIB ciclo	-2,05	-201,24	187,33
D	0,003	0,793	-0,20
Constante	-0,03	0,238	5,48

Fonte: Elaboração própria no software R.

Os resultados obtidos pelas metodologias VAR e VEC, novamente se demonstram em concordância com o esperado, são positivos, com maior repasse

para a categoria de alimentos e foram relativamente suavizados em relação aos resultados sem a variável binária.

Conclusão

O repasse cambial, assim como confirmado pelos resultados obtidos na pesquisa, demonstra-se em concordância com a teoria, positivo e de maior magnitude para a categoria de alimentos, de acordo com os modelos de maior poder explicativo, VAR e VEC. Nota-se que há diferenças entre as estimativas do repasse cambial entre as metodologias adotadas, sendo por conta metodologia ou pelas variáveis adicionadas no modelo VEC. Adicionalmente, percebe-se que os resultados com a variável binária temporal também se demonstram diferentes ao comparar os resultados entre as duas metodologias, entretanto em conformidade com o esperado, com uma suavização do grau do repasse.

Para os modelos VAR observa-se que uma grande amplitude entre os resultados para o IPCA e IPCA Alimentos, estimados em 4,91% e 9,06% após 12 períodos de um choque, respectivamente. Ao introduzir a variável binária o repasse cambial mantém-se para o IPCA, mas ocorre uma diminuição para o IPCA Alimentos, que foi estimado em 8,8% após 12 períodos de um choque. A IRF desta metodologia demonstra que após 12 períodos há uma tendência de arrefecimento do choque para os dois índices analisados, com destaque para um choque de maior magnitude para o IPCA Alimentos.

Os modelos estimados através da metodologia VEC possuem uma grande diferença entre os resultados dos índices utilizados e entre os resultados do VAR. Após 12 meses de um choque, o repasse cambial para o IPCA foi estimado em 0,01%, para o IPCA Alimentos de 5,05% e para o IPA de 0,3%. Percebe-se que novamente o repasse foi mais elevado para o índice de alimentos, significativamente superior aos outros dois. Com a adição da variável binária temporal, o repasse cambial foi estimado em 0,009% para o IPCA, 4,94% para o IPCA Alimentos e 0,3% para o IPA. A IRF, assim como o repasse cambial, demonstrou uma grande diferença em relação aos resultados da metodologia VAR, para os três índices analisados a resposta destes não tende se arrefecer durante o intervalo analisado, ou seja, o choque não se dissipa, com destaque para a maior magnitude no impacto do IPCA Alimentos.

Ao comparar resultados com os sumarizados no Quadro 1, tem-se que o repasse cambial do IPCA estimado por Nogueira (2012), para o período de 1999 a 2011, foi de 5,2%, que possui pouca margem de diferença para o resultado estimado para o IPCA pela metodologia VAR na presente pesquisa. Enquanto, pelo trabalho de Carneiro, Monteiro e Wu (2002), que analisa dados de 1994 a 2001, o repasse para o IPCA foi de 3%, indicando que com os dados da presente análise, de 1999 a 2023, há uma tendência de elevação do repasse cambial. Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) estimam o grau para o IPCA entre 0,059% e 0,072% para o período de 1999 a 2012. Caetano e Vieira (2021) estimam o repasse cambial de longo prazo em 0,102% para o IPCA.

Em suma, os resultados do repasse cambial obtidos na presente pesquisa são positivos e com uma diferença significativa entre o IPCA e IPCA Alimentos, com uma magnitude maior para este último. Ao comparar os resultados com os estudados na revisão bibliográfica percebe-se uma elevação nesse grau, seja por elevações do repasse em si ou por divergências metodológicas entre os modelos.

Exchange rate pass-through for food prices: evidence for the Brazilian context from 1999 to 2023

Abstract: *The present article addresses the issue of Brazilian exchange rate pass-through, specifically concerning food prices, since the implementation period of the Inflation Targeting Regime. Using the Vector Autoregressive and Vector Error Correction methodology, it is proposed to estimate this value, employing the Broad Consumer Price Index (IPCA), its food subgroup, and the Broad Consumer Price Index for the consumer (IPA). The food subgroup demonstrates higher elasticity in relation to the exchange rate than the other indices studied, for both methodologies employed.*

Keywords: *Inflation; pass-through; exchange rate.*

JEL Classification: *C10, C13, C22*

REFERÊNCIAS

ABREU, M. P. (org.). **A Ordem do Progresso**: dois séculos de política econômica no Brasil. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2014.

BELAISCH, A. Exchange rate pass-through in Brazil. **IMF Working Papers**, 2003.

BETTS, C.; DEVEREUX, M. B. Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. **Journal of international Economics**, Amsterdam, v. 50, n. 1, p. 215-244, 2000.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage, 2008.

BURSTEIN, A. T.; NEVES, J. C.; REBELO, S. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v. 50, n. 6, p. 1189-1214, 2003.

BURSTEIN, A.; ECHENBAUM, M.; REBELO, S. **Why are rates of inflation so low after large contractionary devaluations**. 2001. Disponível em: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/staffp/2001/00-00/pdf/abmesr.pdf>. Acesso em: 28 maio 2024.

CAETANO, V.; VIEIRA, F. V. Repasse do Câmbio para a Inflação na Economia Brasileira (2003-2019): Modelos ARDL. **Revista de Economia Mackenzie**, São Paulo, v.18, n. esp., 2021.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fixing for your life. **NBER Working Papers**, 2000. Disponível em: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w8006/w8006.pdf. Acesso em: 28 maio 2024.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIROF, A. M. d'A.; WU, T. Y. H. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n.462, 2002.

COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. O pass-through da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 18, p. 333-356, 2014.

DEVEREUX, M. B.; YETMAN, J. Price-setting and exchange rate pass-through: theory and evidence. **Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper**, Hong Kong, v. 22, 2002.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chichester, p. 1057-1072, 1981.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 74, n. 366a, p. 427-431, 1979.

DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, n.1769, 1985.

EICHENGREEN, B. **Financial crises and what to do about them**. Oxford: Oxford University Press, 2002.

EICHENGREEN, B.; HAUSMANN, R. Exchange rates and financial fragility. **NBER Working Paper Series**, Cambridge, n.7418, 1999.

ENDERS, W. Applied econometric time series. **Privredna kretanja i ekonomska politika**, Zagreb, v. 132, p. 93, 2005.

FROOT, K. A.; KLEMPERER, P. D. Exchange rate pass-through when market share matters. **The American Economic Review**, Nashville, v.79, n.4, 1989.

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**, Cambridge, v. 92, n. 2, p. 392-407, 2010.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. da C. The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. **Banco Central de Brasil Working Paper**, Brasília, n. 5, 2000.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **Economía internacional**. Madrid: Pearson Education, 2015.

LEIDERMAN, L.; BAR-OR, H. Monetary policy rules and transmission mechanisms under inflation targeting in Israel. **Central Bank of Chile Working Papers**, Santiago, n.71, 2000.

LOTHIAN, J. R.; TAYLOR, M. P. Purchasing power parity over two centuries: strengthening the case for real exchange rate stability: a reply to Cuddington and Liang. **Journal of International Money and Finance**, Oxford, v. 19, n. 5, p. 759-764, 2000.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 2006.

MCCARTHY, J. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. **Eastern Economic Journal**, London, v. 33, n. 4, p. 511-537, 1999.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, Chichester, v. 9, n. 2, p. 197-231, 1995.

MODENESI, A. de M. **Regimes monetários: teoria e a experiência do real**. São Paulo: Manole, 2005.

NOGUEIRA, V. de A. **Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erros**. 2012. 44f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) – Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2012.

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

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Chichester, p. 1-48, 1980.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. A probability model of the coincident economic indicators. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 2772, 1988.

TONETO JUNIOR, R. *et al.* **Estudos sobre a Taxa de Câmbio no Brasil**. Ribeirão Preto: Depecon-Fiesp, 2013.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. Boston: Cengage, 2006.

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