

QUAL A HETEROGENEIDADE DO REPASSE CAMBIAL DE LONGO PRAZO NOS PREÇOS SETORIAIS DO VAREJO BRASILEIRO? EVIDÊNCIAS PARA O PERÍODO 2005-2016

Julyan Gleyvison Machado Gouveia Lins¹
Juliane da Silva Ciríaco²
Cinthia Barbosa Sousa³

RESUMO: O artigo pretende analisar a relação entre câmbio e preços dos setores do varejo brasileiro entre 2005 e 2016. O trabalho parte da fundamentação teórica de que a magnitude do repasse cambial imperfeito ao nível de preços interno depende de características setoriais como o poder de mercado por parte das firmas, inclinação da curva de demanda setorial, ajustamento de *mark up* por parte dos ofertantes, bem como das características de integração vertical e do comportamento estratégico dentro das cadeias produtivas de cada setor. Para quantificar o grau do repasse cambial ao nível de preços, utilizou-se do modelo proposto por Campa e Goldberg (2005) e a estimação foi feita mediante uso do vetor de correção de erros (VEC). Os resultados encontrados corroboram as evidências de que o repasse cambial é imperfeito ao nível de preços internos e que varia substancialmente entre setores, fato que sugere diferentes dinâmicas de ajustamento de preços entre os ramos varejistas, face choques cambiais.

Palavras Chave: Repasse Cambial, Preços, Comércio Varejista.

ABSTRACT: The article intends to analyze the relation between exchange and prices of the Brazilian retail sectors between 2005 and 2016. The work starts from the theoretical foundation that the magnitude of imperfect exchange rate transfer to the domestic price level depends on sectoral characteristics such as the market power on the part of the firms, the slope of the sectoral demand curve, mark up adjustment by the bidders, as well as the characteristics of vertical integration and strategic behavior within the productive chains of each sector. The model proposed by Campa and Goldberg (2005) was used to quantify the degree of exchange rate *pass-through* to the price level, and the estimation was made using the error correction vector (VEC). The results corroborate the evidence that the exchange rate pass-through is imperfect to the level of domestic prices and that it varies substantially between sectors, a fact that suggests different dynamics of price adjustment among the retail branches, due to exchange shocks.

Keywords: Pass-Through, Prices, Retail Business.

JEL: F31, F37.

Data da submissão: 01-04-2019

Data do aceite: 20-10-2019

1. INTRODUÇÃO

Há uma ampla e crescente literatura que tenta entender os mecanismos que explicam a transmissão incompleta dos choques cambiais nos preços do varejo (Campa e Goldberg, 2006). Segundo Auer e Schoelen (2016), a literatura recente que tenta entender os mecanismos microeconômicos que geram impactos incompletos do *pass-through* (repasso cambial aos preços internos) ao nível de bens de consumo, tem conduzido a fatores como a estrutura e poder de mercado e interações entre firmas como determinantes para a dinâmica de preços.

O objetivo deste trabalho é evidenciar e quantificar a heterogeneidade da magnitude do *pass-through* cambial ao nível de preços de diferentes ramos do varejo brasileiro. O artigo parte da fundamentação teórica e empírica de

¹ Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE) e professor Adjunto da Faculdade de Economia da Universidade Federal da Bahia (UFBA).

² Mestre em Economia da Universidade Federal de Ceará (UFC).

³ Mestre em Economia da Universidade Federal de Ceará (UFC).

que diferenças nas estruturas de mercado, comportamentos de precificação, grau de integração vertical entre firmas do setor, entre outros fatores, podem gerar diferentes *mark ups* setoriais e conseqüentemente diferentes magnitudes da elasticidade do *pass-through* cambial, a depender do setor da economia. Assim, verificar diferentes respostas dos preços de varejo a choques cambiais permite verificar os setores com *mark ups* mais elevados, que tendem a acomodar os choques cambiais em seu lucro marginal.

A justificativa para o trabalho é que conhecer a relação entre câmbio e preços setoriais do varejo é muito importante, principalmente em um país com sistema de metas de inflação, onde é fundamental que a autoridade monetária tome medidas eficientes no intuito de obter uma inflação dentro da meta. Entender a heterogeneidade do efeito de choques cambiais sobre os preços setoriais pode ser de muita valia para a elaboração de uma política monetária mais eficiente. Adicionalmente, uma vez que a inflação não necessariamente pode ser igual para todos, conhecer a forma como os preços de varejo reagem aos choques de custo de bens intermediários e choques de preços de bens finais importados, resultado de choques cambiais, tem importante implicação para o entendimento da dinâmica de inflação entre diferentes setores. Conhecendo a heterogeneidade e magnitude do repasse cambial ao nível de preços, permite obter uma previsão de comportamento de preços para possíveis mudanças do nível de câmbio no futuro. O trabalho também possibilitará conhecer os setores varejistas que são mais sensíveis a choques de custo e preços originados do câmbio, ou seja, setores com *pass-through* cambial maior, o que é importante tanto para *policy makers* quanto empresários entender a dinâmica de preços de cada setor.

Além disso, diferentemente dos trabalhos que já foram feitos para o Brasil sobre a temática⁴, que focam o fenômeno em preços livres e administrados, grandes setores da economia, diferenças do repasse cambial entre diferentes índices de preços, etc., o presente trabalho foca-se no repasse em preços finais do comércio de varejo, em um nível de desagregação setorial muito maior que os trabalhos anteriores, permitindo ver o efeito do *pass-through* cambial na ponta final da cadeia no consumo das famílias e por categorias de produtos.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Segundo Pereira e Carvalho (2000), a depreciação cambial é gerada por uma deterioração das condições de custo, prazo e volume do financiamento externo voluntário de uma economia. Tal quadro se intensifica em uma situação de acelerada queda das reservas internacionais de uma nação, que, em geral, são usadas pelos Banco Centrais para estabilizar fortes crises cambiais.

Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) destacam que há alguns estágios na transmissão de uma depreciação cambial para os preços domésticos. Na primeira fase, verifica-se o efeito direto do câmbio sobre os preços de produtos finais importados. Neste caso, a elasticidade-preço da demanda será essencial para determinar a magnitude desse repasse. No caso de baixa elasticidade, a acomodação do repasse cambial poderá ser feita pelas firmas vendedoras através de diminuição de suas margens de lucro, mas isso dependerá do poder de monopólio das firmas do setor. Desse modo, setores com firmas que se aproximam da estrutura de concorrência perfeita tenderão a repassar o choque cambial aos preços de seus produtos de forma mais plena. Numa segunda fase, a transmissão se dá por via indireta aos produtos finais nacionais através de insumos importados; e o mesmo processo de acomodação via margens de lucro poderá ocorrer ou não dependendo da estrutura de mercado setorial. Nos dois casos anteriores, o grau de transmissão dependerá também da participação de bens e insumos importados e das elasticidades-preço das exportações e importações.

Ainda segundo os autores anteriormente citados, numa terceira fase, verifica-se a dinâmica dos ajustes de preços sobre outro importante preço da economia: os salários nominais, via reajustes salariais futuros. O grau de

⁴ Como podemos verificar nos trabalhos de Kannebly Junior (2000), Pereira e Carvalho (2000), Carneiro, Monteiro e Wu (2002), Belaisch (2003), Souza e Alves (2011) e Couto e Fraga (2014).

reajuste dependerá do quanto a economia está acima ou abaixo do seu nível natural de desemprego, ou se há uma política fiscal restritiva fortemente atuante. Além disso, como destacam Loschiavo e Iglesias (2003), ainda ocorrem efeitos sobre a demanda agregada através de mudanças nos preços relativos internos e externos; e o efeito sobre as taxas de juros nominais, resultando em uma elevação no fluxo interno de divisas que tenderá a apreciar o câmbio nominal.

Um outro ponto importante diz respeito ao efeito da política monetária sobre o câmbio. Segundo Serrano (2010), em países com Sistemas de Metas de Inflação, como o Brasil, uma das proposições da política monetária é a de que a taxa de juros é operada de forma a controlar a demanda agregada. Inevitavelmente, como resultado, alguma variação na taxa de câmbio ocorre como um efeito colateral das mudanças na taxa de juros (e o diferencial desta em relação à taxa de juros externa). Assim, o sistema funciona da seguinte maneira: a queda da taxa de juros deprecia a taxa de câmbio nominal; as mudanças na taxa de câmbio, por sua vez, com alguma defasagem, têm um forte impacto de custos, diretos e indiretos, sobre os preços da economia. Ainda segundo o mesmo autor, como o núcleo da inflação no Brasil é de custos, variações na taxa de juros afetam a taxa de câmbio e as variações no câmbio afetam os custos e posteriormente os preços de todos os setores da economia em um processo de realimentação.

Inúmeros trabalhos internacionais têm evidenciado empiricamente um *pass-through* cambial incompleto, em maior ou menor grau a depender do setor de análise. Os primeiros a tentar entender teoricamente esse repasse incompleto do choque cambial ao nível de preços setoriais foram Dornbusch (1985), Krugman (1986) e Feenstra (1989). Para esses autores, modelos de concorrência perfeita não são o melhor caminho para explicar tal fenômeno, sendo necessário a incorporação de uma modelagem de concorrência monopolística e discriminação de preços ou de modelos oligopolístico com interação entre firmas.

Segundo esses autores, o que explica a possibilidade de rigidez de preços, depois de choques cambiais, em alguns setores da economia, é o ajustamento do choque através da diminuição do *mark up* da firma. Assim, um dos motivos para que o repasse cambial não seja perfeito é que as empresas podem diminuir ou aumentar suas margens de lucro de modo a compensar o efeito da variação cambial e manter inalterado o seu *market share*, principalmente se acreditam que o choque é passageiro. Firmas com grande poder de mercado, poderiam facilmente acomodar o impacto cambial em seu *mark up* de modo a estrategicamente impedir a entrada de concorrentes. Por outro lado, indústrias com lucro marginal muito reduzido, teriam dificuldades nessa acomodação e o repasse cambial aos preços seria mais forte, o que poderia impactaria de forma mais incisiva o volume dos bens transacionados. Como o nível do *mark up* seria específico para cada tipo de indústria, segundo suas características próprias, a magnitude da acomodação do choque dependerá da inclinação da curva de demanda enfrentada por cada setor. Curvas muito elásticas devem reduzir muito o *mark up* da firma produtora no evento da moeda do importador depreciar. Assim, choques no câmbio responderiam menos no repasse no nível de preços, o que não afetaria em grande medida a quantidade comercializada do bem.

Muitos trabalhos internacionais tentam confrontar essa teoria com dados do mundo real e os resultados, de forma geral, tem mostrado que o modelo de ajustamento de preços via *mark up* é muito eficaz em entender o fenômeno da imperfeição do *pass-through* ao nível de preços interno, como pode-se observar nos textos de Bettendorf e Verboven (2000), Goldberg e Verboven (2001), Hasting (2004), Goldberg e Hellersteins (2005), Hellersteins (2005), Villas-Boas (2007), Nakamura (2008), Nakamura e Zerom (2010), Villas-Boas (2010), Auer e Schoelen (2012), Bonnet *et al.* (2013), entre outros.

No Brasil, a verificação empírica da imperfeição do *pass-through* cambial já foi exposto em diferentes abordagens por diferentes autores. Em todos eles, verifica-se, em maior ou menor grau, o repasse imperfeito ao nível de preços oriundos de choques cambiais. Enquanto Kannebley Junior (2000) analisa o *pass-through* cambial para as exportações brasileiras em diferentes setores, Pereira e Carvalho (2000) analisam o efeito da depreciação cambial na estrutura de custos nos principais setores do país e foca o trabalho em entender a sensibilidade da estrutura de custo setoriais diante de variação cambial considerando o *mark up* setorial estável. Por outro lado, Carneiro, Monteiro e Wu (2002),

focam-se na questão da linearidade ou não linearidade do repasse cambial aos preços internos do Brasil, em preços de produtos industrializados, serviços e alimentos. Belaisch (2003), por sua vez, utiliza-se do IPCA, IGP-DI e do IPA para análise do *pass-through* em preços livres e administrados. Outros trabalhos interessantes são feitos por Souza e Alves (2010) e Couto e Fraga (2014), que verificam a elasticidade do *pass-through* cambial entre diferentes índices de preços, embora em um nível de pouca desagregação setorial.

3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O modelo econométrico aqui apresentado é desenvolvido a partir do proposto por Campa e Goldberg (2005):

$$P_t^j = \beta_1 + (1 + \beta_2)e_t + \beta_3 (y_t - \bar{y}) + \beta_3 P_t^E + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que P_t^j é o nível de preços setorial interno, e_t é o produto efetivo, \bar{y} é o nível natural do produto e P_t^E é o nível de preços do país exportador. Na equação acima, caso $\beta_2 = 1$, temos que o *pass-through* é completo dentro do setor. Por outro lado, se $\beta_2 = 0$, o *pass-through* é nulo dentro do setor, sendo acomodado nos *mark ups* setoriais. Adicionalmente, como características macroeconômicas externas e internas também podem afetar o nível de preços setorial interno, e serem confundidas com mudanças oriundas do câmbio, é importante, portanto, controlar a estimação do parâmetro com a incorporação do desvio do produto efetivo em relação ao seu nível natural e pela evolução do índice de preços do país exportador. O hiato do produto controlará a estimação dos parâmetros do modelo para pressões da demanda agregada, enquanto que o índice de preços externo controlará para pressões de custo do ofertante externo. Assim, β_3 e β_4 capturam características macroeconômicas que podem influenciar o nível de preços setorial interno e que não são oriundas de mudanças no câmbio nominal.

O modelo especificado será estimado via vetores autorregressivos com correção de erros (VEC). Os vetores autorregressivos foram popularizados por Sims (1980) e têm sido amplamente usados no estudo de séries temporais. O VAR permite fazer análises dinâmicas de sistemas econômicos e sua grande vantagem está na falta de exigência de se especificar previamente um modelo teórico que mostre como as variáveis se inter-relacionam temporalmente. Além disso, diferentemente dos modelos de sistemas de equações simultâneas, não é necessário a distinção entre variáveis endógenas e exógenas.

Segundo Enders (2008), o maior problema ao se utilizar o VAR é a sua identificação e esta etapa toma um lugar central na estimação do sistema. A correta identificação consiste em tornar possível o retorno ao sistema primitivo de equações a partir do sistema padrão. Essa recuperação só será possível dada uma restrição apropriada no sistema de equações primitivas. Existem diversos métodos que fazem com que o modelo possa ser exatamente identificável. Um deles é a decomposição de Cholesky que impõe uma estrutura recursiva a matriz de relações contemporâneas e permite que o modelo seja exatamente identificado, constituído por relações lineares entre as variáveis e seus valores passados, sendo que a determinação do número ideal de defasagens é feita em geral com base nos Critérios de Informação como Akaike (1974), Schwarz (1978), entre outros.

Para analisar a dinâmica do *pass-through* cambial em diversos setores do comércio varejista brasileiro, foram utilizados dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA) e do *Bureau of Labor Statistics* dos Estados Unidos. Os índices de preços setoriais internos, foram obtidos dos subitens da desagregação do IPCA, para diferentes setores do varejo brasileiro entre janeiro de 2005 e junho de 2016, cujos detalhes estão expressos no Quadro 1⁵. As variáveis explicativas do modelo, por sua vez, estão apresentadas no Quadro 2.

⁵ A classificação aqui utilizada dos diferentes setores do comércio varejista segue a classificação estabelecida nas pesquisas do varejo realizadas pela Federação Nacional do Comércio e na pesquisa mensal do comércio realizada pelo IBGE.

Quadro 1 - Variáveis dependentes do modelo.

Variáveis (índices de preço)	Detalhes do setor
ALIMENTAÇÃO	Setor de alimentação para consumo doméstico (hipermercados, supermercados, feiras e mercadinhos).
MATERIAIS_CONSTRUÇÃO	Setor de material de construção e reparos.
MATERIAIS_LIMPEZA	Setor de materiais químicos e utensílios para limpeza de ambientes, roupas, etc.
MOVEIS_UTILIDADES	Setor de móveis, utensílios e utilidades domésticas não eletrônicas.
ELETROELETRONICOS	Setor de eletroeletrônicos.
ROUPAS	Setor de roupas masculinas, femininas e infantis para diversos usos.
CALÇADOS_ACESSORIOS	Setor de calçados e acessórios.
JOIAS_BIJUTERIAS	Setor de joias, relógios e bijuterias.
TECIDOS	Setor de tecidos e materiais de armarinho.
VEICULOS	Setor de veículos, motocicletas, peças e equipamentos.
COMBUTIVEL_VEICULAR	Setor de combustível veicular.
MEDICAMENTOS	Setor de medicamentos.
HIGIENE_COSMETICOS	Setor de produtos de higiene pessoal e cosméticos.
LIVRARIA_PAPELARIA	Setor de livraria e papelaria.

Fonte: Elaboração Própria

Quadro 2 - Variáveis explicativas do modelo.

Variáveis (índices de preço)	Detalhes do setor
CAMBIO	Taxa de câmbio nominal mensal médio, definido como preço da moeda estrangeira Dólar americano em unidades da moeda Real (R\$/US\$), disponibilizada no site do Ipeadata.
HIATO_PRODUTO	Desvio do produto efetivo em relação ao nível natural de produto da economia (milhões de Reais). Esta variável é obtida através da série do PIB mensal a preços correntes (obtida do Ipeadata) através do filtro <i>Hodrick-Prescott</i> .
PREÇO_EXTERNO	Índice de preços ao produtor dos Estados Unidos e disponibilizado no <i>Bureau of Labor Statistics</i> .

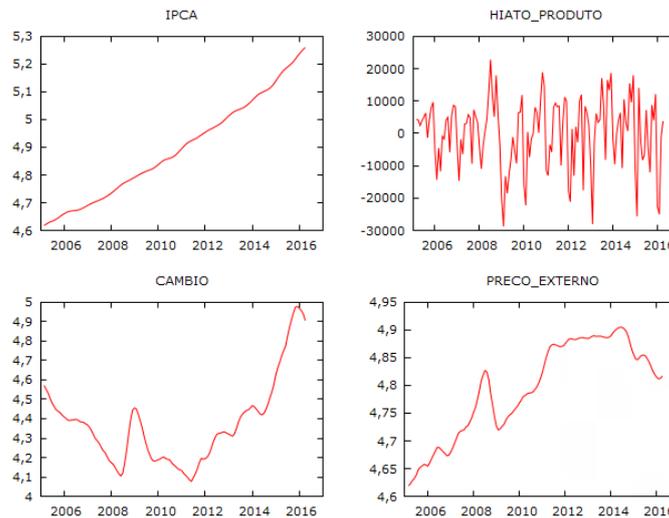
Fonte: Elaboração Própria

A escolha do IPCA como índice de preço setorial é que, segundo o IBGE, o indicador tem a vantagem de medir a inflação de um conjunto de produtos comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias, cujo rendimento varia entre 1 e 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos. Esta faixa de renda foi criada com o objetivo de garantir uma cobertura de 90% das famílias pertencentes às áreas urbanas de cobertura do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor - SNIPC. Os preços obtidos são os efetivamente cobrados ao consumidor, para pagamento à vista e a pesquisa é realizada em estabelecimentos comerciais das nove maiores regiões metropolitanas do Brasil mais a região metropolitana de Vitória (Espírito Santo) e Campo Grande (Mato Grosso do Sul).

Todas as variáveis incluídas neste trabalho têm periodicidade mensal que vai de janeiro de 2005 a junho de 2016 totalizando 138 observações, abrangendo um período de mais de 10 anos. Além disso, as séries originais, com exceção do hiato do produto, foram transformadas em números índices, logartimizadas e suavizadas mediante uso

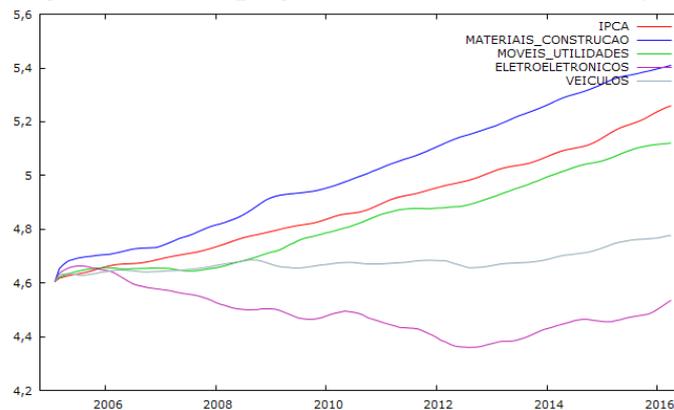
de média móvel e podem ser vistas graficamente nas Figuras 1, 2, 3 e 4. O intuito da suavização é retirar das séries os ruídos aleatórios de curto prazo que acabam por afetar a normalidade dos resíduos do modelo. A logaritmicização, por sua vez, é utilizada para estabilizar a variância das séries.

Figura 1. Trajetórias das séries IPCA, CAMBIO, PREÇO_EXTERNO e HIATO_PRODUTO (2005-2016)



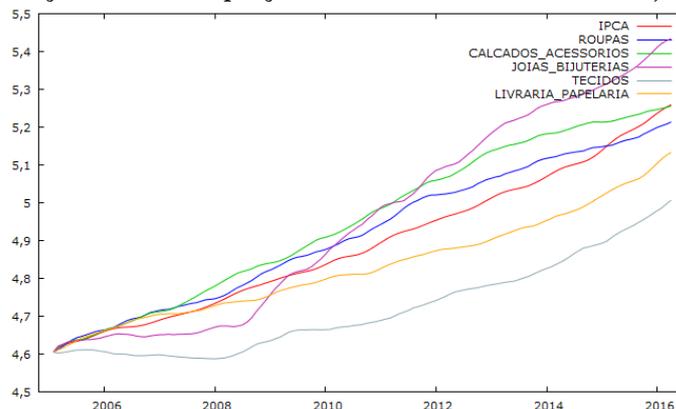
Fonte: Elaboração própria

Figura 2. Evolução do nível de preços dos bens duráveis no varejo (2005-2016).

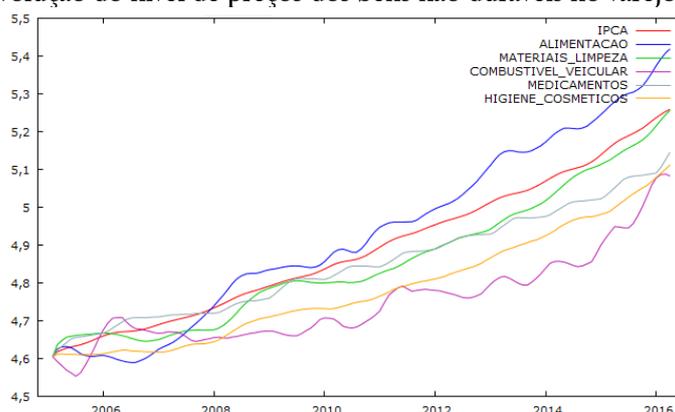


Fonte: Elaboração própria com base no IPCA

Figura 3. Evolução do nível de preços dos bens semiduráveis no varejo (2005-2016).



Fonte: Elaboração própria com base no IPCA

Figura 4. Evolução do nível de preços dos bens não-duráveis no varejo (2005-2016).

Fonte: Elaboração própria com base no IPCA

4. RESULTADOS

As figuras 2, 3 e 4 (seção anterior) mostram a evolução temporal das séries de preços do varejo, entre 2005 e 2006, separados por grupos de bens duráveis, semiduráveis e não duráveis. O objetivo das figuras é dar uma visão geral do comportamento de preços setoriais no período de análise. No grupo de duráveis, que inclui materiais de construção, móveis e utilidades, eletroeletrônicos e veículos, vemos que os preços dos materiais de construção apresentaram uma elevação acima da elevação dos preços do varejo como um todo. Por outro lado, os setores de veículos e eletroeletrônicos, ramos que apresentaram fortes incentivos fiscais do governo federal ao longo desse período, apresentaram, respectivamente, uma razoável estabilidade de preços e uma tendência de queda.

O grupo de bens semiduráveis inclui os setores roupas, calçados e acessórios, joias e bijuterias, tecidos e, por fim, livrarias e papelarias. Neste grupo, se destaca o comportamento do setor de joias e bijuterias, que apresentava uma relativa estabilidade de preços até 2008, passando a crescer de forma vigorosa seu nível a partir de então, apresentando crescimento acumulado bem acima dos outros setores do grupo e também de todo o varejo.

O grupo de bens não-duráveis inclui os setores de alimentação, materiais de limpeza, combustível veicular, medicamentos e de higiene e cosméticos. Neste grupo verifica-se um forte crescimento do nível de preços do setor de alimentos, que a partir de 2008 passou a estar acima permanentemente do nível de preços do varejo. Além disso, percebe-se que a série do setor de alimentos apresenta uma maior volatilidade, fato que pode estar associado aos naturais altos e baixos da produção agropecuária e sazonalidade. O setor de combustíveis também apresenta um comportamento volátil no período, embora seja a série de preços do grupo que menos apresenta crescimento acumulado. Os outros setores como materiais de limpeza, medicamentos e produtos de higiene e cosméticos apresentaram crescimento dos seus níveis de preço abaixo do crescimento do varejo no período.

Diversos fatores micro e macroeconômicos podem explicar o comportamento temporal das séries de preços apresentadas. O objetivo do trabalho, no entanto, é verificar a relação temporal entre estas séries e o câmbio. Vemos na Tabela 1, a correlação entre os índices de preços do varejo e o câmbio. Constatamos que, de forma geral, uma elevação do câmbio se correlaciona positivamente com o nível de preços setoriais e a magnitude dessa relação pode destoar fortemente entre setores, como por exemplo, os setores de eletroeletrônicos (0,1670) e o setor de tecidos (0,6579). No entanto, tal correlação não permite inferências causais, uma vez que pode existir outros fatores que também explicam a evolução dos preços setoriais e que também podem estar correlacionados com o câmbio.

Tabela 1 - Correlação entre os índices de preços dos setores do varejo com o câmbio (2005-2016).

Série	Correlação com o câmbio
IPCA	0,5055
ALIMENTAÇÃO	0,4910
MATERIAIS_CONSTRUÇÃO	0,4577
MATERIAIS_LIMPEZA	0,5980
MOVEIS_UTILIDADES	0,5206
ELETROELETRONICOS	0,1670
ROUPAS	0,3938
CALÇADOS_ACESSORIOS	0,3717
JOIAS_BIJUTERIAS	0,4838
TECIDOS	0,6579
VEICULOS	0,6257
COMBUSTIVEL_VEICULAR	0,6487
MEDICAMENTOS	0,4953
HIGIENE_COSMETICOS	0,5805
LIVRARIA_PAPELARIA	0,5287

Fonte: Elaboração própria

Ao se trabalhar com séries temporais, é necessário verificar a estacionariedade das mesmas, isto é, observar a existência ou não de raiz unitária de modo a não incorrer em regressões espúrias. Para verificar se as séries são estacionárias, foram empregado os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e KPSS. Segundo Margarido e Medeiros Júnior (2006), o teste KPSS complementa os testes ADF e PP pelo fato de que este, diferente dos outros dois, é robusto à quebras estruturais na série. O teste KPSS parte da hipótese nula de que as séries são estacionárias, enquanto que os teste ADF e PP partem da hipótese nula de que as séries apresentam raiz unitária, ou seja, não são estacionárias.

Na Tabela 2, vemos os resultados para a presença de estacionariedade para os índices de preços dos ramos do varejo. Na Tabela 3, por sua vez, vemos o teste da raiz unitária para as séries do câmbio, hiato do produto e índice de preços ao produtor americano⁶. Como percebemos pelos resultados da Tabela 2, as variáveis não são estacionárias em nível (à significância de 5%). Quando aplicamos primeira diferença nas séries, elas passam a ser todas estacionárias, como é exposto na Tabela 3. Por outro lado, na Tabela 4, vemos que apenas o hiato do produto é estacionário em nível, enquanto o câmbio e o índice de preço externo apresentam raiz unitária. Mas, ao diferenciar estas duas últimas variáveis elas se tornam estacionárias.

⁶ Todos os testes de raiz unitária foram realizados com o intercepto e tendência. No entanto, também testou-se apenas com tendência e os resultados foram qualitativamente semelhantes à primeira forma funcional.

Tabela 2 - Testes estacionariedade para os índices de preços do varejo em nível (2005-2016)

Variável	ADF	PP	KPSS
IPCA	0,0004	1,236	0,3161*
ALIMENTAÇÃO	-0,0154	-1,831	0,1496*
MATERIAIS_CONSTRUÇÃO	-0,0294	-2,673	0,1965*
MATERIAIS_LIMPEZA	-0,0017	0,378	0,2871*
MOVEIS_UTILIDADES	-0,0185	-1,395	0,2238*
ELETROELETRONICOS	0,0013	0,877	0,3002*
ROUPAS	-0,0151	-1,291	0,1804*
CALÇADOS_ACESSORIOS	-0,0060	0,462	0,2084*
JOIAS_BIJUTERIAS	-0,0189	-2,155	0,2186*
TECIDOS	-0,0002	0,037	0,3242*
VEICULOS	-0,0003	-0,738	0,1936*
COMBUSTIVEL_VEICULAR	-0,0036	-0,635	0,2400*
MEDICAMENTOS	-0,0039	-0,940	0,2649*
HIGIENE_COSMETICOS	-0,0006	0,592	0,3219*
LIVRARIA_PAPELARIA	0,0052	2,947	0,2868*

Nota: * denota hipótese nula rejeita ao nível de significância de 5%.

No caso dos teste ADF e PP não se pode rejeitar a hipótese nula da presença de raiz unitária.

Por outro lado, no teste KPSS se rejeita a hipótese nula de estacionariedade. Fonte: Elaboração própria

Tabela 3 - Testes estacionariedade para os índices de preços do varejo em primeira diferença (2005-2016)

Variável	ADF	PP	KPSS
IPCA	-0,1403*	-6,476*	0,3161
ALIMENTAÇÃO	-0,1785*	-4,845*	0,1496
MATERIAIS_CONSTRUÇÃO	-0,1273*	-13,19*	0,1965
MATERIAIS_LIMPEZA	-0,1340*	-7,730*	0,2871
MOVEIS_UTILIDADES	-0,1408*	-5,737*	0,2238
ELETROELETRONICOS	-0,1649*	-7,121*	0,3002
ROUPAS	-0,2821*	-4,376*	0,1804
CALÇADOS_ACESSORIOS	-0,1935*	-6,104*	0,2084
JOIAS_BIJUTERIAS	-0,0910*	-4,567*	0,2186
TECIDOS	-0,3446*	-4,177*	0,3242
VEICULOS	-0,1795*	-9,361*	0,1936
COMBUSTIVEL_VEICULAR	-0,3285*	-4,322*	0,2400
MEDICAMENTOS	-0,1551*	-4,560*	0,2649
HIGIENE_COSMETICOS	-0,1528*	-4,384*	0,3219
LIVRARIA_PAPELARIA	-0,1879*	-3,797*	0,2868

Nota: * denota hipótese nula rejeita ao nível de significância de 5%.

No caso dos teste ADF e PP se pode rejeitar a hipótese nula da presença de raiz unitária.

Por outro lado, no teste KPSS não se pode rejeitar a hipótese nula de estacionariedade.

Fonte: Elaboração própria

Tabela 4 - Testes KPSS de raiz unitária dos regressores do modelo (2005-2016).

Variável	Variáveis em Nível		
	ADF	PP	KPSS
CAMBIO	-0,0037	-1,227	0,3174*
HIATO_PRODUTO	-0,5330*	-8,061*	0,0486
PREÇO_EXTERNO	-0,0046	-1,001	0,2219*
Variável	Variáveis em Primeira Diferença		
	ADF	PP	KPSS
CAMBIO	-0,3600*	-3,621*	0,0308
PREÇO_EXTERNO	-0,2359*	-4,256*	0,0605

Nota: * denota hipótese nula rejeita ao nível de significância de 5%.

Fonte: Elaboração própria

Segundo Enders (2008), ao diferenciar uma série com o intuito de torná-la estacionária, pode-se perder muitas de suas características de longo prazo, de modo que ao se utilizar um VAR com variáveis estacionárias em diferença, pode-se incorrer no problema de variáveis relevantes omitidas. No entanto, existe a possibilidade de estabelecer uma regressão com sentido não espúrio através de um modelo de correção de erros (VEC), em que se utiliza em um mesmo sistema, variáveis em nível, estacionárias de mesma ordem. Tal modelo, só é possível se existir uma dinâmica temporal comum às séries, o que é denominado de cointegração. O conceito de cointegração remete a um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, equilíbrio esse que é perturbado no curto prazo pelos resíduos do modelo, que tende a dissipar-se ao longo do tempo, de modo que as séries originais voltam ao seu equilíbrio de longo prazo.

Uma vez que no presente trabalho temos uma série estacionária em nível (hiato de produto) mas também temos séries não estacionárias em nível (todas as demais séries), sendo as não estacionárias, todas integradas de mesma ordem 1, o presente trabalho valerá do conceito de cointegração de Campbell e Perron (1991), de que é possível em um modelo com mais de 2 variáveis, utilizar séries integradas de ordem 1, em nível, juntamente com séries estacionárias, em nível, através de um modelo de correção de erros.

Assim, o próximo passo para a constatação da possibilidade de uso de um VEC é realizar o teste de cointegração proposto por Johansen e Juselius (1990), para verificação desta cointegração entre as séries. O teste consiste da análise conjunta de dois testes estatísticos: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. O teste do traço considera a hipótese nula de que há determinado número de vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há vetores de cointegração. Já o teste do autovalor máximo, também chamado de razão de verossimilhança, tem como hipótese nula a existência de vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que há vetores de cointegração.

Mas, antes de partir para estimação do modelo, é necessário especificar o número de defasagens ótimas do sistema, de modo a eliminar problemas de autocorrelação serial e não normalidade nos resíduos, uma vez que o teste de cointegração de Johansen e Juselius é baseado em modelagem de vetores autorregressivo. Assim, testou-se as defasagens ideais pelos critérios de razão de verossimilhança (LR), erro de predição final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HC), comumente usados na literatura para seleção deste tipo de modelagem econométrica.

Partindo desses resultados, os modelos foram estimados baseados na defasagem indicada pelo maior número de critérios. Os testes (não reportados em Tabela) indicaram a defasagem de ordem 4 para o varejo como um todo, o setor de alimentação, materiais de construção, roupas e veículos. Para todos os demais setores, a defasagem ótima indicada foi a de ordem 3.

Uma vez definida o ordem de defasagem dos sistemas a serem estimados, partimos para os resultados do teste

de cointegração utilizando os testes do traço e do autovalor máximo. Os resultados dos testes (não reportados em Tabelas) indicaram uma relação de longo prazo entre as séries em nível, de modo que há a existência de ao menos um vetor de cointegração que gera uma séries estacionária, em todos os modelos estimados para os setores do varejo. A síntese da quantidade de vetores de cointegração obtidos nos testes, para cada setor, está expressa na Tabela 5.

Um aspecto relevante é ao fato de que a magnitude dos autovalores em todos os testes de cointegração feitos, encontraram-se todos dentro do círculo unitário. De acordo com Johansen (1995), isto indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removida através da aplicação do operador de diferenças, isto é, que as presentes variáveis são diferenças estacionárias. Porém, uma vez que o número de vetores de cointegração é sempre menor que o número de variáveis (*rank* é reduzido), ao invés de se utilizar o modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), deve-se utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).

Tabela 5 - Resultado geral da existência de vetor de cointegração dos testes de cointegração estimados para os setores do varejo (2005-2006).

Setores	Resultados do teste de cointegração
Todo Varejo	2 vetores de cointegração
Alimentação	1 vetor de cointegração
Materiais de Construção	1 vetor de cointegração
Materiais de Limpeza	1 vetor de cointegração
Móveis e Utilidades	1 vetor de cointegração
Eletroeletrônicos	2 vetores de cointegração
Roupas	1 vetor de cointegração
Calçados e Acessórios	1 vetor de cointegração
Jóias e Bijuterias	1 vetor de cointegração
Têcidos	1 vetor de cointegração
Veículos	1 vetor de cointegração
Combustível Veicular	1 vetor de cointegração
Medicamentos	1 vetor de cointegração
Higiene e Cosméticos	1 vetor de cointegração
Livraria e Papelaria	1 vetor de cointegração

Fonte: Elaboração própria

Vale salientar que ao se trabalhar com vetores autorregressivos é recomendado ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade, de modo que as variáveis com maior poder de causalidade no sentido preditivo devem ser inseridas no início da sequência e as variáveis com menor poder de causalidade no sentido preditivo no final da sequência. Assim, com o objetivo de ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade, foi utilizado, neste trabalho, o teste causalidade de Granger e o teste de exogeneidade em bloco para definição da melhor ordenação das variáveis em cada um dos 15 sistemas.

Do ponto de vista teórico, o modelo de correção de erros torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com a dinâmica de longo prazo, uma vez que nesse modelo tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo quanto de longo prazo são obtidos simultaneamente (Banerjee, 1993). Isso permite obter dois tipos de parâmetros no modelo, os denominados parâmetros e parâmetros. O último

é associado à relação de longo prazo, enquanto o primeiro nos dá a velocidade de ajuste da variável de preços setorial em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Uma vez estabelecido a existência de cointegração nos diferentes sistemas partiremos para a estimação de cada modelo. O principal interesse do presente artigo é verificar a relação de longo prazo entre o câmbio e os níveis de preços setoriais, estimando a sua magnitude e heterogeneidade entre os ramos do varejo no período. Na Tabela 6, estão reportados os resultados dos parâmetros de elasticidade de longo prazo do VEC que são associados ao câmbio para os 15 sistemas estimados. Como percebe-se, verifica-se a existência de um repasse menos que proporcional do câmbio no nível de preços de todos os setores. Para o comércio varejista em geral, esse repasse é de 50,87% no longo prazo, ou seja, metade da variação percentual cambial.

Tabela 6 - Estimativas dos parâmetros de longo prazo associada a variável câmbio, obtidas do vetor de cointegração normalizado do VEC para os diferentes setores do varejo (2005-2006).

Setores	Coefficiente de longo prazo	Erro-padrão
Todo Varejo	0,5087***	0,1648
Alimentação	0,8743***	0,3000
Materiais de Construção	0,7970***	0,2556
Materiais de Limpeza	0,5698***	0,2226
Móveis e Utilidades	0,6311***	0,2134
Eletroeletrônicos	0,4802***	0,1933
Roupas	0,4356***	0,1197
Calçados e Acessórios	0,4380***	0,1545
Jóias e Bijuterias	0,8093***	0,3309
Tecidos	0,4167***	0,0754
Veículos	0,3898***	0,1445
Combustível Veicular	0,5808***	0,2087
Medicamentos	0,6591***	0,1351
Higiene e Cosméticos	0,4906***	0,1410
Livraria e Papelaria	0,7099***	0,1898

*** denota significativo a 1%; ** a 5%; * a 10%. Fonte: Elaboração própria

Além disso, é importante notar a heterogeneidade desse repasse entre os setores. Os setores de alimentação, materiais de construção e de jóias e bijuterias são os setores que apresentam maior repasse cambial ao nível de preços, com magnitude de *pass-through* acima de 80%. Por outro lado, o setor de veículos é o que apresenta menor grau de repasse, em torno de 39%. Eletroeletrônicos, roupas, calçados e acessórios, tecidos e higiene e cosméticos apresentam repasse relativamente próximos, todos na casa dos 40%. Por fim, os setores com repasse entre 50% e 70% são os de materiais de limpeza, móveis e utilidades, combustível veicular, medicamentos e livrarias e papelarias.

Verificar a relação de longo prazo do câmbio com o nível de preços setoriais é importante porque nos diz o repasse completo realizado ao longo de vários meses de mudanças cambiais aos níveis de preços. No entanto, mais do que saber a magnitude total desse repasse é interessante saber também a velocidade desse ajustamento ao longo do tempo. É razoável supor que não só a magnitude do repasse seja diferente entre os setores mas também é razoável supor que esse repasse pode ser mais lento ou mais rápido a depender da indústria.

Essa velocidade estimada é dada pela magnitude dos parâmetros de curto prazo associados a variável câmbio estimados nos modelos. A magnitude do parâmetro indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço em

direção ao equilíbrio de longo prazo⁷. Um valor pequeno de alfa indica que ante uma situação de desequilíbrio transitório (curto prazo), a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este ajuste é rápido em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Tabela 7 - Estimativas da velocidade de ajuste ao equilíbrio de longo prazo obtidas do VEC para os diferentes setores do varejo (2005-2006).

Setores	Taxa velocidade (%)
Todo Varejo	1,62***
Alimentação	1,27***
Materiais de Construção	0,06***
Materiais de Limpeza	0,31***
Móveis e Utilidades	0,16***
Eletroeletrônicos	0,73***
Roupas	0,14***
Calçados e Acessórios	0,06***
Jóias e Bijuterias	0,04***
Tecidos	0,03***
Veículos	0,31***
Combustível Veicular	0,16***
Medicamentos	0,09***
Higiene e Cosméticos	0,24***
Livraria e Papelaria	0,18***

*** denota significativo a 1%; ** a 5%; * a 10%.

Fonte: Elaboração própria

Na Tabela 7, observa-se a velocidade de ajustamento de curto prazo dos 15 modelos estimados. A tabela expressa os coeficientes estimados associados a variável câmbio multiplicados por 100, o que reporta a taxa de crescimento médio mensal para todo o varejo e para os setores no período. Percebe-se, de forma geral, que para todo o varejo, o ajustamento rumo ao equilíbrio de longo prazo caminha a uma taxa média de 1,62%, a cada mês, face choques de curto prazo no câmbio. Entretanto, a velocidade de ajustamento, em geral, é mais lenta entre os setores, apresentando também heterogeneidade. Os setores de materiais de construção, calçados e acessórios, tecidos e de jóias e bijuterias são os que apresentaram ajustamento mais longo nos preços. Por outro lado, os setores de alimentos, material de limpeza e veículos são os que apresentaram maior velocidade de ajuste nos preços.

Os resultados da Tabela 7, sugerem que os preços setoriais do varejo não mudam com muita rapidez face choques cambiais, ou seja, há um período relativamente longo em que eles são fixos. Além disso, os intervalos de mudanças de preços são irregulares entre os setores, o que sugere uma heterogeneidade de fixação de preços entre os ramos comerciais. Tais resultados também podem ser justificados pelo fato de que o comércio de varejo é mais pulverizado em termos de firmas, se comparado ao atacado e a indústria. Isso pode justificar a lentidão do ajustamento

⁷ Se o preço setorial em se descola do câmbio em e_t , de modo que o resíduo do modelo, nesse período, é positivo, quanto maior e_t mais efeito o câmbio terá sobre o preço setorial no sentido de reajustar o modelo em direção a seu equilíbrio de longo prazo. Tal correção é dinâmica e ocorrerá por meio de diferença entre os preços setoriais em e_t e e_{t-1} .

entre os setores dada a dificuldade de coordenação de ajuste de preços por parte das firmas. Por outro lado, percebe-se que para o varejo como um todo, a velocidade de ajustamento de preços é bem mais rápida. Isso pode ser resultado de uma justaposição das precificações setoriais em cada unidade de tempo no IPCA.

Como já foi exposto, o trabalho parte da fundamentação teórica de que a magnitude do repasse cambial imperfeito ao nível de preços interno depende de características setoriais como o poder de mercado por parte das firmas, inclinação da curva de demanda setorial, ajustamento de *mark up* por parte dos ofertantes, bem como das características de integração vertical e do comportamento estratégico dentro das cadeias produtivas de cada setor. As Tabelas 6 e 7 exibem uma heterogeneidade tanto no repasse cambial de longo prazo quanto na velocidade de ajustamento de curto prazo nos ramos do varejo, o que sugere que estes setores apresentam peculiaridades nestes importantes determinantes.

Estes resultados são, de certa forma, esperados. Como já evidenciado anteriormente, inúmeros trabalhos internacionais têm evidenciado empiricamente um *pass-through* cambial incompleto, em maior ou menor grau, a depender do setor de análise. Segundo Dornbusch (1985), Krugman (1986) e Feenstra (1989), um dos motivos para que o repasse cambial possa ser bastante diferente entre setores, é que as empresas podem diminuir ou aumentar suas margens de lucro de modo a compensar o efeito da variação cambial e manter inalterado o seu *market share*, principalmente se acreditam que o choque é passageiro. Tal repasse naturalmente dependerá da curva de demanda setorial (e sua elasticidade-preço) e do poder de monopólio das firmas. Como destacam Bettendorf e Verboven (2000), nos mercados que se aproximam da concorrência perfeita o repasse de custo ao preço do bem tende a ser mais forte. Assim, o grau de interdependência oligopolista, dado pelo comportamento competitivo ou de colusão por partes das empresas, associado com a elasticidade-preço da curva de demanda são fatores decisivos para a magnitude do grau do ajustamento dos choques de custo no *mark up* neste mercado.

Além disso, trabalhos como o de Bettendorf e Verboven (2000), Goldenberg e Verboven (2001) e Bonnet *et al.* (2013), complementam esta análise argumentando que o ajustamento em maior ou menor grau do *mark up*, entre setores, é fundamentalmente dependente da interação entre firmas ao longo de cada cadeia de fornecimento. E isto decorre de contratos curtos/longos e diferentes ajustamentos de *mark up* ao longo da cadeia, o que, no nosso caso, pode gerar diferentes sobreposições de preços entre os ramos do varejo.

Por fim, vale salientar a robustez do modelo com Correção de Erros (VEC) usado neste trabalho. Segundo Hollauer, Bahia e Issler (2006), na presença de cointegração os estimadores dos vetores autorregressivos com correção são superconsistentes, isto é, exprimem uma convergência mais rápida que a usual além de permitir eliminar problemas de perda de informação oriunda das aplicação de primeira diferença nas variáveis (comum no VAR tradicional). Ainda segundo os autores, a vantagem da técnica também decorre da possibilidade de capturar comportamentos de longo prazo das séries, além de gerar ganhos de eficiência na estimação, o que permite melhores previsões.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve o objetivo de estimar o grau de *pass-through* de longo prazo da taxa de câmbio para o nível de preços setoriais do varejo brasileiro entre 2005 e 2016. Primeiramente foram considerados os mecanismo teóricos que justificariam o repasse imperfeito e heterogêneo entre diversos setores da economia. Em seguida, foram estimados o grau do repasse cambial ao nível de preços para os diferentes setores em análise.

A literatura sugere que há diversos mecanismos microeconômicos responsáveis por esses repasses imperfeitos e distinto, sendo o mais importante deles o ajuste no lucro marginal por parte das firmas. Baseado nesse arcabouço teórico, foi estimado, por meio do vetor de correção de erros, o modelo proposto por Campa e Goldberg (2005) e obtidos o grau do repasse cambial de longo prazo para diferentes setores do varejo brasileiro no período 2005-2016, através de um vetor de correção de erros.

Os resultados encontrados corroboram a literatura internacional e nacional de que o repasse cambial ao nível de preços internos é menos que proporcional à mudanças no câmbio. Além disso, a magnitude do repasse varia

substancialmente os setores, bem como a velocidade de ajustamento desse repasse, o que sugere que os preços do varejo demoram bastante a mudar face choques cambiais, e que os intervalos de mudanças de preços são irregulares entre os setores. Esse fato pode estar associado às características intrínsecas a cada ramo, como foi exposto na literatura aqui apresentada.

REFERÊNCIAS

- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.
- AMITRANO, A.; DE GRAUWE, P.; TULLIO, G. Why has inflation remained so low after the large exchange rate depreciations of 1992?. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, v. 35, n. 3, p. 329-346, 1997.
- AUER, R. A.; SCHOENLE, R. S. Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, v. 98, p. 60-77, 2016.
- BANERJEE, A. et al. Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data. OUP Catalogue, 1993.
- BELAISCH, A. Exchange rate *pass-through* in Brazil. International Monetary Fund, 2003.
- BONNET, C., et al. Empirical evidence on the role of nonlinear wholesale pricing and vertical restraints on cost pass-through. *Review of Economics and Statistics*, v. 95, n. 2, p. 500-515, 2013.
- BETTENDORF, L.; VERBOVEN, F. Incomplete transmission of coffee bean prices: evidence from the Netherlands. *European Review of Agricultural Economics*, v. 27, n. 1, p. 1-16, 2000.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate *pass-through* into import prices. *Review of Economics and Statistics*, v. 87, n. 4, p. 679-690, 2005.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Distribution margins, imported inputs, and the sensitivity of the CPI to exchange rates. NBER working paper, n. 12.121, 2006.
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. In: *NBER Macroeconomics Annual 1991, Volume 6*. MIT press, 1991.
- CARNEIRO, D.; MONTEIRO, A.; WU, T. Mecanismos não lineares de repasse cambial para o IPCA, PUC-RJ. Working Paper, 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*, v. 18, n. 3, p. 333-356, 2014.
- DORNBUSCH, R. Exchange rates and prices. 1985.
- ENDERS, W. Applied econometric time series. John Wiley & Sons, 2008.
- FEENSTRA, R. C. Symmetric *pass-through* of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test. *Journal of international Economics*, v. 27, n. 1, p. 25-45, 1989.

GOLDBERG, P. K.; VERBOVEN, F. The evolution of price dispersion in the European car market. *The Review of Economic Studies*, v. 68, n. 4, p. 811-848, 2001.

HASTING, J. S. Vertical Relationships and Competition in Retail Gasoline Markets. *The American Economic Review*, v. 94, p. 317-328, 2004

HELLERSTEIN, R. A decomposition of the sources of incomplete cross-border transmission: the case of beer. In: Federal Reserve Bank of New York Working Paper. 2005.

HELLERSTEIN, R.; VILLAS-BOAS, S. B. Outsourcing and pass-through. *Journal of International Economics*, v. 81, n. 2, p. 170-183, 2010.

HOLLAUER, G.; BAHIA, L.; ISSLER, J. Modelos vetoriais de correção de erros aplicados à previsão de crescimento da produção industrial. 2006.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, v. 52, n. 2, 1990.

JOHANSEN, S. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University Press on Demand, 1995.

KANNEBLEY JUNIOR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). *Economia Aplicada*, v. 4, n. 3, 2000.

KRUGMAN, P. R. Pricing to market when the exchange rate changes. 1986.

NAKAMURA, E. *Pass-through* in retail and wholesale. National Bureau of Economic Research, 2008.

NAKAMURA, E.; ZEROM, D. Accounting for incomplete pass-through. *The Review of Economic Studies*, v. 77, n. 3, p. 1192-1230, 2010.

LOSCHIAVO, G.; IGLESIAS, C. Mecanismos de transmisión de la política monetario-cambiaría a precios. *Revista de economía*, v. 10, n. 1, p. 87-150, 2003.

PEREIRA, T. R., CARVALHO, A. Depreciação cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil: uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos. *Texto para Discussão*, IPEA, n. 711, 2000.

SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 30, n. 1, p. 63-72, 2010.

SCHWARZ, G. et al. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

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

SOUZA, R. G. ALVES, A. F. Relação entre câmbio e preços no Brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas. In: *Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós graduação em Economia*, 2011.

VILLAS-BOAS, S. B. Vertical relationships between manufacturers and retailers: Inference with limited data. *The Review of Economic Studies*, v. 74, n. 2, p. 625-652, 2007.