

## REPASSE DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE OS PREÇOS DE IMPORTAÇÃO NOS PORTOS DA REGIÃO SUL DO BRASIL

Roque Pinto de Camargo Neto  
Márcio Nora Barbosa  
Gibran da Silva Teixeira  
Patrícia Raggi Abdallah

**Resumo:** O presente estudo visa testar a hipótese de que características regionais ou portuárias possam influenciar o repasse da taxa de câmbio sobre os preços de importação. Para isso, utiliza-se uma amostra contendo preços de importação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, de janeiro de 2002 a dezembro de 2015. Assim, estima-se um vetor autorregressivo (VAR), cujos resultados apontam que há heterogeneidade nos coeficientes de Exchange rate pass-through (ERPT), sendo que, para o porto de Rio Grande encontrou-se um ERPT incompleto (0,32), o que significa que as variações cambiais não são repassadas integralmente sobre os preços, ou seja, são absorvidas na margem de lucro das empresas, como no caso dos portos de Paranaguá e Itajaí onde encontrou-se um ERPT incompleto de (0,36) e (0,098), respectivamente.

**Palavras-Chave:** ERPT; Taxa de Câmbio; Portos; VAR

**Abstract:** *The present study aims to test the hypothesis that regional or port characteristics may influence the transfer of the exchange rate on import prices. For this purpose, a sample containing import prices in the ports of Rio Grande, Paranaguá and Itajaí, from January 2002 to December 2015 is used. Thus, an autoregressive vector (VAR) is estimated, whose results indicate that there is heterogeneity in the Coefficients of Exchange rate pass-through (ERPT), and an incomplete ERPT (0.32) was found for the port of Rio Grande, which means that exchange rate variations are not fully passed on to prices, are absorbed in the profit margin of the companies, as in the case of the ports of Paranaguá and Itajaí where an incomplete ERPT of (0,36) and (0,098) was found, respectively.*

**Keywords:** ERPT; Exchange Rate; Ports; VAR

Código JEL: D4, F1, F13

O artigo é concorrente ao Prêmio Paulo Haddad

*Esta pesquisa contou com o Auxílio Financeiro a Projeto Educacional ou de Pesquisa (AUXPE) 3166 do Pró-Integração (edital 55/2013) da Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal do Nível Superior (Capes) e do Programa Primeiros Projetos (ARD/PPP 2014) da Fundação de Amparo à Pesquisa do Rio Grande do Sul (FAPERGS) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).*

**Introdução:** A taxa de câmbio tem sido tema de muitos debates na comunidade acadêmica, pelo fato de ser um importante elo do comércio internacional, cujo respaldo é de grande relevância para o crescimento de uma economia. Segundo Li, Huang e Wang (2011), os efeitos da variação cambial sobre os preços de importação e exportação podem ser teoricamente

interpretados pela Lei do Preço Único (LPU) e da Paridade do Poder de Compra (PPP). Tendo isso em vista, se a LPU for mantida, a mudança na taxa de câmbio será repassada para os preços de importação e exportação na mesma proporção, e a mudança de preço afetará ainda mais as importações e exportações. No entanto, a mudança da taxa de câmbio pode não ser transferida para os preços de importação e exportação completamente, devido a muitos fatores, como: barreiras comerciais, custos de transporte e diferentes estratégias de preços de mercado.

O *pass-through* (repass) das mudanças da taxa de câmbio para os preços comerciáveis de um país constitui-se em uma questão central no debate sobre a eficácia da política cambial no ajuste do balanço de pagamentos (TEJADA e SILVA, 2008). Teoricamente, a flutuação da taxa de câmbio afeta tanto as importações como as exportações de um país, seguindo duas etapas: em primeiro lugar, a flutuação da taxa de câmbio afeta os preços de importação e exportação, que, em seguida, afetam o volume de importação e exportação e balança comercial (LI, HUANG e WANG, 2011).

A economia internacional utiliza os mesmos métodos fundamentais de análise que os outros ramos da economia, porque os motivos e o comportamento dos indivíduos são os mesmos tanto no comércio internacional como nas operações domésticas (KRUGMAN, OBSTFELD e MELITZ, 2012). No comércio internacional há instrumentos que afetam as decisões dos indivíduos, tais como barreiras comerciais e políticas macroeconômicas. Então, cabe ainda ressaltar a importância que esse segundo instrumento tem sobre as decisões de comércio internacional, principalmente via taxa de câmbio, uma variável chave para formar o elo entre os preços de importação, exportação e a inflação, por exemplo.

Segundo Campa e Goldberg (2002), análises das taxas de câmbio e relações de preços seguem inúmeros caminhos, desde o início do debate macroeconômico sobre as taxas de câmbio e o monetarismo à integração de mercado ou segmentação associada à lei do preço único, papel da microestrutura de mercado na capacidade e desejo dos produtores em discriminar preços. Ainda segundo o autor, testes empíricos de hipóteses associadas giram em torno da seguinte equação:

$$P_t = E_t P_t^* \quad (1)$$

onde  $P_t$  é o índice de preços doméstico;  $E_t$  é a taxa de câmbio nominal (definida como moeda doméstica por unidade de moeda estrangeira) e  $P_t^*$  representa os preços estrangeiros. Os testes de paridade de poder de compra utilizam índices de preços entre países para testar se esta relação se mantém.

Depois de um longo período de debate sobre a lei do preço único e convergência entre países, começando no final dos anos 80, os estudos de *pass-through* da taxa de câmbio enfatizaram a organização industrial e o papel da segmentação e da discriminação de preços em mercados de produtos geograficamente distintos (CAMPA e GOLDBERG, 2005). Na primeira década do século XXI há uma gama de estudos que abordam o tema, sendo assim, tal debate inicia o século com Taylor (2000), onde aponta que uma queda no *pass-through* da taxa de câmbio estaria associada a uma redução do poder de mercado das firmas, conseqüentemente na determinação dos preços, em um ambiente de baixa inflação.

Na seqüência, Campa e Goldberg (2002), avaliam o *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços de importação em países da OCDE, bem como apontam que há prevalência de repasse parcial para os preços de importação no curto prazo. Além disso, salientam que a inflação mais elevada e a volatilidade da taxa de câmbio estão fracamente associadas a uma maior repercussão das taxas de câmbio sobre os preços das importações. Os autores destacam que os determinantes

mais importantes das alterações no *pass-through* ao longo do tempo são microeconômicos e dizem respeito à composição da indústria no agregado de importações de um país.

Devereux, Engel e Storgaard (2004) desenvolvem um modelo de taxa de câmbio endógena passando por um quadro macroeconômico de economia aberta, onde tanto o *pass-through* quanto a taxa de câmbio são determinados simultaneamente e interagem uns com os outros. Os principais resultados encontrados por eles mostram que o *pass-through* está relacionado à relativa estabilidade da política monetária. De acordo com Bacchetta e Wincoop (2005) a recente literatura da macroeconomia da economia aberta mostrou que a moeda na qual os preços são definidos tem implicações significativas para os fluxos comerciais, fluxos de capital, taxas de câmbio nominais e reais, bem como políticas monetárias e cambiais ideais, uma vez que um dos principais objetivos da literatura recente é trazer microfundamentos à análise macroeconômica. Além disso, é natural considerar a estratégia de preços ótima das empresas no contexto desta literatura.

Para explicar as evidências do *pass-through* para os preços de importação e exportação e o comportamento dos termos de troca, vários estudos recentes sugeriram variações do modelo básico, que permitem ajuste de margem de lucro em resposta às mudanças na taxa de câmbio (CHOUDHRI e HAKURA, 2015). Estudos de ERPT mostram até que ponto os movimentos da taxa de câmbio são passados através dos preços dos bens comercializados, em vez de absorvidos nas margens de lucro dos produtores (CAMPA e GOLDBERG, 2002). Assim, conforme sublinhado por Marazzi, Sheets e Vigfusson (2005), os exportadores de um dado país podem optar por uma estratégia de preços diferente da dos exportadores de outro país, em resultado de diferenças na composição dos produtos que exportam, levando a diferentes graus de *pass-through* no país importador. Segundo Tejada e Silva (2008), as principais explicações propostas na literatura econômica para o *pass-through* incompleto de variações nas taxas de câmbio para os preços dos produtos comerciáveis (bens exportados e importados) podem ser agrupadas em duas: a abordagem das elasticidades e os recentes desenvolvimentos baseados nas estruturas de mercado e as características dos produtos, e o papel das empresas multinacionais e o efeito das barreiras não-tarifárias.

Al-Abri e Goodwin (2009) encontraram uma relação significativa de cointegração entre taxas de câmbio nominais efetivas e preços de importação. Os autores utilizam preços de importação industriais com periodicidade trimestral, em moedas locais, abrangendo 16 países da OCDE desde o primeiro trimestre de 1975 até o segundo trimestre de 2002. De acordo com o autor, tem havido uma crescente literatura que analisou a determinação do grau de *pass-through* da taxa de câmbio em modelos de equilíbrio geral com taxas de câmbio endógenas, assim, os resultados destes estudos sugerem uma taxa de equilíbrio de *pass-through*.

Delatte e López-Villavicencio (2012) investigam o efeito assimétrico das variações cambiais sobre os preços no curto e longo prazo em países desenvolvidos. Estimam um modelo de *markup* para os preços usando um modelo de cointegração assimétrico, com decomposição de soma parcial positiva e negativa das taxas de câmbio nominais. Os autores encontram que os preços reagem de forma diferente às apreciações e depreciações no longo prazo. Em particular, fornecem evidências de que as depreciações são passadas através de preços mais do que apreciações, o que pode sugerir estruturas de concorrência fraca. O resultado tem importantes implicações para a boa condução da política monetária.

Herger (2015) desenvolve uma estrutura empírica que dá origem a um comportamento não-linear do *pass-through* da taxa de câmbio (ERPT). Em vez de mudanças entre baixa e alta inflação, a não-linearidade surge quando grandes oscilações na taxa de câmbio desencadeiam entradas e saídas de empresas estrangeiras do mercado. Para o caso da Suíça, os resultados

correspondentes sugerem que, embora a inflação tenha sido baixa e estável, o ERPT ainda duplica valor em épocas de rápida valorização do franco suíço.

Brun-Aguerre et al. (2016) analisam o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de importação. Para isso utilizam um grupo de 33 economias emergentes e desenvolvidas. Adotam, portanto, um modelo com correção de erros, cujo objetivo é captar assimetria no *pass-through* para apreciação e depreciação cambial sobre três horizontes de interesse: sobre impacto, no curto-prazo e no longo prazo. Os autores encontram que no longo prazo o *pass-through* é maior para depreciações do que para apreciações cambiais, que é um padrão consistente com o comportamento *rent-seeking* de empresas exportadoras, de forma que exercem poder de precificação ao passar depreciações através dos preços de importação, enquanto preservam seus *markups*, e por manter os preços de importação constantes seguindo de apreciações, assim seus *markups* aumentam.

Com relação aos estudos que abordam o ERPT para o Brasil. Ferreira e Sansó (1999) buscam identificar até que ponto os movimentos da taxa de câmbio afetam os preços das exportações brasileiras de bens manufaturados. Para isso, os autores utilizam testes de cointegração baseados nos procedimentos de Engle-Granger (1987), Shin (1994) e Johansen (1988, 1991). Os resultados encontrados pelos autores apontam que o grau de *pass-through* varia entre 10% e 27%. Por outro lado, quando separam subamostras para permitir a possibilidade de uma mudança estrutural na relação de *pass-through*, as estimativas derivadas dos testes de cointegração variam de zero a 48%.

Cruz Júnior et al. (2005) buscaram verificar o grau de repasse das variações cambiais para os preços de exportação, em que selecionaram setores exportadores da economia brasileira, no período de 1993 a 2004. Os autores encontram um ERPT incompleto, em que os resultados se mostraram similares aos obtidos em outros trabalhos de mesmo tema, indicando um baixo poder de competitividade dos setores exportadores analisados.

Fraga et al. (2006) estimam o grau de *pass-through* da taxa de câmbio nos preços de exportação da soja diante das variações cambiais ocorridas após a criação do plano real, a partir de janeiro de 1994 até dezembro de 2004, cujos resultados apontam para um ERPT incompleto sobre o preço de exportação da soja brasileira (0,39).

Tejada e Silva (2008) estudam a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. Avaliaram os seguintes setores: *Peças e outros Veículos; Siderurgia; Extrativa Mineral; Máquinas e Tratores; Veículos Automotores; Óleos Vegetais; Refino de Petróleo, Madeira e Mobiliário; Beneficiamento de Produtos Vegetais; Metalurgia de Não-ferrosos; Celulose Papel e Gráfica; Material Elétrico; Elementos Químicos e Equipamentos Eletrônicos*. Em média, para todos os setores, o menor coeficiente médio obtido foi de -0,14 e o máximo foi de -0,34.

Caires (2013) analisa o *pass-through* da taxa de câmbio para bens importados no Brasil, para isso utiliza índices de preços para trinta grupos diferentes de produtos importados abrangendo o período de 1996 a 2013. O autor encontrou duas quebras estruturais nas séries, uma em 1999 e outra em 2009. Na primeira, tem-se uma queda na média do ERPT estimado de 80% para 50%, e na segunda, o autor aponta que possa estar relacionada à maior intervenção do governo e do Banco Central na taxa de câmbio, mudando a percepção dos agentes de mercado que o regime cambial se tornou administrado, onde o coeficiente médio estimado elevou-se para 70% a partir dessa data.

Araújo et al. (2014) verificam se o grau de repasse cambial para os preços dos principais produtos importados na região Nordeste do Brasil é nulo, completo ou incompleto; e, examinam o comportamento dos preços internos frente a choques cambiais. Para isso foi utilizado o



Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM). O coeficiente do *pass-through* para os preços de importação do trigo, cacau e castanha assumem valores no intervalo de zero a um, indicando que os efeitos dos choques cambiais não são repassados integralmente para preços de importação desses produtos.

Kannebly Júnior et al. (2016) realizam estimativas do repasse cambial para os preços de importação e para os preços no atacado da produção dos diferentes setores da indústria de transformação brasileira em um contexto de equações simultâneas baseado em uma amostra para o período de 1999 a 2012. Os resultados encontrados apontam que o grau de repasse cambial médio aos preços de importação foi de 0,633, enquanto que o grau de repasse cambial aos preços ao atacado foi 0,181.

Portanto, cabe testar a hipótese de que características regionais ou portuárias possam influenciar o repasse cambial sobre os preços. Dessa forma, o presente estudo busca avaliar o ERPT sobre os preços de importação nos principais portos da região Sul do Brasil. Assim, busca-se contribuir com a literatura inserindo uma análise sob a ótica portuária e regional, principalmente no que tange verificar os efeitos de *pass-through* que não são captados pelos modelos tradicionais, que se concentram em análises com bases de dados agregadas em nível nacional. Assim, verifica, se as características regionais, por conseguinte portuárias, possuem algum grau de influência no ERPT sobre os preços de importação.

Além desta introdução o trabalho se divide em um referencial teórico e metodológico, onde se expõe a base teórica e econômica do modelo utilizado, cujo objetivo é apresentar os métodos de análise e a base de dados utilizada, os resultados e discussões e por fim, uma conclusão.

**Métodos:** Esta seção descreve brevemente uma estrutura analítica que fornece intuição sobre os principais fatores econômicos que determinam a extensão do *pass-through* da taxa de câmbio. A estrutura é baseada em Campa e Goldberg (2005), Marazzi et al. (2005) e Vigfusson et al. (2009).

Consideramos uma empresa estrangeira que produz um único produto diferenciado para venda em  $n$  mercados segmentados. A empresa e toda a sua produção estão localizadas no mercado 1. As vendas nos mercados 2 até  $n$  são exportações. Os lucros da empresa são dados por:

$$\max \Pi = \sum_{i=1}^n p_i q_i - C \left[ \sum_{i=1}^n q_i, pd_1, pm_1 \right] \quad (2)$$

onde  $p_i$  é o preço (na moeda local da empresa) cobrado pelas vendas no mercado  $i$ ;  $q_i$  é a quantidade vendida no mercado  $i$ ; e  $C [ ]$  é o custo total em função da produção total ( $\sum q_i$ ), do preço dos insumos domésticos ( $pd_1$ ) e do preço dos insumos importados em termos da moeda local da empresa ( $pm_1$ )<sup>1</sup>.

A demanda em cada mercado (equação (3)) é uma função do preço do bem em relação ao preço médio de bens concorrentes no mercado do comprador. A taxa de câmbio é definida como o número de unidades de moeda do país  $i$  para cada unidade de moeda do país 1. O preço dos concorrentes em termos de moeda do país  $i$  é  $pc_i$ . Em princípio, o preço dos concorrentes inclui

<sup>1</sup> Uma apreciação da moeda do exportador pode reduzir o preço dos intermediários importados e, assim, reduzir os custos suportados pela empresa exportadora. Gron e Swenson (2000) mostram que esta é uma razão pela qual a passagem pode ser inferior a um (MARAZZI et al., 2005)

os preços dos produtores nacionais no mercado de destino, bem como os preços dos exportadores de países terceiros para esse mercado. Esta curva de oferta reflete não só o comportamento do consumidor no mercado de destino, mas também características do mercado, tais como o grau de concentração e a quota de mercado do exportador. A demanda do consumidor, por sua vez, pode depender do estado do ciclo econômico ou de outras condições no mercado de destino.

$$q_i = Q_i \left[ \frac{e_i p_i}{p c_i}, \text{ outros fatores no país } i \right] \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \frac{\partial q_i}{\partial \left[ \frac{e_i p_i}{p c_i} \right]} < 0 \quad (3)$$

A maximização de (2) sujeita a (3) e tomando uma aproximação logarítmica de primeira ordem, produz a seguinte relação para o preço cobrado pela empresa exportadora (expressa na moeda local da empresa):

$$\ln(p_i) = \mu_i + \beta_i \ln(MC) + (1 - \beta_i) \ln\left(\frac{p c_i}{e_i}\right), \quad S. A. \quad p_i \geq MC \quad (4)$$

onde  $\mu_i$  e  $\beta_i$  são coeficientes de destino específico que são funções da curva de demanda em cada mercado; e MC é o custo marginal expresso na moeda local do exportador. Diferenças em  $\mu_i$  (para  $i = 1, \dots, n$ ) refletem diferenças nos *markups* entre mercados que não estão relacionados a preços e custos, enquanto diferenças em  $\beta_i$  determinam a capacidade de resposta de *markups* a mudanças no custo marginal e nos preços dos concorrentes, em cada mercado. Uma característica chave da equação (4) é a restrição de que os coeficientes sobre o custo marginal e os preços dos concorrentes somam um. Essa restrição de "homogeneidade" é necessária para a neutralidade monetária de longo prazo, característica importante da maioria dos modelos macroeconômicos modernos.

Para a maioria das curvas de demanda plausíveis,  $\beta$  deve ficar entre 0 e 1. Como tal, o modelo de *markup* constante é um caso especial da equação (4) em que  $\beta = 1$  e  $\mu$  é o *markup* sobre o custo marginal. Para  $\beta < 1$ , o *markup* do preço sobre o custo marginal depende de  $\mu$  e  $\beta$ . Nesse caso, os produtores consideram que é otimista ajustar suas margens de lucro em resposta aos preços dos concorrentes e não alteram completamente o custo marginal devido à desvantagem competitiva que isso implica. Em geral, à medida que  $\beta$  declina, as condições competitivas no mercado de importação se tornam mais intensas. Consequentemente, as empresas exportadoras reduzem a margem de manobra para passarem por mudanças nos seus custos marginais e são cada vez mais confrontadas com a escolha de comparar o preço dos seus concorrentes ou sair do mercado (MARAZZI, SHEETS e VIGFUSSON, 2005).

Note-se que o preço das importações em termos de moeda do país  $i$  é apenas o preço de exportação em termos de moeda do país 1 multiplicado pela taxa de câmbio. Assim, a equação (4) pode ser traduzida em uma equação para os preços de importação do país  $i$ , adicionando o logaritmo da taxa de câmbio a ambos os lados:

$$\ln(e_i p_i) = \mu_i + \beta_i \ln(e_i MC) + (1 - \beta_i) \ln(p c_i) \quad (5)$$

Onde as três variáveis (o preço do bem, o custo marginal da empresa e o preço do competidor) são agora expressas em termos da moeda do país  $i$ .

Diferenciando as equações (4) e (5), resulta-se as seguintes expressões para o efeito direto da taxa de câmbio sobre os preços de exportação (equação (4')) e sobre os preços de importação (equação (5')):

$$\% \Delta p_i = (\beta_i - 1)(\% \Delta e_i) \quad (4')$$

$$\% \Delta (e_i p_i) = \beta_i (\% \Delta e_i) \quad (5')$$

O efeito direto da taxa de câmbio sobre o preço das exportações (denominado na moeda local do exportador) é  $\beta_i - 1$ , enquanto o efeito direto da mesma taxa de câmbio no preço de importações (em termos da moeda do país importador) é  $\beta_i$ . Portanto, pode-se fazer algumas implicações sobre o coeficiente  $\beta_i$ :

- Se  $\beta_i = 1$ , o *pass-through* para os preços de importação é completo. Os exportadores não ajustam os preços em resposta a uma mudança na taxa de câmbio.
- Se  $\beta_i = 0$ , o preço de importação (na moeda do país importador) não é afetado pela mudança na taxa de câmbio.
- Se  $\beta_i = 0,2$ , uma depreciação de um por cento da moeda do país importador elevaria os preços de importação em 0,2 por cento e reduziria o preço em moeda local das exportações de 0,8 por cento.

Na sequência apresenta-se a estrutura funcional do modelo que testa a relação de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços de exportação nos Portos de Itajaí, Paranaguá e Rio Grande.

$$\ln PIM_n = \alpha_0 + \alpha_1 \ln E + \alpha_2 \ln PIM_m + \alpha_3 \ln PPI + \alpha_4 \ln Y_n + \varepsilon_0 \quad (6)$$

Onde:  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  e  $\alpha_4$  são os coeficientes a serem estimados. A variável dependente  $\ln PIM_n$  é o logaritmo natural do preço de importação no porto  $n$ ;  $\ln PIM_m$  é o logaritmo natural do preço de importação no porto  $m$ ;  $\alpha_0$  é uma constante;  $\alpha_1$  é o coeficiente que mede o efeito da taxa de câmbio sobre os preços no período  $t$ ;  $\alpha_2$  é o coeficiente que mede o efeito dos preços do porto  $m$  sobre os preços do porto  $n$ ;  $\alpha_3$  é o coeficiente que mede o efeito do índice de preços ao produtor do EUA;  $\alpha_4$  é coeficiente que mede o efeito do custo marginal dos produtores sobre os preços;  $E$  é a taxa de câmbio nominal em dólares/reais;  $Y_n$  é a produção industrial no Estado do Porto  $n$ . As produções industriais servem como *proxy* para o custo marginal do produtor.  $\ln PPI$  é o logaritmo natural do índice de preços ao produtor dos EUA.

De acordo com Dees, Burgert e Parent (2012), a heterogeneidade pode surgir por três razões principais: as condições nos mercados de destino, o tipo de exportadores (ou bens exportados) e a natureza dos choques subjacentes à variação cambial. Ainda segundo o autor, a precificação de mercado é possivelmente explicada como uma reação de preços às pressões competitivas encontradas pela empresa exportadora no mercado de destino. Como posto por Taylor (2000), o fortalecimento da concorrência no mercado de destino obriga as empresas a seguir o preço de mercado e, portanto, a absorver as variações cambiais.

O modelo teórico econômico apresentado tem suas hipóteses testadas através do método Vetor Autorregressivo (VAR), assim, busca-se uma relação de curto prazo entre as variáveis a serem testadas. Para isso, utiliza-se então, os testes de raiz unitária de Dickey e Fuller (1981), para definir a ordem de integração das séries. E por fim, os testes de cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988) que visam testar a hipótese de relação de longo prazo.

A principal característica de um modelo VAR é a forma como relaciona as variáveis de forma simétrica, o que implica que não importa mais a direção de dependência entre elas, com todas as variáveis tendo a mesma importância no modelo, extinguindo a identificação de variável dependente ou independente (CAPITANI, MIRANDA e MARTINES FILHO, 2011). Ou seja, é possível incorporar efeitos endógenos na modelagem.

Para testar a presença de raiz unitária, utiliza-se o método Dickey-Fuller Aumentado, como proposto por Enders (2015). Segue-se, então, o mecanismo descrito pelo autor, onde a seguinte estrutura é utilizada:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

O teste Dickey-Fuller Aumentado consiste em rejeitar ou não a hipótese nula de presença de raiz unitária. Dessa forma, tem-se que para uma série ser estacionária deve-se rejeitar a hipótese nula. Portanto, caso as variáveis não sejam estacionárias, não se permite fazer inferências estatísticas, o que é possível verificar através da seguinte equação:

$$var(y_t) = \frac{1}{1 - \phi^2} \quad (8)$$

Se  $|\phi| = 1$ , então caracteriza-se uma série não estacionária de raiz unitária, e por consequência a variância torna-se explosiva. No entanto, é possível especificar um modelo com séries não estacionárias, desde que, estas sejam cointegradas. Para testar essa hipótese, é possível utilizar os métodos propostos por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). De forma que os métodos podem ser testados a partir de um sistema composto por mais de duas séries, e integradas de mesma ordem.

De modo geral, pode-se expressar um modelo autorregressivo de ordem  $p$  por um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , conectadas entre si por meio de uma matriz  $A$ , conforme segue:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \quad (22)$$

em que  $A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;  $B_0$  é 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;  $\varepsilon_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é  $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n)$ .

Com relação à base de dados<sup>2</sup>, os preços são calculados dividindo o valor exportado em dólares FOB sobre a quantidade em toneladas de cada mês, assim obtém-se os preços por tonelada. A base de dados abrange o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2015, e as informações são extraídas da plataforma AliceWeb, do MDIC. Deflacionou-se os preços com o IPC norte americano. A taxa de câmbio nominal é extraída do IPEADATA, a variável foi deflacionada com base no INPC. As variáveis de produção industrial são índices, que foram

<sup>2</sup> Além dos tratamentos citados, também se aplicou o método X12-ARIMA, com o intuito de dessazonalizar as séries. No entanto, não houve mudanças significativas, sendo assim, optou-se por manter as séries originais, para que não ocorram perdas em relação à mensuração dos coeficientes estimados.



extraídos da base de dados do IBGE. Por último, o índice de preços ao produtor dos EUA, foi extraído do *Bureau of Labor Statistics (United States Department of Labor)*.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas

Variável	Descrição da variável	Média	Desvio-Padrão	Min	Max
C_DOL	Câmbio nominal em dólares/reais	0.30271	0.10119	0.10729	0.47846
PIR	Preço Importação Rio Grande	943.751	455.3322	301.48	3683.05
PII	Preço Importação Itajaí	2568.468	383.1501	1279.02	3149.17
PIP	Preço Importação Paranaguá	1012.173	483.6474	310.39	3502.13
YPR	Produção industrial Paraná	85.40774	15.12074	55.2	120.8
YSC	Produção Industrial Santa Catarina	101.2964	8.548207	72.6	119.2
YRS	Produção Industrial Rio Grande do Sul	100.8274	10.00339	76.8	120.2
PPI	Índice de preços ao produtor nos EUA	168.5536	21.17589	131.7	197.5

Fonte: Dados da Pesquisa.

**Resultados e Discussões:** A seguir, é apresentada a Figura 1 contendo os preços das importações nos respectivos portos ao longo do tempo.

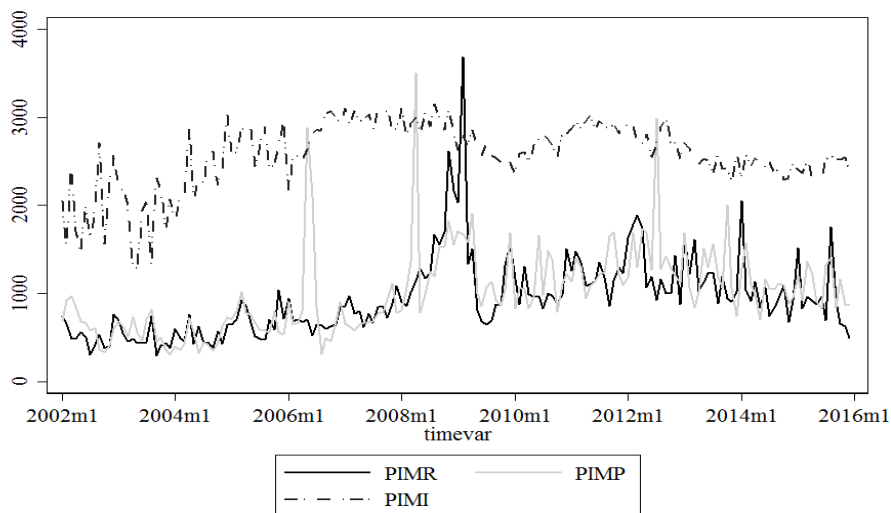


Figura 1. Preços de Importação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí (em US\$/ton.)

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MDIC (AliceWeb)

Portanto, tem-se que se aceita a hipótese nula de presença de raiz unitária para as variáveis selecionadas em nível, tomando o teste sem constante. Além disso, cabe ressaltar que os preços de importação nos três portos apresentaram estacionariedade nos testes com constante e com constante e tendência, com 95% de significância. Ao tomar a primeira diferença das variáveis, tem-se que não se aceita a hipótese nula de presença de raiz unitária, o que torna válida a hipótese de que as variáveis são integradas de primeira ordem I (1), e que não apresentaram estacionariedade em primeira diferença nos testes com constante e com constante e tendência. Os resultados estão apresentados na Tabela 8 abaixo.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado) – Preços de Importação

Variável	$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$
lnC	0.2110	0.4001	0.9892

I (0)	lnPIR	0.7850	0.0002	0.0000
	lnPII	0.7850	0.0014	0.0091
	lnPIP	0.8020	0.0006	0.0000
	lnPPI	0.1310	0.3709	0.9293
I (1)	lnC	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPIR	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPII	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPIP	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPPI	0.0000	0.0000	0.0000

**Nota.** lnC log da taxa de câmbio nominal em US\$/R\$; lnPIR log do preço de importação no Porto de Rio Grande; lnPIP log do preço Paranaguá; lnPII log do preço Itajaí. Os testes para as variáveis YRS, YPR e YSC encontram-se na Tabela 10. \* parâmetros significativos à 10%, \*\* parâmetros significativos à 5%, \*\*\* parâmetros significativos à 1%.

Os resultados indicados pelos testes de estacionariedade implicam na possibilidade de haver quebra estrutural nas séries. Sendo assim, testa-se também a possibilidade de quebra estrutural nas séries, por meio dos testes de Zivot e Andrews (1992) e Gregory e Hansen (1996). Os resultados apontam que há indícios de quebra estrutural entre os anos de 2008 e 2009. No entanto, para estimar os modelos tomando antes e depois da quebra, reduz-se significativamente o número de observações, tornando as estimativas não consistentes.

O teste de cointegração de Engle e Granger (1987), estimado a partir do método de cointegração em dois estágios “Two-step ECM estimation”, não apresentou consistência, pelo fato da variável “preço de importação no Porto de Rio Grande” (lnPIR) não apresentar significância estatística, considerando um intervalo de confiança de 95%. Além disso, testou a cointegração apenas para variáveis preços de importação, sem considerar a variável câmbio, onde aceita-se a hipótese nula de raiz unitária para os resíduos da regressão de cointegração (p-valor=0.350), ou seja, não aceita a hipótese de cointegração entre os preços. Por fim, testou-se as séries, por meio do método de Johansen, onde obteve-se que há evidências de que há cointegração a partir das estatísticas apresentadas por Kleibergen e Paap (2006). Os resultados podem ser verificados na Tabela 21 no apêndice. Portanto, não podendo afirmar que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis testadas, estima-se um modelo vetor autorregressivo (VAR), cujos resultados são apresentados na Tabela 9 a seguir.

Tabela 3 - *Pass-through* da Taxa de Câmbio sobre os Preços de Importação (VAR)

Variáveis	lnPIR	lnPIP	lnPII	lnYPR	lnYSC	lnYRS
L.lnPIR	0.2575*** (0.0777)	0.0850 (0.0930)	0.0154 (0.0360)	2.7628 (2.2135)	1.1634 (2.2955)	3.9850 (2.5953)
L2.lnPIR	0.2639*** (0.0758)	0.2796*** (0.0907)	0.0120 (0.0351)	5.7417*** (2.1575)	6.6465*** (2.2374)	11.1173*** (2.5296)
L.lnPIP	0.0995 (0.0658)	0.4004*** (0.0788)	-0.0228 (0.0305)	0.7681 (1.8752)	1.1517 (1.9446)	-0.4199 (2.1986)
L2.lnPIP	-0.0502 (0.0653)	-0.1273 (0.0781)	-0.0249 (0.0302)	-4.2222** (1.8587)	-2.6624 (1.9275)	-4.2100* (2.1793)
L.lnPII	0.2402 (0.1586)	0.0499 (0.1898)	0.4056*** (0.0735)	0.3000 (4.5169)	-0.8266 (4.6840)	0.0919 (5.2959)
L2.lnPII	-0.0289 (0.1590)	-0.2331 (0.1902)	0.2626*** (0.0736)	-8.6866* (4.5275)	-6.4778 (4.6951)	-5.9723 (5.3084)
LD.lnYPR	-0.0069* (0.0042)	0.0048 (0.0050)	-0.0025 (0.0019)	-0.2699** (0.1187)	0.0348 (0.1231)	-0.1083 (0.1391)

L2D.lnYPR	-0.0060 (0.0042)	0.0019 (0.0051)	-0.0010 (0.0020)	-0.1810 (0.1209)	0.0486 (0.1254)	-0.1092 (0.1417)
LD.lnYSC	-0.0073 (0.0045)	-0.0084 (0.0054)	0.0049** (0.0021)	0.0909 (0.1287)	-0.2327* (0.1335)	-0.0502 (0.1509)
L2D.lnYSC	0.0053 (0.0044)	0.0010 (0.0053)	0.0028 (0.0021)	0.2603** (0.1266)	0.0305 (0.1313)	0.4217*** (0.1484)
LD.lnYRS	0.0071** (0.0035)	0.0009 (0.0042)	-0.0020 (0.0016)	-0.1475 (0.1006)	-0.2365** (0.1043)	-0.2082* (0.1179)
L2D.lnYRS	-0.0072** (0.0036)	-0.0018 (0.0043)	-0.0003 (0.0017)	-0.1643 (0.1015)	-0.2814*** (0.1053)	-0.4479*** (0.1190)
LD.lnPPI	-1.1295 (2.0486)	1.3710 (2.4515)	-0.2626 (0.9489)	203.38*** (58.3399)	237.21*** (60.4994)	275.28*** (68.4020)
L2D.lnPPI	-1.4281 (2.0999)	-3.5938 (2.5128)	0.3712 (0.9726)	187.52*** (59.7990)	166.78*** (62.0124)	231.06*** (70.1126)
lnC	-0.3204*** (0.0886)	-0.3606*** (0.1060)	-0.0981** (0.0410)	2.0957 (2.5231)	3.8842 (2.6165)	7.4561** (2.9582)
Constant	1.6496 (1.3824)	4.3824*** (1.6542)	2.8665*** (0.6403)	28.5957 (39.3677)	9.0129 (40.8248)	-34.7921 (46.1575)
Observations	165	165	165	165	165	165

Nota: lnPIR (log dos preços de importação no Porto de Rio Grande); lnPIP (log dos preços de importação no Porto de Paranaguá); lnPII (log dos preços de importação no Porto de Itajaí); lnPPI (log do índice de preços ao produtor nos EUA); lnC (log da taxa de câmbio nominal em US\$/R\$). \* parâmetros significativos à 10%, \*\* parâmetros significativos à 5%, \*\*\* parâmetros significativos à 1%.

Os resultados encontrados apontam que cerca de 32% das variações cambiais são transmitidas para os preços de importação no Porto de Rio Grande, que reflete um valor pouco abaixo da média de 46% encontrada por Campa e Goldberg (2005), bem como mais elevado do pass-through encontrado pelos mesmos autores para os EUA de 23%, ambos os resultados para o curto prazo. Em relação ao preço de importação no Porto de Itajaí, tem-se que apenas 10% das variações cambiais são repassadas. Além disso, esse porto possui características bastante distintas, se comparado aos outros dois portos, no que se refere às mercadorias desembarcadas, como apresentado no capítulo anterior. Por último, os preços de importação no Porto de Paranaguá absorvem cerca de 36% das variações cambiais, muito próximo do encontrado para o Porto de Rio Grande, o que reflete a semelhança da pauta de importação desses dois portos. Com relação à validação estatística do modelo apresentado, tem-se que se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação residual com um intervalo de confiança de 95%. Ou seja, cabe testar novas especificações para corrigir esse problema.

Os resultados encontrados para os Portos de Rio Grande e Paranaguá se aproximam dos resultados expostos por Brun-Aguerre et al. (2012) para o Reino Unido, cerca de 40%, bem como Campa e Goldberg (2005) que encontraram um pass-through de 36% para o mesmo país. Além disso, Caires (2013) encontrou que para o período de jun/2005 a jun/2009, o pass-through médio estimado foi de 60%, tomando os preços dos bem importados no Brasil. Kannebley Junior e Toneto Junior (2016) realizam estimativas de repasse cambial para preços de importação e ao atacado para os setores da indústria de transformação no Brasil. Dessa forma, encontraram um repasse cambial médio aos preços de importação de 0,633. As estimativas encontradas neste estudo são inferiores às apontadas nos trabalhos citados acima, fato este que pode estar relacionado com a heterogeneidade das importações brasileiras em nível regional. Além disso, uma estrutura portuária abrange uma gama de importações especializadas, visto

que existe uma capacidade instalada e especializada em movimentação de cargas específicas, como é o caso dos terminais especializados em movimentação de graneis.

A partir do teste de quebra estrutural de Zivot e Andrews (1992) encontrou-se evidências de quebra para os preços de importação no porto de Rio Grande entre 2008 e 2009. Além disso, a partir do teste “sbsingle” não se rejeita a hipótese nula de ausência de quebra estrutural em 2009, com 1% de significância. Para os preços de importação no porto de Paranaguá, tem-se três possíveis quebras, uma em 2004, outra em 2009 e uma última em 2012. Com relação aos preços de importação no porto de Itajaí, não se pode constatar quebras, já que há maior volatilidade nos preços (principalmente entre 2006 e 2009), o que pode dificultar o diagnóstico do teste.

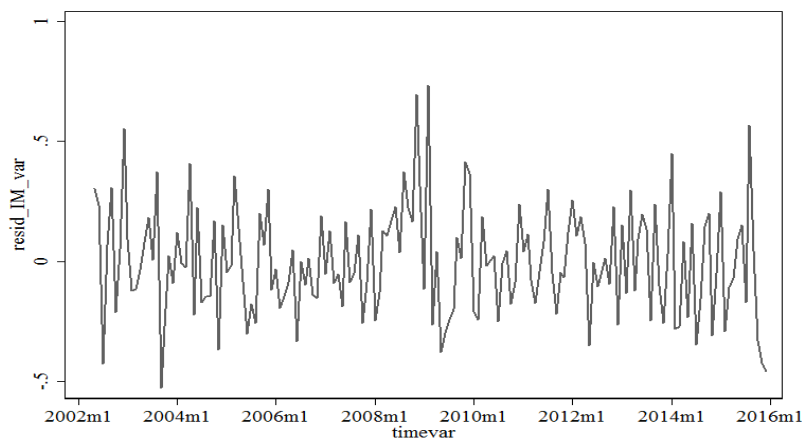


Figura 6. Resíduos do modelo VAR

Fonte: Elaboração própria

Os testes de causalidade de Granger são fundamentais para justificar a utilização do instrumental metodológico utilizado, neste caso, um vetor autorregressivo (VAR), tendo em vista que o modelo permite ajustar variáveis endógenas. Portanto, além dos efeitos demonstrados no parágrafo anterior, também se tem efeitos dos preços sobre os índices de produção industrial, bem como o contrário. Através do teste de causalidade de Granger, é possível inferir que se rejeita a hipótese nula de que os preços das importações no porto de Rio Grande não-Granger-causam o índice de produção industrial no Estado do Rio Grande do Sul, além disso, também se rejeita a hipótese nula de que o índice de produção industrial do Rio Grande do Sul não-Granger-causa os preços de importação no porto de Rio Grande, ambos os testes tomando 5% de significância estatística.

Cabe ressaltar sobre a concentração e porte das empresas que atuam sobre as importações, já que pode ser um fator relevante na determinação do grau de pass-through da taxa de câmbio sobre os preços. Tem-se que em Itajaí há 548 empresas importadoras, em Paranaguá 57 empresas e em Rio Grande 44 empresas. Assim, o número de empresas pode refletir sobre os resultados encontrados, de forma que o porto de Itajaí apresentou o menor coeficiente de repasse, e também detém um número elevado de empresas importadoras, em relação aos demais. Nesse caso, se há um ambiente de maior concorrência, as empresas tendem a absorver as variações cambiais nas margens de lucro, como apontado por Taylor (2000). No entanto, são necessárias investigações futuras para confirmar essa hipótese.

**Conclusões:** Este estudo teve como objetivo central buscar evidências de que características regionais e portuárias possam influenciar o grau de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os



preços importação. Dessa forma, encontrou-se heterogeneidade no repasse cambial sobre os preços de importação, de forma que se encontrou um coeficiente de ERPT em Itajaí de 0,098. Para os preços de importação em Rio Grande e Paranaguá tem-se coeficientes de 0,32 e 0,36, respectivamente.

Respondendo, então, os objetivos específicos apontados na introdução, constata-se que há indícios de quebras estruturais nos preços de importação. No entanto, as datas estimadas de quebras divergem entre si, de forma que no porto de Rio Grande as quebras estimadas são em 2009. No porto de Paranaguá as quebras são em 2008. Por fim, no porto de Itajaí as quebras estimadas são em 2004.

Por fim, a quebra estrutural estimada para os preços das importações no porto de Rio Grande, em 2009, pode ser um indicativo de que os investimentos no Polo Naval tenham impactado sobre os preços das importações, principalmente com relação à importação de insumos da construção naval. Para confirmar essa hipótese, propõe, em trabalhos futuros, analisar o histórico da formação do preço de importação no porto, avaliando a participação das principais categorias importadas.

Para estudos futuros sugere-se ampliar a base de dados com os demais portos marítimos do Brasil, assim, pode-se melhorar as evidências encontradas e realizar uma análise de correlação entre o número de empresas que atuam nas exportações e o coeficiente de ERPT em cada porto, bem como encontrar índices que possam mensurar o grau de concorrência via participação de mercado.

#### Referências:

AL-ABRI, A. S.; GOODWIN, B. K. Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration. **International Review of Economics and Finance**, ., 2009. p. 142–161.

ARAÚJO, H. G. R. De; ROCHA, R. M.; BESARRIA, C. Da N. Pass-through cambial para os preços de importação: uma análise para as principais commodities importadas pela região nordeste. 2014. Disponível em: <<http://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/11262>>. Acesso em: 6 mar. 2017.

BACCHETTA, P.; WINCOOP, E. Van. A Theory of the Currency Denomination of International Trade. **Journal of International Economics**, ., 2005. p. 295–319.

BRUN-AGUERRE, R.; FUERTES, A.-M.; GREENWOOD-NIMMO, M. Heads I win; tails you lose: asymmetry in exchange rate pass-through into import prices. **Journal of the Royal Statistical Society: Series A**, ., 2016.

BUENO, R. L. S. **ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS**. 2ª edição ed. [S.l.]: [s.n.], 2012. 00000.

CAIRES, M. L. **Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil**. São Paulo: Inper Instituto de Ensino e Pesquisa, 2013. Dissertação de Mestrado.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, 2002.

\_\_\_\_\_; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, 2005. p. 679–690.

CAPITANI, D. H. D.; MIRANDA, S. H. G.; MARTINES FILHO, J. G. Determinantes da Demanda Brasileira por Importação de Arroz do Mercosul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 2011. v. 49, n. 3, p. 545–572.

CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice. **Journal of International Money and Finance**, ., 2015. p. 1–25.

CRUZ JÚNIOR, J. C.; OTHERS. Determinação do coeficiente variável de pass through da taxa de câmbio para os preços de exportação. **Sober**, 2005. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/9056>>. Acesso em: 10 fev. 2017.

DEES, S.; BURGERT, M.; PARENT, N. Import price dynamics in major advanced economies and heterogeneity in exchange rate pass-through. **Empirical Economics**, ., 2012. p. 789–816.

DELATTE, A.-L.; LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: evidence from major countries. **Journal of Macroeconomics**, ., 2012. p. 833–844.

DEVEREUX, M. B.; ENGEL, C.; STORGAARD, P. E. Endogenous Exchange Rate Pass-through when Nominal Prices are Set in Advance. **Journal of International Economics**, ., 2004. p. 263–291.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Econometrica**, 1981. v. 49, n. 4, p. 1057–1072.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Fourth edition ed. Hoboken, NJ: Wiley, 2015.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, [S.l.], 1987. p. 251–276.

FERREIRA, A.; SANSÓ, A. Exchange rate pass-through: the case of brazilian exports of manufactures. [S.l.]: [s.n.], 1999. Disponível em: <<http://www.cepe.ecn.br/sanso4.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2017.

FRAGA, G. J. *et al.* O Pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja. **Sober**, 2006.

HERGER, N. Market Entries and Exits and the Nonlinear Behaviour of the Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. **Open Economics Review**, [S.l.], 2015. p. 313–332.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, North-Holland, 1988. p. 231–254.

KANNEBLEY JÚNIOR, S.; REIS, G. H. A. Dos; TONETO JUNIOR, R. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado - 1999 a 2012. **Economia e Sociedade**, abr. 2016. v. 25, n. 1, p. 25–50.



KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **International economics: theory & policy**. 9th ed ed. Boston: Pearson Addison-Wesley, 2012.

LI, Y.; HUANG, X.; WANG, Z. Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: Empirical Analysis in China. 2011. p. 1–6.

MARAZZI, M.; SHEETS, N.; VIGFUSSON, R. Exchange Rate Pass-through to U.S. Import Prices: Some New Evidence. **International Finance Discussion Papers**, 2005. v. 833.

TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. **European economic review**, 2000. v. 44, n. 7, p. 1389–1408.

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

VIGFUSSON, R. J.; SHEETS, N.; GAGNON, J. Exchange Rate Passthrough to Export Prices: Assessing Cross-Country Evidence. **Review of International Economics**, fev. 2009. v. 17, n. 1, p. 17–33.