



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 16 | N. 2 | 2018

Roque Pinto de C. Neto*
Márcio Nora Barbosa¹
Gibran da Silva Teixeira¹
Patrícia Raggi Abdallah¹

¹ Universidade Federal do Rio Grande, Unidade de Pesquisa em Economia Costeira e Marinha, Rio Grande, RS, Brasil

* roqueneto@furg.br

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

RESUMO

O presente estudo visa a testar a hipótese de que características regionais ou portuárias possam influenciar o repasse da taxa de câmbio sobre os preços de exportação. Para isso, utiliza-se uma amostra contendo os preços de exportação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, referentes ao período de janeiro de 2002 a dezembro de 2015. Assim, estima-se um vetor autorregressivo com correção de erros (VECM), cujos resultados apontam que há heterogeneidade nos coeficientes de *Exchange rate pass-through* (ERPT). Para o porto de Rio Grande, encontrou-se um ERPT completo (1,07), o que significa que as variações cambiais são repassadas integralmente para os preços, ao invés de serem absorvidas na margem de lucro das empresas, como ocorre no caso dos portos de Paranaguá e Itajaí, para os quais se encontrou um ERPT incompleto, com coeficientes 0,64 e 0,32, respectivamente. Essas informações podem ser indícios de concorrência intraportuária.

Palavras-chave: Repasse da Taxa de Câmbio; Comércio Internacional; Exportações; Portos.

ABSTRACT

The present study aims to test the hypothesis that regional or port characteristics may influence the pass-through of the exchange rate on export prices. For this, a sample with export prices is used in the ports of Rio Grande, Paranaguá and Itajaí from January 2002 to December 2015. Thus, an autoregressive vector with correction of errors (VECM) is estimated, whose results indicate that there is heterogeneity in the pass-through coefficients of the exchange rate. For the port of Rio Grande, a complete pass-through (1,07) was found, which means that exchange rate changes are passed on entirely over prices rather than absorbed in the profit margin of firms. How in the ports of Paranaguá and Itajaí an incomplete pass-through was found, with coefficients of 0.64 and 0.32 respectively, this information may be evidence of intra-port competition.

Keywords: Exchange Rate Pass-through; International Trade; Exports; Ports.

JEL Code: C32; D40; F62; R10.

Recebido em: 04/10/2017
Revisado em: 11/02/2018
Aceito em: 07/03/2018

INTRODUÇÃO

Em 2008, o mundo como um todo produziu bens e serviços no valor de cerca de US\$ 50 trilhões a preços correntes. Desse total, mais de 30% foram vendidos além das fronteiras nacionais e, com isso, o comércio mundial de bens e serviços ultrapassou US\$ 16 trilhões (KRUGMAN; OBSTFEL; MELITZ, 2012). Nota-se, então, a importância que o comércio internacional tem para uma determinada economia, seja pela exportação, imprescindível para o equilíbrio da balança de pagamentos, como no caso brasileiro, seja pela importação, que é responsável pelo suprimento de bens e serviços estrangeiros no âmbito interno. Dessa forma, a taxa de câmbio exerce um papel importante na formação dos preços de importação e exportação, que, por sua vez, refletem no volume do comércio internacional.

A taxa de câmbio tem sido tema de muitos debates na comunidade científica, 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 pela 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 modificação de preço afetará ainda mais as importações e exportações. No entanto, a alteração da taxa de câmbio pode não ser transferida completamente para os preços de importação e exportação devido a muitos fatores, como barreiras comerciais, custos de transporte e diferentes estratégias de preços de mercado, entre outros.

O *pass-through* (repassa) 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; 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, atinge os preços, que, em seguida, interferem no volume de importação e exportação e na balança comercial (LI; HUANG; WANG, 2011).

Alguns modelos de economia aberta tentaram estudar os fundamentos microeconômicos do comportamento do preço no comércio internacional, explicando o repasse incompleto da taxa de câmbio (DEES; BURGERT; PARENT, 2013). Esses modelos tentam justificar teoricamente alguma heterogeneidade no comportamento dos preços, tendo em vista que boa parte da literatura sobre *pass-through* da taxa de câmbio (ERPT) tem focado em dados agregados em nível nacional, mesmo que, como citado por Marazzi, Sheets e Vigfusson (2005), haja indícios de que as variações cambiais são transmitidas de forma heterogênea para diferentes segmentos de bens e serviços importados e exportados. Segundo 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.

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 a incidência de ERPT sobre os preços de exportação nos principais portos da região Sul do Brasil. Assim, procura-se contribuir para a literatura inserindo uma análise sob a ótica portuária e regional, principalmente no sentido de 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. Então, observa-se, se as características regionais e, por conseguinte, portuárias, possuem algum grau de influência no ERPT sobre os preços de exportação.

Segundo os dados do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), cerca de 41% das cargas exportadas pelo porto de Rio Grande, em 2015, são representadas pelo complexo Soja, bem como 12% tratam-se de Tabacos e seus sucedâneos manufaturados. O principal destino dessas cargas é a China, com uma participação de 38% no total das exportações, e, em seguida, vem os EUA com 7%. Com relação às exportações no porto de Paranaguá, tem-se que, cerca de 26% das cargas são destinadas à China, e o complexo Soja representa 42% do total exportado nesse ano. Por fim, verifica-se que 50% das cargas exportadas pelo porto de Itajaí fazem parte do complexo Carnes, e os principais destinos são Rússia, EUA e Japão (com 10%, 10% e 6% respectivamente). Essas informações evidenciam que há uma predominância dos complexos Soja e Carne nas exportações.

Os resultados encontrados neste estudo apontam que existe cointegração entre os preços de exportação dos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, a taxa de câmbio efetiva nominal, o índice de produção industrial nos estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul (*proxy* para o custo marginal dos produtores) e o índice de preços ao produtor dos EUA. Isso significa que há uma relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados apontaram para um ERPT completo (1,07) para os preços de exportação no porto de Rio Grande, o que indica que as variações cambiais são repassadas integralmente para os preços, ao invés de serem absorvidas na margem de lucro das empresas, como ocorre no caso dos portos de Paranaguá e Itajaí, para os quais se encontrou um ERPT incompleto, com coeficientes 0,64 e 0,32, respectivamente. Essas evidências revelam uma heterogeneidade no *pass-through* dos portos.

Além desta introdução, o trabalho se divide em revisão de literatura, desenvolvida na seção dois, na qual se apresenta os principais trabalhos que vêm discutindo o tema proposto; referencial teórico, na seção três, em que se expõe a base teórica e econômica do modelo utilizado; referencial metodológico, na seção quatro, cujo objetivo é apresentar os métodos de análise e a base de dados utilizada; resultados e discussões na seção cinco; e por fim, tem-se a conclusão na seção seis.

REVISÃO DA LITERATURA

A economia internacional usa 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 âmbito externo como nas operações domésticas (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2012). Ocorre que, no comércio internacional, há instrumentos que afetam as decisões dos agentes, tais como barreiras comerciais e políticas macroeconômicas. Cabe ressaltar a importância que esse segundo mecanismo tem sobre as decisões de comércio internacional, principalmente no que se refere à taxa de câmbio, uma variável chave para formar o elo entre os preços de importação e de exportação e a inflação, por exemplo.

Segundo Campa e Goldberg (2002), as análises das taxas de câmbio e das relações de preços seguem inúmeros caminhos, desde o início do debate macroeconômico sobre as taxas de câmbio e o monetarismo até a integração de mercado ou a segmentação associada à lei do preço único, papel da microestrutura de mercado na capacidade e no desejo dos produtores em discriminar preços. Ainda segundo o autor, testes empíricos de hipóteses associadas giram em torno da seguinte equação:

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

em que 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 essa relação se mantém.

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

Na sequência, 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, em que tanto o *pass-through* quanto a taxa de câmbio são determinados simultaneamente e interagem entre si. 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 sobre a 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 nesse contexto.

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 da margem de lucro em resposta às mudanças na taxa de câmbio (CHOUDHRI; HAKURA, 2015). Estudos sobre 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; 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 adotada por exportadores de outro país, em razão das 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) a abordagem das elasticidades e os recentes desenvolvimentos baseados nas estruturas de mercado e nas características dos produtos; e b) o papel das empresas multinacionais e o efeito das barreiras não-tarifárias. A abordagem das elasticidades consiste no fato de que as elasticidades-preço relativas à oferta e à demanda dos bens comerciáveis são os determinantes principais do *pass-through*. Com relação às estruturas de mercado, estas surgem, na literatura, a partir da hipótese da concorrência imperfeita, na qual as regras de fixação de preços não são mais feitas com base no custo marginal, ficando as firmas em posição de fixar um *markup* sobre os custos.

Delatte e López-Villavicencio (2012) investigam o efeito assimétrico das variações cambiais sobre os preços no curto e longo prazo em quatro países desenvolvidos. Estimam um parâmetro de *markup* para os preços usando um modelo de cointegração assimétrico, com decomposição da soma parcial positiva e negativa das taxas de câmbio nominais (ARDL), a partir de dados referentes ao período de 1980 a 2009, com o objetivo de desagregar os efeitos cambiais em choques positivos e negativos. Os autores descobrem que a passagem da taxa de câmbio é menor após uma apreciação do que após uma depreciação. Em outras palavras, os preços domésticos aumentam mais como resultado da depreciação da moeda nacional do que em decorrência de sua apreciação, que, de outro modo, faz os preços caírem. Seguindo as conclusões tiradas a partir da literatura teórica, os autores

interpretam esse resultado como um sinal de fraca concorrência no mercado e de rígidas barreiras de preços.

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 duplica o 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 a assimetria no *pass-through* para apreciação e depreciação cambial sob três horizontes de interesse: sobre impacto, no curto prazo e no longo prazo. Os autores constataam que, no longo prazo, o *pass-through* é maior para depreciações do que para apreciações cambiais, o que é um padrão coerente com o comportamento *rent-seeking* de empresas exportadoras, de forma que essas exercem poder de precificação ao passarem depreciações através dos preços de importação, enquanto preservam seus *markups*, podendo, inclusive, aumentá-los ao manterem os preços de importação constantes após apreciações.

REFERENCIAL METODOLÓGICO

Esta seção descreve os métodos utilizados para alcançar os objetivos deste estudo. A estrutura metodológica é baseada em Campa e Goldberg (2005), Marazzi et al. (2005) e Vigfusson et al. (2009).

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.

$$\ln PEX_n = \beta_0 + \beta_1 \ln E + \beta_2 \ln PEX_m + \beta_3 \ln PPI + \beta_4 \ln Y_n + \varepsilon_1 \quad (2)$$

em que β_1 , β_2 , β_3 e β_4 são os coeficientes a serem estimados. A variável dependente $\ln PEX_n$ é o logaritmo natural do preço de exportação no porto n ; $\ln PEX_m$ é o logaritmo natural do preço de exportação no porto m ; β_0 é uma constante; β_1 é o coeficiente que mede o efeito da taxa de câmbio sobre os preços no período t ; β_2 é o coeficiente que mede o efeito dos preços do porto m sobre os preços do porto n ; β_3 é o coeficiente que mede o efeito do índice de preços ao produtor dos EUA; β_4 é o 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 onde se encontra o porto n , sendo que as produções industriais servem como *proxy* para o custo marginal do produtor; e $\ln PPI$ 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 os autores, a precificação de mercado é possivelmente explicada como uma reação às pressões competitivas encontradas pela empresa exportadora no mercado de destino. Como posto por Taylor (2000), o fortalecimento da concorrência no país importador obriga as empresas a seguirem o preço de mercado e, portanto, a absorverem as variações cambiais.

O modelo teórico econômico tem suas hipóteses testadas através do método Vetor de Correção de Erros (VECM), que, por sua vez, é incorporado à metodologia Vetores Autorregressivos (VAR). Assim, busca-se uma relação de longo 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; os testes de cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), que visam a testar a hipótese de relação de longo prazo; e, por fim, o mecanismo Vetor de Correção de Erros (VECM).

A principal característica de um modelo VAR é a forma como relaciona as variáveis de forma simétrica, o que significa que não importa mais a relação de dependência entre elas, passando todas a terem a mesma importância no modelo, afastando-se sua identificação como variável dependente ou independente (CAPITANI; MIRANDA; 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, no qual a seguinte estrutura é utilizada:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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:

$$var(y_t) = \frac{1}{1 - \phi^2} \quad (4)$$

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, pode-se utilizar os métodos propostos por Engle e Granger (1987) e Johansen (1988), de forma que estes podem ser testados a partir de um sistema composto por mais de duas séries integradas de mesma ordem.

As séries de tempo que possuem uma dinâmica em comum, ou seja, que dispõem de elementos cointegrados, permitem especificar um modelo VAR mais completo, denominado de modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) (BUENO, 2012), que, por sua vez, abrange um componente de curto prazo e outro de longo prazo. Portanto, utiliza-se um VECM para estimar o grau

de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços de exportação, de modo que a estrutura do modelo segue a seguinte forma:

$$\Delta \ln PEX_t = \delta_1 + \delta_2 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \omega_t \quad (5)$$

em que $Z = (\ln PEn, \ln C, \ln PPI, \ln Yn)$; k representa a ordem dos *lags*; e ECM corresponde ao termo de correção de erro, sendo usado para refletir o desvio dos preços de exportação da relação de equilíbrio de longo prazo.

Com relação à base de dados¹, os preços são calculados dividindo-se o valor exportado, em dólares FOB, pela quantidade, em toneladas ao mês, e 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 foram extraídas da plataforma AliceWeb, do MDIC. Deflacionaram-se os preços com o IPC norte americano, e a taxa de câmbio nominal foi retirada do Ipeadata, sendo a variável deflacionada com base no INPC. As variáveis de produção industrial, por sua vez, correspondem a índices que foram obtidos da base de dados do IBGE, e o índice de preços ao produtor dos EUA foi coletado do *Bureau of Labor Statistics (United States Department of Labor)*.

Tabela 1. Estatísticas descritivas

Variável	Descrição da variável	Média	Desvio-Padrão	Min	Max
PEXR	Preço Exportação Rio Grande	968,56	309,453	492,43	2437,89
PEXI	Preço Exportação Itajaí	1844,69	412,842	1112,89	2728,61
PEXP	Preço Exportação Paranaguá	590,11	134,403	299,65	952,2
C	Câmbio nominal em reais/dólares	3,826	1,673	2,09	9,32
YPR	Produção Industrial Paraná	85,408	15,120	55,2	120,8
YSC	Produção Industrial Santa Catarina	101,296	8,548	72,6	119,2
YRS	Produção Industrial Rio Grande do Sul	100,827	10,003	76,8	120,2
PPI	Índice de preços ao produtor nos EUA	168,554	21,176	131,7	197,5

Fonte: Dados da Pesquisa.

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, abordam-se os resultados obtidos acerca dos preços de exportação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí. Para testar tal relação através do método proposto, é importante que haja um vínculo de longo prazo entre as variáveis de interesse. Para isso, fazem-se os testes de cointegração de Engle e Granger (1987) e Johansen (1988). Além disso, testa-se o grau de integração das variáveis por meio dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller, cujos resultados estão expostos na Tabela 2. A seguir,

¹ 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.

apresenta-se a Figura 1, contendo os preços de exportação em função do tempo.

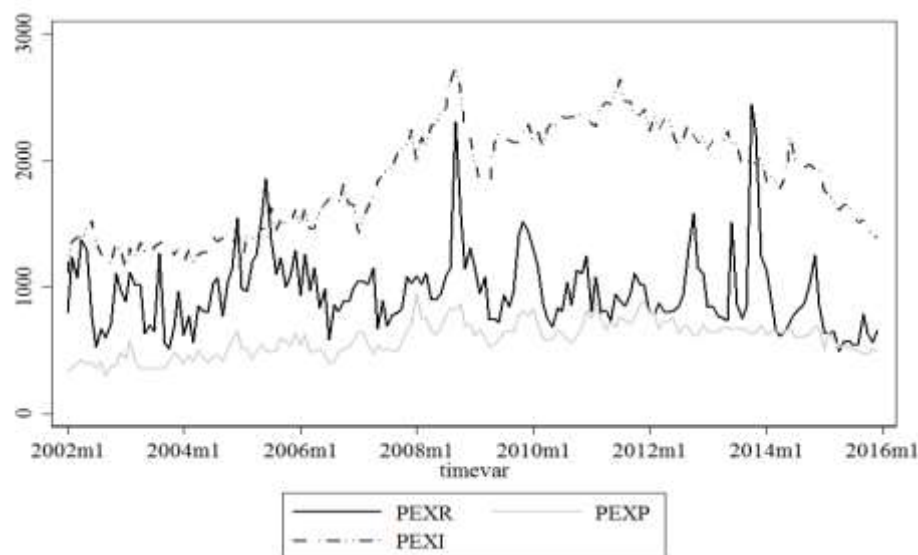


Figura 1. Preços de Exportação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí (em US\$/ton.)

Nota: PEXR (Preço de exportação no porto de Rio Grande), PEXP (Preço de exportação no porto de Paranaguá) e PEXI (Preço de exportação no porto de Itajaí).

Fonte: Valores calculados a partir dos dados do AliceWeb (MDIC).

Tabela 2. Resultados dos testes de raiz unitária ADF em nível e na primeira diferença, para as variáveis lnC, lnPER, lnPEP, lnPEI, lnYPR, lnYSC, lnYRS e lnPPI

Séries	Defasagem (p-1)	Estatísticas					I (1)	
		τ_τ	τ_{β_τ}	τ_μ	τ_{α_μ}	τ	τ	
lnC	2	-0,631	-0,411	-1,656	1,720	-0,074	-8,419**	
lnPER	1	-6,446**	6,442**	-6,370**	6,361**	-0,405	-16,70**	
lnPEP	1	-3,153	1,348	-2,999*	3,007**	0,175	-16,67**	
lnPEI	2	-0,347	-1,062	-1,408	1,410	0,058	-17,14**	
lnYPR	14	-1,499	0,843	-1,942	1,956	0,374	-2,618**	
lnYSC	14	-2,082	-1,250	-2,146	2,143*	-0,442	-3,082**	
lnYRS	15	-2,145	0,178	-2,457	2,453*	-0,451	-3,523**	
lnPPI	2	-1,098	0,580	-1,819	1,859	1,519	-8,442**	

Nota: * parâmetros significativos a 5%, ** parâmetros significativos a 1%. Os valores críticos para as estatísticas descritas, obtidos em Enders (2015), são, respectivamente: -4,09, 3,56, -3,54, 3,24, -2,61, em nível de significância de 1%; e -3,47, 2,8, -2,91, 2,55, -1,95, a 5% de significância.

Fonte: Dados da Pesquisa.

A partir da Tabela 2, tem-se que os preços das exportações, tomados pelo logaritmo natural, nos portos de Rio Grande (lnPER), Paranaguá (lnPEP) e Itajaí (lnPEI), não são estacionários em nível, ou seja, as séries são integradas de ordem 1 nos testes sem constante, I (1). Mais precisamente, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária com uma defasagem no teste Dickey-Fuller aumentado (ADF). Então, a partir dos resultados

apresentados, testa-se a cointegração das variáveis, o que permite inferir se existe uma relação de longo prazo entre elas.

No que tange ao teste de cointegração, as regressões estimadas em dois estágios por OLS (*Ordinary Least Squares*) e ECM (*Error Correction Model*) sobre as variáveis de interesse fornecem resíduos I (0), ou seja, estacionários em nível, bem como as demais variáveis I (1), cumprindo assim com a hipótese do modelo de cointegração de que as séries se cointegram, fornecendo uma relação de longo prazo. Além disso, conforme demonstrado na Tabela 3, os testes de máximo autovalor e do traço apresentam valores significativos a partir da hipótese nula de que há menos de quatro vetores de cointegração ($r \leq 3$), contra a hipótese alternativa de que existem quatro vetores de cointegração ($r = 4$).

Tabela 3. Resultados dos testes de cointegração de Johansen entre as séries lnC, lnPER, lnPEP, lnPEI, lnYPR, lnYSC, lnYRS e lnPPI

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	λ max	λ traço
$r \leq 0$	$r = 1$	112,13	311,10
$r \leq 1$	$r = 2$	74,342	198,97
$r \leq 2$	$r = 3$	52,447	124,63
$r \leq 3$	$r = 4$	26,446*	72,183*
$r \leq 4$	$r = 5$	21,292	45,737
$r \leq 5$	$r = 6$	18,880	24,445
$r \leq 6$	$r = 7$	3,7371	5,5655
$r \leq 7$	$r = 8$	1,8284	1,8284

Nota: Modelo sem tendência determinística e com constante, ajustado com três defasagens.

* Significativo a 1%.

Fonte: Dados da Pesquisa.

Por fim, é possível estimar um modelo autorregressivo com correção de erros (VECM), em que se pode obter os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços de exportação (Tabela 4). Nessa perspectiva, os resultados encontrados apontam que o efeito ERPT é estatisticamente significativo para os preços de exportação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, considerando um nível de significância de 95%. Portanto, tem-se que uma desvalorização de 1% na taxa de câmbio gera um aumento na ordem de 1,07% nos preços de exportação no porto de Rio Grande (lnPER), evidenciando um ERPT total para lnPER. Com relação ao porto de Paranaguá (lnPEP), tem-se que 64% das variações cambiais são repassadas para os preços de exportação, uma taxa inferior à encontrada para o porto de Rio Grande, e sendo assim, apresenta-se um ERPT parcial sobre os preços. Por último, os preços de exportação do porto de Itajaí (lnPEI) são os que recebem menores efeitos de variações cambiais, cerca de 32%. Nota-se que há uma diferença significativa nos efeitos de ERPT para os três portos analisados. No entanto, não é possível afirmar quais características influenciaram tal comportamento, visto que há predominância na exportação de commodities nos três portos, apesar de o porto de Itajaí ser o único em que entre as exportações predomina o complexo Carnes, enquanto

que nos outros dois prevalece o complexo Soja, o que pode ser um dos determinantes.

Os resultados encontrados apresentam consistência estatística, já que por meio do teste de autocorrelação residual aceita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação com 1% de significância (0.257). Com relação às estatísticas dos resíduos do modelo, tem-se que a média das perturbações aleatórias ficou em 0, o que garante que o resíduo é um ruído branco. Além disso, tem-se um desvio-padrão de 0,20, e o máximo e o mínimo são 0,88 e -0,43, respectivamente.

Tabela 4. Resultados do Modelo Vetor Autorregressivo com Correção de Erros (VECM)

	D lnPER	D lnPEI	D lnPEP	D lnYPR	D lnYSC	D lnYRS
L_CE1	-0.5128*** (0.0943)	-0.0068 (0.0203)	0.0401 (0.0410)	-0.0206 (0.0290)	-0.0323 (0.0246)	-0.0151 (0.0279)
L_CE2	-0.1275 (0.1274)	-0.0329 (0.0275)	0.3435*** (0.0554)	-0.0665* (0.0392)	-0.0638* (0.0332)	-0.0147 (0.0377)
L_CE3	0.3917* (0.2252)	0.0153 (0.0486)	-0.6399*** (0.0978)	-0.0020 (0.0692)	0.0089 (0.0587)	0.0779 (0.0665)
L_CE4	-0.1112 (0.1334)	0.0324 (0.0288)	0.0476 (0.0580)	0.2605*** (0.0410)	0.2330*** (0.0348)	0.1486*** (0.0394)
LD.lnPER	-0.0557 (0.0952)	0.0362* (0.0205)	-0.0113 (0.0414)	0.0443 (0.0293)	0.0464* (0.0248)	0.0583** (0.0281)
L2D.lnPER	0.0354 (0.0829)	0.0271 (0.0179)	-0.0011 (0.0360)	0.0233 (0.0255)	0.0082 (0.0216)	0.0081 (0.0245)
LD.lnPEI	-0.2650 (0.3736)	-0.4452*** (0.0806)	-0.6936*** (0.1624)	0.1965* (0.1148)	0.2268** (0.0974)	0.2864*** (0.1104)
L2D.lnPEI	-0.3339 (0.3720)	-0.0921 (0.0802)	-0.2087 (0.1617)	-0.0729 (0.1144)	-0.0331 (0.0970)	-0.0462 (0.1099)
LD.lnPEP	-0.0574 (0.2114)	-0.0545 (0.0456)	0.0903 (0.0919)	-0.0509 (0.0650)	-0.0374 (0.0551)	-0.0868 (0.0625)
L2D.lnPEP	0.0064 (0.1846)	-0.0550 (0.0398)	0.1503* (0.0802)	-0.1292** (0.0567)	-0.1814*** (0.0481)	-0.1477*** (0.0546)
LD.lnC	1.0675** (0.5003)	0.3180*** (0.1079)	0.6377*** (0.2174)	-0.1043 (0.1538)	-0.1459 (0.1305)	-0.0036 (0.1479)
L2D.lnC	0.3889 (0.5549)	0.0713 (0.1197)	-0.0563 (0.2411)	-0.4129** (0.1705)	-0.4668*** (0.1447)	-0.3594** (0.1640)
LD.lnYPR	-0.6139* (0.3607)	-0.0484 (0.0778)	-0.3186** (0.1567)	-0.0132 (0.1109)	0.2400** (0.0941)	0.2148** (0.1066)
L2D.lnYPR	-0.5864 (0.3629)	0.1620** (0.0783)	-0.4028** (0.1577)	0.0451 (0.1115)	0.2952*** (0.0946)	0.2528** (0.1073)
LD.lnYSC	0.1454 (0.4798)	0.2821*** (0.1035)	-0.3114 (0.2085)	0.4124*** (0.1475)	-0.0044 (0.1251)	0.2703* (0.1418)
L2D.lnYSC	-0.0456 (0.4595)	-0.1403 (0.0991)	-0.0306 (0.1997)	0.4520*** (0.1412)	0.0996 (0.1198)	0.3697*** (0.1358)
LD.lnYRS	-0.0863 (0.3889)	-0.1098 (0.0839)	0.3296* (0.1690)	-0.3455*** (0.1195)	-0.3512*** (0.1014)	-0.1536 (0.1149)
L2D.lnYRS	-0.1055 (0.3927)	0.0965 (0.0847)	0.1888 (0.1706)	-0.4825*** (0.1207)	-0.5580*** (0.1024)	-0.4791*** (0.1161)
LD.lnPPI	-1.6230 (2.0912)	0.8215* (0.4511)	0.4924 (0.9086)	1.3043** (0.6428)	1.5002*** (0.5453)	1.4601** (0.6180)
L2D.lnPPI	2.0410 (2.0799)	0.6996 (0.4486)	1.6911* (0.9037)	2.1609*** (0.6393)	1.5971*** (0.5424)	2.3946*** (0.6147)
Constante	0.0000 (0.0183)	-0.0046 (0.0039)	-0.0002 (0.0079)	0.0022 (0.0056)	-0.0009 (0.0048)	-0.0012 (0.0054)
Obs.	165	165	165	165	165	165

Nota: (4 vetores de cointegração e 3 lags) * parâmetros significativos a 10%, ** parâmetros significativos a 5%, *** parâmetros significativos a 1%.

Fonte: Resultados das regressões.

Um segundo ponto relevante a se observar é com relação à média dos preços de exportação, de forma que os preços no porto de Itajaí registraram uma média em torno de US\$ 1.845 por tonelada, valor superior ao preço do porto de Rio Grande, cuja média ficou em US\$ 969 por tonelada. Já a média dos preços de exportação no porto de Paranaguá, foi a menor entre os três, cerca de US\$ 590 por tonelada.

Portanto, tem-se que a passagem da taxa de câmbio para os preços das exportações nos portos de Paranaguá e Itajaí é refletida de forma incompleta, corroborando com os resultados de Ferreira e Sansó (2008) e Fraga et al. (2006), que estimam o ERPT para preços de exportações no Brasil, considerando que ambos os trabalhos apontam um *pass-through* incompleto. Além disso, Li, Huang e Wang (2011) encontraram um ERPT de 0,76 para os preços de exportação da China, valor próximo ao observado neste estudo para o porto de Paranaguá.

Os coeficientes de correção de erro são estatisticamente significativos em nível, tomando 95% de significância, o que indica que, quando os preços de exportação se desviam do equilíbrio de longo prazo devido a vários fatores, eles podem retornar a esse equilíbrio no próximo período. O valor do coeficiente para os preços no porto de Rio Grande é de cerca de -0,51, o que significa que o preço de exportação recuperará o equilíbrio de longo prazo em 51% a cada período, necessitando de cerca de 2 meses para retornar totalmente. O valor do coeficiente para os preços das exportações no porto de Paranaguá está entre 34% e 64%, para cada uma das funções de correção de erro. Com relação aos preços no porto de Itajaí, não há significância estatística sobre os coeficientes.

Um outro resultado obtido é a constatação de que os preços das exportações no porto de Paranaguá geram efeito de causalidade sobre os preços das exportações no porto de Itajaí, de forma que se rejeita a hipótese nula de não causalidade com 5% de significância, por meio do teste de Granger. Além disso, os preços das exportações em Itajaí também apresentam relação de causalidade com a produção industrial no estado de Santa Catarina (YSC). Por fim, apresenta-se, a seguir, a tabela de impulso e resposta.

Tabela 5. Resposta a um impulso na taxa de câmbio

Período	lnPER	lnPEP	lnPEI
1	0	0	0
2	0.015486	0.063073	0.065108
3	0.037673	0.089927	0.121095
4	0.040669	0.11683	0.175912
5	0.045147	0.139667	0.227498
6	0.050385	0.157197	0.268699
7	0.05785	0.179149	0.301723
8	0.069692	0.209103	0.323443
9	0.084938	0.244187	0.339045
10	0.10178	0.281318	0.347938
11	0.117269	0.316375	0.35285
12	0.129638	0.3461	0.355385

Fonte: Resultado do modelo.

Com relação à Tabela 5, tem-se que um impulso na taxa de câmbio se propaga em maior velocidade sobre $\ln PEI$, se comparado à resposta em $\ln PEP$. No entanto, tomando o prazo de um ano, tem-se que as respostas nos preços em ambos os portos se equiparam. Além disso, a variável $\ln PER$ apresenta menor resposta em relação ao câmbio, tanto em magnitude como em velocidade de propagação, o que faz sentido, já que os resultados apontaram para um ERPT completo para os preços das exportações no porto de Rio Grande, refletindo, então, efeitos correlacionados entre as variáveis e resultando em menores respostas dos preços a um choque na taxa de câmbio.

CONCLUSÃO

Por fim, este estudo teve como objetivo central buscar evidências de que características regionais e portuárias pudessem influenciar o grau de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços de exportação. Dessa forma, encontrou-se heterogeneidade nos coeficientes estimados para os preços de exportação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, apresentando, assim, um ERPT completo para os preços em Rio Grande, bem como um ERPT incompleto para Paranaguá e Itajaí.

A discussão acerca do grau de passagem da taxa de câmbio para os preços das exportações é de suma importância para a implementação de políticas públicas e decisões de *policy makers*, visto que a literatura vem confrontando resultados de testes empíricos com embates teóricos, exercendo então contribuições para a evolução do conhecimento sobre os efeitos de ERPT. Dessa forma, os resultados apresentados acima corroboram com a literatura atual, no sentido de que é possível encontrar diferentes níveis de *pass-through* em uma mesma economia, evidenciando a necessidade de estimativas com séries desagregadas. Por meio de uma análise via preços de exportações nos portos, descobriu-se, neste estudo, que tanto o número de empresas como a participação destas no mercado podem ser fatores determinantes para a magnitude do ERPT. Desse modo, ressalta-se a importância da concorrência de mercado, assim como já evidenciado por outros autores.

Constatou-se que a China é o principal destino das exportações realizadas pelos portos de Rio Grande e Paranaguá, bem como o complexo Soja foi o principal segmento exportado, tomando o ano de 2015 como referência. Por outro lado, em relação ao porto de Itajaí, os principais destinos para as exportações são Rússia, EUA e Japão, e o complexo Carnes foi responsável por metade de todas as exportações, em dólares FOB.

De posse desses resultados, os agentes privados e públicos envolvidos com o comércio internacional e a logística portuária poderão definir suas estratégias com mais subsídios, uma vez que o estudo fornece uma discussão acerca do repasse cambial para os preços de exportação, bem como aponta algumas características do ambiente concorrencial e seus possíveis efeitos sobre esses repasses.

Para estudos futuros, sugere-se ampliar a base de dados incluindo os demais portos marítimos do Brasil, podendo, assim, melhorar as evidências encontradas e realizar uma análise de correlação entre a participação das empresas que atuam nas exportações e o grau de ERPT em cada porto.

AGRADECIMENTOS

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).

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. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2007.09.005>

BACCHETTA, P.; WINCOOP, E. Van. A Theory of the Currency Denomination of International Trade. *Journal of International Economics*, 2005. p. 295–319. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9039>

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. Disponível em: <https://doi.org/10.1111/rssa.12213>

BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. 2ª edição, 2012. ISBN-10: 852211157X.

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. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w8934>

_____; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. *The Review of Economics and Statistics*, Massachusetts, 2005. p. 679–690. DOI: <https://doi.org/10.1162/003465305775098189>

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. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032011000300002>

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. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.09.006>

- DEES, S.; BURGERT, M.; PARENT, N. Import price dynamics in major advanced economies and heterogeneity in exchange rate pass-through. *Empirical Economics*, Springer, vol. 45(2), 2013. p. 789–816. DOI: <http://hdl.handle.net/10.1007/s00181-012-0656-3>
- DELATTE, A.-L.; LÓPEZ-VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, 2012. p. 833–844. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.03.003>.
- 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. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w9543.pdf>
- 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. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912517>
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. Fourth edition ed. Hoboken, NJ: Wiley, 2015. ISBN 978-1-118-80856-6 (pbk.).
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 1987. p. 251–276. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913236>
- FERREIRA, A.; SANSÓ, A. Exchange rate pass-through: the case of brazilian exports of manufactures. *Latin American Economic Crises*, 2008, pp 187-198. DOI: https://doi.org/10.1057/9781403943859_11
- FRAGA, G.; ARRUDA, C.; ALVES, A.; PARRÉ, J. L. O Pass-through das Variações da Taxa de Câmbio para os Preços de Exportação de Soja. *Revista Análise Econômica*, 2008, v. 49, 193-210. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/277760341>
- HERGER, N. Market Entries and Exits and the Nonlinear Behaviour of the Exchange Rate Pass-Through into Import Prices. *Open Economics Review*, 2015. p. 313–332. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=2544680>
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, North-Holland, 1988. p. 231–254. Disponível em: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. *International economics: theory & policy*. 9th ed ed. Boston: Pearson Addison-Wesley, 2012. ISBN-13: 978-0-13-214665-4 ISBN-10: 0-13-214665-7.
- LI, Y.; HUANG, X.; WANG, Z. Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: Empirical Analysis in China. 2011 *International Conference on Computer and Management (CAMAN)*, 2011. p. 1–6. Disponível em: <https://ieeexplore.ieee.org/document/5778822/>
- 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. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2005/833/default.htm>

MDIC, Dados do Comércio Exterior. Rio de Janeiro: Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e Comércio Exterior, 2016. Anual. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br> Acesso em: dez 2016

TAYLOR, J. B. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 2000. v. 44, n. 7, p. 1389-1408. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4)

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. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-20032008000100008>

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. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2008.00801.x>