

PASS-THROUGH CAMBIAL PARA OS PREÇOS DE IMPORTAÇÃO: UMA ANÁLISE PARA AS PRINCIPAIS *COMMODITIES* AGRÍCOLAS IMPORTADAS PELA REGIÃO NORDESTE

Pass-through change for import prices: an analysis for the main agricultural *commodities* imported by Northeast region

Hérica Gabriela Rodrigues de Araújo

Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco - PPGECON/UFPE.
eco.araujoherica@gmail.com

Roberta Moraes Rocha

Doutora em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia - PIMES/UFPE. Professora de Economia da UFPE/CAA.
roberta_rocha_pe@yahoo.com.br

Cássio da Nóbrega Besarria

Doutor em Economia pelo PIMES. Professor de Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB.
cassiodanobrega@yahoo.com.br

Resumo: Esta pesquisa representa uma adaptação da discussão do processo de mensuração do grau de *pass-through* para os principais produtos agrícolas importados da região Nordeste, no período de 2000 a 2012. Primeiramente, tem-se como objetivo verificar o grau de repasse cambial, isto é, nulo, completo ou incompleto para os preços dos principais produtos importados, bem como examinar o comportamento dos preços internos frente a choques cambiais. A fim de se chegar a estes objetivos propostos, foi utilizado o modelo de correção de erro, de forma que entre os resultados obtidos se destaca que as *commodities* agrícolas mais importadas pela região Nordeste foram trigo, amêndoa de cacau, malte não torrado, arroz semibranqueado e castanha, representando, respectivamente 62%, 20%, 14%, 2% e 1% na balança comercial. O coeficiente do *pass-through* para os preços de importação do trigo, cacau e castanha assumem valores no intervalo, $-1 < \delta < 0$, indicando que os efeitos dos choques cambiais não são repassados integralmente para os preços de importação desses produtos. Em relação à depreciação real da taxa de câmbio, percebe-se que esta afetou positivamente os preços de importação de todas as *commodities* analisadas de forma persistente, com exceção dos preços da castanha, onde houve redução.

Palavras-chave: Pass-through; *Commodities* agrícolas; Preços internos.

Abstract: This research is an adaptation of the discussion the measurement process of the degree of *pass-through* for the main products imported from the Northeast Region in the period between 2000 and 2012. At first, it has as aim to determine whether the degree of *pass-through* to the prices of key imports is null, complete or incomplete as well as to examine the behavior of domestic prices to exchange rate shocks. In order to achieve the proposed objectives it was used a model for error correction in such way that, in the obtained data, the most imported commodities by the Northeast region were wheat, cocoa almond, unroasted malt and milled rice, representing respectively 62%, 20%, 14%, 2% and 1% in the trade balance. The import prices *pass-through* coefficient for wheat, cocoa brown and chestnut take values in the range $-1 < \delta < 0$, indicating that the effects of exchange rate shocks are not fully passed to these products import prices. In relation to real depreciation of the exchange rate, it can be noticed that this has positively affected the import prices of all commodities analyzed, excepting the chestnut prices, which was reduced.

Keywords: Pass-through; Agricultural Commodities; Domestic prices.

1 INTRODUÇÃO

A partir da década de 70, a validade da lei do preço único começou a ser questionada e dessa discussão surgiu uma literatura conhecida como *pass-through*. O *pass-through* é denominado como a elasticidade da taxa de câmbio e tem o propósito de mostrar o grau de repasse cambial aos preços internos, podendo ser classificado em nulo, quando as variações cambiais não são repassadas aos preços internos; completo, quando as variações cambiais são totalmente repassadas aos preços; e incompleto, neste caso apenas parte da variação cambial é repassada ao preço.

A discussão sobre essa temática está voltada para o processo de identificação do grau de repasse cambial para os preços internos, dada a importância que o câmbio tem na competitividade das exportações, importações e no saldo da balança comercial. Dentre os estudos que abordam essa temática, destacam-se: Dornbusch (1987), Feenstra (1987), Knetter (1989), Dwyer, Kent e Pease (1993), Wang e Wu (1996), Goldberg e Knetter (1997), Amitrano, Grauwe e Tullio (1997), Cunningham e Haldane (2000), Burstein, Neves e Rebelo (2001), Devereux e Yetman (2002), Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006) e Cozmâncă e Manea (2010).

Esta pesquisa representa uma adaptação da discussão apresentada no modelo desenvolvido por Woo (1984), implementado com Ohno (1989) e Feinberg (1991) e utilizado por Campa e Goldberg (2002), Pollard e Coughlin (2005) e Maciel (2006) como processo de mensuração do grau de *pass-through* nos preços domésticos para os principais produtos importados da região Nordeste, no período de 2000 a 2012. Em outras palavras, flutuações cambiais são capazes de influenciar os preços de importação das principais *commodities* agrícolas importadas pela região Nordeste? Especificadamente, pretende-se: verificar se o grau de repasse cambial para os preços dos principais produtos importados é nulo, completo ou incompleto; e examinar o comportamento dos preços internos frente a choques cambiais.

A importância deste estudo está ligada a dois fatos, sendo eles: dependência externa e competitividade. Em relação ao primeiro componente, percebe-se que quanto maior a dependência do setor externo, maiores são os

efeitos das variações na taxa de câmbio sobre a inflação doméstica. Em suma, compreender a influência das variações na taxa de câmbio na determinação dos preços internos dos bens pode auxiliar na previsão do nível geral de preços, trazendo para esses uma estabilidade; e também faz com que os formuladores de políticas adotem medidas que procurem suavizar os efeitos adversos das flutuações cambiais sobre a inflação doméstica da região Nordeste.

Um exemplo de política interna que é influenciada por essas oscilações cambiais é a política de preço mínimo para agricultura; dessa maneira, o preço mínimo é uma ferramenta de política agrícola que permite que os agricultores mantenham a renda em caso de queda acentuada no preço de mercado. Nessa circunstância, o governo paga a diferença entre o preço mínimo e as cotações de mercado, impedindo que o agricultor tenha prejuízo e escassez do alimento na safra seguinte (BRASIL, 2015).

Em relação à competitividade, verifica-se que quanto mais competitivo for o mercado doméstico para um produto, menor deve ser o grau de repasse das variações cambiais para o nível de preço doméstico. Esse fato fica melhor descrito quando é analisado um caso isolado, por exemplo, uma empresa importadora agrícola do ramo de frutas (maçã, banana, laranja) não consegue individualmente transferir os efeitos da variação cambial para os preços do seu produto. Esse resultado é observado devido ao fato de os consumidores serem sensíveis a variações nos preços e os produtos nesse tipo de estrutura de mercado serem considerados homogêneos. Nesse caso, a firma absorve o custo. Por outro lado, na concorrência imperfeita, percebe-se que quanto maior o poder de mercado das firmas, maior será o repasse do aumento dos custos para os preços internos (MACIEL, 2006).

Por fim, é importante ressaltar que a literatura de *pass-through* aplicada ao Brasil é, de modo geral, orientada para a análise do repasse cambial para os preços das exportações, ou seja, voltada para a influência das variações nos preços de exportação dos produtos locais nos indicadores de preços dos países estrangeiros. Este estudo é direcionado para a região Nordeste e para a análise do repasse cambial para os preços das principais *commodities* agrícolas importadas. Para alcançar o objetivo proposto, será utilizada

análise de cointegração e os choques cambiais serão analisados por meio do Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM).

Além desta introdução, este trabalho conta com mais cinco seções. A seção 2 descreve o modelo teórico, a seção 2.1 descreve a revisão da literatura, a seção 3 apresenta os procedimentos empíricos, na seção 3.1 serão descritas as variáveis da pesquisa, a seção 4 apresenta os resultados e a seção 5 relata as considerações finais.

2 MODELO TEÓRICO

Nesta seção, é apresentado o modelo desenvolvido por Woo (1984), implementado com Ohno (1989) e Feinberg (1991) e utilizado por Campa e Goldberg (2002), Pollard e Coughlin (2005) e Maciel (2006) que mensuraram o grau de *pass-through* nos preços domésticos.

As flutuações na taxa de câmbio e suas implicações sobre os níveis de preços nacionais constituem um dos principais objetos de estudo da economia internacional. Inicialmente, a teoria que se propôs a explicar os efeitos dos movimentos na taxa de câmbio nos níveis de preços dos países foi a teoria da paridade do poder de compra. Essa teoria procurou mostrar que a taxa de câmbio entre as moedas de dois países é igual à razão entre os níveis de preços; as conclusões obtidas estão fortemente relacionadas a uma proposição conhecida como lei do preço único.

Pela lei do preço único, bens idênticos, tratados em estruturas de mercado concorrenciais, livres de custos e de barreiras tarifárias e não tarifárias, devem ser negociados pelo mesmo preço, quando expressos na mesma moeda, e podem ser representados por:

$$P^H = eP^F \quad (1)$$

onde P^H representa o preço do bem em termos da moeda doméstica, P^F é o preço do bem em termos da moeda estrangeira, sendo e a taxa de câmbio nominal (POLLARD; COUGHLIN, 2005).

No entanto, as evidências empíricas têm mostrado que fatores como custos de transporte, práticas monopolistas e oligopolistas, restrições tarifárias e não tarifárias impostas pelos governos têm contribuído para violar a lei do preço único descrita anteriormente. Nesse contexto, surgiu a teoria do *pass-through*, na qual procura mostrar que o repasse cambial aos preços internos pode não ser completo e

pode ser influenciado por fatores como custos, poder de mercado, preços dos bens e serviços substitutos, dentre outros fatores. Dessa forma, ao se incorporar diferentes graus de repasse cambial na lei do preço único, pode-se obter a seguinte relação:

$$P^H = \alpha eP^F \quad (2)$$

onde α representa o desvio da lei do preço único.

A equação (2) mostra que os preços internos estão diretamente associados aos preços externos; destaca-se que quando as firmas estão inseridas em uma estrutura de mercado de concorrência imperfeita, são capazes de influenciar os preços. Esse componente faz com que as firmas fixem os preços dos bens acima do custo marginal de produção, sendo fortemente influenciados pela elasticidade preço-demanda¹ (POLLARD; COUGHLIN, 2005).

Assim, ao analisar a determinação dos preços das firmas estrangeiras, tem-se que:

$$P^F = \omega \cdot cmg \quad (3)$$

sendo ω a *mark-up* e o custo marginal.

A equação (3) mostra que os preços dos bens das firmas estrangeiras são influenciados pelo *mark-up* e pelo ω . Em relação ao *mark-up*, verifica-se que ele pode ser influenciado por características específicas do produto, setor ou indústria e fatores macroeconômicos, sendo representado por:

$$\omega = \varphi \cdot e^\delta \quad (4)$$

definindo-se φ como as características específicas do produto, setor da atividade e fatores macroeconômicos e δ como a elasticidade do câmbio, onde esta possui uma relação inversa com a elasticidade da demanda² (POLLARD; COUGHLIN, 2005).

1 Para mostrar essa relação tem-se: $\frac{P(Q^*)}{CMg(Q^*)} = \frac{1}{1 - \frac{1}{|E_p|}} = \frac{|E_p|}{|E_p| - 1}$

De forma equivalente: $\frac{P(Q^*) - CMg(Q^*)}{CMg(Q^*)} = \frac{1}{|E_p| - 1}$ ou

$$\frac{P(Q^*) - CMg(Q^*)}{P(Q^*)} = \frac{1}{|E_p|}$$

2 Se a elasticidade é muito elevada – próxima do infinito – o *mark-up* tende a 1. Este é o caso dos mercados de concorrência perfeita. Quanto menos elástica a função demanda, maior o *mark-up*, até o limite superior de uma elasticidade unitária, em que o *mark-up* tende ao infinito. Afinal, quando a elasticidade tende à unidade, a receita marginal tende a zero; de forma que a firma só pode estar operando neste ponto se o seu custo marginal também for próximo de zero e o seu *mark-up* terá que tender ao infinito para gerar um preço positivo (POLLARD; COUGHLIN, 2005).

Por outro lado, tem-se o custo marginal de produção das firmas, que representa o acréscimo dos custos totais de produção quando ocorrem acréscimos unitários na produção. É importante destacar que o modelo proposto assume que o país estrangeiro só produz bens para o país doméstico. Por essa razão, o custo marginal será determinado pela demanda do bem no país doméstico e pelos custos dos insumos de produção do país estrangeiro. Mas a demanda pelo bem é influenciada pelos preços dos bens substitutos e pela renda dos agentes econômicos do país doméstico, e pode ser expressa por:

$$cmg = P_s \cdot Y \cdot W \quad (5)$$

Substituindo na equação (2) as equações (3), (4) e (5), obtém-se o preço de importação, podendo ser representado por:

$$P^H = \alpha \cdot \varphi \cdot e^{1+\delta} \cdot P_s \cdot Y \cdot W \quad (6)$$

Aplicando o logaritmo na equação (6), tem-se:

$$\ln P^H = \ln(\alpha\varphi) + \ln e^{1+\delta} + \ln P_s + \ln Y + \ln W \quad (7)$$

A expressão (7) mostra que os preços de importação são influenciados pelas características específicas do produto $[\ln(\alpha\varphi)]$, elasticidade do câmbio $[\ln e^{1+\delta}]$, preços dos bens substitutos $[\ln P_s]$, renda dos agentes econômicos $[\ln Y]$ e pelos custos dos insumos de produção do país estrangeiro $[\ln W]$.

Por meio da equação (7) é possível analisar o efeito das flutuações cambiais sobre os preços de importação, sendo essa discussão representada pelos seguintes aspectos. Primeiro, para o caso de , então o *pass-through* será completo, significa que a estrutura de mercado é concorrência perfeita para o bem analisado. Esse fato reduz a equação (7) a:

$$\ln P^H = \ln(\alpha\varphi) + \ln e + \ln P_s + \ln Y + \ln W \quad (8)$$

Para o caso de o *pass-through* ser completo, percebe-se que o repasse cambial para os preços internos é integral ou na mesma proporção das variações cambiais. Por outro lado, no caso de , reduz a equação (7) a:

$$\ln P^H = K + (1+\delta) + \ln e + \ln P_s + \ln Y + \ln W \quad (9)$$

Nesse caso, se as firmas possuem poder de mercado, havendo uma concorrência

imperfeita, pode ocorrer o fenômeno do *pricing to market*³. Devido a esse fato, o *pass-through* seria incompleto, isto é, , pois as firmas não teriam incentivos para repassar completamente aumentos cambiais para os preços, absorvendo as variações na taxa de câmbio nos seus *mark-ups*. Caso procedesse dessa maneira, seus preços ficariam acima das demais firmas, ocasionando uma perda de *market-share*. Em outras palavras, quando o mercado é tido como concentrado (oligopólio), tal como destacou Dornbusch (1987), Bernhofen e Xu (2000), as empresas podem não repassar integralmente esses choques cambiais para os preços, porque não esperam que seus concorrentes sigam esses aumentos. Com isso, dado o nível de concorrência e o nível de substitutibilidade do bem no setor, as firmas têm menor incentivo em repassar aumento de custos para os preços⁴ (POLLARD; COUGHLIN, 2005).

2.1 Discussão da literatura

Nesta seção serão apresentados alguns estudos relacionados ao *pass-through* das mudanças da taxa de câmbio para os preços das importações. É importante salientar que a maioria dos estudos aplicados à economia brasileira está voltada para os efeitos das mudanças cambiais sobre os preços das exportações, dentre os quais se destacam: Ferreira e Sanso (1999), Kannebley (2000), Ferreira (2000), Tejada e Silva (2008), Júnior e Silva (2012), Fraga et al. (2008) e Correa (2010). Para o caso enfatizado nesta pesquisa foi encontrado apenas o trabalho desenvolvido por Maciel (2006).

Dentre os estudos pioneiros sobre esta temática, destacam-se Dwyer, Kent e Pease (1993) que estimaram a dinâmica do *pass-through* para os preços das importações e os produtos manufaturados exportados da Austrália. Neste trabalho, o método utilizado foi a relação de cointegração entre a taxa de câmbio e os preços domésticos e a mensuração deu-se a partir do

3 Segundo Maciel (2006) quanto maior o *pricing to market*, ou seja, maior a concorrência em um setor, menor o poder de mercado de seus produtores, o que minimiza sua capacidade de ajuste de preços, via elevação de custos. Logo, quanto maior a concorrência, menos os produtores podem repassar aumento de custos para os consumidores.

4 Para maiores detalhes sobre essa literatura ver Clarke e Davies (1982), Marston (1990), Athukorala e Menon (1994), Feenstra, Gagnon e Knetter (1996), Yang (1997) e Bernhofen e Xu (2000), Gross e Schmitt (2000).

modelo utilizado por Phillips e Hansen (1990). Estes encontraram que no longo prazo o *pass-through* é completo.

Já Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006) examinaram o repasse da taxa de câmbio aos preços de importação e de consumo nos países do G-7, mostrando como se deu essa relação no período entre 1970 e 1980. Os resultados evidenciaram que uma depreciação cambial de 0,7 afetou em 0,4 os preços de importação e 0,15 para os preços ao consumidor. O estudo conclui que todos os países analisados apresentaram um declínio numérico na capacidade de resposta dos preços de importação a movimentos da taxa de câmbio.

No ano de 2007, o Banco Central europeu procurou analisar os padrões mundiais de repasse cambial para os preços domésticos com base em modelos de vetor autorregressivos (VAR) para um número considerável de países em três principais regiões de mercados emergentes do mundo (Ásia, América Latina e Europa central e oriental). Modelos para países emergentes e para as principais economias industrializadas, ou seja, a área do euro, Estados Unidos e Japão, que são usados como grupo de controle. Em todos os países, os resultados apontam para um declínio no repasse cambial ao longo da cadeia de preços domésticos corroborando os resultados obtidos por Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006). A diferença entre os dois trabalhos foi o método de estimação, o estudo anterior mensurou através de modelos de vetor autorregressivos (VAR) e o segundo, com Mínimos Quadrados Generalizados. A análise em parte subverte a sabedoria convencional de que o repasse cambial para os preços domésticos é sempre maior nas economias emergentes; contudo, os autores mostraram que é nas economias desenvolvidas.

Em Cozmâncă e Manea (2010) a investigação foi direcionada para o *pass-through* da taxa de câmbio nos preços de importação, preços ao produtor e índices de preços ao consumidor para a economia romena, sendo adotado como instrumento metodológico o VAR. Os resultados apontam para um *pass-through* aproximadamente completo nos preços de importação e incompleto para produtor e consumidor final. Nos testes econométricos realizados, o repasse cambial para os preços de importação se deu de forma gradual, crescente e variando de acordo com o período analisado (depreciação/apreciação

cambial). Em relação aos índices de preço ao produtor e consumidor, obteve-se um *pass-through* incompleto que também depende do intervalo de tempo analisado; esses resultados estão em conformidade com o arcabouço teórico. O trabalho acrescenta na literatura porque eles usam como variáveis respostas os índices de preços, descrevem a dinâmica da taxa de câmbio e identificam as assimetrias no repasse que afetavam os preços de forma persistente, obtendo-se os resultados dos autores anteriores.

Para o caso brasileiro, destaca-se o trabalho desenvolvido por Maciel (2006), que procurou investigar de forma sistemática todos os produtos que são comercializáveis, excluindo construção civil e serviços; seus resultados mostraram que há poder do mercado internacional sobre o preço praticado no mercado nacional para os bens analisados. Para isso, foi estimado o grau de *pass-through* para cada tipo de bem, de maneira que esse coeficiente estimado seja o indicador para uma melhor classificação dos produtos em *pass-through* completo, incompleto e nulo. O período analisado foi de janeiro de 2000 até abril de 2005, em frequência mensal e o método de mensuração foi através dos Mínimos Quadrados Generalizados, corrigindo os problemas de heterocedasticidade e correlação serial dos erros.

Os resultados mostraram que o *pass-through* é incompleto, mas que a maioria dos produtos da cesta do IPC tem uma sensibilidade significativa em relação à taxa de câmbio nominal. Além disso, obteve-se que os bens e serviços da cesta do IPC podem ser reclassificados de acordo com suas sensibilidades à taxa de câmbio, indicando um novo grau de comerciabilidade de cada produto, porque os produtores sabem que os produtos que têm *pass-through* completo, por exemplo, e podem repassar integralmente as variações cambiais aos preços domésticos sem perder *market-share*.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Inicialmente são aplicados os testes de Dickey-Fuller (1979; 1981), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) e Phillips-Peron, com o propósito de verificar a estacionariedade das séries.

Para o caso de as séries serem não estacionárias, então o passo seguinte é verificar se as séries analisadas são cointegradas. Para

isso, as metodologias tradicionais para testar a cointegração são: Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990). A primeira metodologia afirma que as variáveis em estudo serão cointegradas, se estas forem integradas de mesma ordem (sendo) e se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária. Essa técnica não é indicada para testar a cointegração quando existe a possibilidade da existência de mais de um vetor de cointegração. Nesse caso, a metodologia recomendada é a de Johansen e Juselius (1990).

Por fim, tem-se que, tomando como base Woo (1984), Ohno (1989) e Feinberg (1991), Campa e Goldberg (2002), Pollard e Coughlin (2005), Maciel (2006) e Couto e Fraga (2015), a mensuração dos efeitos dos choques cambiais sobre os preços de importação dar-se-á através do modelo de vetores autorregressivos (VAR) com variáveis cointegradas, usando como procedimento de cointegração a metodologia proposta por Johansen e Juselius (1990). O VAR trata as variáveis analisadas de forma endógena e descreve a resposta ou comportamento de uma série, para o caso tratado, os preços das *commodities*, dado um choque estrutural na taxa de câmbio. A importância dessa análise está ligada à resposta dada pelos preços das *commodities* importadas pela região Nordeste devido a uma depreciação cambial, ou seja, os preços mudam ou não de patamar? Se mudam, qual a direção? Esse método tem o propósito de mensurar o grau de repasse da taxa de câmbio para os preços internos com a incorporação do efeito de longo prazo de variações cambiais sobre os preços domésticos, onde a equação proposta é descrita por:

$$\begin{aligned} \Delta P_{i,t}^H = & \beta_{1,i} + \beta_{2,i} \Delta e_{t-i} + \beta_{3,i} \Delta Ps_{t-p} + \\ & + \beta_{4,i} \Delta Y_{t-p} + \beta_{5,i} \Delta W_{t-p} + u_t \end{aligned} \quad (10)$$

onde $\beta_{2,i}$ é o coeficiente de *pass-through* da taxa de câmbio para os preços domésticos.

Quando $\beta_{2,i}$ for igual a zero, o δ será -1 e o

pass-through incompleto; se $\beta_{2,i}$ for igual a um, o δ será 0, resultando em um *pass-through* completo. Os sinais esperados das variáveis independentes são dados sob a equação.

Uma desvalorização cambial, representada pelo aumento de e_{t-i} , deve elevar o preço de importação do bem tratado, assim como um aumento nos preços dos bens substitutos em dólar (Ps_{t-p}), deve elevar o preço de importação. Resultado também esperado para o caso de haver expansão nos custos de insumos estrangeiros (W_{t-p}). Por fim, um aumento na renda dos consumidores (Y_{t-p}), supondo o preço dos bens substitutos constantes, pode elevar o preço das importações, mas, nesse caso, a resposta do preço de importação é mais incerta que para as demais variáveis.

3.1 Base de dados

A base de dados utilizada nesta análise é composta por observações mensais das principais *commodities* agrícolas importadas (Trigo em grãos, amêndoa de cacau, malte não torrado (cevada) e arroz) pela região Nordeste no período de 2000 a 2012. A escolha do período se deu pela disponibilidade de dados.

Destaca-se que a escolha desses produtos se deu por sua participação na pauta de importação da região Nordeste no período de 2000 a 2012. As *commodities* mais importadas foram trigo, amêndoa de cacau, malte não torrado e arroz semibranqueado, representando respectivamente 62%, 20%, 14% e 2%. O período de coleta desses dados ocorreu no primeiro semestre de 2013. Em relação ao tratamento inicial dessas séries, destaca-se que foi realizado o ajuste sazonal nessas séries por meio do método X11 Arima. O Quadro 1 descreve as variáveis utilizadas na pesquisa e sua respectiva fonte.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Sigla	Variável	Descrição	Fonte
P_i	Preço de importação	Foi utilizado o valor importado em dólares FOB (<i>freeonboard</i>) porto estrangeiro, que exclui frete, seguros ou funções; quantidade em toneladas e preço médio (US\$/t).	ALICEWEB e MDIC (Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior).
Ps_i	Preços de bens substitutos dos EUA, custos de produção estrangeiros e renda	Essas variáveis não estão disponíveis, então seguiremos a prática comum na literatura de <i>pass-through</i> da utilização de índices de preços ao produtor americano como <i>proxy</i> para os preços dos bens substitutos dos EUA.	Fundação Getúlio Vargas (FGV)
e_t	Taxa de câmbio real		Ipeadata
P_{p_t}	Índice de preços ao produtor	Esse índice é utilizado como <i>proxy</i> de preços substitutos para o Brasil, assim como em Pollard e Coughlin (2005).	Fundação Getúlio Vargas (FGV)
W_t	Custo do insumo externo	Este indicador está baseado em Maciel (2006), que utilizou o Índice de preços ao produtor dos EUA, representando o maior parceiro comercial do Brasil.	Bureau of Labor Statistics Data
y_t	PIB agropecuário	É utilizado como <i>proxy</i> para a variável renda gasta com o bem estrangeiro e o substituto nacional, é baseado em Couto e Fraga (2015).	Ipeadata

Fonte: Elaborado pelos autores.

4 DISCUSSÕES E RESULTADOS

Esta seção tem o propósito de analisar o grau de repasse cambial para os preços dos principais produtos importados pela região Nordeste. Este estudo será executado em duas etapas: primeiro serão realizados os testes de estacionariedade e cointegração das séries, como intuito de verificar se as variáveis possuem tendência determinística ou estocástica e, além disso, se as mesmas possuem um equilíbrio de longo prazo (cointegram); na sequência, realiza-se a estimação dos modelos por equações simples, utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e modelo VAR com correção de erro (VECM).

Inicialmente, foram realizados os testes de estacionariedade das séries, por meio do pacote estatístico *Rats*. Foram aplicados, por razões de comparação, os testes de ADF ampliado, Phillips-Perron (PP) e KPSS, a fim de verificar a estacionariedade e a ordem de integração das variáveis utilizadas. Como pode ser visto na Tabela 1, para o caso analisado, os testes de ADF, PP e KPSS mostraram que as séries possuem raiz unitária (não estacionária) em nível. Por sua vez, encontram-se evidências de que as séries são estacionárias em primeira diferença ao não se rejeitar a hipótese de estacionariedade a 5%.

Tabela 1 – Resultados dos testes de raiz unitária de ADF ampliado, Phillips-Perron (PP) e KPSS para as séries do trigo, cacau, malte não torrado e arroz semibraneado, período de 2000 a 2012

Séries	Teste de raiz unitária (Dickey-Fuller)		Teste de Phillips-Perron (PP)		Testes de estacionariedade de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	
	t_α	$t_{crítico}$	\hat{z}_μ	z_μ	$\hat{\eta}_\mu$	η_μ
Trigo						
P_i	-9.74	-3,45	-9.98	-3,45	2.47	0.46
y_t	-4.57	-3,45	-5.51	-3,45	1.57	0.46
P_{p_t}	-2.04	-3,45	-2.68	-3,45	1.86	0.46
Ps_t	-1.73	-3,45	-1.87	-3,45	2.95	0.46
W_t	-4.47	-3,45	-5.02	-3,45	2.70	0.46
e_t	-0.43	-3,45	-0.031	-3,45	0.57	0.46
Cacau						
P_i	-3.31	-3,45	-2.74	-3,45	1.47	0.46
y_t	-4.74	-3,45	-5.58	-3,45	1.63	0.46
P_{p_t}	-2.04	-3,45	-2.65	-3,45	1.72	0.46

Séries	Teste de raiz unitária (Dickey-Fuller)		Teste de Phillips-Perron (PP)		Testes de estacionariedade de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	
Ps_t	-4.71	-3,45	-5.56	-3,45	1.64	0.46
W_t	-4.45	-3,45	-4.96	-3,45	2.59	0.46
e_t	-4.44	-3,45	-4.22	-3,45	3.02	0.46
Malte não torrado						
Pi_t	-11.21	-3,45	-11.55	-3,45	1.98	0.46
y_t	-4.78	-3,45	-5.46	-3,45	1.51	0.46
Pp_t	-2.14	-3,45	-2.66	-3,45	1.88	0.46
Ps_t	-1.52	-3,45	-1.78	-3,45	2.83	0.46
W_t	-4.33	-3,45	-4.85	-3,45	2.52	0.46
e_t	-4.57	-3,45	-4.35	-3,45	2.97	0.46
Arroz semibranqueado						
Pi_t	-19.07	-3,45	-29.11	-3,45	0.05	0.46
y_t	-5.22	-3,45	-5.37	-3,45	1.92	0.46
Pp_t	-1.94	-3,45	-2.63	-3,45	1.72	0.46
Ps_t	-0.91	-3,45	-1.35	-3,45	2.52	0.46
W_t	-2.66	-3,45	-2.80	-3,45	2.37	0.46
e_t	-3.32	-3,45	-2.91	-3,45	2.56	0.46

Fonte: Elaboração própria pelos autores.

Nota: (*) Os valores críticos foram estabelecidos ao nível de 5% de significância.

Levando-se em consideração a não estacionariedade das séries, foram estimadas, como primeiro exercício, as relações propostas pela equação (9), com o intuito de estimar as possíveis respostas, obtidas a partir dos coeficientes de *pass-through*, para as principais *commodities* agrícolas importadas pela região Nordeste.

Tabela 2 – Estimativas dos coeficientes de *pass-through* para as principais *commodities* agrícolas importadas pela região Nordeste

	Trigo	Cacau	Arroz	Malte	Castanha
Constante	1576,14 (213,25)	-68,20 (97,25)	-3289,13 (524,93)	-417,93 (286,23)	3573,72 (372,56)
Produção	0,74 (0,81)	19,62 (4,60)	0,74 (0,56)	1,50 (0,55)	0,08 (0,98)
Custo	0,10 (0,40)	-0,36 (0,24)	0,05 (0,79)	-0,75 (0,55)	-1,00 (0,77)
Preço Substituto	0,66 (0,50)	-19,36 (4,58)	-1,53 (0,91)	-1,31 (0,71)	2,20 (0,87)
Renda	-1,25 (0,42)	0,99 (0,15)	0,49 (0,85)	1,46 (0,61)	-1,37 (0,74)
Câmbio	-0,64 (0,21)	-0,10 (0,12)	2,97 (0,36)	0,55 (0,24)	-0,97 (0,45)

Fonte: Elaboração própria pelos autores.

(*) Nota: A estimativa desses coeficientes foi obtida por MQO.

Com base na Tabela 2, percebe-se que, com exceção dos preços de importação do arroz e do malte, o coeficiente do *pass-through* para os preços

de importação do trigo, cacau e castanha assumem valores no intervalo,, indicando que os efeitos dos choques cambiais não são repassados integralmente para preços de importação desses produtos.

Esse resultado sugere que as firmas importadoras absorvem parcialmente esse repasse e incorporam nos seus custos; logo, os preços nacionais teoricamente não são inflacionados pela depreciação cambial. Com esse achado é possível ter um primeiro indício que a estrutura de mercado para esses produtos agrícolas na região Nordeste é característico de uma concorrência imperfeita.

Tal como ressaltado anteriormente, por ser um mercado de informação assimétrica, uma firma A sabe que os seus concorrentes podem não repassar para os seus preços os efeitos da depreciação. Nesse caso, repassar os efeitos do câmbio para os preços pode fazer com que os preços da firma A fiquem acima dos preços dos bens das demais firmas, ocasionando uma perda de *market-share*.

Adicionalmente, deve-se ressaltar que os produtos analisados são matérias-primas e, ao elevar os preços dessas matérias-primas, os produtores estariam provocando aumento expressivo nos custos de produção de produtos finais, tais como: pão, cerveja, dentre outros.

No entanto, esse resultado deve ser interpretado com certa cautela, devido ao fato de

haver uma discussão já consolidada na literatura econométrica que argumenta que o método adotado para gerar esse resultado (MQO) não leva em consideração a possibilidade de as séries apresentarem o problema de endogeneidade, fato que, caso esteja presente, pode gerar o problema do viés, comprometendo as estimativas.

Assim, o passo seguinte é realizar essa análise por meio do modelo VAR e verificar se as séries de preço de importação, produção, custo, preço dos bens substitutos, renda e câmbio são cointegradas. O propósito dessa investigação é identificar a possibilidade de existência ou não de equilíbrio de longo prazo entre essas séries. A Tabela 3 apresenta os resultados obtidos por meio do teste de cointegração de Johansen.

A partir do teste de cointegração de Johansen, para o modelo linear com intercepto e tendência determinística quadrática, foi possível identificar que existe relação de cointegração entre as séries para o período analisado, tanto pelos testes do máximo autovalor como pelo teste do traço, tal como pode ser visto na Tabela 3.

Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen

	Eigenvalue	Máximo autovalor	Traço	Valor crítico 5%	LogL
Trigo					
0					-3771.89
1	0.73	206.45	685.44	103.68	-3668.66
2	0.61	146.66	478.98	76.81	-3595.33
3	0.55	123.77	332.32	53.94	-3533.44
4	0.42	85.77	208.55	35.07	-3490.55
5	0.37	71.57	122.77	20.16	-3454.76
6	0.28	51.19	51.19	9.14	-3429.16
Cacau					
0					-3275.22
1	0.82	262.66	917.01	103.68	-3143.89
2	0.79	236.24	654.34	76.81	-3025.77
3	0.61	144.77	418.10	53.94	-2953.38
4	0.60	137.63	273.32	35.07	-2884.56
5	0.39	74.90	135.68	20.16	-2847.11
6	0.33	60.78	60.78	9.14	-2816.72
Malte não torrado					
0					-3532.67
1	0.81	246.08	816.77	103.68	-6504.05
2	0.76	214.32	570.68	76.81	-6417.84
3	0.59	131.95	356.36	53.94	-6366.00
4	0.48	98.57	224.40	35.07	-6327.09
5	0.41	79.71	125.83	20.16	-6294.16
6	0.26	46.12	46.12	9.14	-6273.58

	Eigenvalue	Máximo autovalor	Traço	Valor crítico 5%	LogL
Arroz semibraneado					
0					-6617.78
1	0.83	227.45	688.39	103.68	-6504.05
2	0.74	172.41	460.93	76.81	-6417.84
3	0.55	103.67	288.52	53.94	-6366.00
4	0.45	77.82	184.84	35.07	-6327.09
5	0.40	65.85	107.02	20.16	-6294.16
6	0.27	41.16	41.16	9.14	-6273.58

Fonte: Elaborada pelos autores.

(*) Nota: A aceitação da hipótese nula do teste do traço indica não cointegração das séries; Os p-valores foram obtidos a partir de MacKinnon, Haug e Michelis (1999); o teste incluiu intercepto e tendência determinística quadrática, utilizando dois lags em primeira diferença, definidos a partir dos critérios AIC e SBC.

Os resultados do teste de cointegração indicam a presença de pelo menos um vetor de cointegração a 5%, reforçando o argumento que há uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas. Assim, a Tabela 4 apresenta os resultados da estimação do modelo de correção de erros.

Tabela 4 – Modelo de correção de erro (VECM)

Variáveis	Coeficientes			
	Cacau	Malte	Arroz	Trigo
ΔP_{t-1}	0.28* (0.08)	-0.06* (0.01)	-0.05*** (0.02)	0.12 ^{NS} (0.17)
ΔP_{t-2}	0.13*** (0.04)	-0.01*** (0.01)	0.01 ^{NS} (0.01)	0.06 ^{NS} (0.09)
Δy_{t-1}	-4.04 ^{NS} (2.13)	-0.06 ^{NS} (0.06)	-12095.92** (4309.60)	-0.51 ^{NS} (0.40)
Δy_{t-2}	-5.71** (1.89)	-0.08 ^{NS} (0.06)	-5548.17 ^{NS} (4284.79)	-0.38 ^{NS} (0.40)
$\Delta P_{p,t-1}$	-0.36 ^{NS} (0.27)	0.26 ^{NS} (0.27)	-49955.06** (17621.85)	-1.42 ^{NS} (1.53)
$\Delta P_{p,t-2}$	0.09 ^{NS} (0.27)	-0.06 ^{NS} (0.24)	-18298.89 ^{NS} (18690.48)	-1.63 ^{NS} (1.57)
$\Delta P_{p,t-1}$	3.84 ^{NS} (2.13)	0.83 ^{NS} (0.92)	37556.14 ^{NS} (15491.80)	4.00 ^{NS} (5.83)
$\Delta P_{p,t-2}$	5.51** (5.51)	-0.04* (0.89)	19126.94 ^{NS} (14209.73)	-18.76* (5.90)
ΔW_{t-1}	-0.10 ^{NS} (0.07)	-0.04 ^{NS} (0.06)	38.19 ^{NS} (37.67)	0.43 ^{NS} (0.37)
ΔW_{t-2}	-0.08 ^{NS} (0.06)	0.02 ^{NS} (0.06)	39.15 ^{NS} (36.75)	-0.35 ^{NS} (0.36)
Δe_{t-1}	0.69* (0.14)	0.46* (0.13)	0.26*** (0.14)	0.72* (0.07)
Δe_{t-2}	0.34* (0.08)	0.32* (0.08)	0.15** (0.08)	0.46* (0.07)
$EC\{1\}$	-9.99* (3.24)	17.42* (3.22)	1.01* (1.84)	-6.02 ^{NS} (15.21)

Fonte: Elaboração própria pelos autores.

As estimações dos modelos de correção de erros mostram que, com exceção do mercado de trigo, todos os mercados estão interligados, fato

verificado a partir dos coeficientes de ajuste dos desequilíbrios de longo prazo. Assim, choques de longo prazo, representados pelo coeficiente , nos preços de importação das *commodities* desses mercados são incorporados à trajetória desses termos na forma de elevações duradouras e permanentes. Quanto à análise de curto prazo, ressalta-se o efeito do câmbio nos preços de importação. Percebe-se que o comportamento de curto prazo dos preços das *commodities* é influenciado de forma positiva pela taxa de câmbio.

Os resultados obtidos para o caso da região Nordeste diferem dos encontrados por Dwyer, Kent e Pease (1993), que estimaram a dinâmica do *pass-through* para os preços das importações e os produtos manufaturados exportados da Austrália. Nesse trabalho, o método utilizado foi a relação de cointegração entre a taxa de câmbio e os preços domésticos. A mensuração deu-se a partir do modelo utilizado por Phillips e Hansen (1990), estimador OLS (PH) modificado, mostrando que, no longo prazo, o *pass-through* é completo. Todavia, a limitação desse estudo está relacionada ao padrão muito defasado da resposta de longo prazo para as mudanças da taxa de câmbio.

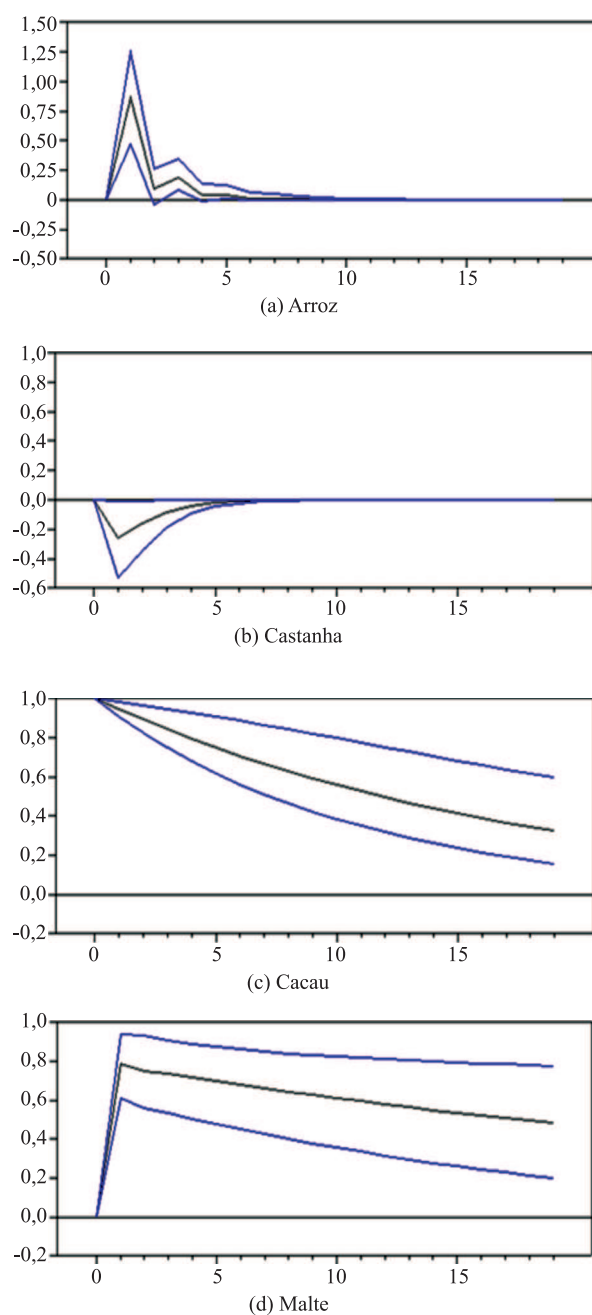
Além desse estudo, ressaltam-se os resultados obtidos por Cozmâncă e Manea (2010) para a análise da economia romena. Esses autores também investigaram o *pass-through* da taxa de câmbio em relação aos preços de importação, por meio do método econométrico VAR. Os resultados sugeriram, diferentemente do caso brasileiro, um *pass-through* quase completo nos preços de importação. Observando a literatura internacional, é possível perceber que o grau de repasse cambial obtido para a economia brasileira se aproxima dos resultados encontrados por Ihrig, Marazzi e Rothenberg (2006) para os países do G-7.

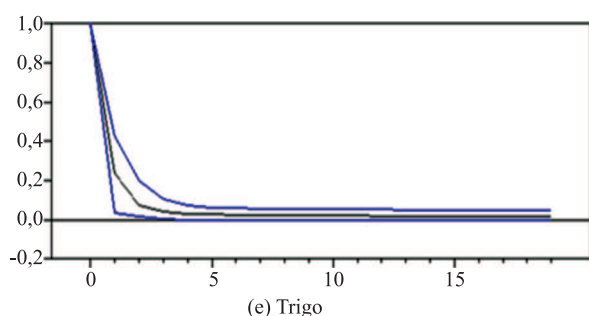
A etapa subsequente desse estudo é voltada para a análise dos efeitos dos choques cambiais sobre os preços de importação do arroz, castanha, cacau, malte e trigo. Ao se analisar a Gráfico 1 é possível perceber que uma depreciação real da taxa de câmbio afetou positivamente os preços de importação de todas as *commodities* agrícolas analisadas de forma persistente, com exceção dos preços da castanha que reduziu. Esses efeitos estão em conformidade com a discussão teórica, uma vez que a depreciação cambial representa aumento no custo de importação

e, conseqüentemente, aumento nos preços de importação.

Outra conclusão que é possível de ser extraída dessa análise é que o maior grau de repasse cambial para os preços internos se deu no período contemporâneo ao choque cambial e levou, em média, seis meses para que os efeitos desse choque fossem dissipados, tornando os preços de importação *ex-post* maiores que os preços de importação anteriores ao choque.

Gráfico 1 – Efeito do choque positivo na taxa real de câmbio sobre os preços de importação do arroz, castanha, cacau, malte e trigo.





Fonte: Elaboração própria pelos autores.

(*) Nota: Foram apresentadas apenas as funções impulso resposta associadas aos efeitos do choque cambial sobre os preços internos; as linhas azuis representam as bandas de probabilidade entre 0.16 e 0.84.

De forma geral, os resultados sugerem um *pass-through* incompleto, reforçando os achados iniciais. Isso indica que os produtores preferem incorporar as variações cambiais nos seus custos de produção, devido às incertezas de perdurar ou não a (des)valorização, que repassar de forma integral as flutuações cambiais aos preços importados das *commodities*. Essa análise mostra que há uma sensibilidade dos preços internos em relação aos choques cambiais, apesar de ser incompleto, e que políticas macroeconômicas que contribuam para manutenção da taxa de câmbio, relativamente estável, são importantes para garantir a competitividade dos produtos.

5 CONCLUSÕES

Nesta pesquisa foi apresentada a discussão sobre os efeitos dos choques cambiais sobre os preços de importação das *commodities* do arroz, castanha, cacau, malte e trigo, baseado no modelo desenvolvido por Woo (1984) e adaptado por Campa e Goldberg (2002), Pollar de Coughlin (2005) e Maciel (2006) que mensuraram o grau de *pass-through* nos preços domésticos. Para alcançar o objetivo proposto, foi utilizado o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM).

A estimativa dos coeficientes do *pass-through*, por meio do modelo log-log, para os preços de importação do trigo, cacau e castanha assumiram valores no intervalo, , indicando que os efeitos dos choques cambiais não são repassados integralmente para preços de importação desses produtos (*pass-through* incompleto). Ao se analisar os choques cambiais, foi possível perceber que uma depreciação real da taxa de câmbio afetou positivamente os preços de

importação de todas as *commodities* analisadas, com exceção dos preços da castanha que reduziu.

Em pesquisas futuras, serão incorporados novos produtos na análise, com o intuito de verificar se os resultados se mantêm; realizar a mesma análise, levando em consideração os principais produtos exportados pela região Nordeste; além disso, analisadas as sensibilidades à demanda por esses bens e a participação desses bens na cesta de consumo das famílias nordestinas, visto que, com o repasse das flutuações cambiais para os preços internos, esse fato pode contribuir para o aumento das desigualdades regionais por meio da inflação.

REFERÊNCIAS

- AMITRANO, A.; GRAUWE, P.; TULLIO, G. Why has inflation remained so low after the long exchange rate depreciations of 1992? **Journal of Common Market studies**, v. 35, n. 3, Sep. 1997. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/a/bla/jcmkts/v35y1997i3p329-346.html>>. Acesso em: 15 out. 2012.
- ATHUKORALA, P. J.; MENON, J. Pricing to market behaviour and exchange rate pass-through in Japanese exports. **Economic Journal**, n. 104, p. 271-81, 1994. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c8620.pdf>>. Acesso em: 08 nov. 2013.
- BERNHOFEN, D. M.; XU, P. Exchange rates and market power: evidence from the petrochemical industry. **Journal of International Economics**, n. 52, p. 283-297, 2000. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/els/00221996>>. Acesso em: 18 jun. 2013.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO – MAPA. **CMN aprova preços mínimos para a safra 2014/2015**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/comunicacao/noticias/2014/08/cmn-aprova-precos-minimos-para-a-safra-20142015>>. Acesso em: 10 jun. 2015.
- BURSTEIN, A.; NEVES, J.; REBELO, S. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange rate based stabilizations. **Journal of Monetary Economics**, 2001. Disponível em: <<http://www.econ.ucla>>.

edu/arielb/JCN-JMEversion.pdf>. Acesso em: 20 maio 2013.

CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices: a macro or micro phenomenon? **NBER Working Paper**, n. 8934, 2002.

CLARKE, R.; DAVIES, S. W. Market structure and price-cost margins. **Econômica**, n. 49, p. 277-287, 1982. Disponível em: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/2553628?uid=3737664&uid=2&uid=4&sid=21102160209993>>. Acesso em: 12 abr. 2013.

CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, ano 44, p. 61-91, abr. 2010.

COUTO, S. V. V.; FRAGA, G. J. O *passthrough* da taxa de câmbio para índices de preços: análise empírica para o Brasil. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 18, n. 3, p. 333-356, 2015.

COZMÂNCĂ, B. O.; MANEA, F. Exchange rate pass-through in to romanian price indices a var approach. **Journal for Economic Forecasting**, Institute for Economic Forecasting, n. 3, p. 26-52, September, 2010. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/>>. Acesso em: 15 jun. 2013.

CUNNINGHAM, A.; HALDANE, Andrew G. The monetary transmission mechanism in the united kingdom: pass-through& policy rules. **Central Bank of Chile, Working Papers**. n. 83, 2000. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/>>. Acesso em: 15 jun. 2013.

DEVEREUX, M. B.; YETMAN, J. **Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence**. 2002. Disponível em: <http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/08/Devereux_Yetman-v3.pdf>. Acesso em: 10 set. 2013.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, p. 427-31, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.

Econometrica, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

DORNBUSCH, R. Exchange rate and prices. **The American Economic Review**, v. 77, n. 1, p. 93-106, March 1987.

DWYER, J.; KENT, C.; PEASE, A. Exchange rate pass-through: the different responses of importers and exporters. **Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper**, n. 9304, 1993. Disponível em: <<http://www.rba.gov.au/publications/rdp/1993/pdf/rdp9304.pdf>>. Acesso em: 15 out. 2012.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-76, Mar. 1987.

FRAGA, G. J. et al. **O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços de exportação de soja**. 2008. Disponível em: <<http://seer.ufrgs.br/AnaliseEconomica/article/download/10911/6487>>. Acesso em: 20 maio 2013.

FEENSTRA, R. C. Symmetric pass-through of tariffs and exchange rates under imperfect competition: An empirical test. **NBER, Working Paper**, n. 2453, December 1987. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w2453.pdf?new_window=1>. Acesso em: 15 out. 2012.

FEENSTRA, R. C.; GAGNON, J. E.; KNETTER, M. M. Market share and exchange rate pass-through in world automobile trade. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 40, n. 1-2, p. 187-207, February 1996.

FEINBERG, R. M. The Choice of Exchange-Rate Index and Domestic Price Pass-Through. **Journal of Industrial Economics**, v. 39, n. 4, p. 409-420, 1991. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2098440?seq=1#page_scan_tab_contents>. Acesso em: 20 out. 2012.

FERREIRA, A. *Pass-through* da taxa de câmbio: modelos teóricos e evidências empíricas para as exportações brasileiras de manufaturados. In: FONTES, R.; ARBEX, Marcelo (Ed.). **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: UFV, 2000.

- FERREIRA, A.; SANZO, A. Exchange rate pass-through: the case of brazilian exports of manufactures. In: WORLD CONGRESS OF INTERNATIONAL ECONOMICS ASSOCIATION, 12., Buenos Aires, 1999. Disponível em: <http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/ETENE/Anais/docs/mesa11_texto3.pdf>. Acesso em: 14 jun. 2013.
- GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M. Goods prices and exchange rates: what have we learned? **Journal of Economic Literature**, v. 35, n. 3, p. 1243-1272, Sep. 1997. Disponível em: <<http://qed.econ.queensu.ca/pub/faculty/lapham/426/papers/gkjel97.pdf>>. Acesso em: 15 out. 2012.
- GROSS, D. M.; SCHMITT, N. Exchange rate pass-through and dynamic oligopoly: an empirical investigation. **Journal of International Economics**, Elsevier, v. 52, n. 1, p. 89-112, October 2000.
- IHRIG, J. E.; MARAZZI M.; ROTHENBERG, A. **Exchange rate pass-through in the G-7 countries**. Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n. 851, 2006. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=886102>. Acesso em: 20 jun. 2013.
- 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, p. 169-210, 1990.
- JÚNIOR, J. C. C.; SILVA, O. M. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. Trabalho apresentado no 50º Congresso da Sober, 2012, Vitória-ES. In: _____. **Pass-through da taxa de câmbio nos preços de exportação dos produtos agropecuários brasileiros: 1994-2003**. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/03O157.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2013.
- KANNEBLEY JR, S. Exchange rate pass-through: uma análise setorial para as exportações brasileiras (1984-1997). **Economia Aplicada**, v. 4, n. 3, 2000.
- KNETTER, M. M. Price discrimination by U.S. and German exporters. **The American Economic Review**, v. 79, n. 1, p. 198-210, mar. 1989. Disponível em: <<http://www.jstor.org/discover/10.2307/1804781?uid=3737664&uid=2134&uid=2&uid=70&uid=4&sid=21101922888991>>. Acesso em: 15 out. 2012.
- MACIEL, L. F. P. **Pass-through cambial: uma estimação para o caso brasileiro**. 2006. 44f. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Economia). Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2006.
- MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v. 14, p. 563-577, 1999.
- MARSTON, R. Pricing to market in Japanese manufacturing. **Journal of International Economics**, v. 29, p. 217-36, 1990. Disponível em: <<http://www.nber.org/chapters/c8620.pdf>>. Acesso em 10 de ago. 2013
- OHNO, K. Export pricing behavior of manufacturing: A U.S. **Japan Comparison**, **IMF Staff Papers**, v. 36, n. 3, p. 550-579, 1989.
- PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regressions with I (1) processes. **Review of Economic Studies**, v. 57, p. 99-125, 1990.
- POLLARD, P.; COUGHLIN, C. **Pass-through estimates and the choice of an exchange rate index**, St. Louis FED Working Paper, 2005. Disponível em: <<http://research.stlouisfed.org/wp/2003/2003-004.pdf>>. Acesso em: 20 nov. 2012
- TEJADA, C. A. O.; SILVA, A. G. O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil. **Revista Economia Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 171-205, jan./mar. 2008 – Impressa em abril 2008. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/resr/v46n1/a08v46n1.pdf>>. Acesso em: 20 out. 2012.

YANG, J. Exchange rate pass-through em U.S. manufacturing industries. **The Review of Economics and Statistics**, v. 79, n.1, p.95-104, Feb. 1997. Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/ste/nystbu/92-28.html>>. Acesso em: 15 out. 2012.

WANG, K.; WU, C. Exchange rate pass-through and industry characteristics: the case of Taiwan's exports of midstream petrochemical products. **NBER WorkingPaper**, n. 5749, p. 1-28, 1996. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w5749.pdf?new_window=1>. Acesso em: 15 out. 2012.

WOO, W. T. Exchange rates and the prices of nonfood, nonfuel products. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, p. 511-530, 1984. Disponível em: <http://www.brookings.edu/~media/Projects/BPEA/1984%202/1984b_bpea_woo_hooper.PDF>. Acesso em: 16 dez. 2013.

APÊNDICE A – TESTES ESTATÍSTICOS

Tabela A.1 - Seleção dos modelos por meio dos critérios de informação Akaike (AIC) e Schwartz Bayesiano (SBC)

Lags	AIC	SBC	LR-Test	P-value
Trigo				
1	45.27	46.10*		
2	45.18	46.73	130.28	0.00
3	44.95	47.22	152.29	0.00
4	44.95	47.95	117.23	0.00
5	44.59	48.32	171.16	0.00
6	43.76	48.24	239.67	0.00
7	43.74*	48.97	118.75	0.00
8	43.77	49.75	111.30	0.00
Cacau				
1	38.18	39.03*		
2	38.02	39.59	134.04	0.00
3	37.91	40.22	126.10	0.00
4	37.45	40.50	177.63	0.00
5	36.84	40.64	198.82	0.00
6	35.27	39.83	336.10	0.00
7	35.33	40.65	99.67	0.00
8	35.18*	41.27	128.60	0.00
Malte não torrado				
1	43.36	44.21*		
2	43.14	44.74	146.40	0.00
3	43.24	45.58	101.66	0.00
4	43.00	46.09	149.66	0.00
5	42.91	46.77	127.05	0.00
6	41.47	46.09	320.45	0.00
7	41.45	46.84	115.90	0.00
8	41.25*	47.43	141.13	0.00
Arroz				
1	99.29	100.22*		
2	98.96*	100.71	212.91	0.00
3	99.28	101.84	131.04	0.00
4	99.30	102.70	167.99	0.00
5	99.55	103.78	140.22	0.00
6	99.03	104.11	235.58	0.00
7	99.20	105.13	150.32	0.00
8	99.15	105.94	177.35	0.00

Fonte: Elaborada pelos autores.