

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA

ROQUE PINTO DE CAMARGO NETO

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

*EXCHANGE RATE PASS-THROUGH ON IMPORT AND EXPORT PRICES IN PORTS OF THE
SOUTHERN REGION OF BRAZIL*

Rio Grande
Março de 2017

ROQUE PINTO DE CAMARGO NETO

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

*EXCHANGE RATE PASS-THROUGH ON IMPORT AND EXPORT PRICES IN PORTS OF THE
SOUTHERN REGION OF BRAZIL*

Dissertação apresentada ao programa de pós-graduação em economia aplicada da Universidade Federal do Rio Grande, como requisito para obtenção do título de mestrado.

Campo de conhecimento: Economia aplicada

Orientadora: Patrícia Raggi Abdallah

Rio Grande
Março de 2017

CARMARGO NETO, R. P.

Repasse da Taxa de câmbio sobre os Preços de Importação e Exportação nos portos da região Sul do Brasil / Roque Pinto de Camargo Neto (2017).

49 f

Orientadora: Patrícia Raggi Abdallah

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande

1. Repasse cambial. 2. Portos. 3. Preços de importação. 4. Preços de exportação.

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA APLICADA**

ROQUE PINTO DE CAMARGO NETO

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

*EXCHANGE RATE PASS-THROUGH ON IMPORT AND EXPORT PRICES IN PORTS OF THE
SOUTHERN REGION OF BRAZIL*

Dissertação de mestrado em economia aplicada,

Banca examinadora:

Profa. Dra. Patrícia Raggi Abadallah (FURG)

Prof. Dr. Gibran Teixeira (FURG)

Prof. Dr. Fábio Massaúd Caetano (UFPEL)

Dr. Watson: “Isso é um mistério.

O que você acha que isso significa? ”

Sherlock Holmes: “Ainda não tenho dados.

É um erro capital teorizar-se antes de se obterem os dados. Imperceptivelmente, começa-se a retorcer os fatos para adaptá-los às teorias, ao invés de se procurar teorias que se adaptem aos fatos” (Sir Arthur Conan Doyle, A Scandal in Bohemia.)

RESUMO

O presente estudo visa testar a hipótese de que características regionais ou portuárias possam influenciar o repasse da taxa de câmbio sobre os preços de exportação e importação. Para isso, utiliza-se uma amostra contendo preços de exportação e importação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, de 2002 a 2015. Assim, estima-se um vetor autorregressivo (VAR) e um vetor autorregressivo com correção de erros (VECM), cujos resultados apontam que há heterogeneidade nos coeficientes de *Exchange rate pass-through* (ERPT) sobre os preços de exportação, sendo que, para o porto de Rio Grande encontrou-se um ERPT completo (1,07), o que significa que as variações cambiais são repassadas integralmente sobre os preços de exportação, ao invés de absorvidas na margem de lucro das empresas, como no caso dos portos de Paranaguá e Itajaí onde encontrou-se um ERPT incompleto, com coeficientes 0,64 e 0,32 respectivamente. Os preços de importação também apresentaram heterogeneidade em relação ao repasse cambial, de forma que o porto de Itajaí apresentou um coeficiente de 0,098 e os portos de Paranaguá e Rio Grande 0,36 e 0,32 respectivamente.

Palavras-chave: Repasse cambial; Portos; Preços de Importação; Preços de Exportação

ABSTRACT

The present study aims to test the hypothesis of regional or Ports characteristics influencing the passing on exchange rates on export and import prices. For this, a sample of export and import prices should be used in the ports of Rio Grande, Paranaguá and Itajaí, from 2002 to 2015. Thus, an autoregressive vector (VAR) and a vector with error correction (VECM) are estimated. The exchange rate pass-through (ERPT) on export prices for the port of Rio Grande found a complete ERPT (1.07), which means that the exchange rate variations are transferred entirely on export prices, instead of being absorbed in the profit margin of the companies, as in the case of the ports of Paranaguá and Itajaí where an incomplete ERPT was found, with coefficients 0,64 and 0.32 respectively. Import prices also showed heterogeneity in relation to the exchange rate pass-through, so that the port of Itajaí presented a coefficient of 0.098 and the ports of Paranaguá and Rio Grande 0,36 and 0,32 respectively.

Keywords: Pass-through; Ports; Import prices; Export prices

SUMÁRIO

1. Introdução.....	1
1.1 O Problema e a sua Importância.....	1
1.2 Objetivo Geral	3
1.3 Objetivos específicos.....	3
2. Revisão de Literatura.....	4
3. Referencial Teórico	9
3.1. Justificativa teórica para o pass-through incompleto.....	12
4. Referencial Metodológico	13
4.1 Processos Autorregressivos e de Médias Móveis.....	14
4.2 Teste de Cointegração de Engle e Granger.....	15
4.3 Modelo Vetor Autorregressivo (VAR).....	16
4.4 Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM).....	17
4.5 Base de Dados e estatísticas descritivas	19
4.6 Índice Herfindahl-Hirschman	20
5. Uma breve caracterização dos portos da região Sul do Brasil.....	21
5.1 O Porto de Rio Grande – RS	21
5.2 O Porto de Paranaguá – PR	24
5.3 O Porto de Itajaí – SC.....	26
5.4 A Evolução do Comércio Internacional nos Portos.....	28
6. Repasse da Taxa de câmbio sobre os Preços de Importação	31
7. Repasse da Taxa de câmbio sobre os Preços de Exportação	36
8. Conclusão	44
REFERENCIAS	46
Apêndice.....	49

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Movimentação total de cargas no Porto de Rio Grande-RS	21
Figura 2. Exportações nos Portos de Paranaguá, Itajaí e Rio Grande (2005-2016)	29
Figura 3. Importações nos Portos de Paranaguá, Itajaí e Rio Grande (2005-2016)	29
Figura 4. Saldo da Balança Comercial nos Portos (Exportações – Importações)	30
Figura 5. Preços de Importação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí (em US\$/ton.)	31
Figura 6. Resíduos do modelo VAR	35
Figura 7. Preços de Exportação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí (em US\$/ton.)	36
Figura 8. Concentração das empresas por valor exportado em milhões de dólares	40
Figura 9. Resíduos do modelo VECm	40

LISTA DE TABELAS

Tabela 1. Estatísticas descritivas	20
Tabela 2. Principais segmentos de importação no Porto de Rio Grande (2015) – US\$	22
Tabela 3. Principais segmentos de exportação no Porto de Rio Grande (2015) – US\$	23
Tabela 4. Principais segmentos de importação por valor, no Porto de Paranaguá (2015) – US\$. ...	24
Tabela 5. Principais segmentos de exportação por valor, no Porto de Paranaguá (2015)	25
Tabela 6. Principais categorias importadas pelo Porto de Itajaí (2015) – ranking em US\$	27
Tabela 7. Principais categorias exportadas pelo Porto de Itajaí (2015) – ranking em US\$	27
Tabela 8. Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado) – Preços de Importação	32
Tabela 9. <i>Pass-through</i> da Taxa de Câmbio sobre os Preços de Importação (VAR)	33
Tabela 10. Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado)	36
Tabela 11. Modelo vetor de correção de erros (VECM)	38
Tabela 12. Resposta a um impulso na taxa de câmbio	42
Tabela 13. Teste de quebra estrutural para os preços de importação no porto de Rio Grande	49
Tabela 14. Teste de quebra estrutural para os preços de exportação no porto de Rio Grande	49
Tabela 15. Teste de quebra estrutural para os preços de importação no porto de Paranaguá	49
Tabela 16. Teste de quebra estrutural para os preços de exportação no porto de Paranaguá	50
Tabela 17. Teste de quebra estrutural para os preços de importação no porto de Itajaí	50
Tabela 18. Teste de quebra estrutural para os preços de exportação no porto de Itajaí	50
Tabela 19. Modelo VECM com 4 vetores de cointegração e 2 lags (sem constante)	51
Tabela 20. Teste de cointegração de Johansen – preços exportação (2002m4 - 2015m12)	51
Tabela 21. Teste de cointegração de Johansen – preços importação (2002m4 - 2015m12)	52

LISTA DE SIGLAS

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

RMB – Renminbi chinês

ERPT – *Exchange Rate Pass-Through*

EUA – Estados Unidos da América

OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico

VECM – Modelo Vetor de Correção de Erros

VAR – Modelo Vetor Autorregressivo

ARIMA – Modelo autorregressivo integrado de média móvel

INPC – Índice Nacional de Preços ao Consumidor

SH2 – Sistema harmonizado número dois

IPEA – Instituto de Economia Aplicada

MDIC – Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior

PER – Preço de exportação no porto de Rio Grande

PEP – Preço de exportação no porto de Paranaguá

PEI – Preço de exportação no porto de Itajaí

PIR – Preço de importação no porto de Rio Grande

PIP – Preço de importação no porto de Paranaguá

PII – Preço de importação no porto de Itajaí

YRS – Índice de produção industrial no Rio Grande do Sul

YPR – Índice de produção industrial no Paraná

YSC – Índice de produção industrial em Santa Catarina

PPI – *Producer Price Index Industry Data*

PPP – Paridade de Poder de Compra

LPU – Lei do Preço Único

IHH – *Índice Herfindahl-Hirschman*

TUP – Terminal de Uso Privado

FOB – *Free on Board*

ANTAQ – Agencia Nacional de Transportes Aquaviários

1. Introdução

1.1 O Problema e a sua Importância

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, assim, o comércio mundial de bens e serviços ultrapassou US\$ 16 trilhões (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2011). Nota-se, então, a importância que o comércio internacional tem para uma economia, seja pelas exportações de bens, imprescindível para o equilíbrio da balança de pagamentos, como no caso brasileiro, ou pelas importações, que são responsáveis pelo suprimento dos bens e serviços estrangeiros na economia interna. Dessa forma, a taxa de câmbio exerce um papel importante sobre a formação dos preços de importação e exportação, que por sua vez refletem sobre o volume de comércio internacional.

A taxa de câmbio tem sido tema de muitos debates na comunidade acadêmica, pelo fato de ser um importante elo do comércio internacional, cujo respaldo é de grande relevância para o crescimento de uma economia. Segundo Li, Huang e Wang (2011), os efeitos da variação cambial sobre os preços de importação e exportação podem ser teoricamente interpretados pela Lei do Preço Único (LPU) e Paridade do Poder de Compra (PPP). Tendo isso em vista, se a LPU for mantida, a mudança na taxa de câmbio será repassada para os preços de importação e exportação na mesma proporção, e a mudança de preço afetará ainda mais as importações e exportações. No entanto, a mudança da taxa de câmbio pode não ser transferida para os preços de importação e exportação completamente, devido a muitos fatores, como: barreiras comerciais, custos de transporte e diferentes estratégias de preços de mercado dos fabricantes.

O *pass-through* (repasso) 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, a flutuação da taxa de câmbio afeta os preços de importação e exportação, que, em seguida, afetam o volume de importação e exportação e balança comercial (LI; HUANG; WANG, 2011). Compreender, então, a natureza do ajustamento dos preços de importação agregados às alterações cambiais e, eventualmente, através dos preços de importação para outros preços internos agregados, é importante para antecipar a evolução inflacionária e, por conseguinte, as respostas da política monetária (ARON; MUELLBAUER;

SINCLAIR, 2014). Desde o início de 2002, o dólar depreciou acentuadamente, mas a resposta dos preços de importação dos EUA ao movimento do dólar tem sido lenta e aparentemente discreta, o que levantou questões importantes quanto à magnitude e estabilidade da passagem de taxa de câmbio para os preços de importação (MARAZZI; SHEETS; VIGFUSSON, 2005).

Vários estudos empíricos mostram que o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços de importação diminuiu nas principais economias avançadas, nas últimas décadas (DEES; BURGERT; PARENT, 2012). Além disso, de acordo com Campa e Goldberg (2005), a composição dos produtos importados por um país é mais importante do que fatores macroeconômicos, como o envolvimento da inflação para a sensibilidade da taxa de câmbio sobre os preços de importação de exportação. Contudo, os movimentos da sensibilidade cambial dos preços de exportação ao longo do tempo parecem ter sido significativamente afetados por fatores específicos de um país ou região (VIGFUSSON; SHEETS; GAGNON, 2009). Com isso, é possível notar a importância de estudar os efeitos de características regionais sobre as relações microeconômicas responsáveis pelo ajustamento dos preços em resposta às variações cambiais.

Portanto, tendo em vista que o Brasil já passou por momentos de inflação mais elevada, assim como de volatilidade na taxa de câmbio, sendo que, ambos os efeitos estão relacionados ao repasse cambial sobre os preços. A partir do plano real na década de 1990, houve uma estabilização monetária. No entanto, uma das políticas adotadas para o controle inflacionário foi a fixação cambial de 1995-1998. Posteriormente à flexibilização em 1999, houve uma desvalorização cambial significativa até dezembro de 2002. Após esse período, a taxa de câmbio volta a se valorizar ao longo dos anos, atingindo em 2008 seu máximo. Recentemente, a taxa de câmbio brasileira apresentou nova desvalorização, obtendo seu mínimo em janeiro de 2016.

De acordo com Dees, Burgert e Parent (2012), dentre os novos modelos de economia aberta, há uma gama tentando estudar os fundamentos microeconômicos do comportamento do preço no comércio internacional, assim, buscam explicar o repasse incompleto da taxa de câmbio para os preços. Esses modelos tentam justificar, teoricamente, alguma heterogeneidade no comportamento dos preços, tendo em vista que a maior parte da literatura brasileira sobre *pass-through* da taxa de câmbio (ERPT) tem focado sobre 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 sobre 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 o ERPT sobre os preços de importação e exportação nos principais portos da região Sul do Brasil. Assim, busca-se contribuir com a literatura, inserindo uma análise sob a ótica portuária e regional, principalmente no que tange verificar os efeitos de *pass-through* que não são captados pelos modelos tradicionais à atual literatura, e que se concentram em análises com bases de dados agregadas em nível nacional. Assim, verifica se as características regionais, por conseguinte portuárias, possuem algum grau de determinação no repasse cambial sobre os preços de importação e exportação.

Além desta introdução, o trabalho se divide em uma revisão de literatura no segundo capítulo, em um referencial teórico no terceiro capítulo, em um referencial metodológico no quarto capítulo, um capítulo de caracterização dos portos no quinto capítulo, e por fim, os resultados nos capítulos sexto e sétimo, bem como uma conclusão no oitavo capítulo.

1.2 Objetivo Geral

O presente estudo tem como objetivo geral testar a hipótese de que características regionais ou portuárias possam influenciar o repasse da taxa de câmbio sobre os preços de exportação e importação.

1.3 Objetivos específicos

Num primeiro momento, faz-se uma caracterização do setor portuário, analisando preços e produção industrial destes, dando ênfase a três portos da região Sul do país – Rio Grande, Itajaí e Paranaguá (objetivo 1). Na sequência, parte-se para avaliar a existência de quebra estrutural sobre os preços de importação (objetivo 2) e exportação (objetivo 3) nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, como forma de investigar possíveis efeitos dos investimentos no Polo Naval.

2. Revisão de Literatura

A economia internacional usa os métodos fundamentais de análise, sendo estes os mesmos utilizados noutros ramos da economia, pois os motivos e o comportamento dos indivíduos são os mesmos, tanto no comércio internacional como nas operações domésticas (KRUGMAN; OBSTFELD; MELITZ, 2011). No comércio internacional há instrumentos que afetam as decisões dos indivíduos, tais como barreiras comerciais e políticas macroeconômicas. Então, cabe ainda ressaltar a importância que esse segundo instrumento tem sobre as decisões de comércio internacional, principalmente via taxa de câmbio, uma variável chave para formar o elo entre os preços de importação, exportação e a inflação.

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

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

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

Depois de um longo período de debate sobre a lei do preço único e convergência entre países, começando no final dos anos 80, os estudos de *pass-through* da taxa de câmbio enfatizaram a organização industrial e o papel da segmentação e da discriminação de preços em mercados de produtos geograficamente distintos (CAMPA; GOLDBERG, 2005). Na primeira década do século XXI, há uma gama de estudos que abordam o tema, sendo assim, tal debate inicia o século com o estudo de Taylor (2000), onde aponta que uma queda no *pass-through* da taxa de câmbio estaria associada a uma redução do poder de mercado das firmas, consequentemente 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, evidenciam 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 sinalizam 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 et al. (2004) desenvolvem um modelo de taxa de câmbio endógena passando por um quadro macroeconômico de economia aberta, onde tanto o *pass-through* quanto a taxa de câmbio são determinados simultaneamente e interagem uns com os outros. Os principais resultados encontrados por eles mostram que o *pass-through* está relacionado à relativa estabilidade da política monetária.

De acordo com Bacchetta e Wincoop (2005), a recente literatura da macroeconomia da economia aberta mostrou que a moeda na qual os preços são definidos tem implicações significativas para os fluxos comerciais, fluxos de capital, taxas de câmbio nominais e reais, bem como políticas monetárias e cambiais ideais, uma vez que um dos principais objetivos da literatura recente é trazer microfundamentos à análise macroeconômica, além disso, é natural considerar a estratégia de preços ótima das empresas no contexto desta literatura.

Para explicar as evidências do repasse da taxa de câmbio para os preços de importação e exportação e o comportamento dos termos de troca, vários estudos recentes sugeriram variações do modelo básico, que permitem ajuste de margem de lucro em resposta às mudanças na taxa de câmbio (CHOUDHRI; HAKURA, 2015). Estudos de ERPT mostram até que ponto os movimentos da taxa de câmbio são passados através dos preços dos bens comercializados, em vez de absorvidos nas margens de lucro dos produtores (CAMPA; GOLDBERG, 2002).

Conforme sublinhado por Marazzi et al. (2005), os exportadores de um dado país podem optar por uma estratégia de preços diferente da dos exportadores de outro país, em resultado de diferenças na composição dos produtos que exportam, levando a diferentes graus de *pass-through* no país importador.

Segundo Tejada e Silva (2008), as principais explicações propostas na literatura econômica para o *pass-through* incompleto de variações nas taxas de câmbio para os preços dos produtos comerciáveis (bens exportados e importados) podem ser agrupadas em duas: a abordagem das elasticidades e os recentes desenvolvimentos baseados nas estruturas de mercado e as características dos produtos, e o papel das empresas multinacionais e o efeito das barreiras não-tarifárias.

Os modelos de equação simples, mais comumente empregados na literatura sobre *pass-through*, são formulados em primeiras diferenças, excluindo, assim, os termos que capturam relações de longo prazo entre preços de importação, preços no exterior e preços domésticos (ARON et al., 2014).

Al-Abri e Goodwin (2009) encontraram uma relação significativa de cointegração entre taxas de câmbio nominais efetivas e preços de importação. Os autores utilizam preços de importação industriais com periodicidade trimestral, em moedas locais, abrangendo 16 países da OCDE desde o primeiro trimestre de 1975 até o segundo trimestre de 2002. Segundo Al-Abri e Goodwin (2009), tem havido uma crescente literatura que analisou a determinação do grau de *pass-through* da taxa de câmbio em modelos de equilíbrio geral com taxas de câmbio endógenas, assim, os resultados destes estudos sugerem uma taxa de equilíbrio de *pass-through* (por exemplo, Bacchetta e Wincoop, 2005; Devereux et al., 2004).

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

Aron, Muellbauer e Sinclair (2014) examinam o *pass-through* da taxa de câmbio para o índice de preços de importação mensal na África do Sul durante 1980-2009. As estimativas de repasse no curto prazo são calculadas usando “*single equation equilibrium correction models and systems*” (Johansen), controlando tanto os custos domésticos como os externos. Encontram que o *pass-through* médio é incompleto em cerca de 50% dentro de um ano e 30% em seis meses e, a longo prazo, a partir da análise de Johansen, incluindo efeitos de feedback, é de cerca de 55%.

Herger (2015) desenvolve uma estrutura empírica que dá origem a um comportamento não-linear do *pass-through* da taxa de câmbio. Em vez de mudanças entre baixa e alta inflação, a não-linearidade surge quando grandes oscilações na taxa de câmbio desencadeiam entradas e saídas de empresas estrangeiras do mercado. Para o caso da Suíça, os resultados correspondentes sugerem que, embora a inflação tenha sido baixa e estável, o ERPT ainda duplica valor em épocas de rápida valorização do franco suíço.

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

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

Cruz Júnior et al. (2005) buscaram verificar o grau de repasse das variações cambiais para os preços de exportação, para setores exportadores selecionados da economia brasileira, para o período de 1993 a 2004. Os autores encontram um ERPT incompleto, em que os resultados se mostraram similares aos obtidos em outros trabalhos de mesmo tema, indicando um baixo poder de competitividade dos setores exportadores analisados.

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

Tejada e Silva (2008) estudam a relação entre as variações da taxa de câmbio e os preços das exportações dos principais produtos exportados pelo Brasil. Avaliaram os seguintes setores: *Peças e outros Veículos; Siderurgia; Extrativa Mineral; Máquinas e Tratores; Veículos Automotores; Óleos Vegetais; Refino de Petróleo, Madeira e Mobiliário; Beneficiamento de Produtos Vegetais; Metalurgia de Não-ferrosos; Celulose Papel e Gráfica; Material Elétrico;*

Elementos Químicos e Equipamentos Eletrônicos. Em média, para todos os setores, o menor coeficiente médio obtido foi de -0,14 e o máximo foi de -0,34.

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

Araújo et al. (2014) verificam se o grau de repasse cambial para os preços dos principais produtos importados na região Nordeste do Brasil é nulo, completo ou incompleto; e, examinam o comportamento dos preços internos frente a choques cambiais, para isso foi utilizado o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM). O coeficiente do *pass-through* para os preços de importação do trigo, cacau e castanha assumem valores no intervalo de zero a um, indicando que os efeitos dos choques cambiais não são repassados integralmente para preços de importação desses produtos.

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

3. Referencial Teórico

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

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

$$\max \Pi = \sum_{i=1}^n p_i q_i - C \left[\sum_{i=1}^n q_i, p d_1, p m_1 \right] \quad (2)$$

onde p_i é o preço (na moeda local da empresa) cobrado pelas vendas no mercado i ; q_i é a quantidade vendida no mercado i ; e $C []$ é o custo total em função da produção total ($\sum q_i$), do preço dos insumos domésticos ($p d_1$) e do preço dos insumos importados em termos da moeda local da empresa ($p m_1$)¹.

A demanda em cada mercado (equação (3)) é uma função do preço do bem em relação ao preço médio de bens concorrentes no mercado do comprador. A taxa de câmbio é definida como o número de unidades de moeda do país i para cada unidade de moeda do país 1. O preço dos concorrentes em termos de moeda do país i é $p c_i$. Em princípio, o preço dos concorrentes inclui os preços dos produtores nacionais no mercado de destino, bem como os preços dos exportadores de países terceiros para esse mercado. Esta curva de oferta reflete não só o comportamento do consumidor no mercado de destino, mas também características do mercado, tais como o grau de concentração e a quota de mercado do exportador. A demanda do consumidor, por sua vez, pode depender do estado do ciclo econômico ou de outras condições no mercado de destino.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Na sequência, são apresentadas as estruturas funcionais dos modelos que testam a relação de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços de importação e exportação nos Portos de Itajaí, Paranaguá e Rio Grande.

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

$$\ln PEX_n = \beta_0 + \beta_1 \ln E + \beta_2 \ln PEX_m + \beta_3 \ln PPI + \beta_4 \ln Y_n + \varepsilon_1 \quad (7)$$

onde $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ e β_4 são os coeficientes a serem estimados. A variável dependente $\ln PIM_n$ é o logaritmo do preço de importação no porto n ; $\ln PEX_n$ é o logaritmo do preço de exportação no porto n ; α_0 e β_0 são constantes; α_1 e β_1 são os coeficientes que medem o efeito da taxa de câmbio sobre os preços no período t ; α_2 e β_2 são os coeficientes que

medem o efeito dos preços do porto m sobre os preços do porto n ; α_4 e β_4 são coeficientes que medem o efeito da renda sobre os preços; E é a taxa de câmbio nominal em dólares/reais; Y_n é a produção industrial no Estado do Porto n . Ambas as produções industriais servem como proxy para o custo marginal do produtor.

3.1. Justificativa teórica para o pass-through incompleto

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

4. Referencial Metodológico

Uma série temporal é um conjunto de observações organizadas sequencialmente no tempo, tal qual pode apresentar diversas formas, como anual, mensal, semanal e até mesmo em horas (BOX; JENKINS; REINSEL, 2008). As séries temporais podem ser estacionárias ou não estacionárias, assim como podem ser estocásticas ou determinísticas. Sendo assim, tem-se que uma série será estacionária e estocástica se a ela for acrescentado um componente aleatório, independente identicamente, extraído de uma distribuição normal, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ (BUENO, 2012):

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (8)$$

onde $c \in \mathbb{R}$; ε_t é um termo aleatório; y_t é uma variável dependente. Portanto, a estacionariedade da série depende da distribuição do termo aleatório, ou seja, uma série estacionária é aquela que flutua em torno de uma mesma média.

Caso as variáveis não sejam estacionárias, não se permite fazer inferências estatísticas, o que é possível verificar através da seguinte equação:

$$var(y_t) = \frac{1}{1 - \phi^2} \quad (9)$$

Se $|\phi| = 1$ então caracteriza-se uma série não estacionária de raiz unitária, e por consequência a variância torna-se explosiva.

Para identificar uma série estacionária faz-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado, em que a ideia geral é estimar um modelo com variáveis autoregressivas, onde introduz-se tantas quanto forem necessárias, para que o teste de resíduos não rejeite a hipótese nula de que se trata de um ruído branco (BUENO, 2012). Da seguinte forma,

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

em que,

$$\alpha = - \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i \right) \quad (11)$$

$$\lambda_i = - \sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1} \quad (12)$$

Assim, pode-se testar a estacionariedade das variáveis.

4.1 Processos Autorregressivos e de Médias Móveis

De acordo com Werner e Ribeiro (2003), um modelo autoregressivo AR (p) pode ser descrito da seguinte maneira:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

onde: $\tilde{Z}_t = Z_t - \mu$; ϕ_i é o parâmetro que descreve como \tilde{Z}_t se relaciona com o valor \tilde{Z}_{t-i} para $i = 1, 2, \dots, p$. Além disso, pode-se adicionar um operador de defasagem L à equação (13):

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \tilde{Z}_t = \phi(L) \tilde{Z}_t = \varepsilon_t \quad (14)$$

Para tanto, um modelo de médias móveis MA (q) pode ser representado como:

$$\tilde{Z}_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (15)$$

em que: $\tilde{Z}_t = Z_t - \mu$; θ_i é o parâmetro que descreve como Z_t se relaciona com o valor ε_{t-i} , para $i = 1, 2, \dots, q$. Utilizando um operador de defasagem, assim como em AR (p):

$$(1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t = \theta(L) \varepsilon_t = \tilde{Z}_t \quad (16)$$

Os modelos *autoregressivos integrados de médias móveis* (ARIMA), assim como a maioria dos procedimentos em análise temporal, têm como condição necessária que sejam estacionários. Dessa forma, o número de diferenças necessárias para que uma série seja estacionária é chamada ordem de integração (WERNER; RIBEIRO, 2003). Assim, tem-se um ARIMA (p, d, q):

$$w_t = \phi_1 w_{t-1} + \dots + \phi_p w_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (17)$$

onde $w_t = \Delta^d Z_t$. Inserindo o operador de defasagem L à equação (17), temos:

$$(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p) w_t = (1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q) \varepsilon_t$$

Sendo que $w_t = (1 - L)^d Z_t$. Por fim, temos:

$$\phi(L)(1 - L)^d Z_t = \theta(L) \varepsilon_t \quad (18)$$

4.2 Teste de Cointegração de Engle e Granger

A importância da análise de cointegração surge de seu uso em séries não estacionárias, pois, ao remover a tendência da série (pela diferenciação), elementos de longo prazo entre as variáveis são eliminados (ADAMI; MIRANDA, 2011). Portanto, a metodologia consiste em estimar a relação de longo prazo e armazenar os resíduos. Conforme Bueno (2012), procede-se o teste da seguinte forma:

- a) Executa-se o teste de raiz unitária nas variáveis de interesse para certificar de que são I (1);
- b) Estima-se a relação de longo prazo e obtém-se $\hat{\mu}_t$, ou seja, o resíduo estimado;
- c) Faz-se o teste de raiz unitária nos resíduos estimados, usando o teste ADF:

$$\Delta \hat{\mu}_t = \alpha \hat{\mu}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_{i+1} \Delta \hat{\mu}_{t-i} + v_t \quad (19)$$

Não rejeitar $H_0: \alpha = 0$ implica que os resíduos têm raiz unitária, ou seja, as variáveis testadas não cointegram.

4.3 Teste de Quebra Estrutural

De acordo com Enders (2015), na realização de testes de raiz unitária, deve-se ter um cuidado especial se houver uma mudança estrutural. Quando há rupturas estruturais, as várias estatísticas de teste de Dickey-Fuller são tendenciosas em direção à não rejeição de uma raiz unitária. Ainda segundo o autor, um procedimento econométrico para testar raízes unitárias na

presença de uma ruptura estrutural envolve dividir a amostra em duas partes e usar testes Dickey-Fuller em cada parte. O problema com este procedimento é que os graus de liberdade para cada uma das regressões resultantes são diminuídos. Além disso, pode-se não saber quando o ponto de interrupção realmente ocorre. Assim, é preferível ter um único teste com base na amostra completa.

Perron (1989) passa a desenvolver um procedimento formal para testar raízes unitárias na presença de uma alteração estrutural no período $t = \tau + 1$ (ENDERS, 2015). Considere a hipótese nula de um salto de uma vez no nível de um processo de raiz unitária contra a alternativa de uma mudança única no intercepto de um processo estacionário com tendência. Formalmente, que a hipótese nula e alternativa sejam:

$$H1 : y_t = a_0 + y_{t-1} + \mu_1 D_p + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$A1 : y_t = a_0 + A_2 t + \mu_2 D_L + \varepsilon_t \quad (21)$$

onde D_p representa uma variável dummy de impulso; tal que $D_p = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero caso contrário; e D_L representa a variável dummy de nível, tal que $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero caso contrário.

4.4 Modelo Vetor Autorregressivo (VAR)

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

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

em que A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n)$$

4.5 Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM)

As séries de tempo que possuem uma dinâmica em comum, ou seja, que possuem elementos cointegrados, permitem especificar um modelo VAR mais completo, denominado de modelo vetor de correção de erros (VECM) (BUENO, 2012). Esse modelo possui um componente de curto prazo e um outro de longo prazo.

Considerando um modelo VAR em nível, sem constante:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + e_t \quad (23)$$

onde cada X_t é um vetor $n \times 1$ de variáveis endógenas. E que a ordem de defasagem p pode ser escolhida de tal forma que os resíduos estimados sejam não autocorrelacionados entre si ou de acordo com o critério de Schwartz (BUENO, 2012).

Aplicando o operador de defasagem L , temos:

$$\begin{aligned} [I - (\Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_p L^p)] X_t &= e_t \\ \Rightarrow \Phi(L) X_t &= e_t \end{aligned} \quad (24)$$

Quando $L=1$, temos:

$$\Phi(1) = [I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p)] \equiv -\Phi \quad (25)$$

A equação (24) será utilizada mais adiante. Portanto, o polinômio característico de $\Phi(L)$ é dado por (25):

$$\Phi(Z) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i Z^i \quad (26)$$

Em que Z é uma matriz diagonal com n elementos.

O termo $\Phi(Z)$ ajuda a determinar a existência ou não de raiz unitária e a quantidade de vetores de cointegração a partir do seu posto. Além disso, o polinômio característico tem o mesmo significado do caso univariado, em que, para que haja estacionariedade, todos os autovalores da matriz Φ devem estar fora do círculo unitário (BUENO, 2012).

A partir do teorema de Granger, tem-se que, se $|\Phi(Z)| = 0$ implica que $Z \geq I$ e $0 < \text{posto}(\Phi) = r < n$, então existem as matrizes α e β de dimensão $n \times r$ tal que: $\Phi = \alpha\beta'$.

A partir das informações apresentadas, pode-se formular o modelo vetor de correção de erros. Portanto, parte-se da equação (25) e considera-se um VAR (3), para facilitar as operações a seguir. Dessa forma, tem-se que:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \quad (27)$$

Somando e subtraindo $\Phi_3 X_{t-2}$ em (27), temos:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + \Phi_3 X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + e_t$$

Rearranjando os termos,

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \quad (28)$$

Somando e subtraindo $(\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1}$ em (28), temos:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

Rearranjando os termos,

$$X_t = (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \quad (29)$$

Finalmente, subtraindo X_{t-1} de (29) para obter a versão do VAR na forma VECm:

$$X_t - X_{t-1} = -X_{t-1} + (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

Organizando os termos,

$$\Delta X_t = -[I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t$$

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (30)$$

em que $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^3 \Phi_j, i = 1,2$.

O modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) pode ser escrito da seguinte forma:

$$\Delta \ln P_t = \delta_1 + \delta_2 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \omega_t \quad (31)$$

Onde ECM representa as equações de correção de erro, ou seja, as componentes de longo prazo.

4.6 Base de Dados e estatísticas descritivas

Os preços das exportações e importações são calculados a partir do valor transacionado em cada mês por tonelada. Na sequência, deflaciona-se o preço utilizando o IPC dos EUA. As informações de quantidade e valor são extraídas do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC), pela plataforma AliceWeb.

A taxa de câmbio efetiva nominal foi extraída da plataforma do Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA), além disso, a base foi deflacionada utilizando o INPC brasileiro, tendo 2010 = 100 como o ano base.

Os preços são calculados a partir da seguinte estrutura: $P_{nt}^{IM} = \frac{\text{Valor Importado em FOB}_t}{\text{Quantidade em toneladas}_t}$;

$$P_{nt}^{EX} = \frac{\text{Valor Exportado em FOB}_t}{\text{Quantidade em toneladas}_t}$$

Por fim, a Tabela 1 abaixo apresenta as estatísticas descritivas do estudo, onde tem-se que a variável PER representa o preço de exportação no porto de Rio Grande, PEI representa o preço de exportação no porto de Itajaí, PEP é o preço de exportação no porto de Paranaguá. A variável PIR representa o preço de importação no porto de Rio Grande, PII o preço de importação no porto de Itajaí, e PIP o preço de importação no porto de Paranaguá. Estas variáveis são mensais e abrangem o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2015, e para as análises, toma-se o logaritmo das variáveis.

A variável YPR representa a produção industrial no Estado do Paraná, YSC é a produção industrial no Estado de Santa Catarina e YRS é a produção industrial para o Rio Grande do Sul.

Os dados foram obtidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As variáveis são índices com base 100 em 2012.

Por último, PPI representa o índice de preços ao produtor dos EUA (*Producer Price Index Industry Data*). Essa variável foi extraída da plataforma *Bureau of Labor Statistics (United States Department of Labor)*, e mede a variação média, ao longo do tempo, dos preços de venda recebidos pelos produtores nacionais para a sua produção. Os preços incluídos no PPI são da primeira transação comercial para muitos produtos e alguns serviços.

Tabela 1. Estatísticas descritivas

Variável	Descrição da variável	Média	Desvio-Padrão	Min	Max
PER	Preço Exportação Rio Grande	968.5599	309.4534	492.43	2437.89
PEI	Preço Exportação Itajaí	1844.694	412.842	1112.89	2728.61
PEP	Preço Exportação Paranaguá	590.1113	134.4033	299.65	952.2
C	Câmbio nominal em reais/dólares	3.826726	1.67338	2.09	9.32
C_DOL	Câmbio nominal em dólares/reais	0.30271	0.10119	0.10729	0.47846
PIR	Preço Importação Rio Grande	943.751	455.3322	301.48	3683.05
PII	Preço Importação Itajaí	2568.468	383.1501	1279.02	3149.17
PIP	Preço Importação Paranaguá	1012.173	483.6474	310.39	3502.13
YPR	Produção industrial Paraná	85.40774	15.12074	55.2	120.8
YSC	Produção Industrial Santa Catarina	101.2964	8.548207	72.6	119.2
YRS	Produção Industrial Rio Grande do Sul	100.8274	10.00339	76.8	120.2
PPI	Índice de preços ao produtor nos EUA	168.5536	21.17589	131.7	197.5

4.7 Índice Herfindahl-Hirschman

O índice é calculado a partir da seguinte expressão: $H = \sum_{i=1}^N q_i^2$; onde q_i é a participação da empresa i no mercado e N é o número de empresas. Quanto maior o valor calculado, maior será a concentração de mercado.

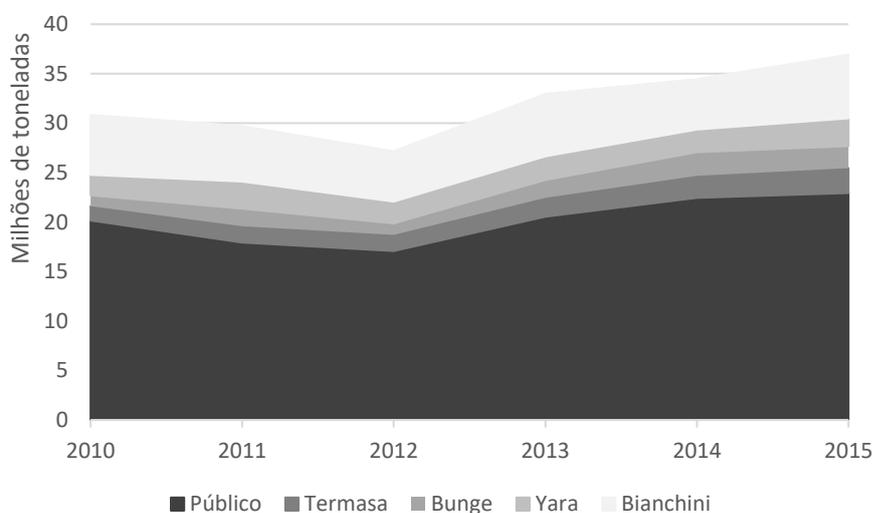
5. Uma breve caracterização dos portos da região Sul do Brasil

Neste capítulo faz-se uma breve caracterização dos principais portos da região Sul do Brasil. Em uma primeira etapa, apresenta-se as características em relação à infraestrutura dos portos. Em uma segunda etapa, expõe-se os segmentos de importação e exportação com maior relevância. E por fim, em uma terceira etapa, discute-se a representatividade dos segmentos importados e exportados com maior relevância em relação ao total, bem como aponta-se os principais destinos e origens desses segmentos. A seção está dividida em três subseções, e ambas seguem a ordem citada acima.

5.1 O Porto de Rio Grande – RS

O Porto de Rio Grande opera com quatro terminais privados e um terminal público, de forma que o terminal público é responsável pela maior movimentação de cargas. Em 2015 o terminal público movimentou cerca de 22,9 milhões de toneladas. Em contrapartida, o terminal de uso privado (TUP) da Yara Brasil Fertilizantes S/A movimentou, em 2015, 2,8 milhões de toneladas. O TUP da Bunge Alimentos S/A movimentou 2,2 milhões de toneladas. O TUP da Bianchini S/A movimentou 6,4 milhões de toneladas, e por último o TUP da Termasa – Terminal Marítimo Luiz Fogliatto S/A movimentou 2,5 milhões de toneladas, nesse mesmo ano. Totalizando 36,9 milhões de toneladas movimentadas pelo Porto do Rio Grande, ver Figura 2 abaixo.

Figura 1. Movimentação total de cargas no Porto de Rio Grande-RS



Fonte: Base de dados da ANTAQ

As principais cargas desembarcadas no Porto de Rio Grande, em 2015, são os Adubos (fertilizantes). Além disso, entre as dez principais categorias de cargas importadas boa parte está relacionada com insumos e materiais relacionados à agricultura. Apenas três são considerados bens industrializados com alto valor agregado (Reatores nucleares, veículos automóveis e máquinas). As dez categorias de produtos importados representam 93% do total em Peso, assim como 72% do total em valor (US\$).

Tabela 2. Principais segmentos de importação no Porto de Rio Grande (2015) – US\$

SH2	Descrição do SH2	US\$ FOB	Peso Líquido	Preço
31	Adubos (fertilizantes)	1.248	3.612	345
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas	905	87	10.394
87	Veículos automóveis, tratores	427	60	7.119
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	293	25	11.704
39	Plásticos e suas obras	201	68	2.927
29	Produtos químicos orgânicos	138	138	997
40	Borracha e suas obras	123	55	2.237
10	Cereais	94	373	253
73	Obras de ferro fundido, ferro ou aço	84	29	2.822
27	Combustíveis minerais, óleos minerais	83	185	450
	Média	360	463	3.925

Nota. Valores importados em milhões de US\$; Peso em milhares de toneladas; Preço US\$ FOB por tonelada. Fonte: AliceWeb (MDIC).

O valor importado em adubos (fertilizantes) é superior à média, assim como o peso. No entanto, quando se avalia o preço de importação no ano de 2015, encontra-se um valor bem abaixo da média 3.925 dólares por tonelada. O que caracteriza que é um segmento de baixo valor agregado se comparado com a média dos segmentos importados. Em relação aos reatores nucleares, caldeiras e máquinas, segundo segmento de maior relevância nas importações do porto de Rio Grande, tem-se um preço de 10.394 dólares por tonelada, ou seja, um valor acima da média, sendo assim, representa um alto valor agregado.

Segundo as informações do MDIC, 44 empresas atuaram em 2015 como importadoras no porto de Rio Grande, considerando aquelas estabelecidas no município do porto. Dentre estas, 4 atuaram com valores superiores a 100 milhões de dólares, duas com valores entre 50 e 100 milhões, 3 empresas importaram entre 10 e 50 milhões, 5 empresas com valores entre 5 e 10 milhões, 4 importaram entre 1 e 5 milhões, e por fim, 26 empresas importaram até 1 milhão.

As principais cargas embarcadas no Porto são Sementes e frutos oleaginosos, tabaco, resíduos e desperdícios das indústrias alimentares, carnes, plásticos, cereais, reatores nucleares,

embarcações, produtos químicos orgânicos e peles. Quatro grupos de mercadoria possuem preço acima da média, os reatores nucleares, peles, as embarcações e o tabaco e seus sucedâneos manufaturados. As sementes e frutos apresentam baixo valor agregado, já que o preço de exportação está em torno de 384 dólares por tonelada, valor abaixo da média.

As sementes e frutos oleaginosos (soja) representam 60% do total exportado em peso, bem como 44% do total em valor. Os cereais representam 15% do total exportado em peso e 7% do total em valor. Em média o valor exportado pelo porto para as dez principais mercadorias foi 1 bilhão de dólares, assim como exportou em média 1.635 milhões de toneladas. Esses resultados superam a média para os dez principais segmentos importados pelo porto, cerca de 360 milhões de dólares e 463 mil toneladas.

Tabela 3. Principais segmentos de exportação no Porto de Rio Grande (2015) – US\$

SH2	Descrição do SH2	US\$ FOB	Peso Líquido	Preço
12	Sementes e frutos oleaginosos; grãos (soja)	4.370	11.372	384
24	Tabaco e seus sucedâneos manufaturados	1.568	378	4.143
23	Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares	1.000	2.729	366
02	Carnes e miudezas, comestíveis	771	428	1.801
39	Plásticos e suas obras	755	589	1.281
10	Cereais	711	2.913	244
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas	405	29	13.516
89	Embarcações e estruturas flutuantes	394	53	7.345
29	Produtos químicos orgânicos	382	533	716
41	Peles, exceto as peles com pelo, e couros	326	57	5.635
	Média	1.068	1.635	3.543

Nota. Valores importados em milhões de US\$; Peso em milhares de toneladas; Preço US\$ FOB por tonelada. Fonte: AliceWeb (MDIC).

Em 2015, o porto de Rio Grande teve como principais destinos para as suas cargas a China, com 38% de todas as cargas embarcadas. Os EUA são o segundo destino para as cargas do porto, com cerca de 7%. Em relação às cargas desembarcadas, tem-se que a China é a principal origem, com cerca de 22% do total, em segundo lugar estão os EUA, com 14%. A Rússia e Alemanha aparecem em seguida com 6% cada. O que indica que as exportações estão mais concentradas com relação aos destinos do que as importações em relação à origem.

O porto contou com 38 empresas exportadoras localizadas no município de Rio Grande, em 2015, destas, seis exportaram valores acima de 100 milhões de dólares, uma exportou entre 50 e 100 milhões, cinco destas exportaram entre 10 e 50 milhões, duas movimentaram entre 5 e 10 milhões, 12 empresas exportaram entre 1 e 5 milhões, e por fim, 12 empresas exportaram até 1 milhão.

5.2 O Porto de Paranaguá – PR

Em 2015, 93% de toda carga movimentada pelos terminais paranaenses passou pelo terminal público de Paranaguá (41 milhões de toneladas). Além disso, 5% do total movimentado passou pelo terminal de uso privado (TUP) da Cattalini. O TUP da Ponta do Felix movimentou cerca de 1,8% do total. O porto apresentou taxas de crescimento na movimentação de cargas até 2013, após esse ano há uma leve retração.

Com relação às cargas movimentadas no terminal de Paranaguá, tem-se que 21,8% do total movimentado em 2015 foram contêineres (8,8 milhões de toneladas), 20,7% são “*Sementes e frutos oleaginosos; grãos, sementes e frutos diversos; plantas industriais ou medicinais; palhas e forragens*” (soja), 16,6% foram “*Aubos (fertilizantes)*”, 12,6% “*Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares; alimentos preparados para animais*”.

Em relação às principais cargas importadas no Porto, tem-se que a categoria “*Aubos (fertilizantes)*” é a principal em peso como em valor de importação. Em seguida estão os “*produtos químicos orgânicos*”, ver tabela 4. Tomando as dez principais categorias importadas, em peso, tem-se que apenas três apresentam alto valor agregado e caráter tecnológico (“*veículos automóveis, máquinas, produtos diversos das indústrias químicas*”, “*reatores nucleares*” e “*produtos diversos das indústrias*”). As dez categorias de produtos importados representam 90% do total em Peso, assim como 70% do total em valor (US\$).

Tabela 4. Principais segmentos de importação por valor, no Porto de Paranaguá (2015) – US\$

SH2	Descrição do SH2	US\$ FOB	Peso Líquido	Preço
31	Aubos (fertilizantes)	2.311	6.584	351
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas	1.746	154	11.271
87	Veículos automóveis, tratores	1.555	195	7.970
29	Produtos químicos orgânicos	956	749	1.276
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	712	61	11.617
39	Plásticos e suas obras	459	204	2.240
38	Produtos diversos das indústrias químicas	446	62	7.109
27	Combustíveis minerais, óleos minerais	385	733	525
40	Borracha e suas obras	252	72	3.470
73	Obras de ferro fundido, ferro ou aço	184	64	2.873
	Média	901	888	4.870

Nota. Valores importados em milhões de US\$; Peso em milhares de toneladas; Preço em US\$ por tonelada. Fonte: AliceWeb (MDIC)

Segundo dados do MDIC, em 2015, 57 empresas atuaram como importadoras no porto de Paranaguá, de forma que se contabilizou apenas as empresas com sede no município de Paranaguá. Dentre estas, 6 empresas atuaram com valores acima de 100 milhões de dólares, duas empresas importaram valores entre 50 e 100 milhões, 5 empresas atuaram com valores entre 10 e 50 milhões, outras 5 empresas importaram entre 5 e 10 milhões, 10 empresas entre 1 e 5 milhões, e por fim 29 empresas com até 1 milhão.

As principais mercadorias exportadas pelo porto de Paranaguá estão elencadas na Tabela 5 a seguir. Onde tem-se que as “*sementes e frutos oleaginosos*” (soja) estão como principal segmento exportado pelo porto, as carnes seguem em segundo lugar. Em relação ao valor agregado, tem-se que os veículos automóveis, tratores lideram o ranking abaixo. Além disso, estes são os únicos que detém alto emprego de tecnologia, considerando os dez itens do ranking, os demais itens estão relacionados à *commodities*.

Por fim, os dez produtos representam 95% do total em peso, além de 89% em valor. Com relação à média das exportações tem-se que as “*Carnes e miudezas*”, “*Veículos automóveis*” e as “*Peles*” apresentaram preços mais elevados do que a média. As “*sementes e frutos*”, “*Carnes*”, “*Resíduos*” e “*Açúcares*” apresentaram valores de exportação acima da média, bem como as “*Sementes*”, “*Resíduos*”, “*Açúcares*” e os “*Cereais*” apresentaram peso acima da média.

Tabela 5. Principais segmentos de exportação por valor, no Porto de Paranaguá (2015)

SH2	Descrição do SH2	US\$ FOB	Peso Líquido	Preço
12	Sementes e frutos oleaginosos; grãos (soja)	3.312	8.577	386
02	Carnes e miudezas, comestíveis	3.067	1.693	1.811
23	Resíduos e desperdícios das indústrias alimentares	2.049	5.396	379
17	Açúcares e produtos de confeitaria	1.503	4.506	333
15	Gorduras e óleos animais ou vegetais	852	1.278	666
10	Cereais	733	4.213	174
87	Veículos automóveis, tratores	530	60	8.802
44	Madeira, carvão vegetal e obras de madeira	388	669	580
48	Papel e cartão; obras de pasta de celulose	321	404	795
41	Peles, exceto as peles com pelo, e couros	316	96	3.287
	Média	1.307	2.520	1.721

Nota. Valores importados em milhões de US\$; Peso em milhares de toneladas; Preço em US\$ por tonelada. Fonte: AliceWeb (MDIC)

Em 2015, o porto de Paranaguá obteve como principais destinos para as suas cargas a China, com cerca de 26% no total embarcado, os Países baixos (Holanda) seguem como segundo destino para as cargas com 5%, a Índia também representa 5% do total de cargas que

deixam o porto. Com relação às cargas desembarcadas no porto, tem-se que a principal origem é a China, com 21% do total, na sequência os EUA representam 9% do total de desembarques, a Argentina 7%, a Alemanha 6% e a França e Rússia com 5%. Essas informações apontam que há um maior grau de concentração de países nas exportações do que nas importações.

O porto contou com 51 empresas exportadoras localizadas no município de Paranaguá, em 2015. Destas, quatro exportaram valores acima de 100 milhões de dólares, uma exportou entre 50 e 100 milhões, dez destas exportaram entre 10 e 50 milhões, uma movimentou entre 5 e 10 milhões, oito empresas exportaram entre 1 e 5 milhões, e por fim, 27 empresas exportaram até 1 milhão.

5.3 O Porto de Itajaí – SC

De acordo com os dados do MDIC, o Estado de Santa Catarina importou, em 2015, cerca de 6,7 milhões de toneladas líquidas, bem como 12,6 milhões de dólares FOB. Além disso, exportou 6 milhões de toneladas líquidas e 6,4 milhões de dólares FOB. O Porto de Itajaí movimentou 6,9 milhões de toneladas líquidas, o equivalente a 54% do total movimentado pelo Estado (12,75 milhões de toneladas). Em relação ao valor transacionado, o Estado importou cerca de 12,6 milhões de dólares FOB e exportou 7,6 milhões de dólares, o que compreende um déficit de 5 milhões de dólares. O porto de Itajaí importou 6,8 milhões de dólares FOB e exportou 6,4 milhões de dólares, ou seja, um déficit de 400 mil dólares. A movimentação do Porto de Itajaí representou, em 2015, 65% do valor em dólares movimentado pelo Estado catarinense.

Com o passar dos anos novos terminais surgiram no Porto Organizado de Itajaí, o que impactou significativamente nos aumentos das operações. O crescimento foi gradativo até o final de 2008, quando, devido a destruição do cais do Porto de Itajaí e ao assoreamento dos canais de acesso e bacia de evolução, ocorreu uma drástica retração nos volumes movimentados. Entretanto, as limitações físicas não foram suficientes para impedir a trajetória de crescimento do Complexo Portuário do Itajaí (PORTO DE ITAJAÍ, 2016)

A Tabela 6 apresenta as principais cargas importadas no Porto de Itajaí. O ranking é formado a partir da classificação por maiores valores importados em milhões de dólares FOB, assim segue os dez maiores. Além disso, a tabela apresenta o peso líquido importado de cada uma das categorias e na última coluna da esquerda para a direita tem-se o preço (valor agregado) em dólares FOB por toneladas. Portanto, tem-se que a média dos valores agregados de todas as

categorias importadas em 2015 foi US\$ 12.018 por tonelada, ou seja, considerado um alto valor agregado, se comparado com os demais portos da região Sul do Brasil. Ver Tabela 6.

Tabela 6. Principais categorias importadas pelo Porto de Itajaí (2015) – ranking em US\$

SH2	Descrição do SH2	Valor milhões US\$ FOB	Peso líquido	Preço (US\$/ton.)
39	Plásticos e suas obras	974	596	1.632
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas...	921	101	9.094
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos...	549	63	8.639
55	Fibras sintéticas ou artificiais, descontínuas	365	145	2.513
54	Filamentos sintéticos ou artificiais	343	142	2.418
29	Produtos químicos orgânicos	300	120	2.499
40	Borracha e suas obras	271	81	3.310
72	Ferro fundido, ferro e aço	234	244	961
73	Obras de ferro fundido, ferro ou aço	173	103	1.679
62	Vestuário e seus acessórios, exceto de Malha	160	8	18.221
	Média	429	160	5.096

Fonte: AliceWeb (MDIC). Nota: Peso em milhares de toneladas, valor em milhões de dólares FOB

Com base nas informações do MDIC, em 2015, 548 empresas atuaram como importadoras no porto de Itajaí, dentre estas 9 importaram acima de 100 milhões de dólares, outras 9 importaram valores entre 50 e 100 milhões, 78 empresas importaram entre 10 e 50 milhões, 44 empresas importaram entre 5 e 10 milhões, 131 empresas importaram entre 1 e 5 milhões, e por fim 277 empresas importaram até 1 milhões de dólares.

Com relação aos principais segmentos exportados pelo porto de Itajaí tem-se, a partir da Tabela 7, que o principal segmento exportado em 2015 foram as “*Carnes e miudezas*”, com 3 bilhões de dólares e 1,7 milhões de toneladas, o que caracteriza um preço médio de 1.843 dólares por tonelada. Em média os preços dos segmentos exportados apresentaram valores menores do que os preços das importações. No entanto, com relação ao valor FOB exportado, em média, tem-se um valor maior do que o valor FOB importado no ano de 2015.

Tabela 7. Principais categorias exportadas pelo Porto de Itajaí (2015) – ranking em US\$

SH2	Descrição do SH2	Valor milhões US\$ FOB	Peso líquido	Preço (US\$/ton.)
02	Carnes e miudezas, comestíveis...	3.135	1.700	1.843
44	Madeira, carvão vegetal e obras de madeira	752	1.071	702
84	Reatores nucleares, caldeiras, máquinas...	559	181	3.083
24	Tabaco e seus sucedâneos manufaturados...	466	104	4.493
16	Preparações de carne, de peixes...	253	133	1.895

Continua na próxima página...

Continuação da página anterior...

SH2	Descrição do SH2	Valor milhões US\$ FOB	Peso líquido	Preço (US\$/ton.)
85	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos...	220	54	4.102
94	Móveis; mobiliário médico-cirúrgico...	187	83	2.248
69	Produtos cerâmicos	76	188	403
48	Papel e cartão; obras de pasta de celulose...	58	69	840
05	Outros produtos de origem animal...	54	50	1.077
	Média	576	363	2.069

Fonte: AliceWeb (MDIC). Nota: Peso em milhares de toneladas, valor em milhões de dólares FOB

As dez categorias apresentadas representam 90% do total em valor FOB, bem como 89% do total em peso.

Em 2015, o porto de Itajaí teve como principais destinos das mercadorias exportadas a Rússia e os EUA, com 10% do total exportado no ano para cada um. O Japão é o terceiro destino das cargas embarcadas no porto, com 6% do total, os países baixos (Holanda) representaram 5%, bem como a Arábia Saudita com o mesmo percentual. Com relação às cargas importadas, tem-se que a China é a principal origem, com 41% do total, na sequência os EUA e a Alemanha representam 7% e a Índia com 5%. As cargas importadas apresentaram maior concentração de mercado do que as cargas exportadas, no porto de Itajaí.

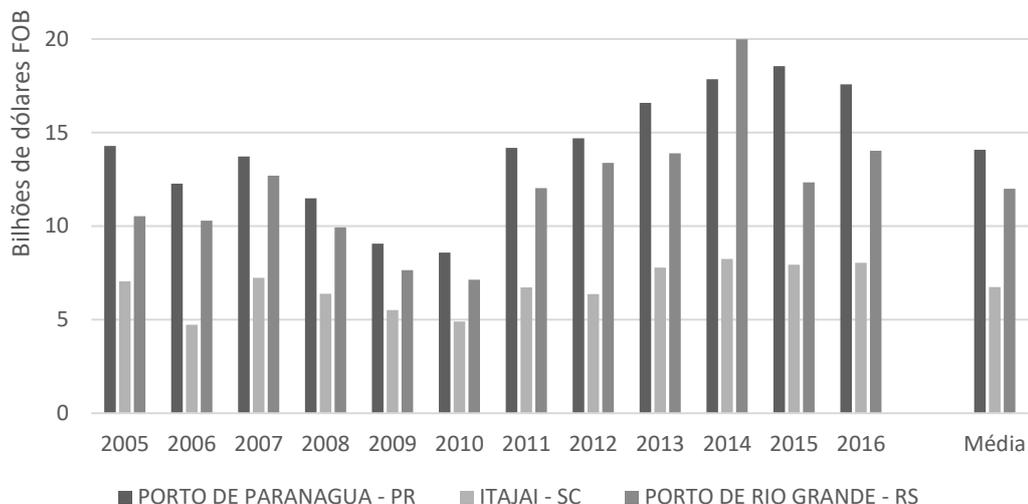
O porto contou com 115 empresas exportadoras localizadas no município de Itajaí, em 2015, destas, três exportaram valores acima de 100 milhões de dólares, três destas exportaram entre 10 e 50 milhões, uma movimentou entre 5 e 10 milhões, onze empresas exportaram entre 1 e 5 milhões, e por fim, 97 empresas exportaram até 1 milhão.

5.4 A Evolução do Comércio Internacional nos Portos

É possível notar, através da Figura 2, que em 2014 o porto de Rio Grande liderou as exportações em valor FOB, cerca de US\$ 20 bilhões. No entanto, em 2015 há uma queda no volume exportado do porto, US\$ 12,3 bilhões, colocando-o atrás de Paranaguá, que exportou cerca de US\$ 18,6 bilhões nesse ano. Em 2016, o porto de Paranaguá reduziu suas exportações para cerca de US\$ 17,6 bilhões, em contrapartida o porto de Rio Grande obteve um aumento, para US\$ 14 bilhões. O porto de Itajaí apresentou pequenas variações em relação ao volume exportado, US\$ 8,2 bilhões em 2014, US\$ 7,9 bilhões em 2015 e US\$ 8 bilhões em 2016.

Na média, entre 2005 e 2016, o porto de Paranaguá lidera as exportações entre os três portos, Rio Grande fica em segundo e Itajaí em terceiro.

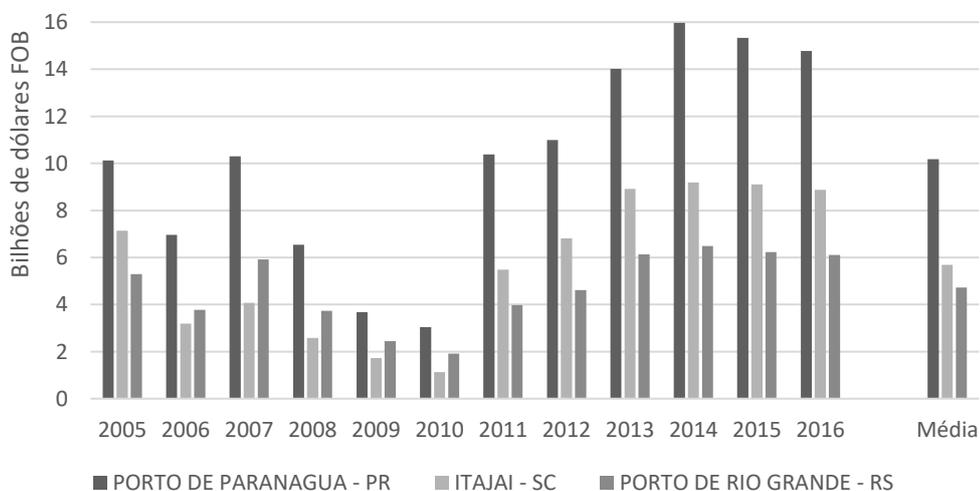
Figura 2. Exportações nos Portos de Paranaguá, Itajaí e Rio Grande (2005-2016)



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

Em relação ao volume importado nos três portos, em 2014 o porto de Paranaguá movimentou cerca de US\$ 16 bilhões, que representa o record histórico para o porto. Em 2015 há uma queda nas importações, para US\$ 15,3 bilhões. Em 2016, uma nova queda, para US\$ 14,8 bilhões. O porto de Itajaí manteve as importações praticamente constantes entre 2013 e 2016 (ver Figura 3). Por fim, o porto de Rio Grande também manteve suas importações praticamente constantes, reduzindo de US\$ 6,5 bilhões em 2014 para US\$ 6,2 bilhões em 2015, e US\$ 6,1 bilhões em 2016.

Figura 3. Importações nos Portos de Paranaguá, Itajaí e Rio Grande (2005-2016)

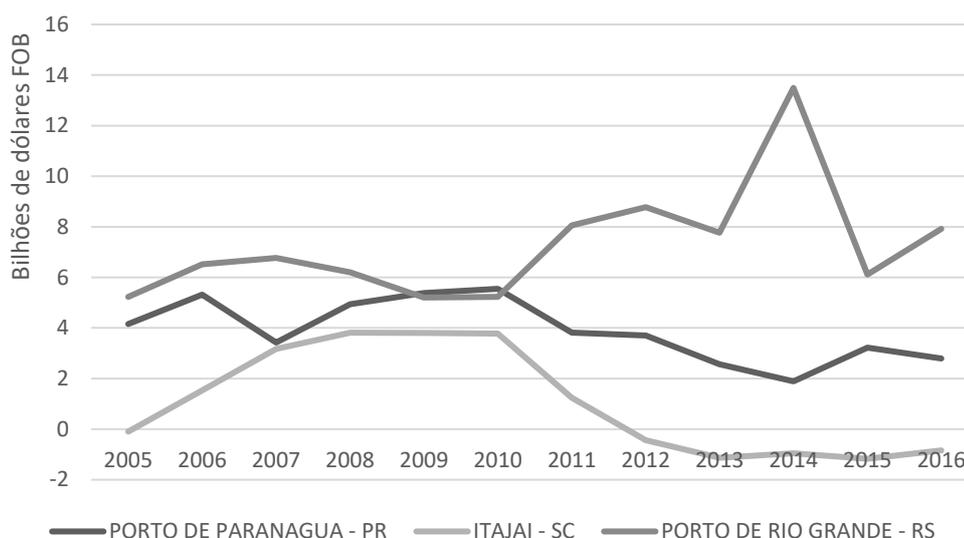


Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MDIC (AliceWeb)

A média entre 2005 e 2016 para o porto de Paranaguá esteve em US\$ 10,2 bilhões, para o porto de Itajaí em US\$ 5,7 bilhões e para o porto de Rio Grande em US\$ 4,7 bilhões.

Subtraindo as exportações das importações, tem-se o saldo da balança comercial nos portos. Assim pode-se notar na Figura 4 abaixo que o Porto de Rio Grande apresenta, historicamente a melhor balança comercial, ou seja, as exportações superam as importações em maior proporção, de forma que em 2016 obteve US\$ 8 bilhões positivos de saldo. O porto de Paranaguá também tem uma série de balança comercial positiva. No entanto, é possível notar uma tendência de queda a partir de 2010. E por fim, o porto de Itajaí apresentou um salto negativo em 2005, além disso, entre 2006 e 2011 obteve saldos positivos, e a partir de 2012 o porto vem adquirindo consecutivos saldos negativos, em 2016 obteve um saldo negativo em US\$ 840 milhões.

Figura 4. Saldo da Balança Comercial nos Portos (Exportações – Importações)

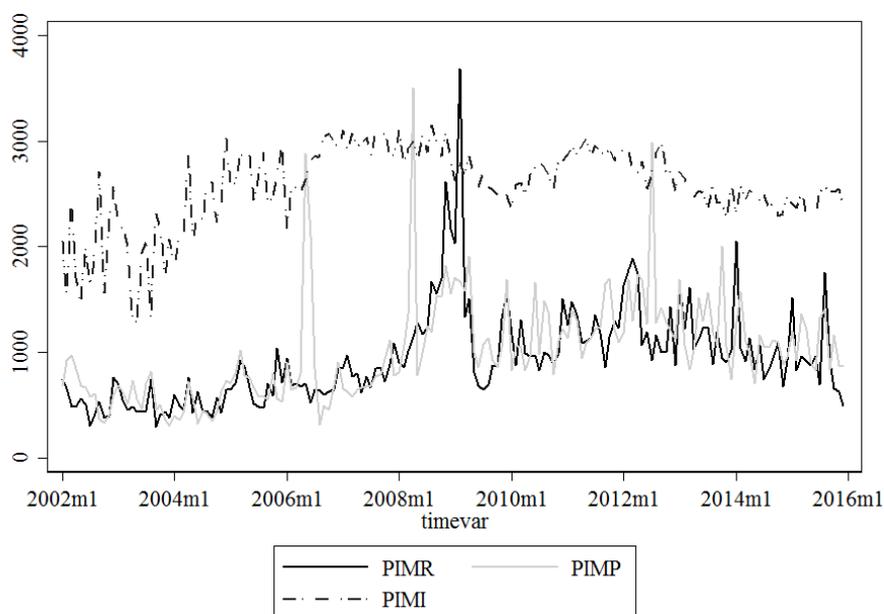


Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados do MDIC (AliceWeb)

6. Repasse da Taxa de câmbio sobre os Preços de Importação

Neste capítulo serão apresentados e discutidos os resultados relacionados ao *pass-through* da taxa de câmbio (ERPT) sobre os preços de importação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí. Para isto, testa-se a hipótese de raiz unitária das variáveis selecionadas, para que assim possa aceitar ou recusar a hipótese de estacionariedade, responsável pela validade, e que garante a inferência estatística dos resultados. A seguir, é apresentada a Figura 5 contendo os preços das importações nos respectivos portos ao longo do tempo.

Figura 5. Preços de Importação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí (em US\$/ton.)



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

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

Tabela 8. Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado) – Preços de Importação

	Variável	$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$
I (0)	lnC	0.2110	0.4001	0.9892
	lnPIR	0.7850	0.0002	0.0000
	lnPII	0.7850	0.0014	0.0091
	lnPIP	0.8020	0.0006	0.0000
	lnPPI	0.1310	0.3709	0.9293
I (1)	lnC	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPIR	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPII	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPIP	0.0000	0.0000	0.0000
	lnPPI	0.0000	0.0000	0.0000

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

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

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

Tabela 9. *Pass-through* da Taxa de Câmbio sobre os Preços de Importação (VAR)

Variáveis	lnPIR	lnPIP	lnPII	lnYPR	lnYSC	lnYRS
L.lnPIR	0.2575*** (0.0777)	0.0850 (0.0930)	0.0154 (0.0360)	2.7628 (2.2135)	1.1634 (2.2955)	3.9850 (2.5953)
L2.lnPIR	0.2639*** (0.0758)	0.2796*** (0.0907)	0.0120 (0.0351)	5.7417*** (2.1575)	6.6465*** (2.2374)	11.1173*** (2.5296)
L.lnPIP	0.0995 (0.0658)	0.4004*** (0.0788)	-0.0228 (0.0305)	0.7681 (1.8752)	1.1517 (1.9446)	-0.4199 (2.1986)
L2.lnPIP	-0.0502 (0.0653)	-0.1273 (0.0781)	-0.0249 (0.0302)	-4.2222** (1.8587)	-2.6624 (1.9275)	-4.2100* (2.1793)
L.lnPII	0.2402 (0.1586)	0.0499 (0.1898)	0.4056*** (0.0735)	0.3000 (4.5169)	-0.8266 (4.6840)	0.0919 (5.2959)
L2.lnPII	-0.0289 (0.1590)	-0.2331 (0.1902)	0.2626*** (0.0736)	-8.6866* (4.5275)	-6.4778 (4.6951)	-5.9723 (5.3084)
LD.lnYPR	-0.0069* (0.0042)	0.0048 (0.0050)	-0.0025 (0.0019)	-0.2699** (0.1187)	0.0348 (0.1231)	-0.1083 (0.1391)
L2D.lnYPR	-0.0060 (0.0042)	0.0019 (0.0051)	-0.0010 (0.0020)	-0.1810 (0.1209)	0.0486 (0.1254)	-0.1092 (0.1417)
LD.lnYSC	-0.0073 (0.0045)	-0.0084 (0.0054)	0.0049** (0.0021)	0.0909 (0.1287)	-0.2327* (0.1335)	-0.0502 (0.1509)
L2D.lnYSC	0.0053 (0.0044)	0.0010 (0.0053)	0.0028 (0.0021)	0.2603** (0.1266)	0.0305 (0.1313)	0.4217*** (0.1484)
LD.lnYRS	0.0071** (0.0035)	0.0009 (0.0042)	-0.0020 (0.0016)	-0.1475 (0.1006)	-0.2365** (0.1043)	-0.2082* (0.1179)
L2D.lnYRS	-0.0072** (0.0036)	-0.0018 (0.0043)	-0.0003 (0.0017)	-0.1643 (0.1015)	-0.2814*** (0.1053)	-0.4479*** (0.1190)
LD.lnPPI	-1.1295 (2.0486)	1.3710 (2.4515)	-0.2626 (0.9489)	203.38*** (58.3399)	237.21*** (60.4994)	275.28*** (68.4020)
L2D.lnPPI	-1.4281 (2.0999)	-3.5938 (2.5128)	0.3712 (0.9726)	187.52*** (59.7990)	166.78*** (62.0124)	231.06*** (70.1126)
lnC (exog)	-0.3204*** (0.0886)	-0.3606*** (0.1060)	-0.0981** (0.0410)	2.0957 (2.5231)	3.8842 (2.6165)	7.4561** (2.9582)
Constant	1.6496 (1.3824)	4.3824*** (1.6542)	2.8665*** (0.6403)	28.5957 (39.3677)	9.0129 (40.8248)	-34.7921 (46.1575)
Observations	165	165	165	165	165	165

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

Os resultados encontrados apontam que cerca de 32% das variações cambiais são transmitidas para os preços de importação no Porto de Rio Grande, que reflete um valor pouco abaixo da média de 46% encontrada por Campa e Goldberg (2005), bem como mais elevado do *pass-through* encontrado pelos mesmos autores para os EUA de 23%, ambos os resultados para o curto prazo. Em relação ao preço de importação no Porto de Itajaí, tem-se que apenas 10% das variações cambiais são repassadas. Além disso, esse porto possui características bastante distintas, se comparado aos outros dois portos, no que se refere às mercadorias desembarcadas,

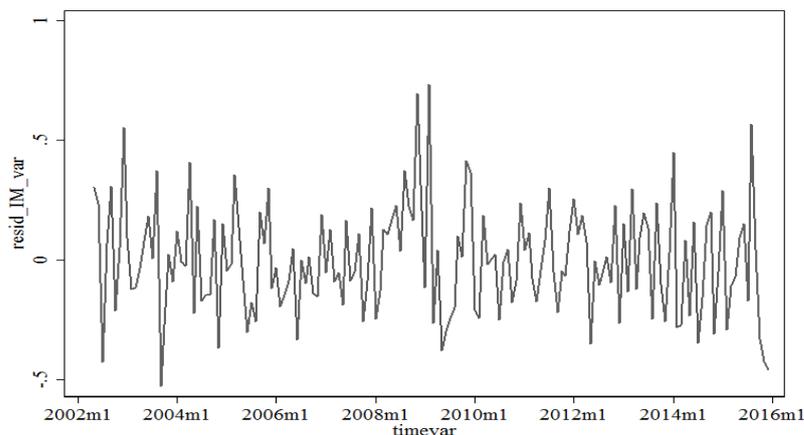
como apresentado no capítulo anterior. Por último, os preços de importação no Porto de Paranaguá absorvem cerca de 36% das variações cambiais, muito próximo do encontrado para o Porto de Rio Grande, o que reflete a semelhança da pauta de importação desses dois portos. Com relação à validação estatística do modelo apresentado, tem-se que se rejeita a hipótese nula de ausência de autocorrelação residual com um intervalo de confiança de 95%. Ou seja, cabe testar novas especificações para corrigir esse problema.

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

A partir do teste de quebra estrutural de Zivot e Andrews (1992) encontrou-se evidências de quebra para os preços de importação no porto de Rio Grande entre 2008 e 2009. Além disso, a partir do teste “*sbsingle*”² não se rejeita a hipótese nula de ausência de quebra estrutural em 2009, com 1% de significância. Para os preços de importação no porto de Paranaguá, tem-se três possíveis quebras, uma em 2004, outra em 2009 e uma última em 2012. Com relação aos preços de importação no porto de Itajaí, não se pode constatar quebras, já que há maior volatilidade nos preços (principalmente entre 2006 e 2009), o que pode dificultar o diagnóstico do teste.

² Teste que pertence ao software *Stata14*

Figura 6. Resíduos do modelo VAR



Fonte: Elaboração própria

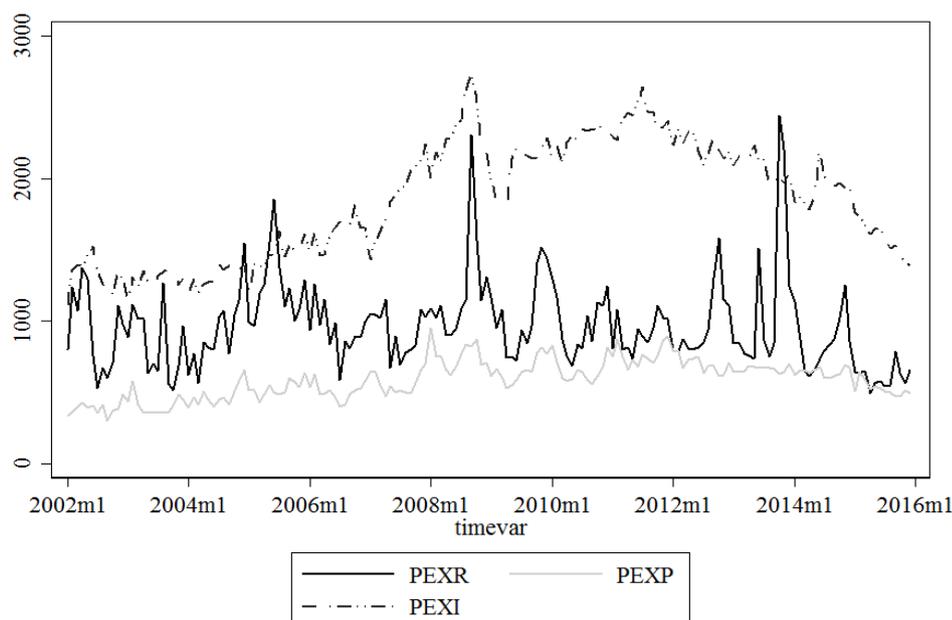
Os testes de causalidade de Granger são fundamentais para justificar a utilização do instrumental metodológico utilizado, neste caso, um vetor autorregressivo (VAR), tendo em vista que o modelo permite ajustar variáveis endógenas. Portanto, além dos efeitos demonstrados no parágrafo anterior, também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

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

7. Repasse da Taxa de câmbio sobre os Preços de Exportação

Neste capítulo aborda-se os resultados obtidos sobre os preços de exportação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí. Portanto, para testar tal relação através do método proposto, é importante que haja uma relação de longo prazo entre as variáveis de interesse. Sendo assim, faz-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 10. A seguir apresenta-se a Figura 7 contendo os preços de exportação em função do tempo.

Figura 7. Preços de Exportação nos Portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí (em US\$/ton.)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do MDIC (AliceWeb)

Tabela 10. Teste de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado)

I (0)	lnC	lnPER	lnPEP	lnPEI	lnYPR	lnYSC	lnYRS	lnPPI
$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	0.211	0.686	0.861	0.954	0.697	0.756	0.832	0.131
$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	0.080	0.000	0.003	0.161	0.001	0.000	0.000	0.371
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	0.754	0.000	0.002	0.729	0.000	0.000	0.000	0.929
I (1)								
$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	0.000	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
$\Delta x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	0.000	0.388	0.007	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$	0.000	0.403	0.023	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota. * parâmetros significativos à 10%, ** parâmetros significativos à 5%, *** parâmetros significativos à 1%.

A partir da Tabela 10, 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 series 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). Portanto, a partir dos resultados apresentados, testa-se a cointegração das variáveis, o que permite inferir se existe uma relação de longo prazo entre estas. Para isso, realiza-se o teste de cointegração de Engle e Granger (1987), e em seguida o teste de Johansen (1988).

Com relação 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. Por fim, é possível estimar um modelo autorregressivo com correção de erros (VECM), onde pode-se obter os efeitos da taxa de câmbio sobre os preços de exportação.

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 nos preços de exportação no Porto de Rio Grande (lnPER) na ordem de 1,07%. Ou seja, toma-se como um ERPT total para lnPER. Com relação aos preços de exportação no Porto de Paranaguá (lnPEP), tem-se que 64% das variações cambiais são repassadas sobre os preços, uma taxa inferior à encontrada para o Porto de Rio grande, sendo assim, apresenta 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 haja predominância na exportação de commodities nos três, apesar do porto de Itajaí ser o único cujas exportações predominam o complexo Carnes, enquanto que nos outros dois há predominância do complexo Soja, isto pode ser um dos determinantes.

Tabela 11. Modelo vetor de correção de erros (VECM)³

	D_InPER	D_InPEI	D_InPEP	D_InYPR	D_InYSC	D_InYRS
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.InPER	-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.InPER	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.InPEI	-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.InPEI	-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.InPEP	-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.InPEP	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.InC	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.InC	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.InYPR	-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.InYPR	-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.InYSC	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.InYSC	-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.InYRS	-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.InYRS	-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.InPPI	-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.InPPI	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 à 10%, ** parâmetros significativos à 5%, *** parâmetros significativos à 1%.

³ Um segundo modelo é estimado, sem constante e com 4 vetores de cointegração e 2 lags. Os resultados encontram-se no Apêndice.

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 possuem uma média em torno de 1845 dólares por tonelada, valor superior ao preço do porto de Rio Grande, cuja média ficou em 969 US\$/ton. Por último, a média dos preços de exportação no porto de Paranaguá foi a menor entre os três, cerca de 590 US\$/ton.

Um terceiro aspecto que pode estar relacionado ao grau de repasse da taxa de câmbio é o efeito dos contratos futuros de dólar sobre as vendas da Soja e demais *commodities* exportadas, de forma que as empresas exportadoras adquirem contratos no período de transporte e embarque da mercadoria, o que poderia exercer alguma influência sobre os preços no curto prazo. Sugere-se, então, testar essa hipótese em trabalhos futuros.

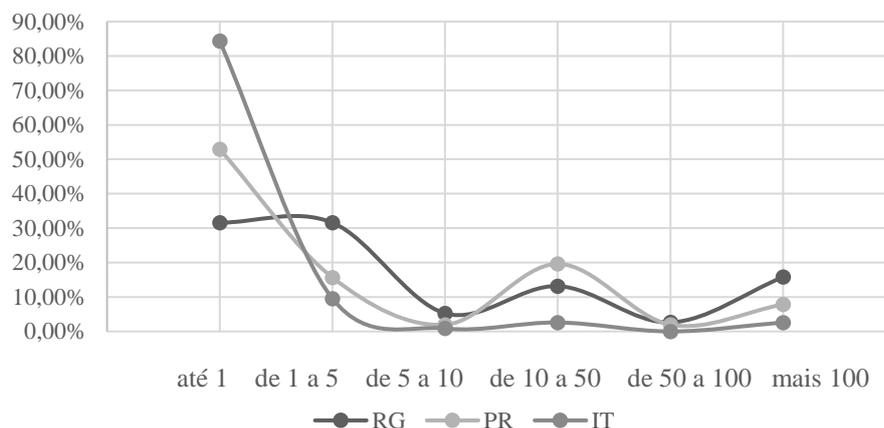
Um quarto ponto a se observar é a concentração nos destinos das exportações e concentração dos segmentos exportados, de forma que no porto de Rio Grande 38% das cargas embarcadas são destinadas à China, bem como 41% das cargas são relacionadas ao complexo Soja. No porto de Paranaguá, 26% das cargas são destinadas à China, de forma que o complexo Soja representou 42% do total exportado, em 2015. Por fim, 50% das cargas exportadas pelo porto de Itajaí fazem parte do complexo Carnes, além disso, os principais destinos são Rússia, EUA e Japão (10%, 10% e 6% respectivamente).

O último ponto, e mais relevante, é o número de empresas exportadoras em cada um dos portos, segundo os dados do MDIC para o ano de 2015, tem-se que 38 empresas atuam no porto de Rio Grande, 51 empresas atuam no porto de Paranaguá, e 115 empresas atuam no porto de Itajaí. Além disso, no porto de Rio Grande há seis empresas de grande porte, que exportam acima de 100 milhões de dólares (Bunge, Bianchini, Ecovix, BRF, Glencore e QGI Brasil). No porto de Paranaguá há quatro empresas de grande porte (Coamo agroindustrial, BRF, Cargill e Louis Dreyfus Commodities Brasil). No porto de Itajaí há três empresas de grande porte (BRF, Aurora alimentos e Seara). Essas informações corroboram com os resultados encontrados, visto que, segundo Taylor (2000), uma queda no ERPT estaria associada a uma redução do poder de mercado das firmas, conseqüentemente na determinação dos preços. Ou seja, um ambiente com menor concorrência favorece o repasse da taxa de câmbio para os preços, e na contramão, um ambiente com maior concorrência exerce maior pressão sobre as empresas para não repassarem as variações cambiais, incorporando-as na margem de lucro.

Com a finalidade de verificar a concentração de empresas por valor exportado, adotou-se uma escala de 1 a 6, onde 1 representa as empresas que exportam até 1 milhão de dólares, 2 representa as empresas que exportam entre 1 e 5 milhões, 3 as empresas que exportam entre 5

e 10 milhões, 4 as que exportam entre 10 e 50 milhões, 5 para as que exportam entre 50 e 100 milhões e 6 para as que exportam acima de 100 milhões. Assim, é possível notar que as médias para os portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí foram 2,71, 2,25 e 1,32 respectivamente. Portanto, é possível afirmar que no porto de Rio Grande há um número menor de empresas e que possuem maior porte, em contraponto o porto de Itajaí que apresenta o maior número de empresas e com menor porte. Além disso, uma outra informação relevante é a concentração das empresas em relação ao número total de empresas exportadoras em cada um dos portos, pode-se notar a partir da Figura 8 abaixo. Tem-se que 80% das empresas exportadoras no porto de Itajaí exportam até 1 milhão de dólares, no porto de Rio Grande 30% exportaram até 1 milhão, e por fim, no porto de Paranaguá 50%.

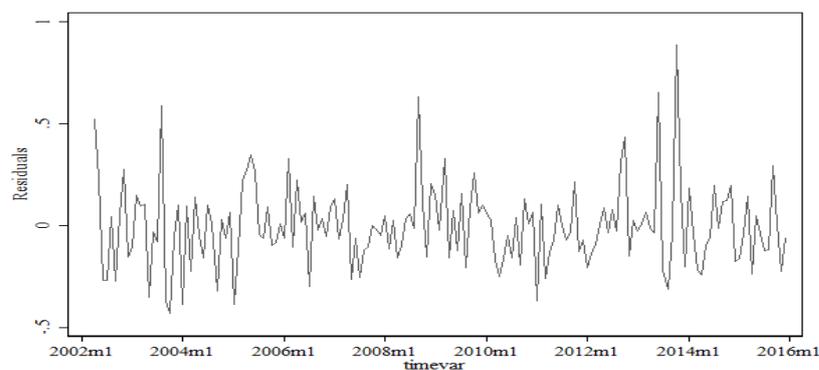
Figura 8. Concentração das empresas por valor exportado em milhões de dólares



Fonte: Elaboração própria. Nota. RG (porto de Rio Grande); PR (porto de Paranaguá); IT (porto de Itajaí).

Na Figura 9 abaixo, tem-se o gráfico do comportamento dos resíduos ao longo do tempo.

Figura 9. Resíduos do modelo VECm



Fonte: Resultados do Modelo

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 seja um ruído branco. Além disso, tem-se um desvio-padrão de 0,20. O máximo e o mínimo são 0,88 e -0,43, respectivamente.

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 (0.2568).

Portanto, tem-se que a passagem da taxa de câmbio sobre os preços das exportações nos portos de Paranaguá e Itajaí reflete de forma incompleta, corroborando com os resultados de Ferreira e Sansó (1999) e Fraga et al. (2006), que estimam o ERPT para preços de exportações no Brasil, em ambos os trabalhos apontam-se um *pass-through* incompleto. Além disso, Li et al. (2011) encontra um ERPT de 0,76 para os preços de exportação da China, valor próximo ao encontrado neste estudo para o porto de Paranaguá.

A discussão acerca do grau de passagem da taxa de câmbio sobre 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 das exportações nos portos, encontrou-se neste estudo que tanto o número de empresas como a participação destas no mercado podem ser fatores determinantes para a magnitude do ERPT, ou seja, ressalta-se a importância da concorrência de mercado, assim como evidenciado por Taylor (2000).

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, ele pode retornar ao equilíbrio de longo prazo no próximo período. O valor do coeficiente para os preços no porto de Rio Grande é de cerca de -0,51, o que indica que o preço de exportação recuperará para o equilíbrio de longo prazo em 51% cada período e necessita de cerca de 2 meses para retornar ao equilíbrio 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 segundo resultado obtido é que os preços das exportações no porto de Paranaguá geram efeito de causalidade sobre os preços das exportações do 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 causalidade sobre a produção industrial no estado de Santa Catarina (YSC). Por fim, apresenta-se a tabela de impulso e resposta.

Tabela 12. 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: Resultados do Modelo

Com relação a Tabela 12, tem-se que um impulso na taxa de câmbio se propaga em maior velocidade sobre lnPEI, se comparado à resposta em lnPEP. 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 lnPER 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, assim refletindo então efeitos correlacionados entre as variáveis, impactando em menores respostas dos preços a um choque na taxa de câmbio.

Com base no Índice Herfindahl-Hirschman (IHH) calculou-se uma medida de dispersão da participação em dólares FOB de cada país, cujas exportações são destinadas. Assim, tem-se que para o porto de Rio Grande o IHH é igual a 0,16, para o porto de Paranaguá é igual a 0,08 e para o porto de Itajaí igual a 0,04. O que significa que as exportações do porto de Rio Grande possuem maior grau de concentração do que nos demais, além disso as exportações em Paranaguá também são mais concentradas do que em Itajaí. Esses resultados refletem nos resultados encontrados pelo modelo estimado, onde o grau de *pass-through* depende da

concentração de mercado das empresas, neste caso representadas pela concentração por países. De forma que quanto mais concentrado é um mercado maior é o poder de mercado das empresas, que por sua vez reflete no grau de ERPT. Neste caso, quanto maior a concentração de mercado maior o ERPT.

Sobre os testes de quebra estrutural, tem-se a partir do teste “*sbsingle*” rejeita-se a hipótese nula de ausência de quebra estrutural a 5% de significância, para os preços de exportação no porto de Rio Grande, o modelo estima uma quebra em outubro de 2013. Essa informação pode ser visível na Figura 4 no início desta seção. Os preços de exportação no porto de Paranaguá também apresentam indícios de quebra estrutural, visto que se rejeita a hipótese nula de ausência de quebra estrutural a 1% de significância, a partir do mesmo teste citado acima. A data da quebra estimada pelo modelo é março de 2012. Por fim, os preços de exportação no porto de Itajaí apresentam indícios de quebra, de forma que também se rejeita a hipótese com 1% de significância, bem como o modelo estima a quebra estrutural em maio de 2007, o que difere significativamente do período estimado nos dois testes anteriores.

8. Conclusão

Este estudo teve como objetivo central buscar evidências de que características regionais e portuárias possam influenciar o grau de *pass-through* da taxa de câmbio sobre os preços de exportação e importação. Dessa forma, encontrou-se heterogeneidade nos coeficientes estimados para os preços de exportação nos portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí, assim, tem-se um ERPT completo para os preços em Rio Grande, bem como um ERPT incompleto para Paranaguá e Itajaí. Além disso, também se encontrou heterogeneidade no repasse cambial sobre os preços de importação, de forma que se encontrou um coeficiente de ERPT em Itajaí de 0,098. Para os preços de importação em Rio Grande e Paranaguá tem-se coeficientes de 0,32 e 0,36, respectivamente. Ainda cabe ressaltar que em média o grau de ERPT é menor para os preços das importações do que para as exportações, o que corrobora com o resultado encontrado por outros autores para os preços de importação e exportação.

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, no 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 do porto, em dólares FOB.

Encontrou-se evidências de que o número de empresas exportadoras, bem como a concorrência entre elas, possa influenciar o grau de ERPT, de forma que os portos de Rio Grande, Paranaguá e Itajaí possuem 38, 51 e 115 empresas exportadoras, respectivamente. Também é possível notar que o porto de Itajaí apresentou uma menor concentração de empresas com grande porte, e uma maior concentração de empresas com pequeno porte. Na contramão, o porto de Rio Grande detém um número mais elevado de empresas de grande porte e uma concentração menor de empresas com pequeno porte. O fortalecimento da concorrência no mercado de destino obriga as empresas a seguirem o preço de mercado e, portanto, a absorver as variações cambiais.

Respondendo, então, os objetivos específicos 2 e 3 apontados na introdução, constata-se que há indícios de quebras estruturais nos preços de importação e exportação. No entanto, as datas estimadas de quebras divergem entre si, de forma que no porto de Rio Grande as quebras estimadas são em 2009 para os preços de importação e 2013 para os preços de exportação. No porto de Paranaguá as quebras são em 2008 para os preços de importação e 2012 para os preços

de exportação. Por fim, no porto de Itajaí as quebras estimadas são em 2004 para os preços de importação e 2007 para os preços de exportação.

Por fim, não se tem evidências suficientes para dizer que os investimentos no Polo Naval tenham afetado os preços das exportações no porto de Rio Grande. No entanto, a quebra estrutural apontada nos preços, em 2013, pode estar relacionada à crise econômica que o país vem passando. Na contramão, a quebra estrutural estimada para os preços das importações no porto de Rio Grande, em 2009, pode ser um indicativo de que os investimentos no Polo Naval tenham impactado sobre os preços das importações, principalmente com relação à importação de insumos da construção naval. Para confirmar essa hipótese, propõe, em trabalhos futuros, analisar o histórico da formação do preço de importação no porto, avaliando a participação das principais categorias importadas.

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

REFERÊNCIAS

- ADAMI, A. C. De O.; MIRANDA, S. H. G. De. Transmissão de preços e cointegração no mercado brasileiro de arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 2011. v. 49, n. 1, p. 55–80.
- AL-ABRI, A. S.; GOODWIN, B. K. Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration. **International Review of Economics and Finance**, ., 2009. p. 142–161.
- ARAÚJO, H. G. R. De; ROCHA, R. M.; BESARRIA, C. Da N. Pass-through cambial para os preços de importação: uma análise para as principais commodities importadas pela região nordeste. 2014. Disponível em: <<http://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/11262>>. Acesso em: 6 mar. 2017.
- ARON, J.; MUELLBAUER, J.; SINCLAIR, P. Exchange Rate Pass-through to Import Prices, and Monetary Policy in South Africa. **The Journal of Development Studies**, ., 2014. p. 144–164.
- BACCHETTA, P.; WINCOOP, E. Van. A Theory of the Currency Denomination of International Trade. **Journal of International Economics**, ., 2005. p. 295–319.
- BOX, G. E. P.; JENKINS, G. M.; REINSEL, G. C. **Time Series Analysis - Forecasting and Control**. 4th ed. ed. [S.l.]: [s.n.], 2008. 38460.
- 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.
- _____; _____. Exchange rate pass-through into import prices revisited: What drives it? **Journal of International Money and Finance**, ., 2012. p. 818–844.
- BUENO, R. L. S. **ECONOMETRIA DE SÉRIES TEMPORAIS**. 2ª edição ed. [S.l.]: [s.n.], 2012. 00000.
- CAIRES, M. L. **Análise do Pass-through da taxa de câmbio para preços de bens importados no Brasil**. São Paulo: Inper Instituto de Ensino e Pesquisa, 2013. Dissertação de Mestrado.
- CAMPA, J. M.; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon? **National Bureau of Economic Research**, Cambridge, 2002.
- _____; GOLDBERG, L. S. Exchange rate pass-through into import prices. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, 2005. p. 679–690.
- CHOUDHRI, E. U.; HAKURA, D. S. The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice. **Journal of International Money and Finance**, ., 2015. p. 1–25.

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

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

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

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

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

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

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

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

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of econometrics**, [S.l.], 1996. p. 99–126.

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

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

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

KLEIBERGEN, F. R.; PAAP, R. Generalized reduced rank tests using the Singular Value Decomposition. 2006. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=373420>. Acesso em: 9 fev. 2017.

KRUGMAN, P. E.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **International Economics: Theory and Policy**. 9 th ed. [S.l.]: [s.n.], 2011.

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

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

PORTO DE ITAJAÍ, S. **Histórico**. Disponível em:
<<http://www.portoitajai.com.br/novo/c/historia>>. Acesso em: 26 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.

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

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

WERNER, L.; RIBEIRO, J. L. D. Previsão de demanda: uma aplicação dos modelos Box-Jenkins na área de assistência técnica de computadores pessoais. 00048: **Revista Gestão & Produção**, 2003. v. 10, n. 1, p. 47–67.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, jul. 1992. v. 10, n. 3, p. 251.

Apêndice

Tabela 13. Teste de quebra estrutural para os preços de importação no porto de Rio Grande

	Number of obs =	168
Full sample:	2002m1 - 2015m12	
Trimmed sample:	2004m3 - 2013m11	
Estimated break date:	2009m5	
Ho: No structural break		
Test	Statistic	p-value
swald	35.8786	0.0000
Exogenous variables:	lc lPPI YRS	
Coefficients included in test:	lc lPPI YRS _cons	

Fonte: Resultados do Modelo

Tabela 14. Teste de quebra estrutural para os preços de exportação no porto de Rio Grande

	Number of obs =	168
Full sample:	2002m1 - 2015m12	
Trimmed sample:	2004m3 - 2013m11	
Estimated break date:	2013m10	
Ho: No structural break		
Test	Statistic	p-value
swald	17.6632	0.0291
Exogenous variables:	lc lPPI YRS	
Coefficients included in test:	lc lPPI YRS _cons	

Fonte: Resultados do Modelo

Tabela 15. Teste de quebra estrutural para os preços de importação no porto de Paranaguá

	Number of obs =	168
Full sample:	2002m1 - 2015m12	
Trimmed sample:	2004m3 - 2013m11	
Estimated break date:	2008m2	
Ho: No structural break		
Test	Statistic	p-value
swald	27.6966	0.0004
Exogenous variables:	lc lPPI YPR	
Coefficients included in test:	lc lPPI YPR _cons	

Fonte: Resultados do Modelo

Tabela 19. Modelo VECm com 4 vetores de cointegração e 2 lags (sem constante)

Variáveis	D_lnPER	D_lnPEI	D_lnPEP	D_lnYPR	D_lnYSC	D_lnYRS
L._ce1	-0.4648*** (0.0792)	-0.0092 (0.0179)	0.0274 (0.0350)	-0.0313 (0.0260)	-0.0059 (0.0246)	-0.0268 (0.0266)
L._ce2	-0.2610** (0.1233)	-0.0559** (0.0278)	0.2583*** (0.0545)	0.1131*** (0.0405)	0.1031*** (0.0383)	0.1549*** (0.0414)
L._ce3	0.3736** (0.1847)	0.0080 (0.0417)	-0.5339*** (0.0817)	-0.0444 (0.0606)	-0.0419 (0.0574)	0.0399 (0.0620)
L._ce4	0.0797 (0.0561)	0.0480*** (0.0127)	0.0801*** (0.0248)	0.0134 (0.0184)	-0.0031 (0.0174)	-0.0943*** (0.0188)
LD. lnPER	-0.0838 (0.0783)	0.0286 (0.0177)	-0.0028 (0.0346)	0.0342 (0.0257)	0.0087 (0.0243)	0.0524** (0.0263)
LD. lnPEI	-0.0212 (0.3264)	-0.3227*** (0.0737)	-0.5173*** (0.1444)	0.2485** (0.1072)	0.1823* (0.1015)	0.3552*** (0.1095)
LD. lnPEP	-0.0072 (0.1821)	-0.0336 (0.0411)	0.0123 (0.0805)	-0.0395 (0.0598)	-0.0146 (0.0566)	-0.0771 (0.0611)
LD. lnC	0.9517** (0.4689)	0.2764*** (0.1058)	0.6388*** (0.2074)	0.0111 (0.1540)	-0.0518 (0.1458)	0.1069 (0.1573)
LD. lnYPR	-0.2244 (0.3552)	-0.0938 (0.0802)	-0.2010 (0.1571)	0.0731 (0.1166)	0.2429** (0.1104)	0.2126* (0.1192)
LD. lnYSC	0.3036 (0.4434)	0.2262** (0.1001)	-0.2365 (0.1962)	0.1889 (0.1456)	-0.0353 (0.1378)	0.0552 (0.1488)
LD. lnYRS	-0.1433 (0.3678)	-0.0983 (0.0830)	0.2670 (0.1627)	-0.2254* (0.1208)	-0.2657** (0.1143)	-0.0380 (0.1234)
LD. lnPPI	-2.5551 (1.9012)	1.0213** (0.4291)	0.1214 (0.8411)	1.5178** (0.6243)	1.7391*** (0.5910)	2.0108*** (0.6380)
Observações	166	166	166	166	166	166

Fonte: Resultados do Modelo. Nota. Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela 20. Teste de cointegração de Johansen – preços exportação (2002m4 - 2015m12)

Maximum rank	Parms	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
0	136	2074,7	-	311,1	156
1	151	2130,7	0,493	198,9	124
2	164	2167,9	0,363	124,6	94
3	175	2194,1	0,272	72,2	69
4	184	2207,4	0,148	45,7*	47
5	191	2218,0	0,121	24,4	30
6	196	2227,4	0,108	5,6	15
7	199	2229,3	0,022	1,8	3,8
8	200	2230,3	0,011		
Obs	165			Lags	3

Fonte: Resultados do Modelo

Tabela 21. Teste de cointegração de Johansen – preços importação (2002m4 - 2015m12)

Maximum rank	Parms	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
0	136	1748	-	297,5	156,0
1	151	1797	0,45099	198,6	124,2
2	164	1838	0,39292	116,3	94,1
3	175	1863	0,25393	67,9*	68,5
4	184	1876	0,14949	41,2	47,2
5	191	1887	0,12268	19,6	29,7
6	196	1893	0,07300	7,1	15,4
7	199	1896	0,03379	1,4	3,8
8	200	1897	0,00868		
Obs	165			Lags	3

Fonte: Resultados do Modelo