

IMPACTO DA CHINA SOBRE AS ELASTICIDADES PREÇO E RENDA DAS EXPORTAÇÕES BRASILEIRAS (1980-2012): UMA ABORDAGEM VIA ARDL

Edson Roberto Vieira

Professor da Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Economia – FACE/UFG

Doutorando em Economia no Programa de Pós Graduação do IE/UFU

Email: er_vieira@hotmail.com

Clésio Lourenço Xavier

Professor do Instituto de Economia – UFU

Pesquisador CNPq

Email: clesio@ie.ufu.br

RESUMO

Este trabalho realiza novas estimações das elasticidades preço e renda da demanda das exportações brasileiras agregadas, de produtos manufaturados e de produtos básicos no período 1980-2012, com modelos que incluem e outros que excluem a China dentre os principais parceiros comerciais do Brasil. Busca verificar o quanto o aumento da participação da China no total das exportações domésticas nos últimos anos impactou essas elasticidades, com base na elaboração do Índice de Impacto da China Sobre as Elasticidades das Exportações Brasileiras (*ICEB*). Para tanto, foi utilizado o teste de *bounds* para a análise da cointegração entre as variáveis e modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (*ARDL*) para estimação das elasticidades de curto e de longo prazos. Ainda que alguns dos resultados encontrados no trabalho não tenham apresentado a relevância estatística necessária para dar robustez às análises, em geral, as indicações são de que o crescimento da participação da China no total das exportações brasileiras impactou muito mais as elasticidades de curto prazo do que as de longo prazo e de que esse impacto se deu mais por conta da renda externa do que em razão dos preços das exportações, sendo isso muito mais forte no caso das exportações de produtos manufaturados.

Palavras-Chave: Elasticidades das Exportações; Método *ARDL*; China

ABSTRACT

This study examines the long-run and short-run elasticities of Brazilian's export demand using data from the period 1980-2012. The work intent to verify how the increase in China's share in total of Brazilian's exports in recent years has impacted the Brazilian's exports elasticities. An Autoregressive Distributed Lag (*ARDL*) modeling process is employed to capture the effect of world income, export's prices and relative prices on Brazilian's export demand. Although some of the empirical results have not statistical significance, in general, our results suggest that the increase in China's share in total of Brazilian's exports has been impacted much more short-term elasticities than the long term elasticities. Furthermore, the results suggest that this effect occurred because the income elasticities are stronger than price elasticities, mainly in the case of exports of manufactured goods.

Keywords: *Export Elasticities; ARDL Framework; China*

Área 7 - Economia Internacional

JEL: F14

1 Introdução

As exportações brasileiras tiveram crescimento vertiginoso nos últimos anos, saindo de pouco mais de US\$ 20 bilhões em 1980 para atingir o pico de US\$ 253 bilhões em 2011. Informações retiradas do site da *UN/Comtrade* evidenciam que, a partir dos anos 2000, com exceção de 2002 e de 2012, em todos os outros anos as exportações brasileiras cresceram mais do que a média mundial. Com isso, a participação das exportações brasileiras no total das exportações mundiais no período 1980 a 2012, que teve seu ápice em 1984, quando atingiu 1,65%, iniciou a década seguinte em 1,0% e a partir daí aumentou seguidamente até 2011, quando atingiu 1,51%, só voltando a cair no ano seguinte, batendo em 1,49%.

Os dados da *UN/Comtrade* sugerem também que o desempenho das exportações brasileiras no período em epígrafe tem relação estreita com o aumento das exportações do país para a China. De 1980 a 2001, praticamente não ocorreram modificações nos países que compunham o grupo dos cinco principais destinos das exportações brasileiras, havendo alterações mais significativas apenas da participação de cada um deles no total dessas exportações. A partir de 2002, entretanto, com participação de 4,2% no total dos embarques brasileiros para o exterior, a China ingressou nesse grupo, ocupando o lugar que antes pertencia ao Japão. De 1980 até 2008, os EUA eram o principal destino das exportações brasileiras e, a partir de 2009, cederam a posição para a China, que, em 2012, já detinha 17,0% do total dessas exportações.

As crescentes necessidades que a China tem em termos da aquisição de bens de consumo, seu processo de urbanização ainda não concluído e sua rápida e significativa industrialização têm contribuído para aumentar a demanda de *commodities* agrícolas e minerais no mercado internacional e beneficiado as economias latino-americanas, como a brasileira. Muitas dessas economias experimentaram taxas de crescimento mais vigorosas a partir de 2003, aproveitando-se do *boom* do mercado de *commodities*, em parte decorrente da dinâmica positiva da economia chinesa e, por conseguinte, da complementaridade que possuem em relação àquele país (CUNHA, 2007).

Estas considerações indicam a importância dos estudos que têm como foco as exportações, seja buscando analisar seus impactos sobre a economia doméstica, seja examinando seus determinantes e condicionantes. Muitos autores e instituições multilaterais concordam que as exportações redundam em benefícios para a economia do país por uma série de razões: geram maior utilização da capacidade instalada; promovem economias de escala; estimulam o progresso tecnológico; criam emprego e aumento da produtividade do trabalho; melhoram a alocação dos recursos escassos; reduzem as pressões sobre a conta corrente do balanço de pagamentos, atraindo investimento direto externo; e aumentam o bem-estar econômico e social (WORLD BANK, 1993).

Nesta perspectiva, o objetivo do trabalho é realizar novas estimações das elasticidades preço e renda da demanda das exportações brasileiras agregadas, de produtos manufaturados e de produtos básicos no período 1980-2012, com modelos que incluem e outros que excluem a China dentre os principais parceiros comerciais do Brasil. Busca verificar o quanto o aumento da participação da China no total das exportações domésticas nos últimos anos impactou essas elasticidades, com base na elaboração do Índice de Impacto da China Sobre as Elasticidades das Exportações Brasileiras (*ICEB*).

Em termos metodológicos, será utilizado o teste de *bounds* para a análise da cointegração entre as variáveis em estudo e modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (*ARDL*) para estimação das elasticidades de curto e de longo prazos. Este método tem se mostrado mais eficaz quando se trata de analisar amostras de pequenas magnitudes, como é o caso deste trabalho.

Para desenvolver estas questões, além dessa introdução, o trabalho possui quatro outras seções. Na seção 2 foram abordadas as literaturas empíricas nacional e internacional sobre a estimação de elasticidades, mostrando seu desenvolvimento e os principais autores que estudaram o tema. Em seguida, a seção três apresenta a fonte dos dados e as técnicas utilizadas para análise de cointegração e estimação das elasticidades de curto e longo prazo. As seções 4 e 5, abrangem, respectivamente, os resultados e as considerações finais do trabalho.

2 A Literatura Empírica Sobre Elasticidades

2.1 Um breve relato sobre a evolução da literatura internacional sobre o tema

O trabalho de Houthakker e Magee (1969) foi um dos precursores na análise e estimação de elasticidades do comércio externo, contribuindo para lançar luz sobre essa temática. Mais à frente, com base no método dos mínimos quadrados em dois estágios, Khan (1974) sugeriu que a renda real dos países importadores e os preços dos produtos exportados eram os principais determinantes das exportações de uma série de países em desenvolvimento, encontrando resultados semelhantes aos de Houthakker e Magee (1969).

Goldstein e Khan (1978) avançaram em relação aos trabalhos anteriores, ao introduzir na discussão modelos de oferta e demanda de exportações, que foram estimados simultaneamente, buscando eliminar qualquer viés decorrente da relação de mão dupla entre as quantidades exportadas e os preços das exportações. Outro trabalho de Goldstein e Khan (1985) é um dos mais citados quando se levanta este tipo de discussão, não apenas por realizar uma ampla revisão da literatura existente até então sobre as elasticidades do comércio externo, mas especialmente por ter levado a cabo uma discussão pormenorizada da estimação dessas elasticidades com modelos que trabalham com substitutos imperfeitos. Neste tipo de modelo, a demanda de produtos exportados está sujeita à renda externa, aos preços internos dos bens exportados e aos preços dos bens substitutos no mercado internacional.

Até o início dos anos 1990, uma característica comum das estimações de elasticidades do comércio exterior era que ainda não se testava a presença de raiz unitária nas séries analisadas, podendo haver, portanto, a ocorrência de regressões espúrias. Autores como Reinhart (1995), Bahmani-Oskooee (1998), Senhadji e Montenegro (1998), entre outros que deram continuidade a este campo de pesquisa, realizaram novos estudos sobre os determinantes do comércio externo, analisando a estacionariedade das séries e utilizando a cointegração para estimar as elasticidades de comércio. A grande maioria desses trabalhos tem utilizado como técnicas de cointegração o método de Johansen (1991).

Mais recentemente tem tido lugar uma nova série de estimativas de elasticidades de comércio exterior, baseadas no modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (*ARDL*). Duasa (2007), por exemplo, examinou as relações de curto e de longo prazo entre o equilíbrio do balanço de pagamentos, a taxa de câmbio real, a renda e a oferta de moeda da Malásia no período 1974-2003, utilizando o teste de *bounds* para cointegração e modelos de correção de erro no âmbito do método *ARDL*. Com o mesmo método, Tang (2008) reexaminou as relações de cointegração das importações japonesas do primeiro trimestre de 1973 ao segundo trimestre de 2007; Rashid e Razzaq (2010) estimaram as elasticidades preço e renda das exportações e importações do Paquistão utilizando dados anuais do período 1975-2008; com séries de dados mais curtas (dados anuais do período 1980-2004), Kiong, Rahim e Shamsudin (2010) trabalharam com as elasticidades das exportações de pimenta *sarawak* preta e branca da Malásia; Hong (2012) estimou as elasticidades das exportações chinesas de produtos intensivos em trabalho, de produtos intensivos em capital e de produtos intensivos em tecnologia com dados mensais do período de janeiro de 2006 a setembro de 2011; e, também tendo como base método *ARDL*, Sultan (2012) estimou as elasticidades preço e renda das exportações indianas utilizando informações anuais do período 1980-2010 e Grullón (2012) estimou a função de demanda agregada das exportações da República Dominicana para os períodos 1960-1984 e 1985-2005 com dados anuais.

O que se percebe com a análise dos trabalhos citados acima é que, de um modo geral, os autores trabalharam com pequenas amostras, com dados anuais e que o método *ARDL* permitiu que fosse constatada a cointegração das variáveis, possibilitando a realização das estimações de curto e de longo prazo dos parâmetros dos modelos.

2.2 A literatura empírica nacional sobre elasticidades

No caso do Brasil, a revisão da literatura nacional especializada em ordem cronológica pode ser iniciada pelo trabalho de Braga e Markwald (1983). Esses autores analisaram as exportações de manufaturados no Brasil no período 1959-1981, com um modelo em que o preço e quantidade exportada

foram determinados por meio de equações simultâneas, utilizando para as estimações o método dos Mínimos Quadrados de Três Estágios.

Braga e Rossi (1986) estimaram uma equação com o intuito de captar os efeitos de curto e de longo prazos da taxa de câmbio sobre a balança comercial brasileira no período 1979-84, com base em dados trimestrais, utilizando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários.

Objetivando estimar modelos simultâneos de equações de oferta e demanda para as exportações brasileiras de manufaturados no período 1964-84, Rios (1987) fez um estudo utilizando alternativamente modelos de equilíbrio e de desequilíbrio, com uma separação ótima dos dados em regimes de oferta e demanda. Os modelos de equilíbrio e desequilíbrio foram estimados em sua forma estrutural pelo método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios, sendo que, no caso específico do modelo de desequilíbrio, foi utilizada também a Máxima Verossimilhança para encontrar a separação ótima da amostra em regimes de oferta e demanda.

Zini Jr (1988) também utilizou o método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios para estimar funções de importação e exportação para o Brasil de produtos industrializados, agrícolas e minerais. O período analisado foi 1970-86 e a frequência dos dados trimestral. No caso das exportações, além desta, que foi a variável dependente do modelo, o autor trabalhou com as seguintes variáveis independentes: preços das exportações brasileiras, preços dos bens competitivos do resto do mundo (sendo a razão desses dois preços, os preços relativos) e a renda do resto do mundo. Já as importações foram colocadas em função dos preços relativos (dados pela razão dos preços das exportações mais os subsídios e os preços domésticos), da capacidade produtiva doméstica e do índice de utilização da capacidade produtiva doméstica.

Portugal (1993), por sua vez, inaugurou o uso de testes de estacionariedade nas séries temporais e cointegração para determinar as equações das exportações brasileiras. O autor utilizou o método dos Mínimos Quadrados de Dois Estágios para as estimatições e o método de *Engle e Granger* para cointegração, visando analisar séries anuais para o período 1950-1985 e trimestrais para o período 1975-1987. O objetivo do trabalho foi estimar as funções de importação e exportação de produtos industrializados do Brasil, supondo que as exportações eram funções da renda mundial e dos preços relativos e a oferta de exportações da taxa de câmbio real e do nível de utilização da capacidade instalada doméstica.

Nesta mesma linha, Castro e Cavalcanti (1997) estimaram equações para as exportações e importações totais e desagregadas (por fator agregado e categorias de uso, respectivamente), a partir de dados anuais, para o período 1955-95. Os autores utilizaram como procedimento a análise de cointegração através dos estimadores de máxima verossimilhança de *Johansen*, para depois proceder à modelagem do modelo de correção de erros (*ECM*) condicional e, por fim, à realização de testes de exogeneidade.

Carvalho e De Negri (2000) estimaram equações para as importações e exportações de produtos agropecuários brasileiros para o período 1977-1998¹. Para as importações, os autores realizaram as estimatições dos vetores de cointegração a partir de uma regressão com defasagens distribuídas. No caso das exportações, foram utilizados nas estimatições um vetor auto-regressivo (*VAR*) e o teste de cointegração de *Johansen*, testando-se posteriormente a presença de exogeneidade fraca, sendo as estimatições dos vetores de cointegração realizadas pelo modelo de defasagens auto-regressivas distribuídas (*ADL*), seguidas da determinação da solução estática de longo prazo. No modelo estimado, as exportações foram explicadas pelas seguintes variáveis: taxa de câmbio, preços das exportações, preços domésticos, incentivos fiscais, produto potencial, nível de atividade doméstica e nível de atividade mundial.

Também visando estimar funções de oferta de exportação de produtos agropecuários brasileiros, Barros, Bacchi e Burnquist (2002) realizam um estudo para o período 1992-2000. Para examinar os efeitos de variáveis condicionantes da oferta de exportação sobre o *quantum* exportado, os autores estimaram um modelo uniequacional, utilizando a metodologia de *Johansen*. No modelo teórico, foi

¹ Para as importações, a série iniciou-se em 1978.

utilizado um modelo geral para análise das exportações agropecuárias, no qual a quantidade exportada é função do preço de mercado interno do produto, da taxa de câmbio efetiva, do preço recebido pelas exportações, de variáveis binárias representando os diferentes meses do ano e de outras que representavam os n anos da amostra.

Pourchet (2003) investigou o impacto do câmbio para o total das exportações para 18 setores do Brasil utilizando o conceito de cointegração no contexto de um modelo uniequacional. O autor trabalhou com um modelo de defasagens autoregressivas distribuídas (*ADL*) para estimar as elasticidades de longo prazo e um modelo de correção de erros (*ECM*) para obtenção da dinâmica de curto prazo. Tendo como base o trabalho de Carvalho e De Negri (2000), Pourchet (2003) utilizou um modelo de exportação de substitutos imperfeitos, no qual a quantidade exportada tem como variáveis independentes o preço das exportações brasileiras em dólares, o preço das exportações mundiais em dólares, a renda mundial, a taxa de câmbio nominal, o índice de incentivos fiscais, o índice de preços domésticos e o índice de produção potencial da indústria doméstica. O período especificado iniciou-se em janeiro de 1991 e terminou em dezembro de 2002, com periodicidade mensal para o total das exportações e trimestral para os 18 setores analisados no trabalho.

Paiva (2003) estimou as elasticidades do comércio exterior brasileiro com dados trimestrais do período 1991:1-2004:4, tendo como ferramenta o método de cointegração de *Johansen*. As variáveis independentes utilizadas no modelo foram a volatilidade da taxa de câmbio efetiva real e os PIBs dos parceiros comerciais do Brasil.

Dados mensais em logaritmo, de janeiro de 1999 a dezembro de 2005, foram utilizados por Ribeiro (2006), que trabalhou com modelos que incorporaram cinco modificações divididas entre as equações de oferta e demanda para avaliar o desempenho do comércio brasileiro a partir de três proposições gerais: (i) outros fatores que podem ter sido tão ou mais importantes que o câmbio; (ii) defasagens na reação do *quantum* comercializado frente a mudanças nas variáveis explicativas; e (iii) diferenças de comportamento entre o total e as desagregações, tanto no longo como no curto prazo. No trabalho foi utilizada uma estimação uniequacional das equações de oferta e demanda, supondo defasagens padronizadas. A avaliação das relações de longo prazo entre as variáveis foi realizada pelo método de *Engle e Granger* e os coeficientes de longo prazo foram estimados através de regressões dinâmicas pela metodologia do *Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)*.

Castilho e Luporini (2010) analisaram os determinantes das exportações desagregadas brasileiras visando avaliar em que medida o desempenho exportador de determinados grupos de produtos do país depende do desempenho econômico de algumas regiões do mundo. Para tanto, os autores realizaram a estimação das elasticidades-renda das exportações brasileiras por setor e para seus principais mercados de destino (Argentina, Chile, México, EUA, União Europeia, Japão e China), com dados trimestrais para o período 1986-2007 e um modelo de defasagens autorregressivas distribuídas (*ARDL*) para calcular a solução de longo prazo para a obtenção das elasticidades, incluindo tanto fatores de oferta quanto de demanda e envolvendo o *quantum* exportado, a renda mundial (ou do mercado de destino especificamente analisado), a taxa de câmbio real e o nível de utilização da capacidade doméstica.

Mortatti, Miranda e Macchi (2011) utilizaram o método de *Johansen* para analisar os determinantes das exportações do Brasil para a China. Os autores estimaram três modelos, utilizando dados mensais do período 1995-2008, tendo como variáveis explicadas, respectivamente, as exportações brasileiras para a China de produtos agrícolas, minerais e industriais e como variáveis explicativas os preços relativos de exportação (respectivamente de cada produto supracitado), a taxa de câmbio real, o grau de utilização da capacidade instalada, o índice de ciclos domésticos e, como uma *proxy* para a renda chinesa, as importações totais do país.

Souza e Luporini (2011) buscaram analisar qual a importância do câmbio e dos preços para explicar o desempenho das exportações brasileiras. Foram utilizados no trabalho dados mensais que abrangeram o período de janeiro de 1991 a dezembro de 2011 e o procedimento de *Engle e Granger* para estimação uniequacional das funções de oferta e de demanda (via *OLS*). Também foram utilizados na análise o método dos mínimos quadrados dinâmicos (*DOLS*) (para captar possíveis ajustamentos

defasados nas variáveis) e o método dos momentos generalizados (GMM) (dada a possibilidade de haver endogeneidade nos regressores).

Percebe-se, portanto, que a literatura nacional sobre o tema trilhou caminhos semelhantes aos traçados pela literatura internacional. Na década de 1980, os principais trabalhos estimaram elasticidades das exportações com técnicas que pressupunham que as séries utilizadas eram estacionárias. Já na década seguinte, predominaram os estudos que adotaram a estimação uniequacional e o uso de cointegração para determinar as elasticidades das exportações brasileiras. E, mais recentemente, estão sendo utilizados também métodos que permitem a realização do exame de autocorrelação de séries $I(0)$ e/ou $I(1)$, como o *ADL*, proposto por Kremers; Ericsson; Dolado (1992), e o *ARDL*, elaborado por Pesaran, Schin e Smith (2001), o qual será abordado com detalhes abaixo.

3 Metodologia, Dados e Especificação do Modelo

3.1 Dados

Para determinação da taxa de câmbio efetiva real e da renda externa ponderada, foram selecionados, além da China, o grupo dos 15 maiores parceiros comerciais do Brasil em 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 e 2012. Desses, foram selecionados apenas aqueles países que estiveram nesse grupo em todos os anos definidos. Com isso, a seleção contou com treze países, dispostos a seguir em ordem alfabética: Alemanha, Argentina, Bélgica, Chile, China, Espanha, EUA, França, Holanda, Itália, Japão, México e Reino Unido. Juntos, esses países respondiam por 60,0% do total das exportações brasileiras em 2012.

A taxa de câmbio efetiva real foi determinada pelo somatório da taxa de câmbio real dos países selecionados, ponderado pela participação média de cada um desses países no total das exportações brasileiras. Para a renda externa ponderada, tomou-se o somatório dos PIBs dos países selecionados e utilizou-se o mesmo procedimento de ponderação adotado no caso da taxa de câmbio efetiva real. Para definição do peso de cada país no total das exportações brasileiras, foi considerada a média das exportações de cada país selecionado, levando em conta os anos 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 e 2012. Este procedimento foi realizado com as informações de todos os treze países selecionados e também com a exclusão da China desse total.

Quanto aos dados, tem-se: o índice de *quantum* das exportações disponibilizado pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex) e levantado junto ao *IPEADATA*; índices de preços que têm como fonte o *World Economic Outlook (WEO) data*, do Fundo Monetário Internacional – FMI; dados do PIB a preços correntes, retirados do *World Development Indicators*, do Banco Mundial; informações relativas à taxa de câmbio, retiradas também do *World Development Indicators*; preços das exportações brasileiras agregadas, da Funcex; e preços das importações mundiais, disponíveis no *International Financial Statistics*, no âmbito do FMI.

3.2 Especificação do modelo

O modelo básico que norteou as análises realizadas neste trabalho foi apresentado abaixo:

$$EXP = \beta_1 TCR + \beta_2 REN + \beta_3 RAZPR \quad (1)$$

Sendo que:

EXP representa o volume das exportações brasileiras;

TCR indica a taxa de câmbio efetiva real brasileira;

REN denota a renda externa ponderada pela participação média dos principais parceiros comerciais do Brasil no total de suas exportações; e

RAZPR aponta a razão entre os preços das exportações brasileiras e as importações mundiais.

Na equação (1), β_1 representa a elasticidade-preço da demanda das exportações brasileiras, β_2 representa a elasticidade-renda da demanda dessas exportações e β_3 representa a elasticidade das exportações brasileiras em relação à sua competitividade. Como sugere a teoria econômica, espera-se que um aumento da taxa de câmbio efetiva real implique num aumento das exportações brasileiras ($\beta_1 > 0$), assim como deve ocorrer com uma elevação da renda externa ponderada ($\beta_2 > 0$). Já no caso da razão entre os preços das exportações brasileiras e as importações mundiais, sua elevação deve provocar efeito inverso nas exportações domésticas ($\beta_3 < 0$), haja vista que indica que os preços das exportações do país estão se elevando em relação aos preços dos seus concorrentes no exterior.

Com base na equação (1), descrita acima, foram elaboradas as equações (2) e (3), abaixo. A equação (2) é apresentada da seguinte forma:

$$EXP = \beta_1 TCRCH + \beta_2 RENCCH + \beta_3 RAZPR \quad (2),$$

Sendo:

TCRCH a taxa de câmbio efetiva real brasileira considerando seus principais parceiros comerciais, incluindo a China; e

RENCCH é a renda externa ponderada pela participação média dos principais parceiros comerciais do Brasil no total de suas exportações, incluindo a China.

Assim, por meio da equação (2), estimar-se-á as elasticidades das exportações brasileiras para seus principais parceiros comerciais, incluindo a China. Já com a equação (3), serão estimadas essas elasticidades para o mesmos parceiros comerciais, mas com a exclusão da China, conforme ilustra a equação abaixo.

$$EXP = \beta_1 TCRSCH + \beta_2 RENSCH + \beta_3 RAZPR \quad (3),$$

Onde:

TCRSCH a taxa de câmbio efetiva real brasileira considerando seus principais parceiros comerciais, que não a China; e

RENSCH a a renda externa ponderada pela participação média dos principais parceiros comerciais do Brasil no total de suas exportações, que não a China.

As equações (2) e (3) serão estimadas para o *quantum* das exportações totais (aqui identificado como *EXP*, conforme já apontado acima), para o *quantum* de produtos manufaturados (representado por *EXPMANUF*) e para o *quantum* das exportações de produtos básicos (*EXPBAS*) do Brasil no período de 1990 a 2012.

3.3 Metodologia Para as Estimacões

3.3.1 Teste de raiz unitária

Para realização dos testes de raiz unitária das séries em estudo, serão analisados os testes *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)*, *Phillips-Perron (PP)*, *Dickey-Fuller Modificado (DF-GLS)* e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)*. Os testes *ADF*, *DF-GLS* e *PP* utilizam a estatística τ e sua hipótese nula é de que a série de tempo possui raiz unitária. O teste *KPSS* utiliza a estatística *LM* e sua hipótese nula é de que a série é estacionária.

Quando pelo menos três desses testes apontarem o mesmo resultado, este será considerado para as análises realizadas neste trabalho. Pelo princípio da parcimônia, foi adotado o critério de informação a ser utilizado para definição do número de defasagens, escolhendo dentre os critérios de *Akaiki*, *Schwarz* e *Bayesian Information Criterion* aquele que apresentar o menor número de defasagens.

3.3.2 Cointegração

O método de cointegração foi introduzido por Granger (1981), desempenhando um papel fundamental na econometria nas últimas décadas, com aplicações em diversas áreas, como a macroeconomia, economia internacional, finanças, etc, sendo talvez o mais revolucionário desenvolvimento em econometria desde meados dos anos 1980 (SEDDIGHI; LAWLER; KATOS, 2000 *apud* AMIRI; GERDTHAM; VENTELOU, 2011).

A base teórica que fundamentou o método foi dada por Engle e Granger (1987), com a apresentação de testes e técnicas para estimação de variáveis de séries temporais não estacionárias e cointegradas. Os autores verificaram que variáveis não estacionárias podem ter uma combinação linear estacionária. E, se a combinação linear das variáveis for estacionária, então essa combinação sugere que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas.

Contudo, alguns problemas relacionados ao método *Engle e Granger* têm sido alvo de debates e suscitado o desenvolvimento de novos estudos e métodos de cointegração. Conforme destaca Enders (2004), o uso do método passo a passo proposto por Engle e Granger (1987) faz com que qualquer equívoco cometido no primeiro passo seja levado para o segundo. Sjo (2008), por seu turno, destaca que, no âmbito do método *Engle e Granger*, o uso do teste *Dickey-Fuller Aumentado (ADF)* suscita alguns questionamentos inerentes a este teste, como, por exemplo, a escolha do número de defasagens a ser utilizado. Além disso, o teste é baseado na hipótese de que existe um vetor de cointegração que é identificado pela regressão de cointegração, gerando dúvidas sobre sua eficácia quando aplicado sobre um modelo com mais de duas variáveis, haja vista que o resultado do teste quando existem duas variáveis cointegradas não se altera quando uma terceira variável é inserida. Se a terceira variável não pertence ao vetor de cointegração, as estimativas da regressão apenas identificam o parâmetro como sendo igual a zero, mantendo o processo inalterado. Em terceiro lugar, ressalta-se que no teste de cointegração de *Engle e Granger* todas as dinâmicas são ignoradas, assumindo-se que existe um fator comum na dinâmica do sistema, o que compromete sua eficácia.

Autores como Charemza e Deadman (1992), Cuthbertson, Hall e Taylor (1992), Inder (1993), Phillips e Loretan (1991), Saikkonen (1991) e Wickens e Breusch (1988) desenvolveram outros métodos alternativos para estimar regressões de cointegração com a preocupação principal de adicionar componentes dinâmicos na regressão de longo prazo (como, por exemplo, diferenças e defasagens) estimando parâmetros de longo prazo em um modelo de correção de erro irrestrito, que incorpora todos os componentes dinâmicos. Outros autores têm se preocupado mais com as correções e modificações apropriadas para as estimativas dos parâmetros estáticos, tal qual o uso de correções do estimador do método dos mínimos quadrados para eliminar o viés. Este é o caso de autores como Engle e Yoo (1991), Park e Phillips (1988) e Phillips e Hansen (1990).

Johansen (1988) e Stock e Watson (1988) propuseram uma abordagem baseada em sistemas, comumente chamada de estimadores de máxima verossimilhança, também visando solucionar os problemas inerentes ao método *Engle e Granger*, especialmente no que tange ao uso do método passo a passo. O método da máxima verossimilhança proposto por Johansen (1988) e Stock e Watson (1988) permite que sejam testadas versões restritas de vetores de cointegração e a velocidade do ajustamento dos parâmetros, se assentando na relação entre as raízes características de uma matriz e seu posto (ENDERS, 2004).

O método de Johansen (1991) tem sido o mais utilizado por uma significativa parte dos estudos que analisam as relações de longo prazo entre as variáveis de um modelo. Basicamente, o método de cointegração de *Johansen* determina o número de vetores de cointegração de um Vetor Autorregressivo (VAR) de séries temporais não estacionárias com restrições, conhecidas como Modelo de Correção de Erro (MCE). Entretanto, assim como o método de *Engle e Granger*, o método de *Johansen* requer que todas as variáveis em análise sejam cointegradas de ordem 1, $I(1)$, o que envolve certo grau de incerteza na análise, uma vez que nem sempre os testes realizados para verificar a ordem de integração das variáveis são precisos (CAVANAGH; ELLIOTT; STOCK, 1995 *apud* PESARAN, SCHIN; SMITH, 2001).

Nesta perspectiva, Pesaran, Schin e Smith (2001) introduziram um novo teste de cointegração e a estimação das variáveis baseada em um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (*ARDL*, para a denominação em inglês). Diferentemente do método de *Johansen*, o método proposto por Pesaran, Schin e Smith (2001) permite que as variáveis trabalhadas sejam todas integradas de ordem zero ($I(0)$), todas integradas de ordem 1 ($I(1)$) ou mutuamente cointegradas. Ou seja, o método *ARDL* ganha relevo principalmente quando não se tem certeza sobre a ordem de integração das variáveis selecionadas, dado que, como mencionado, outros métodos de cointegração (como o de Engle e Granger (1987), Stock e Watson (1988) e Johansen (1991)) requerem que as variáveis sejam integradas de ordem 1 ($I(1)$).

Ademais, cumpre ressaltar que o método *ARDL* é mais adequado para séries com número relativamente pequeno de observações (TANG, 2008), como é o caso daquelas utilizadas nesse trabalho, e que este método possui capacidade de corrigir potenciais problemas de endogeneidade das variáveis, como sugerem Pesaran e Shin (1999).

O primeiro passo na condução do procedimento *ARDL* consiste na verificação da cointegração das variáveis. O processo exige que seja estimada uma equação de cointegração pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários, para que sejam procedidos os testes para detecção da cointegração. Neste trabalho, tendo com base as equações (2) e (3), acima, estimar-se-á os seguintes modelos na versão do *ARDL*:

$$\Delta EXP_t = b_0 + \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta RENCCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} + b_2 EXP_{t-1} + b_3 TCRCH_{t-1} + b_4 RENCCH_{t-1} + b_5 RAZPR_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta EXP_t = b_0 + \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta RENSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} + b_2 EXP_{t-1} + b_3 TCRSCH_{t-1} + b_4 RENSCH_{t-1} + b_5 RAZPR_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Onde Δ é o operador de primeira diferença das variáveis.

O teste utilizado na abordagem *ARDL* é similar ao teste de *Wald*, ou estatística *F*, com uma regressão do tipo *Dicky-Fuller*. Assim, depois de estimada a equação de cointegração, utiliza-se a estatística *F* para verificar se os coeficientes das variáveis em estudo são significativos, considerando suas defasagens. As análises mostram que as distribuições assintóticas de ambas as estatísticas são não padronizadas sob a hipótese nula de que não existe cointegração entre as variáveis do modelo, independentemente de os regressores serem puramente $I(0)$, puramente $I(1)$ ou mutuamente cointegrados.

O teste para avaliar os valores críticos de todos esses tipos de regressores ($I(0)$, $I(1)$ ou mutuamente cointegrados), é denominado teste de *bounds*. Neste teste, a hipótese nula de que não há nenhuma cointegração é dada por:

$$H_0 = \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = 0$$

Se a estatística *F* calculada estiver acima do limite superior do teste de *bounds*, a cointegração é confirmada, rejeitando-se a hipótese nula; se esta estatística encontrar-se abaixo do limite inferior, a hipótese nula não pode ser rejeitada, o que indica a ausência de cointegração; e o resultado da estatística *F* pode ser inconclusivo quando estiver entre os limites inferior e superior do teste de *bounds*.

Uma vez que a cointegração é confirmada, o passo seguinte é a estimação dos coeficientes de longo prazo e de curto prazo da equação, para a qual será utilizado neste trabalho o critério de informação de *Schwartz Bayesian* para especificação dos modelos. Aqui, serão estimados os seguintes modelos de longo prazo:

$$EXP_t = b_0 + \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta RENCCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} + \epsilon_t \quad (6)$$

$$EXP_t = b0 + \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta ARENSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} + \epsilon_t \quad (7)$$

Dadas as equações (6) e (7), a dinâmica de curto prazo pelo método *ARDL* será dada, respectivamente, pela especificação dos seguintes modelos *ECM*:

$$\Delta EXP_t = b0 + \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta ARENSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} + \delta ECM_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta EXP_t = b0 + \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta ARENSCH_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} + \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} + \delta ECM_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

Onde ECM_{t-1} é o termo de correção de erro, dado, respectivamente, pelas equações (10) e (11) apresentadas abaixo:

$$ECM_{t-1} = EXP_t - b0 - \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRSCH_{t-i} - \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta ARENSCH_{t-i} - \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} - \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} - \delta ECM_{t-1} \quad (10)$$

$$ECM_{t-1} = EXP_t - b0 - \sum_{i=0}^l \varphi_{1i} \Delta TCRSCH_{t-i} - \sum_{i=0}^l \varphi_{2i} \Delta ARENSCH_{t-i} - \sum_{i=0}^l \varphi_{3i} \Delta RAZPR_{t-i} - \sum_{i=0}^l \varphi_{4i} \Delta EXP_{t-i} - \delta ECM_{t-1} \quad (11)$$

Todos os coeficientes da equação são relacionados às dinâmicas de curto prazo dos modelos de convergência para o equilíbrio e δ representa a velocidade do ajustamento.

3.3.3 Testes de diagnóstico

Em termos dos testes de diagnóstico, serão realizados o teste *Jarque-Bera* para verificação da normalidade dos resíduos, *Ramsey-Reset* para análise da especificação do modelo, *White* para heterocedasticidade e *Breusch-Godfrey* para verificação de correlação serial.

3.3.4 Índice de Impacto da China Sobre as Elasticidades das Exportações Brasileiras (*ICEB*)

De forma simples e objetiva, o Índice de Impacto da China Sobre as Elasticidades das Exportações Brasileiras (*ICEB*) refere-se à razão entre as elasticidades das exportações brasileiras estimadas com os dados dos principais parceiros comerciais brasileiros, incluindo a China, e as elasticidades dessas mesmas exportações estimadas com os dados dos principais parceiros comerciais brasileiros, que não a China. Ou seja,

$$ICEB_{\mathcal{E}_R} = \mathcal{E}_{RCCH} / \mathcal{E}_{RSCH} \quad (12)$$

$$ICEB_{\mathcal{E}_P} = \mathcal{E}_{PCCH} / \mathcal{E}_{PSCH} \quad (13)$$

Onde:

$ICEB_{\mathcal{E}_R}$ = índice de impacto da China sobre a elasticidade-renda das exportações brasileiras;

$ICEB_{\mathcal{E}_P}$ = índice de impacto da China sobre a elasticidade-preço das exportações brasileiras;

\mathcal{E}_{RCCH} = elasticidade-renda das exportações brasileiras calculada com dados dos principais parceiros comerciais do Brasil, incluindo a China;

\mathcal{E}_{RSCH} = elasticidade-renda das exportações brasileiras calculada com dados dos principais parceiros comerciais do Brasil, que não a China;

\mathcal{E}_{PCCH} = elasticidade-preço das exportações brasileiras calculada com dados dos principais parceiros comerciais do Brasil, incluindo a China;

\mathcal{E}_{PSCH} = elasticidade-preço das exportações brasileiras calculada com dados dos principais parceiros comerciais do Brasil, que não a China.

Se $ICEB > 1$, o resultado indica haver alto impacto da China sobre as exportações brasileiras;

Se $ICEB = 1$, o resultado indica não haver impacto da China sobre as exportações brasileiras; e

Se $0 < ICEB < 1$, o resultado indica haver baixo impacto da China sobre as exportações brasileiras.

Todos os testes, estimações e análises serão realizados para o *quantum* do total das exportações brasileiras (*EXP*), para o *quantum* das exportações de produtos manufaturados (*EXPMANUF*) e para o *quantum* das exportações de produtos básicos (*EXPBAS*), trabalhando-se com todas as séries em logaritmo natural. Todos os modelos estimados têm como base as equações (2) e (3).

Como mencionado, a equação (2) refere-se ao modelo que estima as elasticidades considerando também as informações da China e a equação (3) não considera nas aferições as informações daquele país. Para facilitar a identificação dos modelos estimados abaixo, doravante, denominaremos a equação (2) de modelo (1) e a equação (3) de modelo (2).

4 Análise dos Resultados

4.1 Teste de raiz unitária

Os resultados dos testes *ADF*, *PP*, *DF-GLS* e *KPSS* encontram-se na Tabela 1. Conforme determinado acima, embora o teste *KPSS* tenha indicado a estacionariedade das séries *EXP*, *EXPMANUF*, *TCRCCH* e *TCRSCH* e o teste *PP* da série *RENSCH*, como três dos testes indicaram que as séries analisadas possuem raiz unitária, este foi o resultado considerado para todas elas. Vale ressaltar que, no caso específico desse trabalho, essa questão acaba não tendo relevância, haja vista que o teste de *bounds* permite que se trabalhe com variáveis $I(0)$ e $I(1)$ ou com ambas.

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária Para as Variáveis em Nível – ADF, KPSS, DF-GLS e PP

Variáveis	Defas.	Estatística (τ)				Resultado do Teste de Estacionariedade
		<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>DF-GLS</i>	<i>KPSS</i>	
<i>EXP</i>	3	-0.322	-0.871	-1.979	0.103	Não Estacionária
<i>EXPMANUF</i>	3	-0.871	-1.563	-2.322	0.065	Não Estacionária
<i>EXPBAS</i>	1	0.911	0.508	-1.191	0.366***	Não Estacionária
<i>RENCCH</i>	1	-1.088	-1.235	-1.385	0.310***	Não Estacionária
<i>RENSCH</i>	1	-2.275	-2.942**	-0.642	0.379***	Não Estacionária
<i>TCRCCH</i>	1	-2.130	-1.974	-1.810	0.138**	Não Estacionária
<i>TCRSCH</i>	1	-2.143	-1.956	-1.818	0.132**	Não Estacionária
<i>RAZPR</i>	1	-0.125	-0.134	-0.996	0.511***	Não Estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor

A série foi considerada estacionária ou não estacionária quando três dos quatro testes indicaram a mesma posição. * Indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 10% de significância; ** indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância; e *** indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de significância.

A Tabela 2 apresenta os resultados dos novos testes de raiz unitária realizados com as séries em primeira diferença. O procedimento indicou que todas as séries passaram também a ser estacionárias, a despeito de o teste *DF-GLS* não ter confirmado esta situação para a variável *EXP*.

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária Para as Variáveis em Primeira Diferença – ADF, KPSS, DF-GLS e PP

Variáveis	Defas.	Estatística (τ)				Resultado do Teste de Estacionariedade
		ADF	PP	DF-GLS	KPSS	
EXP	2	-3.285**	-5.294***	-2.591	0.0823	Estacionária
EXPMANUF	0	-7.174***	-7.174***	-6.282***	0.0711	Estacionária
EXPBAS	2	-3.068**	-5.047***	-3.115*	0.0725	Estacionária
RENCCH	0	-4.410***	-4.410***	-4.652***	0.0922	Estacionária
RENSCH	1	-2.701*	-3.663**	-4.048***	0.0588	Estacionária
TCRCCH	0	-4.943***	-4.943***	-4.891***	0.0819	Estacionária
TCRSCH	0	-4.935***	-4.935***	-4.898***	0.0804	Estacionária
RAZPR	0	-5.255***	5.255***	-5.935***	0.0630	Estacionária

Fonte: Elaborado pelo autor

A série foi considerada estacionária ou não estacionária quando três dos quatro testes indicaram a mesma posição. * Indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 10% de significância; ** indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância; e *** indica a rejeição da hipótese nula ao nível de 1% de significância.

4.2 Teste de bounds para cointegração

As Tabelas 3, 4 e 5 contêm as informações sobre a cointegração das variáveis que integram os modelos (1) e (2). O número de defasagens utilizado para a análise de cointegração foi identificado pelo critério de seleção de *Schwarz-Bayesian*. Os resultados das Tabelas 3 e 4 mostram que a estatística F calculada pelo teste de *bounds* apontou que a hipótese nula de não cointegração pode ser rejeitada com um nível de 5% de significância para os modelos (1) e (2) referentes às exportações agregadas e às exportações de produtos manufaturados. No caso das exportações de produtos básicos, a estatística F calculada também indicou a rejeição da hipótese nula de não integração para os dois modelos em epígrafe, só que com 10% de significância para ambos os modelos (Tabela 5).

Tabela 3 – Resultados do Teste de Bounds Para as Exportações Brasileiras Agregadas

Estatística F Calculada		Nível de Significância	Valores Críticos do Teste de Bounds	
Modelo 1	Modelo 2		Limite Inferior	Limite Superior
6.38	5.78	5%	2.72	4.03
		10%	2.16	3.29

Tabela 4 – Resultados do Teste de Bounds Para as Exportações Brasileiras de Manufaturados

Estatística F Calculada		Nível de Significância	Valores Críticos do Teste de Bounds	
Modelo 1	Modelo 2		Limite Inferior	Limite Superior
6.84	6.97	5%	2.72	4.03
		10%	2.16	3.29

Tabela 5 – Resultados do Teste de Bounds Para as Exportações Brasileiras de Produtos Básicos

Estatística F Calculada		Nível de Significância	Valores Críticos do Teste de Bounds	
Modelo 1	Modelo 2		Limite Inferior	Limite Superior
3.59	3.38	5%	2.72	4.03
		10%	2.16	3.29

Uma vez indicada a relação de longo prazo entre as variáveis que compõem os modelos, o passo seguinte é a estimação das elasticidades.

4.3 Estimações de longo prazo com base no método ARDL

Os resultados das estimações dos coeficientes de longo prazo encontram-se nas Tabelas 6, 7 e 8 abaixo. Essas Tabelas deixam patente que os sinais dos coeficientes de longo prazo estimados estão em linha com o que pressupõe a teoria econômica, com os coeficientes da taxa de câmbio efetiva real (TCR) e da renda externa (REN) com o sinal positivo e o coeficiente da razão entre os preços das exportações

brasileiras e as importações mundiais (*RAZPR*) com o sinal negativo. Apenas os resultados da variável *TCR* relativa às exportações de produtos básicos não apresentaram significância estatística (Tabela 8).

Os coeficientes encontrados mostram que as elasticidades-renda foram maiores do que as elasticidades-preço nas estimações dos modelos (1) e (2) de todos os segmentos de exportações analisados (agregadas, de produtos manufaturados e de produtos básicos). É interessante notar, contudo, que, com a inclusão das informações da China (modelo (1)), a elasticidade-renda permaneceu praticamente inalterada no caso das exportações agregadas (com uma mudança apenas marginal, envolvendo o terceiro número à direita da vírgula); aumentou para as exportações de produtos manufaturados; e caiu para as exportações de produtos básicos.

Destaca-se também que a elasticidade-preço das exportações encontrada foi menor para o modelo (1) em relação à do modelo (2) em todos os segmentos de exportações analisados. Esses resultados sugerem os preços das exportações parecem ser mais relevantes para explicar as exportações brasileiras para seus outros principais parceiros comerciais do que para a China.

Em termos da comparação dos resultados obtidos para os três tipos de exportações, vê-se que as elasticidades-renda estimadas para as exportações de produtos básicos foram as maiores, assim como as elasticidades-preço das exportações desses produtos, que foram mais de duas vezes superiores às encontradas para os produtos manufaturados. Assim, nos casos das exportações agregadas e das exportações de produtos manufaturados, as elasticidades-preço encontradas não ultrapassaram a unidade, ao contrário do que ocorreu com as elasticidades estimadas para os modelos relativos às exportações de produtos básicos. Esses resultados contribuem para se compreender o movimento das exportações brasileiras ocorrido do início da década de 2000, até 2008, quando houve arrefecimento tanto do crescimento dessas exportações quanto da economia mundial.

Tabela 6 - Estimções de Longo Prazo Baseadas no Modelo *ARDL* Para as Exportações Brasileiras Agregadas

Variável	Coeficiente		P Valor	
	Modelo 1 <i>ARDL</i> (1,0,0,1)	Modelo 2 <i>ARDL</i> (1,0,0,0)	Modelo 1	Modelo 2
<i>TCR</i>	0.57	0.81	0.009	0.076
<i>REN</i>	0.86	0.86	0.000	0.001
<i>RAZPR</i>	-0.63	-0.65	0.001	0.097

Tabela 7 - Estimções de Longo Prazo Baseadas no Modelo *ARDL* Para as Exportações Brasileiras de Manufaturados

Variável	Coeficiente		P Valor	
	Modelo 1 <i>ARDL</i> (1,0,1,1)	Modelo 2 <i>ARDL</i> (1,0,0,1)	Modelo 1	Modelo 2
<i>TCR</i>	0.46	0.57	0.001	0.002
<i>REN</i>	0.82	0.77	0.000	0.000
<i>RAZPR</i>	-0.62	-0.54	0.000	0.003

Tabela 8 - Estimções de Longo Prazo Baseadas no Modelo *ARDL* Para as Exportações Brasileiras de Produtos Básicos

Variável	Coeficiente		P Valor	
	Modelo 1 <i>ARDL</i> (1,0,0,0)	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
<i>TCR</i>	1.12	1.41	0.235	0.313
<i>REN</i>	1.32	1.46	0.015	0.084
<i>RAZPR</i>	-1.34	-1.63	0.117	0.233

4.4 Estimativas de curto prazo pelo método ARDL

Nas Tabelas 9, 10 e 11, é possível ver que o coeficiente do modelo de correção de erro (*ecm*) foi negativo e significativo ao nível de 1% para os modelos (1) e (2) das exportações totais e das exportações de produtos manufaturados do país, não se podendo afirmar o mesmo para o caso das exportações de produtos básicos. Os resultados das estimativas do *ecm* sugerem que no longo prazo o sistema retorna para o equilíbrio caso passe por algum tipo de choque, mas que isso demora mais para ocorrer no caso das exportações totais, cuja magnitude do coeficiente é menor do que a encontrada para as exportações de produtos manufaturados. Este coeficiente foi bem baixo para as exportações de produtos básicos, porém não possui significância estatística. De qualquer modo, ressalta-se que para as exportações de produtos manufaturados os resultados encontrados apontam para a existência de uma maior taxa de convergência para o equilíbrio.

Em geral, os sinais dos coeficientes encontrados são os esperados, exceto os da variável *RAZPR*, que foram positivos no caso do modelo (1) das exportações agregadas e dos dois modelos das exportações de produtos manufaturados. Em consonância com o que preconiza a teoria econômica, todas as elasticidades-preço de curto prazo encontradas foram inferiores às de longo prazo.

No caso das elasticidades-renda, o destaque ficou por conta das estimativas dos modelos relativos às exportações de produtos manufaturados, cujo resultado de curto prazo encontrado para o modelo que inclui os dados da China (modelo (1)) foi quase cinco vezes maior que o do modelo que não considera as informações daquele país (modelo (2)) e esteve bem acima do resultado de longo prazo. As demais elasticidades-preço e renda encontradas para todos os modelos foram inferiores a 0,5, sendo que, em todos os casos, a elasticidade renda se mostrou mais relevante para explicar as exportações no curto prazo do que a elasticidade preço.

Tabela 9 – Estimativas do Modelo de Correção de Erro do Modelo de Curto Prazo Para as Exportações Brasileiras Agregadas

Variável	Coeficiente		P Valor	
	Modelo 1 ARDL (1,0,0,1)	Modelo 2 ARDL (1,0,0,1)	Modelo 1	Modelo 2
ΔTCR	0.16	0.12	0.003	0.021
ΔREN	0.24	0.13	0.006	0.068
$\Delta RAZPR$	0.34	-0.10	0.213	0.212
<i>ECM</i>	-0,28	-0.15	0.002	0.019

Modelo (1): $ecm = EXP - 0.57559*TCR - 0.86188*REN + 0.63228*RAZPR$
 Modelo (2): $ecm = EXP - 0.80989*TCR - 0.86480*REN + 0.65765*RAZPR$

Tabela 10 – Estimativas do Modelo de Correção de Erro do Modelo de Curto Prazo Para as Exportações Brasileiras de Manufaturados

Variável	Coeficiente		P Valor	
	Modelo 1 ARDL (1,0,1,1)	Modelo 2 ARDL (1,0,0,1)	Modelo 1	Modelo 2
ΔTCR	0.22	0.24	0.001	0.000
ΔREN	1.56	0.32	0.022	0.001
$\Delta RAZPR$	0.68	0.84	0.033	0.015
<i>ECM</i>	-0.48	-0.41	0.000	0.000

Modelo (1): $ecm = EXP - 0.46145*TCR - 0.82388*REN + 0.62017*RAZPR$
 Modelo (2): $ecm = EXP - 0.57517*TCR - 0.77152*REN + 0.54180*RAZPR$

Dos três seguimentos de exportação analisados, o de produtos manufaturados foi aquele em que as elasticidades foram as maiores no curto prazo, tanto a elasticidade-preço quanto a elasticidade-renda.

Essa relevância foi maior na estimação do modelo (1) do que na do modelo (2), e mais intensa para as exportações de produtos manufaturados do que para as exportações agregadas. Isso dá indícios de que, no curto prazo, o aumento da participação das exportações brasileiras para o mercado chinês tem feito com que as exportações domésticas fiquem mais sensíveis às variações da renda externa do que do preço.

Tabela 11 – Estimativas do Modelo de Correção de Erro do Modelo de Curto Prazo Para as Exportações Brasileiras de Produtos Básicos

Variável	Coeficiente		P Valor	
	Modelo 1 ARDL (1,0,0,0)	Modelo 2 ARDL (1,0,0,0)	Modelo 1	Modelo 2
ΔTCR	0.10	0.09	0.134	0.176
ΔREN	0.12	0.10	0.091	0.146
$\Delta RAZPR$	-0.12	-0.11	0.141	0.207
ECM	-0.09	-0.07	0.143	0.224

Modelo (1): $ecm = EXP - 1.1214*TCR - 1.3208*REN + 1.3414*RAZPR$
 Modelo (2): $ecm = EXP - 1.4107*TCR - 1.4682*REN + 1.6339*RAZPR$

4.5 Testes de diagnóstico

A despeito de os coeficientes das variáveis dos modelos analisados acima, em sua grande maioria, terem sido significantes, os testes de diagnósticos apresentados nas Tabelas 12, 13 e 14 mostram que as estimações dos modelos relativos às exportações agregadas e às de produtos básicos possuem problemas que reduzem a robustez dos resultados encontrados. Isso só não ocorreu com as estimações dos modelos referente às exportações de manufaturados.

Tabela 12 – Testes de Diagnóstico para as Exportações Brasileiras Agregadas

Testes	Total das Exportações	
	Modelo 1	Modelo 2
R ²	0.98	0.98
Teste Breusch-Godfrey	F(1,26) = 0.12232 [0.729]	F(1,27) = 0.23495 [0.879]
Teste Ramsey-Reset	F(1,26) = 9.9435 [0.004]	F(1,27) = 11.8365 [0.002]
Teste Jarque-Bera	13.1028 [0.001]	6.2946 [0.043]
Teste de White	F(1,30) = 2.2089 [0.148]	F(1,30) = 2.3289 [0.137]

Tabela 13 – Testes de Diagnóstico para as Exportações Brasileiras de Manufaturados

Testes	Exportações de Manufaturados	
	Modelo 1	Modelo 2
R ²	0.97	0.97
Teste Breusch-Godfrey	F(1,25) = 0.88429 [0.356]	F(1,26) = 0.32309 [0.575]
Teste Ramsey-Reset	F(1,15) = 3.2029 [0.086]	F(1,26) = 6.9548 [0.014]
Teste Jarque-Bera	1.5297 [0.926]	0.94253 [0.624]
Teste de White	F(1,30) = 2.4806 [0.126]	F(1,30) = 0.77451 [0.379]

Tabela 14 – Testes de Diagnóstico para as Exportações Brasileiras de Produtos Básicos

Testes	Exportações de Manufaturados	
	Modelo 1	Modelo 2
R ²	0.97	0.97
Teste Breusch-Godfrey	F(1,27) = 3.9055 [0.058]	F(1,27) = 3.8825 [0.059]
Teste Ramsey-Reset	F(1,27) = 4.4771 [0.044]	F(1,27) = 4.8134 [0.037]
Teste Jarque-Bera	102.9095 [0.000]	105.5892 [0.000]
Teste de White	F(1,30) = 1.3211 [0.259]	F(1,30) = 1.2926 [0.265]

4.6 Análise do Índice de Impacto da China nas Elasticidades das Exportações Brasileiras (ICEB)

Embora alguns dos resultados encontrados não tenham sido robustos do ponto de vista estatístico, optou-se aqui pelo cálculo do *ICEB* para todos os seguimentos de exportação analisados, principalmente a título de proposta para trabalhos posteriores em nível mais desagregado. A Tabela 15 registra essas informações considerando as elasticidades de curto e de longo prazo estimadas.

Os resultados sugerem que o crescimento da participação da China no total das exportações brasileiras impactou muito mais as elasticidades de curto prazo do que as de longo prazo. A comparação do $ICEB_{\varepsilon_p}$ com o $ICEB_{\varepsilon_R}$ dá evidências de que esse impacto se deu mais por conta da renda externa do que em razão dos preços das exportações domésticas, sendo isso muito mais forte no caso das exportações de produtos manufaturados. Ou seja, os dados parecem indicar que o surgimento da China no rol dos principais destinos dos embarques brasileiros não contribuiu muito para aumentar a sensibilidade das exportações brasileiras agregadas em relação aos preços, ocorrendo o contrário no longo prazo, dado que o $ICEB_{\varepsilon_p}$ relativo aos modelos de longo prazo de todos os segmentos de exportações analisados aqui foi menor que a unidade.

Tabela 15 – *ICEB* Para as Elasticidades Preço e Renda das Exportações Brasileiras Agregadas e Para as Exportações Brasileiras de Manufaturados

Índice	Exportações Agregadas		Exportações de Manufaturados		Exportações de Básicos	
	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo
$ICEB_{\varepsilon_p}$	0.70	1.33	0.80	0.91	0.79	1.11
$ICEB_{\varepsilon_R}$	1.00	1.84	1.06	4.87	0.90	1.20

5 Considerações finais

Este artigo buscou investigar as elasticidades preço e renda das exportações brasileiras no período 1980-2012, verificando a magnitude dessas elasticidades quando considerados os principais parceiros comerciais brasileiros com e sem a China, bem como o impacto desse último país sobre essas elasticidades.

Ao contrário do que a grande maioria dos trabalhos que objetivam estimar elasticidades de comércio tem feito, neste trabalho optou pela utilização do método *ARDL*, ao invés do método de *Johansen*. O método utilizado permitiu que se testasse a cointegração das variáveis em estudo independentemente de elas serem estacionárias em nível ou integradas de ordem 1, podendo-se considerar que o mesmo mostrou-se eficaz para indicar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis dos modelos analisados aqui, tendo como base uma amostra de pequena magnitude.

Quanto às estimações dos modelos, enfatiza, em primeiro lugar, que todos os resultados relativos às exportações de produtos manufaturados foram robustos e não apresentaram problemas de diagnóstico. Já os resultados dos modelos referentes às exportações agregadas e às de produtos básicos acabaram por apresentar problemas de diagnóstico. Mesmo assim, vale a pena tecer aqui alguns comentários sobre os resultados gerais encontrados neste trabalho.

Tanto no longo prazo quanto no curto prazo, as elasticidades-renda foram maiores que as elasticidades-preço para todos os segmentos de exportações examinados (agregadas, de produtos manufaturados e de produtos básicos). O crescimento da participação da China no total das exportações brasileiras reduziu as elasticidades-preço de todos esses segmentos de exportações no longo prazo e aumentou suas elasticidades-renda no curto prazo. O aumento das exportações brasileiras para a China parece ter influenciado mais diretamente a elasticidade-renda das exportações de produtos manufaturados do que a elasticidade-renda das exportações agregadas e a das de produtos básicos, especialmente no longo prazo, dado que o coeficiente encontrado no modelo que inclui a China superou aquele referente ao modelo que não a inclui.

Os resultados do Índice de Impacto da China Sobre as Elasticidades das Exportações Brasileiras (*ICEB*) sugerem que o crescimento da participação da China no total das exportações do país impactou mais as elasticidades de curto prazo do que as de longo prazo e dão evidências de que esse impacto se deu

mais por conta da renda externa do que em razão dos preços das exportações, sendo isso muito mais forte no caso das exportações de produtos manufaturados.

Os resultados desse trabalho geram preocupações acerca da continuidade do dinamismo da economia chinesa e dão indicações de que as políticas comerciais que visam diversificar os mercados brasileiros, reduzindo a dependência do país em relação às importações da China, podem ter resultados mais eficazes para aumentar as exportações do que políticas de desvalorização cambial.

Referências

AMIRI, A.; GERDTHAM, U.; VENTELOU, B. A new approach for estimation of long-run relationships in economic analysis using Engle-Granger and artificial intelligence methods. *Document de Travail, n.º 2011-31*, 2011. Groupement de Recherche en Economie Quantitative d'Aix-Marseille - Ecole des Hautes études en Sciences Sociales Universités d'Aix-Marseille II et III. Disponível em: <<http://www.greqam.fr/en/publications/new-approach-estimation-long-run-relationships-economic-analysis-using-engle-granger>>. Acesso em 05 mai. 2014.

BAHMANI-OSKOOEE, M. Do exchange rates follow a random walk process in Middle eastern countries? *Economics Letters*, n. 58, p. 339-344, 1998.

BARROS, G. S. de C.; BACCHI, M. R. P; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000), *Texto para Discussão*, n. 865, Brasília, IPEA, 2002.

BRAGA, H. C.; MARKWALD R.A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo, *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.13, n.3, p.707-744, Rio de Janeiro: IPEA, 1983.

BRAGA, H. C.; ROSSI, J. W. Balança comercial e dinâmica da desvalorização cambial no Brasil: 1970/84, *Texto para Discussão*, n. 90, Rio de Janeiro: IPEA, 1986.

CARVALHO, A.; DE NEGRI J.A. Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977/1998), *Texto para discussão n.º 698*; Rio de Janeiro IPEA, 2000.

CASTILHO, M. dos R.; LUPORINI, V. A elasticidade-renda do comércio regional de produtos manufaturados. *Texto para Discussão CEPAL-IPEA*, n. 18, Brasília, Escritório no Brasil/IPEA, 2010.

CASTRO, A. S. de; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil — 1955/95. *Texto para Discussão N.º 469*, IPEA, 1997.

CAVANAGH, C. L; ELLIOTT G.; STOCK J.H. Inference in models with nearly integrated regressors. *Econometric Theory*, n. 11, p. 1131–1147, 1995.

CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D.F. *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar, England, 1992.

CUNHA, André M. O boom chinês e as economias latino-americanas. *Indic. Econ.* FEE, Porto Alegre, v. 35, n. 2, p. 97-112, out. 2007.

CUTHBERTSON, K.; HALL, S.G; TAYLOR, M.P. *Applied Econometric Techniques*, Philip Allan, New York, 1992.

- DUASA, J. Determinants of Malaysian Trade Balance: an ARDL bound test approach. *Journal of Economic Cooperation*, v. 28. n. 3, p. 21-40, 2007.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 1, p.251-276, 1987.
- ENGLE, R.F. ;YOO, B.S. Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (eds.), *Long-run Economic Relationships: readings in cointegration*, Oxford University Press, New York, 1991.
- GOLDSTEIN, M.; KHAN, M. S. Income and Price Effects in Foreign Trade, In: JONES, R. W.; KENEN, P. B. (eds.), *Hankbook of International Economics*, v. 2, p. 1041-1105, 1985.
- GOLDSTEIN, M. ; KHAN, M. The Supply and Demand for Exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, v. 60, p. 257-286, 1978.
- GRANGER, C.W.J. Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, v. 16, n. 1, p. 121–130, 1981.
- GRULLON, S. Determinants of the Dominican Republic's Export Demand Function: results from bounds tests for cointegration. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, v.6, n. 3, p. 109-116, 2012.
- HONG, Lemig. *How Elastic is China's Export When Facing Exchange Rate Changes*: an empirical analysis of China's export exchange rate elasticity, Oslo, 2012. Dissertação (Mestrado). Master of Philosophy in Environmental and Development Economics Department of Economics, Univeristy of Oslo.
- HOUTHAKKER, H. S. ; MAGEE S. P. Income and Price Elasticities in World Trade, *Review of Economics and Statistics* v. 51, 1969, p. 111-125.
- INDER, B. Estimating Long-run Relationships in Economics, *Journal of Econometrics*, n. 57, (1-3), p. 53-68, 1993.
- JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, n.55, p.1551-80, 1991.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n.52, p.169-210, 1990.
- JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.12, p.231-4, 1988.
- KHAN, M. S. Import and export demand in developing countries, *IMF Staff Papers*, n. 21, p. 678-693, 1974.
- KIONG, W. S.; RAHIM, K. A.; SHAMSUDIN, M. N. Long-run Determinants of Export Supply of Sarawak Black and White Pepper: An ARDL Approach. *Global Economy and Finance Journal*, v. 3, n. 1, p. 78-87, mar 2010.

KREMERS, J. J. M., ERICSSON, N. R., DOLADO, J. J.; The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n. 54, p.325-348.

MORTATTI, Caio. M; MIRANDA, Sílvia H. G. de; MACCHI, Mirian, R. P. Determinantes do comércio Brasil-China *decommodities* e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, v. 15, n. 2, Ribeirão Preto, abr/jun. 2011.

PAIVA, C. A. Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil, *IMF Working Papers*, n. 03/140. Disponível em: < <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03140.pdf>>. Acesso em 19 jun. 2014.

PARK, J.Y.; PHILLIPS, P.C.B. Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part I, *Econometric Theory*, n.4, p.468-97, 1988.

PESARAN, H.; SCHIN, Y. An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge, 1999.

PESARAN, H.; SCHIN, Y.; SMITH, R.J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, n. 16. V. 3, p. 289-326, 2001.

PHILLIPS, P.C.B.; LORETAN, M. Estimating Long-run Economic Equilibria, *Review of Economic Studies*, n. 58, p.407-36, 1991.

PHILLIPS, P.C.B.; HANSEN, B.E. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, n.57, p. 99-125, 1990.

PORTUGAL, M.S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportação brasileiras, *Pesquisa e Planejamento Econômico* v. 238, n.3, p. 313-348, Rio de Janeiro: IPEA, 1993.

POUCHET, H. C. P. *Estimação de Equações de Exportações por Setores Uma Investigação Sobre o Impacto do Câmbio*. 2003. 139p. Dissertação (Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica da PUC-Rio), Rio de Janeiro, 2003.

RASHID , A.; T. RAZZAQ, T. Estimating Import-Demand Function in ARDL Framework: The Case of Pakistan, *Munich Personal RePEc Archive*, 2010. Disponível em: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/23702/1/ESTIMATION_OF_IMPORT_DEMAND_FUNCTION_FOR_PAKISTAN.pdf>. Acesso em 12 jul. 2014.

REINHART, C. Devaluation, Relative Prices, and International Trade. *IMF Staff Papers*, v. 42, n. 2, 1995.

RIBEIRO, L. S. de L. Dois *Ensaio sobre a Balança Comercial Brasileira: 1999/2005*. Rio de Janeiro, 148p. Dissertação (Mestrado), Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economia, 2006.

RIOS, S. M. P. Exportações brasileiras de produtos manufaturados: uma avaliação econométrica para o período 1964/84, *Pesquisa e Planejamento Econômico* v. 17, n.12 p.299-332, Rio de Janeiro: IPEA, 1987

SAIKKONEN, P. Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions, *Econometric Theory*, 7, 1-21, 1991.

SECEX/MDIC. Secretaria de Comércio Exterior/Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Disponível em: <www.desenvolvimento.gov.br>. Acesso em 01 jul. 2013.

SEDDIGHI, H.R.; LAWLER, K. A.; KATOS A.V. *Econometrics: a practical approach*, Routledge, Taylor e Francis Group, London and New York, 2000.

SJO, Boo. *Testing for Unit Roots and Cointegration*. Ago. 2008 (memo). Disponível em <<http://www.iei.liu.se/nek/ekonometrisk-teori-7-5-hp-730a07/labbar/1.233753/dfdistrib7b.pdf>>. Acesso em 04 jul. 2014.

SENHADJI, A.; C. MONTENEGRO, Time Series Analysis of Export Demand Equations: a cross-country analysis. *Working Paper 98/149*, IMF, 1998.

SOUZA, F. E. P.; LUPORINI, V. *Câmbio ou preços: o que mais tem afetado as exportações brasileiras?* UFRJ, 2011.

STOCK, J; WATSON, M. W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, n. 83, p. 1097–1107, 1988:

SULTAN, Zafar Ahmad. Estimation of India's export demand function: The bound test approach. *African Journal of Business Management*, v. 6, n. 45, p. 11266-11272, 2012.

TANG, T. Aggregate Import Demand Function for Eighteen OIC Countries: A Cointegration Analysis. *IJUM Journal of Economics and Management*, v. 11, n.2, p. 167-95, 2008.

WICKENS, M. R.; BREUSCH, T. S. Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression model, *Economic Journal*, v. 98 (Conference), p 189–205, 1988.

WORLD BANK. *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, Oxford: Oxford University Press, 1993.

ZINI JR., A. Funções de exportação e de importação para o Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 18, n. 3, p. 615-662, dez. 1988.