**V ENCONTRO PERNAMBUCO DE ECONOMIA 2016**

**Área temática: (3) Teoria Aplicada**

**ANÁLISE DAS RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE BRASIL E CHINA: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO O MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERRO**

**Autores:**

**Emília Karla Mendes dos Santos**

Economista pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN).

Email: emilia\_karla@hotmail.com.

Endereço: Rua Presidente Gonçalves, 522D, Alecrim. 59031-170. Natal/RN.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7826463842144568>

Telefone: (84) 99956- 0609

**Janaina da Silva Alves**

Doutora em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professora da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8841368848220253>

E-mail: janainaalves@ufrnet.br

**João Paulo Martins Guedes**

Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (UFC – CAEN). Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/1790445746970638>

E-mail: jp1607@gmail.com

**ANÁLISE DAS RELAÇÕES COMERCIAIS ENTRE BRASIL E CHINA: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO O MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERRO**

 Brasil e China, com dados trimestrais, no período de 1996 a 2015. Foram utilizadas as relações teóricas das abordagens das elasticidades e da absorção, para análise da balança comercial; além dos procedimentos econométricos como: testes de raiz unitária, testes de cointegração de Johansen, teste de causalidade de Granger e o modelo de vetor de correção de erros (VEC). Observou-se que essa parceria é determinante para o crescimento da balança comercial brasileira e que as variáveis, do modelo, mantêm uma relação de equilíbrio no longo prazo. As variáveis apresentaram sinais de acordo com a literatura, com exceção do câmbio real; e foram significantes, com exceção da renda chinesa. De acordo com os resultados, não há presença da curva J, a condição de Marshall Lerner é violada e a renda chinesa não é válida em relação à abordagem de absorção, pois um aumento nela não melhora o saldo da balança comercial Brasil-China. Assim, variações do saldo da balança comercial Brasil-China respondem de forma mais elástica a variações da renda doméstica, ou seja, mais sensível às alterações do PIB brasileiro; e desvalorizações cambiais, de curto prazo, não ajudam no superávit comercial.

**Palavras-chave: Brasil, China, saldo da balança comercial, VEC.**

**Classificação JEL: C32, E23, F41.**

**Área 3: Teoria Aplicada**

**Abstract:** This article aims to make an analysis of the trade between Brazil and China, with quarterly data, for the period from 1996 to 2015. We used the theoretical relationships of the approaches of the elasticities and absorption, for analysis of the trade balance; In addition to the econometric procedures as: unit root tests, cointegration test of Johansen, causality Granger and the vector model of error correction (VEC). It was observed that this partnership is crucial to the growth of the Brazilian trade balance and that variables, the model, keep a balance in the long term. The variables showed signs according to the literature, with the exception of the Royal Exchange; and were significant, with exception of Chinese income. According to the results, there is no presence of the J-curve, the condition of Marshall Lerner is violated and the Chinese income is not valid in relation to absorption approach, for an increase in it does not improve the balance of the Brazil-China trade balance. Thus, variations of the balance of the Brazil-China trade balance responds more elastic the variations of domestic income, that is, more sensitive to changes in the Brazilian GDP; and currency devaluations, not short-term help in the trade.

**Keywords: Brazil, China, trade balance, VEC.**

**JEL Classification: C32, E23, F41.**

**Area 3: Theory Applied**

1. **INTRODUÇÃO**

 A China, uma das principais economias da Ásia, é considerada a segunda potência econômica mundial e uma das maiores economias do mundo. Em dezembro de 2014, seu PIB se concentrava no valor de 10.360,10 bilhões de dólares e com taxa de crescimento de 6,90% (Trading Economics, 2015) e vem destacando-se no mercado internacional. Por esse motivo, nos últimos anos, tem sido alvo de muitos investimentos de diversas partes do mundo, pelos mais distintos motivos econômicos. Sua política econômica se direciona em parte para o desenvolvimento da indústria doméstica, bem como para as exportações, com a produção de tecnologias manufaturas e semimanufaturam consideradas baratas. As importações, principalmente de *commodities*, se destinam às necessidades de sua demanda doméstica.

 As relações diplomáticas político-econômicas entre China e Brasil, pouco expressiva no período 1974 a 1993, tem uma proximidade maior em 2003, com a remodelação da política externa brasileira, provocando maior inserção internacional. O reforço da imagem do Brasil como país emergente levou a diplomacia brasileira a dar prioridade à busca de mercados em diferentes regiões do globo, enfatizando o universalismo como princípio fundamental da política externa. Percebeu-se, assim, que tanto a China quanto o Brasil procuraram, de maneira progressiva, impregnar a prática das relações internacionais de pragmatismo e profissionalismo, em prol de resultados mais positivos para suas políticas desenvolvimentistas. (BECARD, 2011)

 Em 2008, com a crise mundial, a China apresentava altas taxas de crescimento, tornando-se uma das principais responsáveis pelo crescimento de algumas economias mundialmente, entre elas, o Brasil, o segundo principal parceiro comercial, ultrapassando a Argentina (3º). Em 2009 se torna o principal parceiro comercial, no lugar dos EUA (2º). Em 2011, há maior abertura comercial com a China. A pauta de exportação brasileira tem predominância de produtos básicos e bens naturais, totalizando 796,7 milhões de dólares (MDIC, 2014). Em 2013, com aumento de 18%, a pauta de exportação era composta de produtos básicos (36,%), semimanufaturados (5,6%) e manufaturados (4,6%); e as importações, 944,8 milhões de dólares. Porém até março de 2015, as exportações somaram 42,775 bilhões de dólares, com crescimento de 13,7%, portanto menor em 2014; as importações somaram 48,332 bilhões de dólares, valor 13,2% menor que o observado em 2014. O saldo comercial, em 2015, acumulou déficit de 5,557 bilhões de dólares, menor que em relação ao ano de 2014, com 6,078 bilhões de dólares (MIDC, 2015).

 Portanto, pretende-se investigar quais os determinantes das relações comerciais entre Brasil e China, a partir das principais variáveis que influenciam diretamente essas relações, como os preços e as rendas domésticas de cada um dos países. Sendo assim, o presente artigo tem como objetivo principal entender as relações comerciais entre Brasil e China, a partir de uma análise empírica. Para tanto, se utilizará da metodologia de Vetores Autorregressivos (VEC), para verificar se as teorias, quanto à elasticidade e a absorção, podem explicar o comportamento do saldo da balança comercial Brasil-China, no período de janeiro de 1996 a março de 2015, na periodicidade trimestral.

 Além desta introdução, o trabalho está estruturado conforme a seguir: na seção 2 tem-se a abordagem teórica do presente estudo e uma breve revisão da literatura acerca dos determinantes da balança comercial e da taxa de câmbio, a partir do contexto teórico e empírico sobre elasticidade e absorção. Na seção 3 é apresentada a metodologia do trabalho. Na seção 4, encontra-se a análise dos resultados. Por fim, na seção 5, têm-se as considerações finais.

1. **REFERENCIAL TEÓRICO**

 A balança comercial de um país pode sofrer diversas influências que afetam seu comportamento. Dentre os mais importantes, destacam-se na literatura, os efeitos dos preços relativos, da taxa de câmbio real, da renda estrangeira, da renda nacional, a capacidade instalada nacional, a atual fase econômica (expansionista ou contracionista) do país, as tarifas, condições climáticas, restrições externas de comércio, entre outros. A parte teórica[[1]](#footnote-1) permitirá uma melhor análise das variações de preços, a fim de melhor entender as relações comerciais (exportação e importação), entre os dois países.

* 1. **Breve contexto acerca da elasticidade e da absorção**

 De acordo com Medeiros (1996), estudos sobre elasticidade iniciaram com Alfred Marshall e depois aperfeiçoado por Abba Lerner, Joan Robinson, Machlup e Haberler, com a idéia de elasticidades-preço, a partir de modificações com variações de preço. A formulação da elasticidade leva em consideração a demanda e oferta das exportações e importações, com as funções de oferta e de demanda da moeda sendo estáveis e com o nível de preços da economia indicado pelo nível de renda monetária doméstica.

 Dentre os estudos acerca das elasticidades, são conhecidos os trabalhos de Houthakker e Magee (1969), que iniciaram a análise e estimação de elasticidades do comércio exterior, com inclusão da renda. Khan (1974) inicia com base no método de mínimos quadrados em dois estágios, com a renda real dos países que importam e os preços dos produtos que exportam sendo determinantes das exportações dos países que estão em desenvolvimento. Os resultados de Khan (1974) foram semelhantes aos de Houthakker e Magee (1969). Golstein e Khan (1978; 1990), com novos trabalhos sobre oferta e demanda das exportações. Os estudos de Reinhart (1995) Bahmani-Oskooee (1998), Senhadji e Montenegro (1998) incluíram a estacionalidade e uso da cointegração na estimação das elasticidades de comércio.

 Paiva (2003), que estimou as elasticidades do comércio exterior brasileiro através de dados trimestrais entre 1991:1-2004:4, com métodos de cointegração de Johansen. Em seu modelo, foram inseridas variáveis independentes como a taxa de câmbio efetiva real e os PIBs dos principais países de relação comercial com o Brasil; Castilho e Luporini (2010), que partiram para analisar os principais determinantes das exportações desagregadas brasileiras para quanto do desempenho de certos grupos de produtos do país dependem do desempenho econômico de algumas regiões do mundo. Foi utilizada a estimação das elasticidades-renda das exportações brasileiras por setor e dos principais mercados de destino (Argentina, Chile, México, EUA, União Europeia, Japão e China). Através de dados trimestrais, entre 1986-2007 mais o uso do modelo de defasagens Autoregressivas Distribuídas (ARDL); Mortatti, Miranda e Macchi (2011), que decidiram aplicar o método de Johansen na relação de exportação do Brasil para China. Para esse estudo utilizou-se três modelos estimados com dados mensais entre 1995-2008, com as variáveis dependentes nos modelos sendo os produtos agrícolas, industriais e minerais; E como variáveis explicativas, os preços relativos de exportação, a taxa de câmbio real, o grau de utilização da capacidade instalada, o índice de ciclos doméstico e as importações totais do país (uma proxy para a renda chinesa); além de outros.

 Em relação à absorção[[2]](#footnote-2), segundo Medeiros (1996), estudos surgem em 1936, quando Keynes escreveu a Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda, que mesmo tratando a questão no ponto de vista de economia fechada, foi de grande importância para estudiosos como Fritz Machulp e Roy Harrod, que analisaram o efeito do multiplicador na balança comercial, considerando a economia como sendo aberta. Então, a análise da balança comercial pela relação da renda e absorção, inclui o gasto do governo, como observado nas seguintes equações:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$Y=C+I+G+(X-M)$$ | (1) |
|  | $$Y=A+SBC$$ | (2) |
|  | $A=C+I+G$  | (3) |
|  | $$SBC=X-M$$ | (4) |
|  | $$SBC=Y-A$$ | (5) |

Onde: Y = Produto, C = Consumo, A = Absorção, I = Investimento, G = Gastos do governo, X = Exportações, M = Importações, SBC = Saldo da Balança Comercial.

 Dessa forma, quando o nível de renda é maior que o da absorção, o valor que excede o produto se destina ao comércio exterior e, portanto, o saldo comercial é superavitário. Caso contrário, a oferta de produtos domésticos será estimulada pelo aumento de importações e, com isso, o saldo comercial será deficitário.

Alexander (1952) critica a abordagem da elasticidade por desconsiderar o efeito que as mudanças nos preços relativos sobre a renda podem ter na balança comercial. Machlup (1955; 1956) argumentam que a análise dos preços relativos e as elasticidades devem ser incluídas no estudo dos efeitos causados por uma desvalorização cambial e justifica que a absorção e as propensões marginais a consumir pouco explicam as variações do saldo comercial. Em 1959, Alexander (1952) mostra a necessidade de se analisar os preços relativos e suas elasticidades em relação à balança comercial e as escolhe para a análise do efeito primário da desvalorização e o multiplicador keynesiano. Em sua nova análise, induz as variações da renda com a desvalorização (αΔY) e seu impacto direto sobre a absorção (ΔAd). As equações são:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$∆A=∆Ad+α∆Y$$ | (6) |
|  | $$∆SBC=∆Y-∆A$$ | (7) |

Substituindo a equação (7) na equação (8), temos equação (9):

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$∆SBC=∆Y-(∆Ad+α∆Y)$$ | (8) |
|  | $$SBC=\left(1-α\right)∆Y-∆Ad$$ | (9) |

 A equação (9) corresponde a uma relação casual que mostra quando o saldo comercial é positivo se o PMgC ($α$) for menor que 1. No caso de um país apresentar um déficit, com α maior que 1, não há como diminuir o déficit com o aumento do produto, pois a absorção aumentará mais que o produto. A taxa de câmbio é um dos preços relativos básicos de toda economia de mercado e a sua importância advém do fato de intermediar todas as transações entre a economia doméstica e o resto do mundo. Em termos conceituais é possível definir em modelos analíticos de equilíbrio geral que a taxa de câmbio é adequada quando reflete a competitividade externa do país, bem como a confiança sobre os fatores macroeconômicos fundamentais da economia ao nível dos países potenciais. (ZINI JR, 1993).

 Para Dollar e Wolff (1993), os níveis de preços e as taxas de câmbio sempre se ajustam de modo que cada país seja um produtor a baixo custo de alguma mercadoria. Martner (1992), conclui que a taxa câmbio é uma das ferramentas para regular as contas externas, mas as suas flutuações tende a ter efeitos não esperados que influencie na taxa de crescimento, inflação e nas contas fiscais de um país. Portanto, uma desvalorização cambial afeta o nível de atividade do país.

1. **METODOLOGIA**
	1. **Dados e variáveis**

 Os dados utilizados neste trabalho estão na periodicidade trimestral, de janeiro de 1996 a março de 2015, com o total de 77 observações[[3]](#footnote-3). As variáveis para o saldo comercial entre Brasil e China, taxa de câmbio real doméstica, renda doméstica e renda externa, foram: as exportações e importações entre Brasil e China; taxa de câmbio real (R$/Yuan); Índice Geral de Preços-Disponibilidade interna (IGP-DI) e o Índice de Preço ao Consumidor (IPC) chinês; o Produto Interno Bruto do Brasil e o Produto Interno Bruto da China.

 A série do saldo comercial entre Brasil e China (SBC)[[4]](#footnote-4) foi calculada por meio da razão entre as séries, em dólar, das exportações e importações entre Brasil e China, em logaritmo, obtida pela Secretaria de Comércio Exterior e obtida pela AliceWeb (2015). Os valores da taxa de câmbio nominal do Brasil, da China e o PIB brasileiro (R$) foram obtidos no site do Ipeadata (2015). O PIB brasileiro foi deflacionado para o primeiro trimestre de 2015 pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade interna (IGP-DI), calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e disponibilizado no site do Ipeadata (2015). O PIB trimestral[[5]](#footnote-5) da China foi obtido do site National Bureau of Statistics of China (NBS, 2015) e deflacionado para o primeiro trimestre de 2015, pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC), retirado no site do Federal Reserve Bank Of St. Louis, FRED (2015).

Quadro 1: Resumo das variáveis inseridas no modelo

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **Descrição** | **Sinal Esperado** | **Fonte** |
| SBC | Saldo da balança comercial Brasil-China, obtida através dos dados de exportação e importação. |  | AliceWeb (2015) |
| E | Taxa de câmbio real bilateral (R$/Yuan), obtida a partir dos valores da taxa de câmbio nominal do Brasil e da China. | + | Ipeadata (2015) |
| PBB | Renda real doméstica, obtida pelos valores do PIB brasileiro deflacionado pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade interna (IGP-DI). | - | Ipeadata (2015) |
| PBC | Renda real chinesa, obtida pelos valores do PIB chinês, deflacionado pelo Índice de Preços ao Consumidor (IPC). | + | NBS (2015) e FRED (2015) |

Fonte: Elaborado pela própria autora.

* 1. **Metodologia Econométrica**
		1. **Modelo e forma funcional**

 As variáveis consideradas no trabalho serão: saldo da balança comercial Brasil-China (SBC), a taxa de câmbio real (R$/Yuan) (E), da renda real doméstica (PBB) e da renda real chinesa (PBC). As variáveis serão consideradas em logaritmo natural, pois facilita na interpretação das elasticidades diretamente através dos parâmetros. O modelo na forma log-linear será:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$lnSBC= β\_{0}+β\_{1} lnE+β\_{2} lnPBB+β\_{3}lnPBC+ε\_{i}$$ | (10) |

Onde: $β\_{0}=$ Constante, $β\_{1}=$ Elasticidade da taxa de câmbio real, $β\_{2}=$ Elasticidade da renda doméstica, $β\_{3}=$ Elasticidade da renda chinesa, $ε\_{i}=$ Termo de erro sendo i.i.d[[6]](#footnote-6), contendo variáveis que podem afetar o saldo da balança comercial e não foram incluídas no modelo.

* + 1. **Testes de raízes unitárias sem quebra estrutural**

 Foram realizados testes tradicionais de raiz unitárias: ADF, KPSS e GLS-DF. O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) [[7]](#footnote-7) é uma extensão do teste DF, que propõe controlar a autocorrelação, estimando o modelo com as variáveis autoregressivas, corrigindo o desvio de variável dependente em relação a sua média, deslocando a distribuição em direção à zero, se a hipótese nula for verdadeira (BUENO, 2008), sendo da seguinte forma:

Com: $ε\_{t}$ = termo de erro i.i.d. $ρ=1$ (série não estacionária), ou $ρ>1$ (série explosiva), ou $ρ<1 $(série estacionária), $γ=ρ-1 (H\_{0}: γ=0) e (H\_{A}: γ<0), $ com as hipóteses de tem raiz unitária $(H\_{0})$ e não tem raiz unitária $(H\_{A})$. Nestes modelos devem-se avaliar as significâncias do intercepto e do termo de tendência (ENDERS, 2004).

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|   | $$∆y\_{t}=γy\_{t-1}+\sum\_{i=1}^{p}δ∆y\_{t-i}+ε\_{t}$$ | (11) |
|  | $$∆y\_{t}=α+γy\_{t-1}+\sum\_{i=1}^{p}δ∆y\_{t-i}+ε\_{t}$$ | (12) |
|  | $$∆y\_{t}=α+μt+γy\_{t-1}+\sum\_{i=1}^{p}δ∆y\_{t-i}+ε\_{t}$$ | (13) |

 Outro modo de verificar a estacionariedade de uma série é através do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin[[8]](#footnote-8) (KPSS, 1992), que complementa o teste ADF, conforme Nusair (2003). Porém, a hipótese nula para o teste KPSS é de que a série é estacionária, ou seja, não possui raiz unitária. Segundo Braga (2006), na versão mais simples, o teste parte da seguinte função:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $y\_{t}=d\_{t}+u\_{t}$, onde $∆u\_{t}$ é MA(1) | (14) |
|  | $∆ε\_{t}=\left(1-θL\right)v\_{t}$, com $v\_{t}$ sendo I(0) | (15) |

A hipótese nula é $θ $=1 (e nesse caso $u\_{t}$ é I(0), pois $u\_{t}$ = $v\_{t}$ + $u\_{o}$ - $v\_{o}$). A hipótese alternativa é de que |$θ$|<1, já que neste caso $u\_{t}$ tem uma raiz unitária autorregressiva e, portanto, é I(1). No primeiro caso (1-$ θ$L) é não invertível e no segundo caso então (1-$ θ$L)-1 é uma série convergente e se pode reescrever a equação (17) como (1-$ θ$L)-1(1-L)$ u\_{t}$ = $v\_{t}$. O teste é um teste de Multiplicador de Lagrange (BRAGA, 2006). Dessa forma, a equação (16) $y\_{t}$ em relação a variável exógena $d\_{t}$ estimada por mínimos quadrados ordinários e sua estatística de teste, será:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$y\_{t}=d\_{t}'δ+u\_{t}$$ | (16) |
|  | $$LM\_{KPSS}=\frac{\sum\_{t}^{}S(t)^{2}}{T^{2}\hat{σ}^{2}}$$ | (17) |

Onde: S(t) é a soma parcial dos desvios dos resíduos em relação à média amostral, $S\left(t\right)=\sum\_{i=1}^{t}\hat{u}\_{i}$; T corresponde ao número total de observações; e $\hat{σ}^{2}$ o valor aproximado da variância de longo prazo.

 Tem-se também o teste de Dickey-Fuller realizado através do método dos mínimos quadrados generalizados (GLS-DF)[[9]](#footnote-9), conhecido também como teste ERS, proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (ERS, 1996), através de uma modificação no teste ADF. Segundo Braga (2006), que inicialmente obtêm-se a estimação do parâmetro $δ(θ)$, realizada através da equação:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$d(\frac{y\_{t}}{θ})=d(\frac{X\_{t}}{θ})'δ(θ)+η\_{t}$$ | (18) |

 Sendo $d(\frac{y\_{t}}{θ})$ a quase diferença de $y\_{t}$ que depende do valor de $θ.$ Então a partir da estimação de $δ\left(θ\right)$ com o valor de $θ(\overbar{δ}\left(θ\right)\_{GLS})$, através do método de mínimos quadrados generalizados, aplica-se o teste ADF na equação $y^{d}\_{t}$ (em vez de $y\_{t})$ e sem o termo $d\_{t}$ (BRAGA, 2006):

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$Δ y^{d}\_{t}=α y^{d}\_{t-1}+\sum\_{i=1}^{p}β\_{i}Δ y^{d}\_{t-1}+u\_{t}$$ | (19) |

Onde $y^{d}\_{t}$ é o valor GLS-DF de $y\_{t}$, pois não sofre influência de $X\_{t}$. Então o teste $τ\_{GLS-DF}$ é:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$y^{d}\_{t}=y\_{t}-d\_{t}'\overbar{δ}(\overbar{θ})$$ | (20) |

 Sua distribuição assintótica da estatística tau $τ$ é semelhante do teste ADF, quando $d\_{t} $é zero. Sua hipótese nula também é a mesma do teste ADF, ou seja, de que a série tem raiz unitária (não estacionária).

* + 1. **Testes de raiz unitária com quebra estrutural**

 Para verificar mudanças estruturais, empregam-se teste que detectam quebra estrutural, pois os testes tradicionais possuem o viés em não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, mesmo ocorrendo mudanças estruturais na série. Dessa forma, foram escolhidos dois testes de quebra estrutural: Perron (1997) e Zivot-Andrews (2002).

 O Teste Perron (1997) surgiu a partir de um debate acerca de raiz unitária, em série macroeconômicas, quando estudos nesse sentido se intensificaram com Nelson e Plosser (1982) e depois com Perron (1889) que em suas análises observou a presença de tendência de quebra em séries estacionárias, com a data da quebra inicialmente conhecida.

Embora o Teste de Perron (1997) continue mantendo a suposição da exogeneidade da quebra como primeira aproximação para o problema da escolha da data, ele adota um procedimento que permite aos dados apontarem o momento mais provável da quebra, de acordo com a hipótese de que a escolha da quebra é perfeitamente correlacionada com os dados (BESARRIA;COSTA;2012). A hipótese nula do seu teste é de que exista raiz unitária com uma quebra na tendência e a hipótese alternativa é estacionariedade em torno de uma quebra na tendência.

 Já o Teste de Zivot-Andrews (2002), procura saber se uma série temporal é estacionária quando ocorre uma quebra estrutural, sendo que o ponto de quebra é tratado como desconhecidos, de forma endógena (MADALLA e KIM, 2004, p. 391 *apud* LIMA, 2012), que tem como hipótese nula a série ser não estacionária com intercepto, excluindo qualquer possibilidade de mudança estrutural.

 A hipótese alternativa permite uma quebra no processo estacionário em torno de uma tendência. O momento da quebra é definido como aquele que minimiza a estatística *t* do parâmetro autorregressivo, ou seja, o objetivo é estimar o ponto de quebra que maximize a possibilidade de se rejeitar a hipótese nula (LIMA, 2012).

* + 1. **Método de cointegração de Johansen**

 Para verificar se as séries deste estudo são cointegradas, ou seja, se há relação de longo prazo, utilizou-se o teste de cointegração de Johansen, o qual é um método multivariado e estimado através de máxima verossimilhança. Segundo Enders (2004), o método utiliza inicialmente um modelo de vetores autoregressivo (VAR) para selecionar o número de defasagens e o *ranking* das matrizes dos parâmetros, onde a cointegração é testada através dos Testes Traço e de Máximo Autovalor, se caso for um processo estocástico não sendo estacionário em nível, I(0) e as variáveis sendo integradas, a partir de uma diferença, I(0).

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$Q\_{r}=-N\sum\_{i=r+1}^{k}Ln(1-λ\_{i})$$ | (21) |

Onde: $Q\_{r}$ = estatística traço, N = número de observações, K = número de variáveis e $λ\_{i}$ = máximo autovalor.

 Caso os valores, para as estatísticas de traço e máximo valor, forem maiores que os valores críticos então há cointegração, indicando uma relação entre as variáveis no longo prazo. O método de cointegração de Johansen analisa as restrições impostas pela cointegração em um modelo VAR (MORATOYA, 2014):

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$y\_{t}= A\_{1}y\_{t-1}+…+A\_{p}y\_{t-p}+ε\_{t}$$ | (22) |

Com:$ y\_{t}$= vetores das variáveis com dimensão *k*, sendo I(1),$ A\_{i},i=1,2,3,… $*p* = matriz dos coeficientes e $ε\_{t}$ = vetor dos resíduos com dimensão *k*. Subtraindo $y\_{t-1}$ nos dois lados da equação (22), temos:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$∆y\_{t}= μ+ny\_{t-1}+r\_{t}∆y\_{t-p}+…+r\_{p-1}∆y\_{t-p+1}+ε\_{t}$$ | (23) |

Com:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$r=\sum\_{i=r+1}^{p}A\_{i}-I$$ | (24) |
|  | ‘$r=-\sum\_{i=r+1}^{p}A\_{j}$ | (25) |

 Onde, apenas $ny\_{t-1}$, na equação (26), estará em nível e as relações de cointegração se tornam dependentes da propriedade da matriz $Π$. Com isso,$ ny\_{t-1}$ precisa estar estacionária em nível, ou seja, ser integrada de ordem zero I(0). De acordo com Enders (2004), através do posto da matriz ’ onde = é a velocidade de ajustamento e ' = é a matriz que contém os possíveis vetores de cointegração, será analisado se a matriz tem: ranking (0 < r < k); raking igual a zero (r = 0); e ranking completo (r > 0).

 No caso (a), e  são matrizes de ordem (*k* x *r*) com ranking *r*, onde há *r* de vetores de cointegração $β'y\_{t}$ sendo estacionárias. Portanto, a estacionariedade de $β'y\_{t}$ indica uma relação de longo prazo com $y\_{t}.$ Sendo $β'y\_{t}$ conhecidos como termos de correção de erros, onde o desvio das variáveis nos vetores de cointegração de equilíbrio atinge equilíbrio no curto prazo. Assim, a equação (25) é chamada de um modelo VEC. (MORATOYA, 2014)

* + 1. **Causalidade de Granger**

 O teste de causalidade de Granger procura testar se os parâmetros estimados do passado de uma variável são significativos para prever outra variável. Dessa forma, se o passado de y não ajuda a prever z, diz-se que y não causa z no sentindo de Granger. Este teste utiliza a estatística F para verificar a significância dos coeficientes das defasagens (BUENO, 2011).

 De acordo com Gujarati e Porter (2009), podem ocorrer quatro tipos de causalidades: unilateral de X para Y, quando conjunto dos coeficientes defasados de Y não for estatisticamente diferente de zero e os coeficientes defasados de X for estatisticamente diferente de zero; unilateral de Y para X, quando o conjunto dos coeficientes defasados Y forem estatisticamente diferentes de zero e os coeficientes da X não for estatisticamente diferente de zero; bilateral, quando ambas variáveis, Y e X, são estatisticamente significantes e diferentes de zero; e independência, quando ambas variáveis, Y e X, não são estatisticamente significantes e diferentes de zero. A hipótese nula do teste é de que X não causa (no sentido de Granger) Y na equação e de que Y não causa (no sentido de Granger) X na equação**.**

* + 1. **Função Resposta ao Impulso e Decomposição da Variância**

 A Função de Impulso-Resposta (FIR) parte do princípio de que choque na *i*-ésima variável não apenas afeta diretamente os valores da *i*-ésima variável, mas também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas através de uma estrutura dinâmica (defasada) dentro do sistema VAR. Em outras palavras, mostra qual será o comportamento das variáveis ao longo do tempo quando algum dos resíduos sofrer uma modificação no seu valor (choques exógenos) (ENDERS, 2004).

 A análise de decomposição da variância, por sua vez, objetiva explicitar a importância relativa de cada variável do modelo para explicação da variância dos resíduos de cada uma das demais variáveis. Sua importância está na identificação das relações de causalidade entre as variáveis existentes no VAR. Caso um choque exógeno nos resíduos de determinada variável não explicar nenhuma parcela dos demais resíduos, conclui-se que esta variável é exógena ao modelo. (OLIVEIRA, 2002)

1. **ANÁLISE DOS RESULTADOS**
	1. **Estatística Descritiva**

 Primeiramente, foram analisados os resultados da Estatística Descritiva. Observa-se, na tabela 1, que o saldo da balança comercial (SBC) médio entre Brasil e China é de US$ 1.304,05 e uma valorização cambial causa superávit de US$ 0,55, em média, devido o estímulo ao aumento do poder de compra da moeda nacional, e assim, o aumento das importações, gerando efeito negativo no saldo da balança comercial Brasil-China; tal estímulo também influência positivamente a renda brasileira em US$ 1.070.507,00 e a renda chinesa em US$ 77.396,50, por grande parte das importações brasileiras virem da China. Fato que é observado quando ao comparar o saldo da balança comercial Brasil-China com o saldo da balança comercial total brasileira, mostra que o crescimento do saldo comercial do Brasil, possivelmente, é estimulado pelo crescimento do saldo da balança comercial com a China, como também o contrario. Ou seja, o aumento das exportações para China influência no superávit do saldo comercial e o aumento das importações com a China influência no déficit do saldo comercial.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas: séries do saldo da balança comercial, taxa de câmbio, renda interna e renda externa, respectivamente, no período de 1996 a 2015 (trimestral)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Estatísticas** | **SBC** | **E** | **PBB** | **PBC** |
| Média | 1.304,048 | 0,548 | 1.070.505,000 | 77.396,500 |
| Mediana | 1.398,703 | 0,502 | 971.222,900 | 62.559,730 |
| Máximo | 4.405,091 | 0,767 | 1.449.488,000 | 165.370,700 |
| Mínimo | -1.119,687 | 0,387 | 822.343,500 | 24.691,760 |
| Desvio Padrão | 1.519,360 | 0,114 | 199.439,600 | 45.721,060 |

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Variáveis dessazonalizas, mas não em logaritmo.

 A partir do gráfico 1, observa-se que as variáveis do modelo não possuem uma média constante, indicando uma possível não estacionariedade das mesmas. Admite-se então uma provável presença de raiz unitária, incluindo ou não uma tendência determinística. Como também, devido ao comportamento das séries ao longo do período analisado, uma provável mudança estrutural, em momentos diferentes, principalmente pelo comportamento da taxa de câmbio que mostra uma queda acentuada em entre 1997-1998. Segundo Oliveira e Turolla (2003), este período foi marcado pelo aumento da abertura comercial com uma forte valorização cambial, fato que influenciou o aumento da balança comercial, além da mudança a partir de 1999, com a mudança de regime cambial para flutuante.

Gráfico 1: Série do Saldo da Balança comercial (SBC), da taxa de câmbio real (E), do PIB brasileiro (PBB) e do PIB chinês (PBC), em logaritmo natural e em nível



Fonte: Elaborado pela própria autora. Nota: As variáveis estão dessazonalizadas.

 O comportamento do PIB brasileiro mostra duas situações também distintas, uma mudança em 2003 que combina com período de mudança de governo e a alteração do nível de atividade do país; e, em 2009, devido à crise internacional. Portando, diante das observações, serão realizados testes para verificar a estacionariedade ou não das variáveis, pois é necessário que todas estejam estacionárias (conjuntamente) para a realização da estimação do VAR.

* 1. **Resultados Econométricos**

 Na tabela 2, estão demonstrados os resultados para os testes ADF, KPSS e GLS-DF. No teste ADF, que tem como hipótese nula a não estacionariedade (tem raiz unitária), observa-se que as séries em nível não rejeitam a hipótese nula a 5% de significância, considerando a presença do intercepto e intercepto com tendência, mas a partir da primeira diferença, rejeita-se a hipótese nula a 5%. Com exceção da variável saldo da balança comercial Brasil e China, que mesmo apresentando rejeição em nível.

 Em relação ao teste GLS-DF, a hipótese nula segue a mesma idéia do teste ADF. Dessa forma, observa-se que as séries em nível não rejeitam a hipótese nula ao nível de 5% de significância, com exceção da variável SBC sendo I(0), considerando a presença do intercepto e intercepto com tendência. Na primeira diferença rejeita-se a hipótese a 5%. A variável SBC apresentou o mesmo comportamento do teste ADF.

 Já o teste KPSS, sua hipótese nula é a série ser estacionária (não tem raiz unitária), sendo assim, de acordo com os valores na tabela 2, as séries em nível rejeitam a hipótese nula ao nível de 5% de significância, considerando a presença do intercepto e intercepto com tendência. Na primeira diferença não rejeita-se a hipótese nula a 5%. A variável SBC apresentou não rejeição em nível, porém a não rejeição foi maior na 1ª diferença; e o PIB Chinês rejeitou a hipótese nula para condição constante e tendência. Portando, a partir da análise feita com os três testes para estacionariedade e raiz unitária, as séries foram consideradas como integradas de ordem 1, então I(1).

Tabela 2: Teste ADF, KPSS e GLS-DF, em logaritmo

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Séries** | **ADF¹** | **KPSS²** | **GLS-DF³** |
| **Nível** | **1ª diferença** | **Nível** | **1ª diferença** | **Nível** | **1ª diferença** |
|  **τ(μ)** | **τ(t)** |  **τ(μ)** | **τ(t)** |  **τ(μ)** | **τ(t)** |  **τ(μ)** | **τ(t)** |  **τ(μ)** | **τ(t)** |  **τ(μ)** | **τ(t)** |
|  SBC | -3,54 | -3,52 | -9,10 | -9,08 | 0,192 | 0,123 | 0,088 | 0,058 | -3,21 | -3,55 | -8,91 | -10,6 |
|  E | -1,24 | -0,96 | -7,06 | -7,07 | 0,929 | 0,154 | 0,222 | 0,163 | -0,92 | -1,26 | -7,00 | -7,07 |
|  PBB | 0,082 | -1,52 | -6,24 | -6,33 | 0,991 | 0,264 | 0,291 | 0,109 | 0,69 | -1,31 | -2.89 | -6.39 |
|  PBC | -0,51 | -0,93 | -5,05 | -5,02 | 1,202 | 0,158 | 0,270 | 0,271 | -0,83 | -0,94 | -5,01 | -5,05 |
| Valores Críticos\* | -2,90 | -3,47 | -2,90 | -3,47 | 0,463 | 0,146 | 0,463 | 0,146 | -1,95 | -3,11 | -1,95 | -3,11 |

\*Valores críticos ao nível de 5%

¹ Rejeita $H\_{o}$: |ADF| > Valor critico. ² Não rejeita $H\_{o}$: |LM|< Valor critico. ³ Rejeita $H\_{o}$: |GSL-DF|> Valor critico.

Fonte: Elaborado pela própria autora.

 Considerando a possibilidade de quebra estrutural nas séries, primeiramente observada no gráfico 1, foram utilizados testes adicionais de raiz unitária, tais como os de Perron e Zivot-Andrews. Os testes foram realizados em nível e em diferença, nas especificações: com constante, com tendência e com constante e tendência, respectivamente. A hipótese nula dos testes é possuir raiz unitária com intercepto contra a hipótese alternativa de estacionariedade com quebra estrutural, pois ocorre em torno de uma tendência. A não rejeição da hipótese nula indica que não há mudança estrutural no período analisado.

Tabela 3: Teste Perron e Zivot-Andrews, em nível

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Perron** | **Zivot-Andrews** |
| **τ(μ)** | **τ(t)** | **τ(b)** | **τ(μ)** | **τ(t)** | **τ(b)** |
| SBC | -4,76 | -4,38 | -4,99 | -3,20 | -2,96 | -3.82 |
| E | -2,86 | -2,52 | -2,73 | -3,37 | -2,87 | -3,02 |
| PBB | -2,89 | -3,83 | -5,11 | -- | -4,15 | -4,53 |
| Valores Críticos\* | -5,23 | -4,83 | -5,59 | -4,93 | -4,42 | -5,08 |

\*Valores críticos ao nível de 5%

Fonte: Elaborado pela própria autora. Nota: Variáveis em logaritmo e dessazonalizadas.

Tabela 4: Teste Perron e Zivot-Andrews, em 1ª diferença

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Perron** | **Zivot-Andrews** |
| **τ(μ)** | **τ(t)** | **τ(b)** | **τ(μ)** | **τ(t)** | **τ(b)** |
| SBC | -11,23 | -11,34 | -11,26 | -9,44 | -9,20 | -9,69 |
| E | -8,23 | -7,68 | -8,27 | -8,06 | -7,52 | -8,04 |
| PBB | -7,74 | -6,65 | -7,78 | -7,33 | -6,46 | -7,56 |
| Valores Críticos\* | -5,23 | -4,83 | -5,59 | -4,93 | -4,42 | -5,08 |

\*Valores críticos ao nível de 5%

Fonte: Elaborado pela própria autora. Nota: Variáveis em logaritmo e dessazonalizadas.

 De acordo com as tabelas 3 e 4, observa-se que os resultados dos testes de raiz unitária com quebra estrutural, proposto por Perron (1997) e Zivot-Andrews (2002), indicaram a não estacionariedade com quebra estrutural em nível, mas estes são estacionários na 1ª diferença e significantes a 5%. Não foram realizados estes testes para a variável PB, pois o gráfico da mesma não apresentou evidência de quebra estrutural. Os anos de quebra estrutural para a variável PIB brasileiro estão próximos e de acordo com principais eventos relatados em Corrêa e Santos (2013) e Mora (2015). Os resultados para raiz unitária com quebra estrutural corroboram com os resultados dos testes de raiz unitária tradicionais para as variáveis: saldo da balança comercial Brasil-China, taxa de câmbio real (R$/Yuan) e PIB brasileiro, como sendo I(1); No entanto, a variável PIB chinês não rejeitou a hipótese de raiz unitária com intercepto. Portanto, para as séries que apresentaram quebra estrutural, foi definido o ano de 2003 como o período de quebra estrutural[[10]](#footnote-10), considerando a metodologia de Zivot e Andrews (2002)[[11]](#footnote-11) com as especificações: intercepto e intercepto com tendência.

 Foi realizado o teste de autocorrelação LM para análise dos resíduos do modelo com uma defasagem (escolhida) para metodologia VAR que não apresentou autocorrelação nos resíduos[[12]](#footnote-12).

 Para análise da cointegração das séries, foram realizados dois testes de Johansen: o primeiro, com as estatísticas do traço e do máximo autovalor; e o segundo com *dummy* de restrição, para especificação com intercepto e intercepto com tendência. Inicialmente foi indicada uma defasagem, a partir dos critérios de informação para modelo Var, realizado testes de autocorrelaçãoe, em seguida, testes de cointegração. De acordo com a tabela 5, o número escolhido de vetores com base nas estatísticas foi de pelo menos um vetor para análise, apesar de não rejeitadas ao nível de 5% de significância. Com base nos resultados foi realizado o segundo teste, com a inclusão de *dummy* com restrição, o número escolhido de defasagem, de acordo com o critério Schwarz, também foi para o modelo com uma defasagem, observado na tabela 6.

Tabela 5: Teste de cointegração de Johansen

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Hipótese nula** | **Estatística** | **95%** | **P-Valor** |
| **Teste Traço** |
| r = 0 |  37,31507 |  47,85613 |  0,3328 |
| **r ≤ 1** | **19,29395** |  29,79707 |  0,4719 |
| r ≤ 2 |  6,118538 |  15,49471 |  0,6815 |
| r ≤ 3 |  0,371599 |  3,841466 |  0,5421 |
| **Teste Máximo Autovalor** |
| r = 0 |  18,02112 |  27,58434 |  0,4934 |
| **r ≤ 1** | **13,17541** |  21,13162 |  0,4362 |
| r ≤ 2 |  5,746939 |  14,26460 |  0,6459 |
| r ≤ 3 |  0,371599 |  3,841466 |  0,5421 |

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
\*Rejeita-se ao nível de significância de 5%

Fonte: Elaborado pela própria autora.

**Tabela 6: Teste de cointegração de Johansen, com *dummy* de restrição**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **r0** | **LR** | **P-Valor** | **95%** | **Critérios (Lag Ótima)** |
| **Intercepto** |
| 0\* | 73,22 | 0,0007 | 60,36 | AIC (9) |
| **1** | 31,9 | 0,3975 | 40,52 | FPE (1) |
| 2 | 16,62 | 0,4730 | 24,58 | **SC (1)** |
| 3 | 5,19 | 0,5959 | 12,77 | HQC (1) |
| **Intercepto e tendência** |
| 0\* | 68,58 | 0,0494 | 68,52 | AIC (10) |
| **1** | 34,90 | 0,4102 | 46,62 | FPE (1) |
| 2 | 18,70 | 0,4538 | 28,49 | **SC (1)** |
| 3 | 5,26 | 0,6989 | 12,12 | HQC (1) |
| Sem restrições de *dummies*: D[2003 Q2] D[2003 Q3]  |
| Com restrição de *dummies*: S[2003 Q2]  |

\*Rejeita-se ao nível de significância de 5%

Fonte: Elaborado pela própria autora.

 De acordo com a tabela 6, a hipótese de não haver cointegração é rejeitada a 5% de significância, pois as estatísticas (LR) são superiores aos valores críticos (73,22 > 60,36) e (68,58 > 68,52), respectivamente, mas a hipótese de haver pelo menos um vetor de cointegração não pode ser rejeitada a 5% de significância, pois as estatísticas (LR) são superiores aos valores crítico (31,9 < 40,52) e (34,90 < 46,62), respectivamente. Então, as variáveis possuem uma combinação linear estacionária, indicando que possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Ainda na tabela 6, observam-se os valores dos vetores das estimativas no curto prazo e de longo prazo. Esses vetores corrigem os desvios de curto prazo do equilíbrio do longo prazo e dos coeficientes de vetor de cointegração (LIMA, 2012), respectivamente, para cada variável.

 A seguir na tabela 7, tem-se a estimação do modelo de vetores de correção de erros (VEC), com duas defasagens e um vetor de cointegração, sem restrições, para obter os valores correspondentes dos parâmetros. Dado que as séries estão em logaritmos, os coeficientes encontrados referem-se a relações de taxas de crescimento, portanto, são as elasticidades das variáveis da equação (26) do SBC.

**Tabela 7: Estimativas de ajustamento do curto prazo e de longo prazo para a metodologia VEC**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Variável** | **Estimativas dos coeficientesde ajustamento de curtoprazo** | **Estimativas dos parâmetrosde longo prazo normalizados para o modelo VEC** |
| SBC | -0,032955 | 1.000000 |
|  | (0,02301) |  |
| E | 0,003252 | 7,7123 |
|  | (0,00511) | (3,2708) |
| PBB | -0,005721 | 15,6531 |
|  | (0,00207) | (4,0674) |
| PBC | -0,002701 | -2,0442 |
|  | (0,00084) |  **(1,3241)\*** |

\*Insignificante ao nível de 5%.

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Nota: Os valores entre parênteses correspondem à estatística *t*, arredondados.

 O coeficiente $α$ (-0,032955), corresponde ao ajustamento que variações no curto prazo sofrem para atingir o equilíbrio de longo prazo, sendo assim, essas variações são corrigidas em média, aproximadamente, de 0,33% a cada trimestre, na tabela 7. Portando, o modelo na estimação VEC, para o saldo da balança comercial entre Brasil e China, em logaritmo, é:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | $$ lnSBC=189,56-7,71 lnE-15,65 lnPBB+2,05 PBC $$ | (26) |

 Para a elasticidade de longo prazo, que é medida através da relação de cointegração estimada, estima-se que, em média, uma desvalorização cambial real de 1%, *ceteris paribus,* causa déficit de 7,71% no SBC[[13]](#footnote-13). Portando a condição de Marshall-Lerner é violada, na relação comercial entre Brasil e China. Um aumento de 1% na renda brasileira diminui o saldo comercial em 15,65%. Há uma relação negativa entre o saldo comercial e a renda doméstica. Um aumento de 1% na renda da China eleva em 2,05% o saldo comercial, no longo prazo. Na relação entre os dois países, o PIB chinês está de acordo com a abordagem da absorção, pois há uma relação positiva entre o saldo comercial e a renda externa, mas é insignificante no modelo. Observa-se que o coeficiente da renda doméstica foi estatisticamente significante ao nível de 1% e teve o valor maior, em magnitude, quando comparado com o coeficiente do câmbio real. Portanto o saldo da balança comercial entre Brasil e China responde de forma mais elástica a variações na renda doméstica, sendo esta, determinante para o superávit ou déficit comercial.

 O teste de causalidade de Granger consiste em analisar se a variável X causa outra variável Z no sentido de Granger, se a observação de X no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de Z para algum horizonte de tempo (GRANGER,1969). Na tabela 8, observa-se que a taxa de câmbio real (E) causa no sentindo de Granger, o crescimento do PIB doméstico (PBB) a 5% de significância. O que permite dizer que desvalorizações cambiais influenciam no aumento da renda doméstica, mas sendo uma causalidade unilateral. O PIB doméstico (PBB) causa no sentido Granger o crescimento do PIB chinês (PBC) ao nível de significância de 5%, pois o aumento do PIB doméstico estimula o aumento das importações, que tem os produtos chineses como um dos principais produtos importados pelo Brasil, causando indiretamente um crescimento no PIB chinês.

**Tabela 8: Teste de Causalidade de Granger**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| **Hipótese Nula** | **F-Stat.** | **Prob.**  |
|  E não causa no sentido de Granger o SBC | 2,34662 | 0,1032 |
|  SBC não causa no sentido de Granger o E | 2,96725 | 0,0580 |
|  PBB não causa no sentido de Granger o SBC | 2,91286 | 0,0609 |
|  SBC não causa no sentido de Granger o PBB | 1,18419 | 0,3120 |
|  PBC não causa no sentido de Granger o SBC | 0,59210 | 0,5559 |
|  SBC não causa no sentido de Granger o PBC | 2,85912 | 0,0640 |
|  PBB não causa no sentido de Granger o E | 1,57298 | 0,2147 |
|  **E não causa no sentido de Granger o PBB** | **7,24494** | **0,0014\*** |
|  PBC não causa no sentido de Granger o E | 1,30092 | 0,2788 |
|  E não causa no sentido de Granger o PBC | 3,10130 | 0,0512 |
|  PBC não causa no sentido de Granger o PBB | 2,17130 | 0,1216 |
|  **PBB não causa no sentido de Granger o PBC** | **6,78173** | **0,0020\*** |

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

 A função de impulso-resposta será utilizada para entender o comportamento dos coeficientes no curto prazo a choques específicos das variáveis para saldo da balança comercial. O horizonte analisado terá o período de 20 trimestres. No gráfico 2, a resposta do saldo da balança comercial, no curto prazo e não acumulado, a um choque (desvalorização) de 1% no câmbio real, mostra que no segundo trimestre o choque é positivo (0,067) e no quarto trimestre perde força (0,049), mas permanece positivo nos períodos seguintes; sendo assim desvalorizações cambiais estimulam um aumento do saldo da balança comercial, sendo maior nos primeiros trimestres, e, portanto, não verifica-se a existência da curva J.

 A variável do Saldo da Balança Comercial entre Brasil e China responde negativamente a um choque na renda doméstica no primeiro trimestre (-0,072) e que apesar de uma possível melhora quarto trimestre (-0,020%) e volta a declinar nos períodos seguintes, mantendo um comportamento constante; sendo assim, o aumento na renda doméstica implica na piora do saldo da balança comercial entre Brasil e China, e sua resposta negativa é consistente com a teoria acerca da absorção. A resposta da variável saldo da balança comercial a um choque dado na renda chinesa mostra uma piora do saldo comercial no sexto trimestre, porém em menor proporção se comparado ao efeito ocasionado na renda doméstica, sendo inconsistente com a teoria acerca da absorção. Tal impacto melhora no oitavo trimestre, mas permanece constante.

**Gráfico 2: Impulso-Resposta sobre o saldo da balança comercial de um impulso na renda nacional, renda externa e no câmbio, não acumulad**

Fonte: Elaborado pela própria autora.

No gráfico 3, observa-se no efeito acumulado, que apenas a resposta a 1% da taxa de câmbio é positiva no curto prazo, fato que leva a não aceitar a hipótese da curva J, como indicado pela teoria, para balança comercial entre Brasil e China; Também observa-se que de acordo com a teoria, um aumento da renda doméstica implica na redução do saldo da balança comercial entre Brasil e China, a partir do primeiro trimestre, com o aumento do impacto a partir do sexto trimestre. Dessa forma, tais respostas negativas confirmam a teoria acerca da Absorção de que o crescimento da renda estimula, possivelmente, um aumento das importações sendo maior que o aumento das exportações. Assim como, em relação à renda chinesa, também se observa que sua resposta ao choque no saldo da balança comercial é negativa, porém em menor proporção se comparado ao efeito da renda doméstica, mas este não se mostra consistente com a teoria acerca da absorção. O impacto na renda chinesa piora partir do primeiro trimestre.

**Gráfico 3: Função Impulso-Resposta sobre o saldo da balança comercial de um impulso na renda nacional, renda externa e no câmbio, acumulado**



Fonte: Elaborado pela própria autora.

Contudo, os resultados da função impulso resposta no curto prazo mostra que o saldo da balança comercial entre Brasil e China responde mais a choques na variável preço (taxa de Câmbio real) do que a choques na renda (renda doméstica e externa), e que tal choque no preço é consistente com a teoria acerca das elasticidades e da absorção, com exceção da renda chinesa, que não está de acordo com a abordagem da absorção.

Na tabela 9, tem-se a decomposição da variância dos erros de previsão sumarizada em 10 trimestres (30 meses) do saldo da balança comercial entre Brasil e China. Observa-se que ao 10º trimestre, cerca de 78,9% da variância de SBC é explicada por ela mesma e, aproximadamente, 20% de sua variância se deve a choques nas variáveis taxa de câmbio real (E) e renda doméstica (PBB).

**Tabela 9: Decomposição histórica da variância do erro de previsão para SBC**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Período** | **Desvio-padrão** | **SBC** | **E** | **PBB** | **PBC** |
|  |  |  |  |  |  |
| **1** | 0.218013 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| **2** | 0.272028 | 86.65458 | 6.102712 | 6.941063 | 0.301646 |
| **3** | 0.301704 | 79.60834 | 10.24446 | 9.359828 | 0.787377 |
| **4** | 0.329363 | 80.22422 | 10.77112 | 8.239619 | 0.765036 |
| **5** | 0.354614 | 80.57977 | 10.99162 | 7.613666 | 0.814952 |
| **6** | 0.377908 | 80.21467 | 11.37086 | 7.413347 | 1.001123 |
| **7** | 0.400190 | 79.76816 | 11.81169 | 7.308285 | 1.111868 |
| **8** | 0.421557 | 79.36522 | 12.21365 | 7.250116 | 1.171011 |
| **9** | 0.441975 | 79.11096 | 12.52525 | 7.146556 | 1.217234 |
| **10** | 0.461315 | **78.93106** | **12.78313** | **7.025351** | 1.260463 |
|  |  |  |  |  |  |

Fonte: Elaborado pela própria autora.

 Destaca-se que a taxa de câmbio real (E) ganha um papel importante, a partir do terceiro trimestre; E a renda doméstica (PBB) começa a declinar a partir do 4º trimestre. O contínuo aumento da taxa de câmbio, nesse cenário, combinado com o baixo crescimento da renda doméstica (PBB), reflete negativamente no saldo da balança comercial Brasil-China (SBC) a partir do 6º trimestre. Observa-se também que a renda chinesa (PBC) pouco explica o comportamento do SBC.

1. **CONSIDERAÇÕES FINAIS**

 Este artigo visou analisar de que forma o comportamento do saldo da balança comercial Brasil-China responde às mudanças das variáveis inseridas no modelo, através das estimativas das elasticidades preço (câmbio real Brasil-China), renda doméstica (PIB brasileiro) e renda chinesa (PIB chinês), a partir de uma análise empírica utilizando a metodologia VEC, a partir das teorias da elasticidade e da absorção, no período de janeiro de 1996 a março de 2015, na periodicidade trimestral.

 Dentre os resultados, tem-se que as variáveis analisadas foram não estacionárias em nível, mas estacionárias em primeira diferença. Em seguida, foi realizado o teste de cointegração com um vetor, a partir do teste com *dummy* de restrição, para a estimação VEC com duas defasagens. Através dos resultados, observou-se que as variáveis possuem relação de equilíbrio de longo prazo.

 De acordo com os resultados obtidos pela estimação VEC, o sinal referente à elasticidade da variável taxa de câmbio real (R$/Yuan), não está de acordo com a literatura e sua magnitude é menor, apenas quando comparado com o valor da renda doméstica. Destaca-se que os sinais referentes à renda doméstica e chinesa estão de acordo com a literatura[[14]](#footnote-14), mas a renda chinesa mostrou-se insignificante no modelo, como mostra a tabela 7. Observa-se que o saldo da balança comercial entre Brasil e China responde de forma mais elástica às variações na renda doméstica (15,65%). Pode-se considerar que tal destaque da renda doméstica ocorre devido ao Brasil importar produtos de teor tecnológico, que possuem maior peso na balança comercial.

 Em relação à análise de curto prazo, os resultados indicaram que para o saldo da balança comercial, impulso-resposta não acumulado, desvalorizações cambiais estimulam o aumento de exportações em relação às importações, mas não há indícios da presença da curva J, segundo Gandolfo (1995). Um aumento na renda brasileira implica na piora do saldo da balança comercial entre Brasil e China, sendo consistente com a abordagem da absorção. Já a renda chinesa não foi consistente com a abordagem da absorção, pois um aumento nela implica também numa piora do saldo da balança comercial entre Brasil e China, pois o PIB da China mostrou-se sensível a variações do câmbio real Brasil-China (E), de acordo com os resultados da decomposição da variância. Portanto, o saldo da balança comercial entre Brasil e China responde de forma mais elástica às variações do câmbio real no curto prazo. Pode-se considerar que tal destaque da taxa de câmbio, representando os preços relativos, ocorre devido à China trabalhar em regime de câmbio administrado, e, assim, aumentar a competitividade das exportações e importações, internacionalmente, via preço.

 Portanto, esse trabalho mostrou importância no sentido de elencar possíveis fatores determinantes e contribuintes para o déficit no saldo da balança comercial Brasil-China; além de mostrar o quanto variações de preço e renda, podem ou não, ter participação nessa contribuição. Então, a partir dos resultados obtidos nos testes, observou-se que, diferente de algumas relações comerciais entre Brasil e outros países, sua parceria comercial com a China se mostrou determinante para o crescimento da balança comercial brasileira de longo prazo, e, tal crescimento, sensível a variações na renda doméstica, devido à elasticidade-renda afetar mais o comportamento da balança comercial entre Brasil e China que a elasticidade-preço.

 Pretende-se continuar esta pesquisa com outros estudos, a fim de aprofundar a análise sobre os possíveis fatores determinantes e contribuintes para o déficit no saldo da balança comercial e mostrar o quanto variações de preço e renda, podem ou não, ter participação nessa contribuição, através de uma análise entre os principais parceiros do Brasil, como os países do BRICS.

1. **REFERÊNCIA**

ALEXANDER, Sidney S. Effects of a devaluation on trade balance. **IMF Staff Papers**, v.2, p.263-278, 1952.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_Effects of devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches. **The American Economic Review**, v.49, p. 22-42, 1959.

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

BECARD, D. S. R.. O Brasil e a República Popular da China: política externa comparada e relações bilaterais (1974-2004) – Brasília**: FUNAG**, 2008.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_. O que esperar das relações Brasil-China? Revista de sociologia e política v. 19, nº suplementar: 31-44 nov. 2011.

BESARRIA, C. N.; COSTA, R. F.. Caracterização das Flutuações das Séries Macroeconômicas Brasileiras: Um Estudo Empírico e Metodológico. **Revista Economia e Desenvolvimento**, vol. 11, nº 1, 2012.

BRAGA, J. M. Raiz unitária, histerese e inércia: a controvérsia sobre a NAIRU na economia norte-americana nos anos 1990**. Tese de Doutorado** (Economia), UFRJ, 2006.

BUENO, R. L. S. Econometria de séries temporais. 1ª e 2ª Ed. **Cengage Learning.** 2008; 2011.

CORRÊA, V.P; SANTOS, C. H. Modelo de crescimento brasileiro e mudança estrutural – avanços e limites. Padrão de acumulação e desenvolvimento brasileiro – São Paulo : Editora Fundação Perseu Abramo, pp. 19-56, 2013.

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.

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

DOLLAR, D. & WOLFF, E.N. **Competitiveness, convergence, and international specialization**. Cambridge: MIT Press, 1993.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Technical report, NBER**, 1992.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 2 ed. New Jersey: Wiley, 2004.

ENGLE, R. E.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, 251-276, 1987.

FRED. Federal Reserve Economic Data. Disponível em: <https://research.stlouisfed.org/>. Acesso em: 24/10/2015.

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.; Investigating causal relations by econometric models

and cross-spectral methods’, **Econometric**a 37, 424–438, 1969.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of econometrics**, 2, 111-120, 1974.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4. ed, Rio de Janeiro: Campus, 2006

IPEADATA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Câmbio comercial venda média mensal, PIB mensal, IGP-DI inflação, Taxa de câmbio Nominal. Disponível em: www.ipeadata.gov.br. Acesso 02 de setembro de 2015.

HOUTHAKKER, H. S; MAGEE, S. P. Income and Price Elasticities in WorldTrade. **Review of Economics and Statistics**, nº51, p. 111–25, 1969.

KHAN, M. S. Import and export demand in developing countries, **IMF Staff Papers**, n. 21, p, 678-693, 1974.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null

hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time séries have a unit root? **Journal of Econometrics**, n. 54, 1992.

LIMA, L. D. **O saldo da balança comercial entre Brasil e EUA**: uma estimação das suas elasticidades preço e renda por meio do método VAR e VEC. Dissertação de Mestrado (Economia), PUC-SP, 2012.

MACHLUP, F. Relative Prices and Agregate Spending in the Analysis of Devaluation. **The American Economic Review**, v. 45, n° 3, p. 255-278, 1955.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_.The Terms of Trade Effects of Devaluation upon Real Income and the Balance of Trade. **Kyklos**, 9(4),p. 417-52,1956.

MADALLA, G. S.; KIM, I. M. **Units roots, cointegration, and structural change**. 6. ed., Cambridge University Press, 2004.

MARTNER, Ricardo. **Efeitos Macroeconômicos de uma desvalorização cambial:** análise de simulações para o Brasil. Pesquisa e Planejamento Econômico, Ipea. 1992.

MEDEIROS, Eduardo Raposo de. **Economia Internacional**. 5. ed. Lisboa: Instituto Superior de Ciências Sociais e Políticas, 1996.

MIDC. Secretaria do Desenvolvimento da Produção. **Informe Estatístico da Indústria**. Excel. Maio 2015.

\_\_\_\_\_\_\_Empresa Comercial Exportadora / Trading Company. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=3576>.

Acesso em: 10 de junho de 2015.

MORA, M. A evolução do crédito no Brasil entre 2003-2010. **Texto para Discussão**, n. 2022, Rio de Janeiro: IPEA, 2015.

MORATOYA, E. E. Transmissão e volatilidade de preços das commodities agrícolas: soja e milho. **Dissertação de Mestrado** (Agronegócio), EA/UFG, 2014.

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.

NBS. National Bureau of Statistics of China. **National Data.** 2015. Disponível em: http://www.stats.gov.cn/english/. Acesso em: 04 de setembro de 2015.

NELSON, C. e PLOSSER, C. (1982) “Trends and Random Walks in Macro-economic Time

Series: some evidence and implications”. **Journal of Monetary Economics**, 10, 1399162

OLIVEIRA, F. H. P. **Crescimento econômico, retornos crescentes de escala e difusão tecnológica**: o caso brasileiro. Dissertação de Mestrado, CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte: Brasil. 2002.

OLIVEIRA, M.. Macroeconomia: O dragão chinês contra a crise. **Desafios do desenvolvimento**, v. 6, n. 48p. 22-27. 2009.

OLIVEIRA, G; TUROLLA, F. Política econômica do segundo governo FHC: mudanças em condições adversas. **Revista Tempo Social**-USP, 2003.

PAIVA, C. A. Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil, IMF Working Papers, n. 03/140. 2003.

Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03140.pdf> . Acesso em: 19 de junho de 2015.

PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis,

**Econometrica**, 57, 1361-1401, 1989.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_ Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics, Elsevier**, v. 80, n. 2, 1997.

PORTAL BRASIL. Disponível em: <http://www.brasil.gov.br/economia-e-emprego/2014/01/exportacoes-das-trading-companies-cresceram-4-9-em-2013> . Acesso em: 29 de agosto de 2015.

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

SECEX/MDIC. **Intercâmbio comercial Brasileiro CHINA**. Dados requisitados ao sistema ALICEWEB. Disponível em: aliceweb@mdic.gov.br. 2015.

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

Trading Economics, indicadores 2014. Disponível em: http://pt.tradingeconomics.com/china/indicators. Acesso em 31 de maio de 2015.

TAXA DE CÂMBIO|MOEDA. Disponível em: <http://usd.pt.fxexchangerate.com/cny-2015_06_30-exchange-rates-history.html>. Acesso em: 24 de outubro de 2015.

WDI). World Bank. Disponível em <http://datacatalog.worldbank.org> . 2010. 31 de maio de 2015.

WORLD INTEGRATED TRADE SOLUTION, WITS. 2009. Disponível: <http://wits.worldbank.org/Default.aspx?lang=en>. Acesso em: 31 de maio de 2015.

ZINI JR, Álvaro Antônio. **Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil**. São Paulo: Edusp. 1993.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of business and economic statistics**, ASA, v. 20, n. 1, 2002.

1. Baseada no equilíbrio parcial. [↑](#footnote-ref-1)
2. Sob ótica keynesiana. [↑](#footnote-ref-2)
3. A escolha da periodicidade trimestral se deu porque não foram encontrados todos os dados em forma mensal, além do PIB trimestral brasileiro ser disponibilizado a partir de 1996.1 e a taxa de inflação mensal da China estar disponível até 2015.5. Portanto não há dados disponíveis para o 2ª semestre de 2015, no período de edição do presente trabalho. [↑](#footnote-ref-3)
4. A série foi transformada para periodicidade trimestral a partir de uma média geométrica e dessazonalizada. [↑](#footnote-ref-4)
5. Foi utilizado o PIB trimestral da China com metodologia antiga. [↑](#footnote-ref-5)
6. Independente e identicamente distribuído, com média zero, variância constante e sem presença de autocorrelação serial, ou seja, erros do tipo ruído branco. [↑](#footnote-ref-6)
7. O teste ADF é um teste unicaudal à esquerda. Isso significa que, para as séries estacionárias, a estatística *t*, além de ser sempre negativa, encontra-se na área de rejeição. Deste modo, para uma estatística *t* sepositiva significa que a série é explosiva. (LIMA,2012) [↑](#footnote-ref-7)
8. Mais detalhes ver Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin no Journal of Econometrics (1992). [↑](#footnote-ref-8)
9. Generalised Least Squares Dickey-Fuller test. [↑](#footnote-ref-9)
10. Período de quebra indicado pelo teste Zivot-Andrews, em diferença. [↑](#footnote-ref-10)
11. Segundo Besarria e Costa (2012), o teste de Perron (1989) assume que o momento de quebra é conhecido. Portanto sendo condicional a uma mudança estrutural conhecido a *priori*. Tal fato foi bastante criticado por Zivot e Andrews (1992), que transformaram o teste de Perron, assumindo que *a priori* ocorre em um ponto desconhecido. [↑](#footnote-ref-11)
12. Os critérios de informação foram: Schwarz e Hanna-Quinn. Tais critérios indicaram uma defasagem, a partir do teste dos critérios de seleção de defasagem para modelo VAR. Após encontrar a defasagem escolhida, foi realizado o teste de autocorrelação LM para análise do modelo, que indicou não possuir autocorrelação nos resíduos. Então foi realizado teste de cointegração e a estimação pelo modelo VEC. [↑](#footnote-ref-12)
13. Os valores negativos dos coeficientes da tabela 7, com respeito aos coeficientes de longo prazo, se referem à equação de cointegração normalizada, de modo que o valor da estimativa de SBC assume valor um, pois se trata da variável endógena do sistema, enquanto as demais são consideradas exógenas. Logo, as análises das estimativas dos coeficientes das variáveis exógenas devem ser feitas com o sinal invertido. [↑](#footnote-ref-13)
14. Estudos por Alexander (1952 e 1959), Machlup (1955), entre outros. [↑](#footnote-ref-14)