**UMA CONTRIBUIÇÃO PARA O DEBATE SOBRE A DESINDUSTRIALIZAÇÃO E DINÂMICA DA BALANÇA COMERCIAL ENTRE 2000 E 2013.**

**PIETRO TELATIN PASCHOALINO**

Universidade Estadual de Londrina – UEL

Graduado em Ciências Econômicas

[pietro\_telato@hotmail.com](mailto:pietro_telato@hotmail.com)

**MARCIA REGINA GABARDO DA CAMARA**

Universidade Estadual de Londrina – UEL

Professora Associada do departamento de Economia e do Mestrado em Economia Regional

[mgabardo@sercomtel.com.br](mailto:mgabardo@sercomtel.com.br)

**CARLOS EDUARDO CALDARELLI**

Universidade Estadual de Londrina - UEL

Professor Adjunto do departamento de Economia e do Mestrado em Economia Regional

[carlos.caldarelli@gmail.com](mailto:carlos.caldarelli@gmail.com)

**UMA CONTRIBUIÇÃO PARA O DEBATE SOBRE A DESINDUSTRIALIZAÇÃO E DINÂMICA DA BALANÇA COMERCIAL ENTRE 2000 E 2013.**

**A CONTRIBUTION TO THE DISCUSSION OF DE-INDUSTRILIZATION AND BRAZILIAN TRADE BALANCE DYNAMIC BETWEEN 2000 AND 2013:**

**Resumo**

O presente artigo visa analisar evidências de desindustrialização da economia brasileira e seus efeitos sobre o comportamento da balança comercial brasileira, por fator agregado – básicos, semimanufaturados e manufaturados –, no período de 2000 a 2013. O estudo procura verificar se o Brasil apresenta um processo de desindustrialização nesse período e qual foi o impacto sobre os produtos dotados de maior valor agregado na balança comercial brasileira, assim como analisar a influência do Efeito China e da produtividade nos resultados da balança comercial por fator agregado. Utiliza-se análise de cointegração e um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC) para mensurar o impacto de curto e longo prazo das variáveis selecionadas sobre as balanças comerciais por fator agregado, Os resultados apontam a ocorrência da desindustrialização em relação ao valor adicionado da indústria, porém não atrelado à doença holandesa.

**Palavras-chaves:** Desindustrialização. Doença holandesa. Séries temporais.

**Abstract**

This Paper analyzes the evidence of de-industrialization of the Brazilian economy and their effects on the behavior of the Brazilian trade balance by aggregate factor between 2000 and 2013. From the economic literature review, seeks to determine if Brazil has suffered from Dutch disease during this period and what was the impact of the same on the on the gifted higher value products in the Brazilian trade balance, as well as analyze the influence of China Effect, productivity and wage costs in the trade balance by aggregate factor. Used a Model Vector Error Correction, to measure the impact of selected variables on trade balances by aggregate factor and impulse-response functions analyzes the response of shocks in variables utilized. We verified the occurrence of de-industrialization in Brazil in this period compared to the value added of industry, but not linked to the Dutch disease.

**Key-words:** Deindustrialization. Dutch Disease. Time series.

Código JEL: L6; O14; C2.

1. **Introdução**

Este artigo analisa evidências de desindustrialização da economia brasileira e seus efeitos sobre o comportamento da balança comercial brasileira, por fator agregado – básicos, semimanufaturados e manufaturados –, no período de 2000 a 2013. O estudo visa contribuir para o debate sobre as causas da desindustrialização, sobretudo o efeito do câmbio, da produtividade e do comércio bilateral Brasil-China.

A revisão de literatura econômica recente identifica um debate acerca dos rumos da industrialização no Brasil e sua importância para o crescimento econômico o que justifica este estudo. Conquanto seja fundamental compreender tais relações, não existe consenso acerca dos fatores que contribuem para a desindustrialização nem mesmo se existe em curso tal fenômeno.

Segundo Oreiro e Feijó (2010) observa-se desindustrialização na presença da queda do emprego industrial e do valor adicionado da indústria em relação ao emprego total e do PIB. Para Bresser-Pereira (2010), o Brasil está enfrentando um problema de doença holandesa e desindustrialização, caracterizado por produção e exportação de produtos intensivos em recursos naturais pela correspondente taxa de câmbio apreciada. Entre outros fatores que afetam a produção industrial e as exportações destacam-se: o efeito China, a produtividade e os custos industriais (ACIOLY; PINTO; CINTRA, 2011; AMADEO, VILLELA, 1994; PASTORE, 2012).

Dado o exposto, fundamentados dois modelos empíricos, este estudo utiliza um Modelo Vetorial de Correção de Erros para verificar a consistência da questão da desindustrialização suas causas e impactos; busca-se identificar os coeficientes de curto e longo prazo e como a balança comercial brasileira por fator agregado reage a choques por meio de funções impulso-resposta nas variáveis citadas.

**2. REVISÃO DE LITERATURA**

As leis de Kaldor – ver Kaldor (1970) e Thirlwall (1983) – esclarecem a dinâmica e os diferenciais de crescimento industrial e econômico entre países capitalistas maduros assim como explicam a importância das exportações no processo de transformação dessas economias. Com ênfase nos movimentos de demanda agregada, Kaldor destaca o papel das exportações de produtos industrializados, justificando que o setor industrial opera com retornos crescentes à escala e com isso estimula o crescimento da produtividade de toda a economia. É possível observar em economias maduras que o crescimento é liderado pelas exportações, pois estes países superam possíveis limitações impostas pela demanda agregada nacional.

Neste contexto, a literatura econômica reconhece a importância da exportação de bens manufaturados como fator de crescimento o que tem motivado estudos nesta linha. Alguns países, sobretudo em processo de desenvolvimento, enfrentam o dilema do chamado processo de desindustrialização ou reprimarização da pauta e mesmo não existindo consenso na definição de parâmetros para a avaliação deste movimento nem mesmo de como ele ocorre, tem crescido o número de investigações empíricas.

Rowthorn e Ramaswamy (1997) definem desindustrialização como a queda do emprego industrial. Rowthorn e Ramaswamy (1999) afirmam que a desindustrialização seria algo natural em economias desenvolvidas, pois a partir de um nível de renda a elasticidade-renda do setor manufatureiro acaba se tornando ligeiramente menor que um, enquanto no setor de serviços permanece maior que um, assim, este movimento faz com que se desloque a demanda para serviços diminuindo o emprego no setor industrial e aumentando o emprego no setor de serviços. Outro fator indutor do problema seria a maior produtividade no setor industrial frente ao setor de serviços; o maior crescimento dos produtos industriais torna-os mais baratos e estimula sua demanda, mas é necessário menos trabalho para a fabricação de um determinado volume de produção.

Para Tregenna (2009) apud Oreiro e Feijó (2010), a desindustrialização se traduz na queda do emprego industrial e do valor adicionado da indústria em relação ao emprego total e do PIB, respectivamente. O autor coloca o setor industrial como motor do crescimento de longo prazo das economias capitalistas, uma vez que os efeitos de encadeamento “para frente” e “para trás” são maiores na indústria – a indústria é caracterizada por economias estáticas e dinâmicas de escala, onde a produtividade da indústria é uma função crescente da produção industrial –, com o que a maior parte da mudança tecnológica ocorre na indústria e a elasticidade-renda das importações de manufaturas é maior que a elasticidade-renda das importações de com*modities*.

A desindustrialização também pode ser causada pela chamada doença holandesa. Corden e Neary (1982) desenvolvem um modelo com 3 setores: produtos não comercializáveis, produtos comercializáveis que crescem rapidamente e produtos comercializáveis que crescem mais lentamente (indústria). O setor que produz recursos naturais (comercializáveis que cresce rapidamente) tende a expandir suas receitas de exportação apreciando o câmbio, consequentemente, desestimulando o setor de manufaturados. Os fatores produtivos são deslocados para o setor de recursos naturais e para o setor de produtos não comercializáveis (devido ao aumento da renda gerada tanto pela maior exportação das *commoditie*s quanto da apreciação cambial).

A desindustrialização pode apresentar natureza positiva – caso dos países capitalistas maduros –, quando o crescimento liderado pelas exportações se sustenta com base em elevadas taxas de crescimento da produtividade industrial e do PIB. Logo, o aumento das exportações deve ser suficiente para cobrir as despesas com as importações derivadas do crescimento da demanda agregada, caso contrário incorrerá em restrições no Balanço de Pagamentos. (LAMONICA; FEIJÓ, 2011)

A desindustrialização também pode apresentar-se como negativa para uma economia, quando o país se desindustrializa a uma renda *per capita* menor que a dos países desenvolvidos, não resultando em desenvolvimento econômico. (OREIRO, FEIJÓ, 2010). A doença holandesa pode ser um dos fatores que provocam a desindustrialização negativa de acordo com Bresser-Pereira (2010), o autor afirma que este processo é uma falha de mercado e que deve ser corrigido, já que prevalece a existência de recursos naturais em abundância usados para produzir c*ommodities* compatíveis com uma taxa de câmbio mais apreciada do que aquela que tornaria competitivo os demais bens comercializáveis. Essas c*ommoditie*s causariam a apreciação da taxa de câmbio, pois ainda seriam competitivas e manteriam a balança comercial em equilíbrio. Os recursos seriam baratos, originado rendas ricardianas para o país, ou seja, os custos e correspondentes preços seriam menores que os existentes no mercado internacional dados pelo produtor marginal menos eficiente admitido nesse mercado.

Bresser-Pereira e Marconi (2010) destacam o papel da taxa de câmbio no contexto do processo de desindustrialização, enfatizando que uma taxa de câmbio competitiva é importante para a industrialização e crescimento da renda *per capita*. A apreciação cambial, neste caso, pode desincentivar a produção de setores que não detêm vantagens comparativas em relação a seus concorrentes, porém não prejudica os setores que detêm tais vantagens, as quais estão associadas nos países em desenvolvimento a disponibilidade de recursos naturais ou mão-de-obra, mas não de tecnologia.

Para Oreiro, Basilio e Souza (2013) existe uma taxa de câmbio de equilíbrio industrial, aquela na qual as empresas domésticas operam com tecnologia adequada e são capazes de competir no mercado internacional. Quando a taxa de câmbio está mais valorizada que a do equilíbrio industrial existe um processo de desindustrialização, diminuindo a elasticidade-renda das exportações e aumentando a das importações. Porém, quando a taxa de câmbio doméstica está mais desvalorizada que a taxa de câmbio do equilíbrio industrial existe um processo de industrialização com aumento da elasticidade-renda das exportações e diminuição da das importações. Cumpre mencionar que a entrada de capitais externos face às elevadas taxas de juros podem ainda agravar a sobreapreciação cambial advinda da doença holandesa.

Especificamente no caso brasileiro, Cano (2011)explica que a taxa de juros é também uma das razões para a desindustrialização, segundo este autor a taxa de juros elevada no Brasil faz com que o empresário capitalista compare a taxa de lucro com a expectativa de acumular capital, o que intensifica os movimentos especulativos.

Outra questão a ser destacada, no caso da indústria brasileira, seriam os altos custos que podem deprimir a produção industrial. Pastore (2012) afirma que o crescimento dos custos pode ser o resultado de um aquecimento do setor de serviços, nesse caso o aumento dos salários no setor de serviços aquecido induz um aumento dos salários industriais. O aumento dos custos não compromete quando se mostra inferior ao incremento da produtividade industrial.

Segundo Bonelli (2012), o custo unitário do trabalho (CUT) é igual à razão entre salário médio real e a produtividade do trabalho, assim aumentos no denominador devem diminuir o CUT. Sobre a produtividade, Amadeo e Villela (1994) mostram que o crescimento desta variável tem efeito dúbio: afeta positivamente o superávit comercial, já que este depende do custo unitário do trabalho e reduz o emprego (tudo o mais constante), mas sempre que o efeito sobre a competitividade for grande o suficiente o crescimento desta variável desempenhará um efeito positivo sobre o emprego. De acordo com Franco, Bonelli e Fonseca(1998) apud Souza Neto e Curado (2005) apenas por meio de aumentos na produtividade é possível obter simultaneamente crescimento dos salários e competitividade das empresas, já que quando a produtividade aumenta uma parte desta é apropriada pelos salários – consequência redistributiva.

No Brasil, Souza (2012) afirma que o custo médio ponderado dos insumos usados pela indústria subiu 126%, ou 8,5 % a.a. entre 2000 e 2011, superando a inflação média anual medida pelo IPCA em 1,9%. O custo do trabalho e de outros insumos não comercializados foram os que tiveram os maiores pesos na estrutura de custos (26% e 18%, respectivamente), subindo em torno de 10% a.a.. Assim, torna-se evidente a importância dos custos salariais e da produtividade como fator para a conjuntura da indústria no período analisado.

Outra questão para a discussão da desindustrialização, que não pode ser negligenciada, é entender os impactos causados pelo crescimento da economia chinesa, ou o chamado “Efeito China”. Tal efeito configurou-se principalmente na alta dos preços das *commodities* ocasionada pelo aumento da demanda daquele país por matérias prima e pela queda do preço dos produtos manufaturados pós-2000, já que a economia chinesa aumentou grandemente essa oferta. Em 2013, a China foi o maior parceiro comercial do Brasil; nosso país exportou cerca de US$ 242 bilhões, destinando aproximadamente 19% deste valor para China e importou cerca de US$ 239,6 bilhões do exterior, sendo 15,6% oriundos da China. (IPEADATA, 2014)

Para Acioly, Pinto e Cintra (2011), o efeito do fluxo de comércio da China estaria invertendo, a médio prazo, os termos de troca em favor de países periféricos produtores de matérias primas, já que a grande quantidade de matérias primas e alimentos demandados pelos chineses mantém a posição altista das c*ommodities* e, por outro lado, os produtos manufaturados intensivos em trabalho e tecnologia devido a grande escala de produção utilizada pela China mantêm-se com preços baixos. A ampliação da corrente do comércio entre Brasil e China - Efeito China -, tem gerado impactos sobre o parque industrial brasileiro: 1) especialização regressiva da pauta exportadora brasileira (maior participação de produtos básicos em detrimento de produtos manufaturados); 2) déficit para o Brasil em produtos de alta intensidade tecnológica; e 3) perda de participação em terceiros mercados (Estados Unidos, Europa e América Latina) de produtos de maior intensidade tecnológica face ao aumento das exportações chinesas.

No que concerne à magnitude dos efeitos de uma variação cambial sobre os fluxos de comércio, sobretudo a balança comercial, leva-se em consideração a chamada condição de Marshall-Lerner, que deriva da teoria da elasticidade-preço da demanda e avalia os efeitos que uma desvalorização da moeda pode causar na balança comercial – efeito positivo/negativo. Para a avaliação de um impacto positivo, espera-se que a soma das elasticidades de longo prazo das exportações e importações em valor absoluto em relação à taxa de câmbio deva ser maior que um. Isso ocorre, pois apesar de a desvalorização diminuir os custos dos bens nacionais, o custo da importação de bens estrangeiros agora será maior. O efeito sobre a balança comercial depende de qual efeito será maior: o efeito quantidade ou o efeito custo. Se o efeito quantidade for o maior efeito diz-se que a condição de Marshall-Lerner é satisfeita. A condição pode ser expressa de acordo com Moura (2005) por , sendo a elasticidade das exportações em relação à taxa de câmbio e a elasticidade das importações em relação à taxa de câmbio.[[1]](#footnote-1)

Para o caso brasileiro não existe um consenso sobre a existência de um fenômeno de desindustrialização nos termos apresentados nesta seção. Os esforços empíricos para esta análise apresentam divergências, tanto do ponto de vista metodológico quanto pelo enfoque/alinhamento teórico utilizado.

Autores ortodoxos defendem que o Brasil não enfrenta o fenômeno da doença holandesa e de desindustrialização, e que a perda da participação da indústria no PIB advém de outros fatores explicativos como o comportamento do mercado externo, conjuntura macroeconômica e crises, estes economistas não enfatizam a indústria como setor chave para o crescimento econômico.

Por outro lado, autores heterodoxos como Bresser-Pereira e Marconi (2010) afirmam que o Brasil estaria sofrendo de doença holandesa. Entre os sinais deste fenômeno estariam: 1) apreciação da taxa de câmbio causado pelo aumento das exportações principalmente das *commodities;* 2) o fato da balança comercial de *commodit*ies evoluir positivamente após 1992, enquanto os manufaturados se retraíram; 3) evolução positiva das c*ommodities* mesmo com a taxa de câmbio apreciada, já para os manufaturados mostra-se necessário uma taxa mais depreciada para apresentarem bons resultados no comércio externo; entre outros. Os aludidos autores aduzem que o país estaria se desindustrializando devido ao menor crescimento do PIB industrial brasileiro, comparativamente a países em desenvolvimento como, por exemplo, a Coréia do Sul.

Nesta mesma linha, Cano (2011) também apoia que o Brasil se desindustrializou, e destaca as taxas de juros e de câmbio. Vários autores ainda afirmam a existência da desindustrialização e doença holandesa no Brasil. Logo, “existem sinais não desprezíveis de mudança no padrão de especialização da estrutura produtiva da economia brasileira na direção de atividades intensivas em recursos naturais e de baixo conteúdo tecnológico”. (OREIRO; FEIJÓ, 2010, p.12)

Alguns estudos, porém, negam a existência do problema. Segundo Bonelli e Pessoa (2010), as reformas realizadas no Brasil nos anos 90 - abertura financeira e comercial, desregulamentações, privatizações e controle da inflação - alteraram o modelo de desenvolvimento adotado pelo Brasil desde os anos 1930. Essas reformas, de acordo com os referidos autores, afetaram negativamente o setor Industrial, portanto negam a existência do processo de desindustrialização no país na década de 90, afirmando que a perda da participação da indústria foi pequena e sua maior parte antes de 1993. Ademais, de acordo com esta visão, as contas nacionais não apresentaram diminuição do emprego industrial, ao contrário, de acordo com a PIA houve até 2007 um aumento. Ainda assim, não descartam que no futuro o Brasil possa passar pelo fenômeno da desindustrialização.

Mesmo negando a ocorrência da “doença holandesa” e de desindustrialização no Brasil, Nassif (2008) argumenta que a perda da participação da indústria no PIB ocorreu, porém a queda industrial se deu durante os anos 80, antes das implementações das reformas estruturais e essa queda aconteceu conjuntamente à da produtividade industrial, estagnação econômica e elevadas taxas de inflação, afirmando que entre 1991 e 1998 manteve-se o peso da indústria. Nascimento, Cardozo, Cunha (2009) sinalizam ainda que o Brasil sempre foi dependente de *commodities* e que essa não é uma questão conjuntural e sim estrutural.

Veríssimo, Xavier e Vieira (2012) analisam a presença de doença holandesa no Brasil a partir da influência dos preços de *commodities* selecionadas exportadas no período de apreciação da taxa de câmbio nominal e real, utilizando análise de cointegração e modelos de correção de erros (VEC). Os autores encontram evidências fracas de *commodity currency* para o período 1995-2009. Mas há, para o sub-período 2003-2009, evidências mais robustas. O trabalho destaca a importância da análise dos efeitos dos preços de co*mmoditie*s específicas, como alimentos e matérias-primas sobre a apreciação da taxa de câmbio real e nominal recentemente.

A discussão dos estudos selecionados acerca do processo de desindustrialização no Brasil revelou que a utilização das diferentes metodologias e das abordagens teóricas e seus resultados não apresentam consenso acerca deste fenômeno no Brasil. Tal fato justifica a importância de estudos desta natureza.

1. **ESTRATÉGIA EMPÍRICA**

Este estudo utiliza como estratégia empírica ferramentas metodológicas de séries temporais. Inicialmente, é analisada a condição de estacionariedade. Segundo Morettin e [Toloi](http://lattes.cnpq.br/9770136165399958) (2004), uma série é estacionária, quando se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável, podendo ser identificada mediante a utilização de testes estatísticos para a determinação de presença de raiz unitária. Foram aplicados para tanto os testes DF-GLS e o teste Phillips-Perron, com o número de defasagens utilizadas determinado pelo Critério de Informação de Akaike Modificado (MAIC). Utilizou-se um modelo com tendência e constante.

Utilizou-se o teste de cointegração de Johansen para a análise das relações estáveis de longo prazo entre as variáveis. Segundo Caldarelli e Camara (2013), o teste consiste na estimativa de um sistema que contém exatamente *h* relações de cointegração por meio do método de Máxima Verossimilhança de informação Plena (MVIP), a metodologia contempla a existência de mais de um vetor de cointegração assim como em casos onde pode haver endogeneidade dos regressores. Para testar a existência de tais vetores de cointegração utilizou-se a estatística traço.

Para avaliar as relações entre as variáveis econômicas tanto no curto quanto no longo prazo, após o teste de cointegração de Johansen, foi utilizado um Modelo VEC (modelo vetorial de correção de erro), que para dado processo AR(p):

 (1)

que após ser reparametrizada se torna:

 (2)

Com:

 (3)

E  (4)

Sendo: um vetor de (n x 1) de variáveis estocásticas, é um operador de diferenças, Dt é um vetor de variáveis determinísticas (não estocásticas), , I é uma matriz identidade (*n* x *n*) e *Ai* é uma matriz de parâmetros (*n* x *n*). Assim o posto da matriz (número de linhas não nulas) será o número de vetores de cointegração. Johansen (1988) apud Caldarelli e Camara (2013) propõe a decomposição da matriz Π em:  (5)

A velocidade de ajustamento da matriz no curto prazo representa a velocidade de correção em cada período do desequilíbrio de longo prazo e  é uma matriz dos coeficientes de cointegração de longo prazo. Por fim, foram estimadas as funções de resposta a impulso que analisam o desempenho em variáveis em face de um choque não antecipado no modelo que, de acordo com Santos (2004) apud Carvalho (2014), apresenta como característica o efeito de afetar todas as variáveis endógenas, através das variáveis defasadas do modelo.

* 1. **Fonte de dados e variáveis utilizadas**

Os indicadores de Formação Bruta de Capital Fixo – Máquinas e equipamentos em R$ (milhões) a preços constantes de 1980, valor adicionado da indústria, número de horas pagas da PIA utilizado para cálculo da produtividade-hora da indústria de transformação e produção física da indústria de transformação e número de horas pagas por trabalhador foram coletados no IBGE.

Junto ao BACEN foram coletados câmbio nominal em R$/US$ para cálculo do custo unitário do trabalho. As exportações e importações brasileiras para cálculo da balança comercial segundo fator agregado (FOB) ­ agregado – básicos, semimanufaturados e manufaturados – e exportações e importações entre o comércio Brasil-China foram obtidos no site MDIC/SECEX.

Foram utilizadas a série taxa de juros real (overselic) descontada da série do IPCA, os índices de importações mundiais, e o índice de utilização da capacidade instalada da indústria obtidos junto ao Ipeadata. Para o cálculo do grau de abertura comercial[[2]](#footnote-2) foi utilizado o PIB brasileiro em US$ coletado no BACEN.

* 1. **Modelos empíricos propostos**

Com base na discussão teórica apresentada, este estudo propõe dois modelos empíricos, estes utilizam os dados da balança comercial por fator agregado – básicos, semimanufaturados e manufaturados. Busca-se analisar com isso o impacto e a intensidade dos fatores determinantes da BC nos diferentes graus de processamento dos bens exportados e importados. O primeiro modelo se baseou principalmente no utilizado por Sonaglio, Zamberlan, Lima e Campos, (2010), que avalia a existência de desindustrialização no Brasil por meio de um modelo de dados em Painel. Foram realizadas algumas modificações e o modelo final utilizado neste trabalho é:

Em que: [[3]](#footnote-3) é o índice da balança comercial com *i* variando dependendo de se tratar de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados. lnCAMER é o câmbio real, lnJD é o juros real, lnCAP é o índice de utilização da capacidade instalada da indústria, lnIMP é o índice de importações mundiais e lnGAC é o grau de abertura comercial com *i* variando dependendo do fator agregado analisado. A escolha das variáveis para o trabalho segue a literatura econômica, pois o comportamento neste caso da balança consiste na taxa de câmbio; uma *proxy* da renda mundial, neste estudo representado por lnIMP; um indicador da atividade doméstica, neste caso lnCAP; além de lnGAC que representa a inserção internacional de cada fator agregado e; a taxa de juros que determina o custo dos investimentos.

O segundo modelo procura mensurar os impactos de choques na variável produtividade-hora da indústria de transformação nas balanças comerciais, também por fator agregado, sobre o custo unitário do trabalho. Como afirmam Amadeo e Villela (1994) o custo unitário do trabalho é a medida mais usual de competitividade internacional, assim é de se esperar que aumentos na Produtividade reduzam o Custo Unitário do Trabalho e assim aumente a competitividade do setor industrial. O modelo proposto é:

Sendo o índice da balança comercial por fator agregado, lnPHDT[[4]](#footnote-4) o índice da produtividade-hora da indústria de transformação, e lnCUT[[5]](#footnote-5), o custo unitário do trabalho, que também se apresenta em índice e, como Amadeo e Villela (1994) nos mostra, é uma medida de competitividade internacional.

Para a análise econométrica foi utilizado o software RATS – *Regression Analysis of Time Series* 6.2 e as ferramentas do *CATS - Cointegrations Analysis of Time Series*.

**3.3 Análise de Indicadores sobre desindustrialização no Brasil**

O quesito formação bruta de capital fixo pode sinalizar redução no ritmo de crescimento industrial, por este motivo analisa-se primeiramente este indicador. Entre 2000 e 2013, o Brasil apresenta um aumento de 4,4 vezes nos investimentos do país – máquinas e equipamentos (Tabela 1). Apenas em 2009 (crise) e 2012 (ajuste macroeconômico) verificam-se taxas negativas de crescimento. Logo, não se pode afirmar que houve desindustrialização com base neste indicador.

**TABELA 1. Formação Bruta de capital Fixo – máquinas e equipamentos em R$ e Formação Bruta de capital fixo – máquinas e equipamentos a preços constantes - Brasil: 2000/2013.**

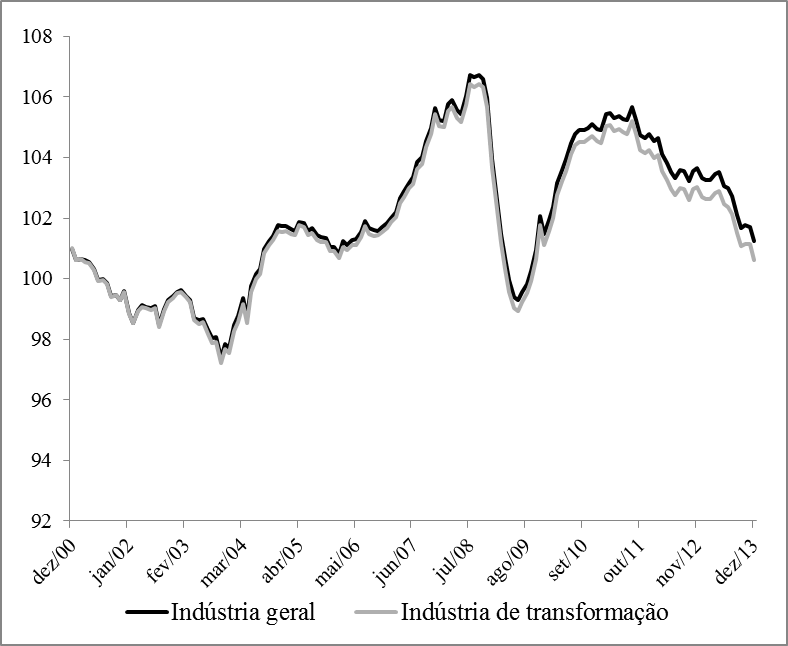
|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Ano** | **Formação Bruta**  **de Capital Fixo (R$)**  **valores correntes** | **Formação Bruta de capital fixo – (Base fixa 2000=100 )** | **Formação Bruta de capital fixo – (Base móvel )**  **Variação %** |
| 2000 | 84.641 | 100,0 | --- |
| 2001 | 101.662 | 120,1 | 20,1 |
| 2002 | 107.339 | 126,8 | 5,6 |
| 2003 | 121.550 | 143,6 | 13,2 |
| 2004 | 149.701 | 176,9 | 23,2 |
| 2005 | 170.656 | 201,6 | 14,0 |
| 2006 | 201.084 | 237,6 | 17,8 |
| 2007 | 251.133 | 296,7 | 24,9 |
| 2008 | 328.539 | 388,2 | 30,8 |
| 2009 | 293.347 | 346,6 | -10,7 |
| 2010 | 384.946 | 454,8 | 31,2 |
| 2011 | 418.529 | 494,5 | 8,7 |
| 2012 | 396.856 | 468,9 | -5,4 |
| 2013 | 460.741 | 544,3 | 16,1 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados de IBGE.

Existem outros dois indicadores que definem o conceito de desindustrialização: emprego industrial e participação da indústria no PIB ou valor adicionado da indústria. Entre os autores que utilizam estes indicadores para se analisar o setor industrial estão Oreiro e Feijó (2010), Bresser-Pereira e Marconi (2010) e Bonelli e Pessoa (2010).

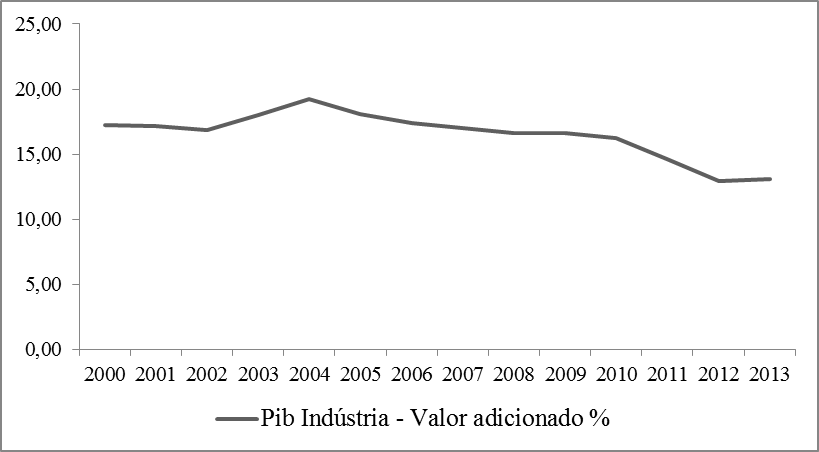
A Figura 1 não revela industrialização no quesito emprego para o período 2000 a 2013, pois a série apresenta tendência de estagnação, com queda recente. Em relação ao valor adicionado da indústria no PIB, como apresentado na Figura 2, observa-se que há evidência de desindustrialização no país, já que o valor adicionado da indústria passa de 17,22% do PIB, no ano 2000, para 13,13% do PIB, no ano de 2013. Em 2010 a indústria mantinha sua participação em 16,23% e em três anos passa para 13,13%.

**FIGURA 1. Emprego na indústria geral e Indústria de transformação – índice de base fixa com ajuste sazonal.**



Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

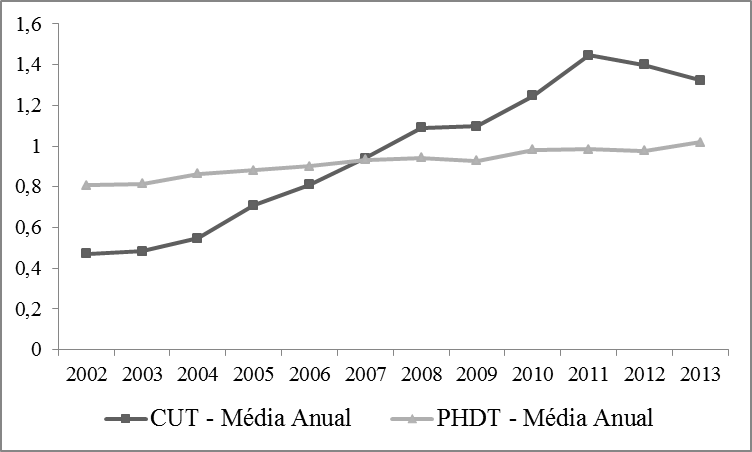
**FIGURA 2. PIB Indústria – Valor Adicionado participação do PIB em %.**

****

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

No que concerne à produtividade do trabalho, a Figura 3 mostra o comportamento do custo unitário do trabalho e produtividade-hora do trabalhador da indústria de transformação entre 2002 e 2013. Nota-se que a o custo unitário do trabalho cresce até 2011, ultrapassando a produtividade-hora do trabalhador em 2007, porém apresenta uma tendência negativa após 2011 enquanto a produtividade continua a apresentar uma tendência positiva. As duas variáveis mostram-se relevantes para análise do processo de desindustrialização na década, já que em 2011 as duas séries se distanciaram e a indústria diminuiu a sua participação no PIB em aproximadamente 1,63%.

**FIGURA 3. Custo Unitário do trabalho e produtividade-hora da indústria de transformação – Brasil 2002 a 2013.**

  
Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

Outro elemento importante a ser analisado neste estudo, como suporte, é o comportamento da balança comercial do Brasil por fator agregado, utilizando-se dados mensais (Figura 4).

**FIGURA 4. Balanças Comerciais Brasil segundo fator agregado: US$ milhões -2000/2013 e Indice do câmbio real Brasil 2000/2013.**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa

O superávit dos produtos básicos passa de aproximadamente 294,17 milhões de dólares em janeiro do ano 2000 para US$3.933,99 milhões em janeiro de 2013, um aumento de 1.237%. (Tabela 4) Os produtos semimanufaturados, também apresentaram tendência positiva, porém, em menor magnitude, passando de um superávit de aproximadamente US$521,47 milhões em 2000 para aproximadamente um superávit de US$2.098,94 milhões em janeiro de 2013. Por fim, a balança comercial dos manufaturados que apresentava uma tendência positiva até 2005, a partir de 2006 apresenta uma tendência negativa, voltando a ficar deficitária. Deve-se destacar que neste período o câmbio mantém sua trajetória de apreciação, porém, a partir de 2011 o câmbio real se deprecia e mesmo assim tendência negativa e deficitária da balança comercial se mantém.

No caso do comércio bilateral Brasil / China, em linha com Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), os resultados apresentados na Figura 5 revelam que o Brasil melhorou sua balança comercial nos produtos básicos e semimanufaturados e piorou em relação aos produtos manufaturados, logo há evidências do chamado Efeito China. A manutenção do crescimento chinês, principal parceiro comercial brasileiro, exerce pressões para o Brasil aumentar a produção e exportação de produtos básicos e c*ommoditie*s, um aumento destas exportações advém do aumento da demanda chinesa por matérias-primas, gerando consequentemente um incremento da oferta de produtos industriais pela economia chinesa, piorando assim o saldo da balança comercial brasileira dos produtos manufaturados e melhorando a balança comercial dos produtos básicos.

**FIGURA 5. Balanças Comerciais entre o comércio Brasil-China segundo fator agregado: US$ milhões -2000/2013.**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa

De acordo com Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), a grande demanda chinesa por matérias-primas advém da crescente necessidade de bens de consumo por parte dos chineses, assim como do processo ainda em andamento da urbanização e maior industrialização.

Acioly, Pinto e Cintra (2011) afirmam que o efeito da corrente de comércio chinesa tem gerado sobre a indústria brasileira: a especialização regressiva da pauta exportadora (maior participação de produtos básicos em detrimento de produtos manufaturados); déficit para o Brasil em produtos de alta intensidade tecnológica e; perda de participação em terceiros mercados (Estados Unidos, Europa e América Latina) de produtos de maior intensidade tecnológica face o aumento das exportações chinesas.

**3.4. Análise dos resultados dos modelos empíricos.**

3.4.1 Modelo empírico 1

Para utilização das ferramentas econométricas de séries temporais, incialmente, testa-se a estacionariedade das mesmas. Neste estudo utilizam-se o teste DF-GLS (Tabela 2) e Phillips-Perron (Tebela 3).

Os resultados do teste DF-GLS permitem inferir que algumas séries são estacionárias em nível enquanto outras não. Optou-se por realizar também o teste de raiz unitária de Phillips-Perron, para melhor análise das séries (Tabela 3). Para os três modelos – básicos, semimanufaturados e manufaturados –, o teste Phillips-Perron sinaliza que existem variáveis estacionárias e não estacionárias. Os testes apresentados nas Tabelas 2 e 3 consideraram constante e tendência. Como a maioria das variáveis apresentam-se não estacionárias e as demais inconclusivas, opta-se por utilizar o modelo de correção de erros.

**TABELA 2. Resultados dos testes de raiz unitária - DF-GLS - para as séries (em nível) utilizadas no modelo.**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **Básicos** | | **Semi-Manufaturados** | | **Manufaturados** | |
| **P** | **Estatística DF-GLS** | **P** | **Estatística DF-GLS** | **P** | **Estatística DF-GLS** |
| lnX\_M | 2 | -4.94 | 6 | -3.11\* | 2 | -0.86\*\* |
| lnJ | 5 | -4.21 | 5 | -4.21 | 5 | -4.21 |
| lnIMPW | 1 | -2.26\*\* | 1 | -2.26\*\* | 1 | -2.26\*\* |
| lnGAC | 6 | 1.92\*\* | 1 | -3.27\* | 4 | -2.27\*\* |
| lnCAP | 0 | -4.31 | 0 | -4.31 | 0 | -4.31 |
| lnCAM\_ER | 6 | 1.70\*\* | 6 | -1.70\*\* | 6 | -1.70\*\* |

\* Não significativo a 0,05 de probabilidade; \*\* não significativa a 0,1 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**Tabela 3. Resultados dos testes de Raiz unitária – Phillips Perron – para as séries em nível utilizadas no modelo.**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **Básicos** | | **Semi-Manufaturados** | | **Manufaturados** | |
| **P** | **Estatística Phillips-Perron** | **P** | **Estatística**  **Phillips-Perron** | **P** | **Estatística Phillips-Perron** |
| lnX\_M | 4 | -8.460407 | 3 | -6.002394 | 6 | -3.050483\*\* |
| lnJ | 5 | -8.972911 | 5 | -8.972911 | 5 | -8.972911 |
| lnIMPW | 7 | -2.36\*\* | 7 | -2.36\*\* | 7 | -2.36\*\* |
| lnGAC | 2 | -5.471094 | 0 | -4.904905 | 0 | -4.584954 |
| lnCAP3 | 9 | -4.71 | 9 | -4.71 | 9 | -4.71 |
| lnCAM\_ER | 5 | -1.677809\*\* | 5 | -1.677809\*\* | 5 | -1.677809\*\* |

\* Não significativo a 0,05 de probabilidade; \*\* não significativa a 0,1 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

Procede-se à verificação das relações de longo prazo entre as variáveis consideradas, ou cointegração – teste de Johansen (Tabela 4). A estatística traço aponta a existência de 2 vetores de cointegração, no caso dos produtos básicos, e três vetores de cointegração nos semimanufaturados e manufaturados, ao nível de 0,05 de significância. Isso mostra que as variáveis apresentam equilíbrio estável de longo prazo. Os modelos levaram em consideração uma constante fora do espaço de cointegração e uma defasagem.[[6]](#footnote-6) Com isso, as relações existentes entre as variáveis serão estimadas com o uso de um modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC).

**Tabela 4. Resultados dos testes de cointegração de Johansen**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Hipótese Nula H0** | | **Hipótese Alternativa Há** | | | **Básicos** | | **Semimanufaturados** | | **Manufaturados** | |
| **Eigenvalue** | **Estatística traço** | **Eigenvalue** | **Estatística traço** | **Eigenvalue** | **Estatística traço** |
| r ≤ 5 | | r = 6 | | | 0.015 | 2.514 | 0.015 | 2.520 | 0.015 | 2.509 |
| r ≤ 4 | | r = 5 | | | 0.035 | 8.444 | 0.028 | 7.157 | 0.027 | 7.045 |
| r ≤ 3 | | r = 4 | | | 0.111 | 28.049 | 0.094 | 23.335 | 0.084 | 21.392 |
| r ≤ 2 | | r =3 | | | 0.141 | 53.362 | 0.211 | 61.959\* | 0.200 | 57.678\* |
| r ≤ 1 | | r =2 | | | 0.252 | 101.592\* | 0.248 | 108.333\* | 0.294 | 114.505\* |
| r = 0 | | r =1 | | | | 0.341 | 170.709 \* | 0.357 | 180.352 \* | 0.389 | 194.778 \* |
|  | | | |  |  | |  |  |  |  |  |

\* Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

Os resultados das estimativas de curto e longo prazo do modelo VEC são apresentados nas Tabelas 5, 6 e 7, os mesmos já apresentam os sinais dos coeficientes invertidos devido à normalização do vetor de cointegração. A estimativa dos coeficientes de longo prazo **β** mostra que dada uma variação de 1% na variável CAMER, no longo prazo, ocorre uma variação de -0,505% de XMM. O resultado dá suporte ao fato de que no longo prazo uma variação na variável câmbio real - uma depreciação -, piora os saldos das balanças comerciais por fator agregado, podendo-se inferir que a desindustrialização não está associada à hipótese de doença holandesa.

Este fato pode estar ligado à condição de Marshall-Lerner, ou seja, o efeito custo das importações seria maior que o efeito quantidade advindo da desvalorização. Outro motivo seria o encontrado por Teles (2005), que conclui que quanto maior a taxa de juros, maior deve ser a taxa de câmbio para que os agentes decidam exportar (maior o custo das empresas) e maior a defasagem das exportações. Assim, a perda no saldo da balança de produtos manufaturados pode ser pelo efeito custo das importações ou pelo fato de ser necessário uma desvalorização ainda maior ou de mais tempo para variações positivas na balança – defasagem temporal.

Por fim, analisar-se-á a função impulso resposta, utilizando a decomposição de Sims-Bernanke (modelo VEC com identificação de acordo com o modelo teórico), que como aponta Carvalho (2014) possibilita observar como um choque inesperado em uma variável do sistema afeta dinamicamente as outras variáveis em um determinado período de tempo. Neste caso, utiliza-se os choques acumulados considerando um horizonte de 10 meses. Para a análise as variáveis foram diferenciadas uma vez; dessa forma , lnCAMER, lnCAP, lnJD, lnGAC e lnIMP passaram a ser respectivamente, , DC, DCP, DJ, DG e DI. Analisar-se-ão desta forma os choques nas variáveis DC, DJ, DI e DG e a função impulso resposta será considerada para as variáveis , DC e DG. Os resultados são apresentados nas Figuras 6, 7 8 e 9.

**Tabela 5. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Básicos.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Básicos** | **Variáveis** | **Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo α** | **Estimativa dos coeficientes de Longo Prazo β** |
| 1 | lnXMB | -0.012 | 1.000 |
|  | lLnCAMER | 0.000 | -1.520 |
|  | lnCAP | -0.002 | 7.509 |
|  | lnJD | 0.405 | -1.982 |
|  | lnGACB | -0.010 | 2.064 |
|  | lnIMP | 0.001 | -5.289 |
| 2 | lnCAMER | -0.004 | 1.000 |
|  | lnXMB | 0.056 | -1.979 |
|  | lnCAP | 0.004 | -60.613 |
|  | lnJD | 0.055 | -0.425 |
|  | lnGACB | 0.034 | 0.271 |
|  | lnIMP | -0.000 | 3.694 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**Tabela 6. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Semimanufaturados.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Semimanufaturados** | **Variáveis** | **Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo α** | **Estimativa dos coeficientes de Longo Prazo β** |
| 1 | lnXMS | 0.055 | 1.000 |
|  | lnCAMER | -0.001 | 0.587 |
|  | lnCAP | 0.004 | -5.563 |
|  | lnJD | -1.074 | 0.704 |
|  | lnGACS | 0.021 | -0.281 |
|  | lnIMP | -0.006 | 1.159 |
| 2 | lnCAMER | -0.002 | 1.000 |
|  | lnXMS | 0.039 | -8.733 |
|  | lnCAP | 0.001 | -70.502 |
|  | lnJD | 0.108 | -0.619 |
|  | lnGACS | -0.015 | 6.560 |
|  | lnIMP | -0.002 | -1.276 |
| 3 | lnCAP | 0.257 | 1.000 |
|  | lnXMS | -2.066 | 0.047 |
|  | lnCAMER | -0.269 | -0.038 |
|  | lnJD | -0.644 | -0.003 |
|  | lnGACS | -0.227 | 0.006 |
|  | lnIMP | 0.031 | 0.067 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**Tabela 7. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Manufaturados.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Manufaturados** | **Variáveis** | **Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo α** | **Estimativa dos coeficientes de Longo Prazo β** |
| 1 | lnXMM | -0.014 | 1.000 |
|  | lnCAMER | 0.006 | -1.102 |
|  | lnCAP | 0.007 | -8.002 |
|  | lnJD | -1.642 | 0.442 |
|  | lnGACM | -0.031 | 2.083 |
|  | lnIMP | -0.007 | 0.543 |
| 2 | lnCAMER | -0.006 | 1.000 |
|  | lnXMM | 0.067 | -0.505 |
|  | lnCAP | 0.003 | -7.116 |
|  | lnJD | 1.116 | -0.130 |
|  | lnGACM | -0.209 | 2.065 |
|  | lnIMP | -0.005 | -0.046 |
| 3 | lnCAP | 0.295 | 1.000 |
|  | lnXMM | -0.750 | 0.024 |
|  | lnCAMER | -0.276 | -0.001 |
|  | lnJD | 1.071 | -0.004 |
|  | lnGACM | 0.681 | -0.055 |
|  | lnIMP | 0.014 | 0.054 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

A análise dos resultados permite verificar que um choque de um desvio padrão na variável DC causa os efeitos esperados (em termos de sinais) sobre a balança comercial para as três versões do modelo em análise (Figura 6). Tem-se, um efeito negativo na balança comercial dos básicos, isso ocorre, pois os produtos básicos são inelásticos a preço. Carvalho e Silva (2006) encontram esse resultado quando analisam as exportações agrícolas no período 1991-2003 e afirmam que a maior competitividade do setor deveu-se à maior quantidade exportada mesmo com redução dos preços. O choque causa, ainda, um efeito final positivo na balança dos semimanufaturados e manufaturados, tal fato também está de acordo com a teoria econômica já que esses bens são mais elásticos a preços aumentando assim suas respectivas balanças comerciais.

**Figura 6. Função Impulso resposta de um choque na variável DC**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa

A análise dos resultados da Figura 7 permite verificar que um choque de um desvio padrão na variável DJ não afeta suas respectivas balanças comerciais, neste caso apresenta-se uma relativa inelasticidade da balança comercial em relação à variável DJ.

**Figura 7. Função Impulso Resposta de um choque na variável DJ**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa

A Figura 8 apresenta o efeito de choques não antecipados em DI, uma proxy para renda mundial, sobre as demais variáveis do modelo. Observa-se, neste caso, uma evidência da desindustrialização causada pelo chamado efeito China. Sendo o maior parceiro comercial brasileiro, um choque inesperado das importações mundiais, afeta a balança comercial brasileira, aumentando a balança comercial dos produtos básicos e diminuindo as outras duas. Confirma-se a proposição dos autores Acioly, Pinto e Cintra (2011) em que efeito china estaria causando o desadensamento da cadeia produtiva da economia brasileira fazendo o Brasil se especializar nas exportações de produtos básicos, assim como as proposições de Mortatti, Miranda e Bacchi (2011) onde estes autores mostram que os produtos agrícolas apresentam a maior elasticidade-renda em relação a renda chinesa comparativamente aos produtos industriais.

**Figura 8. Função Impulso Resposta de um choque na variável DI**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa

A Figura 9 permite observar que o choque inesperado em DG, o grau de abertura comercial por fator agregado, eleva o índice da balança comercial dos produtos básicos, mantém próximo à zero o índice das balanças dos semimanufaturados e diminui o índice das balanças dos produtos manufaturados. Este último resultado pode ser explicado pela concorrência internacional, demonstrando as vantagens competitivas brasileiras nos produtos básicos. Essa vantagem pode se agravar em um contexto de baixo crescimento econômico internacional e câmbio sobreapreciado, como observado em parte do período em análise.

**Figura 9. Função Impulso Resposta de um choque na variável DG**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

No que concerne aos bens semimanufaturados, verifica-se uma relativa melhora na balança comercial destes bens (Figura 9); era esperado que um choque não antecipado na taxa de câmbio deveria privilegiar os produtos com maior valor agregado – manufaturados -, pois de acordo com Bresser-Pereira (2010) e Oreiro, Basílio e Souza (2013) o aumento na taxa de câmbio para um valor mais próximo da taxa de câmbio de equilíbrio industrial corrigiria o problema da doença holandesa e também poderia provocar uma industrialização da economia brasileira. A condição de Marshall-Lerner pode explicar porque o fato não ocorre nos termos quantitativos esperados, pois o Brasil apresenta grande dependência de produtos importados.

Os resultados dos choques na variável DJ mostram-se quase nulos nas balanças comerciais, indo em desencontro também ao que foi proposto por Cano (2011). No entanto, uma política conjunta entre câmbio e juros não é analisada, e no longo prazo juros elevado e câmbio sobreapreciado podem exercer efeitos danosos sobre a estrutura produtiva brasileira. Ademais, não se pode negligenciar nesta análise a questão da baixa produtividade da indústria brasileira, com o que a política cambial não seria capaz, sozinha, de reverter esse fato.

3.4.2 Modelo empírico 2

A seguir analisam-se os resultados do Modelo empírico 2. Procede-se a análise de raiz unitária das séries, utilizando-se os testes Dickey-Fuller-GLS (Tabela 8) e o teste Phillips-Perron (Tabela 9).

**TABELA 8. Resultados dos testes de raiz unitária - DF-GLS - para as séries (em nível) utilizadas no modelo.**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **Básicos** | | **Semi-Manufaturados** | | **Manufaturados** | |
| **P** | **Estatística DF-GLS** | **P** | **Estatística DF-GLS** | **P** | **Estatística DF-GLS** |
| lnX\_M | 1 | -3.48 | 1 | -4.56 | 2 | -0.85\*\* |
| lnPHDT | 4 | -3.19\* | 4 | -3.19\* | 4 | -3.19\* |
| lnCUT | 6 | -1.88\*\* | 6 | -1.88\*\* | 6 | -1.88\*\* |

\* Não significativo a 0,05 de probabilidade; \*\* não significativa a 0,1 de probabilidade.

Modelo com constante e tendência

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**TABELA 9. Resultados dos testes de Raiz unitária – Phillips Perron – para as séries em nível utilizadas no modelo.**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variável** | **Básicos** | | **Semi-Manufaturados** | | **Manufaturados** | |
| **P** | **Estatística**  **Phillips-Perron** | **P** | **Estatística Phillips-Perron** | **P** | **Estatística**  **Phillips-Perron** |
| LNX\_M | 2 | -6.83 | 1 | -5.87 | 7 | -5.32 |
| LNPHDT | 6 | -4.44 | 6 | -4.44 | 6 | -4.44 |
| LnCUT | 2 | -4.17 | 2 | -4.17 | 2 | -4.17 |

\* Não significativo a 0,05 de probabilidade; \*\* não significativa a 0,1 de probabilidade.

Modelo com constante e tendência.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

O resultado do teste DF-GLS não rejeita a hipótese de que algumas das séries apresentem uma raiz unitária, ou seja, são integradas de ordem um I(1). As demais séries são integradas de ordem zero I(0). Já no teste Phillips-Perron todas as séries são integradas de ordem zero I(0). Assim, os testes realizados não são conclusivos quanto à existência de raiz unitária[[7]](#footnote-7).

Logo, testa-se a existência de relação estável de longo prazo entre as mesmas, com o teste de Johansen (Tabela 10). Os bens básicos e manufaturados apresentam um vetor de cointegração, já para os semimanufaturados são encontrados dois vetores de cointegração, ao nível de 0,05 de significância. Logo, pode-se afirmar que os modelos apresentam um equilíbrio estável de longo prazo.

Os resultados das estimativas dos coeficientes do modelo VEC, de curto e longo prazo, estão dispostos nas Tabelas 11, 12 e 13 e serão apresentados com os sinais invertidos, devido à normalização dos vetores de cointegração.

Observa-se que dada uma variação de 1% em lnXMB, a variável produtividade apresenta uma variação de mais de -13%, e a variável CUT um aumento de aproximadamente 2,9%. Uma variação de 1% em lnXMM, por sua vez, resultaria em uma variação de 6,657% em PHDT e em uma queda de 1,980% em CUT. Analisa-se também as funções impulso resposta, utilizando novamente os choques acumulados para um horizonte de 10 meses e identificação do tipo Sims-Bernanke (modelo VEC). As variáveis foram diferenciadas uma vez, assim , lnPHDT e lnCUT passam a ser , DPHDT e DCUT. Analisam-se choques na variável DPHDT e a resposta de e DCUT. Os resultados são dispostos no Figura 10.

**Tabela 10. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Básicos.**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Hipótese Nula H0** | **Hipótese Alternativa Há** | **Básicos** | | **Semimanufaturados** | | **Manufaturados** | |
| **Eigenvalue** | **Estatística traço** | **Eigenvalue** | **Estatística traço** | **Eigenvalue** | **Estatística traço** |
| r ≤ 2 | r =3 | 0.025 | 3.606 | 0.020 | 2.816 | 0.021 | 2.950 |
| r ≤ 1 | r =2 | 0.111 | 20.381 | 0.202 | 34.794\* | 0.110 | 19.428 |
| r = 0 | r =1 | 0.188 | 49.881\* | 0.229 | 71.761\* | 0.199 | 50.895\* |

Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**Tabela 11. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Básicos.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Básicos** | **Variáveis** | **Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo α** | **Estimativa dos coeficientes de Longo Prazo β** |
| 1 | lnXMB | 0.057 | 1.000 |
|  | LnPHDT | 0.017 | -13.851 |
|  | lnCUT | -0.053 | 2.859 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**Tabela 12. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Semimanufaturados.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Semimanufaturados** | **Variáveis** | **Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo α** | **Estimativa dos coeficientes de Longo Prazo β** |
| 1 | lnXMS | 0.409 | 1.000 |
|  | lnPHDT | -0.041 | 0.004 |
|  | lnCUT | 0.096 | -0.375 |
| 2 | lnPHDT | 0.246 | 1.000 |
|  | lnXMS | 1.265 | -0.044 |
|  | lnCUT | -0.521 | 0.162 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

**Tabela 13. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Manufaturados.**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| Manufaturados | Variáveis | Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo α | Estimativa dos coeficientes de Longo Prazo β |
| 1 | lnXMB | 0.103 | 1.000 |
|  | LnPHDT | -0.024 | 6.657 |
|  | lnCUT | 0.093 | -1.980 |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

De acordo com as funções impulso-resposta (Figura 10) é possível inferir que um choque não antecipado na produtividade-hora da indústria de transformação gera uma piora do índice da balança comercial dos produtos básicos e uma melhora tanto nos produtos semimanufaturados quanto manufaturados, no longo prazo, assim como uma redução no custo unitário do trabalho para todos os fatores agregados, podendo induzir à industrialização no longo prazo.

**Figura 10. Função Impulso Resposta de um choque na variável DPHDT**

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

O resultado da balança dos básicos pode ser atribuído ao deslocamento de capital em direção à indústria, já os resultados para os semimanufaturados e manufaturados estão de acordo com Pastore (2012), Bonelli (2012) e Amadeo e Villela (94), levando em conta que um aumento da produtividade diminuiu o custo unitário do trabalho e assim eleva a competitividade do setor industrial. A importância da produtividade fora destacada por Nassif (2008) e confirma-se que a desindustrialização deve-se ao fato de a taxa de crescimento da produtividade crescer abaixo dos níveis da taxa de crescimento dos custos salariais.

**CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O estudo mostra que a balança comercial dos bens básicos apresenta uma grande melhora no período analisado e a balança dos manufaturados passa cada vez a apresentar piores resultados, passando em 2006 a ser deficitária; resultados estes proporcionais ao comércio Brasil-China, já que o país é o maior parceiro comercial brasileiro. Além disso, verifica-se que o valor adicionado da indústria começa a diminuir a partir de 2010, e que custo unitário do trabalho aumenta, ultrapassando a produtividade-hora do trabalhador em 2007.

O estudo amplia a compreensão acerca das relações comerciais brasileiras, sobretudo o efeito das variações cambiais sobre a balança comercial dos bens básicos, semimanufaturados e manufaturados. Inicialmente, os resultados apontam que uma questão muito importante no bojo desta discussão é a produtividade – o custo unitário do trabalho tem crescido a uma taxa mais elevada que a produtividade-hora do trabalhador.

Ademais, o estudo sinaliza que as relações comerciais com a China têm alterado de forma significativa o padrão de comércio exterior brasileiro. Diante deste contexto, a discussão sobre desindustrialização pode estar sendo confundida com um alinhamento de vantagens comparativas diante da demanda chinesa, a baixa produtividade dá suporte a esta análise.

Nesta linha, o primeiro modelo econométrico utilizado evidenciou que uma variação de 1% no câmbio real poderia gerar perdas de 0,505% na balança comercial dos produtos manufaturados. Logo, refuta-se a hipótese da doença holandesa. Por meio das funções impulso–resposta, a melhora na balança comercial dos manufaturados foi pouco significativa frente a um choque inesperado do câmbio, além disso, um choque na taxa de juros não causou nenhuma mudança nas balanças, porém não se descarta que estes resultados podem estar ligados a uma defasagem maior da curva J pelo fato da combinação entre juros e câmbio sobreapreciado no Brasil.

Já o choque nos níveis de importações mundiais causaria uma piora tanto nas balanças comerciais dos semimanufaturados, quanto dos manufaturados, fato que evidencia o efeito China. Por meio das funções impulso-resposta, do segundo modelo observa-se que um aumento na produtividade-hora do trabalhador causaria um aumento nas balanças comerciais de semimanufaturados e manufaturados e diminuiria a balança comercial dos básicos, assim como acarretaria uma diminuição do custo unitário do trabalho nas três balanças, demonstrando o efeito da produtividade no setor.

O estudo conclui que a desindustrialização no Brasil aconteceu entre os anos 2000 e 2013, quando levado em conta a queda do valor adicionado do setor industrial. Destaca-se como principais determinantes o efeito China, a menor produtividade do trabalhador e o maior custo unitário do trabalho, logo refuta-se a existência de doença holandesa na economia brasileira como causa da desindustrialização. Mudanças na política econômica visando alteração no cenário do Brasil devem focar o aumento da produtividade e o investimento em educação e infraestrutura, deixando os trabalhadores mais eficientes e a indústria mais competitiva; mesmo em um contexto de desaceleração da economia chinesa, seus produtos continuarão a concorrer com produtos brasileiros. Outros fatores não analisados neste trabalho podem contribuir para reversão da atual conjuntura, como, maior crescimento do PIB brasileiro, políticas setoriais, poupança interna, política de crédito, reformas trabalhistas, reformas tributárias e acordos internacionais.

**REFERÊNCIAS**

ACIOLY, Luciana; PINTO, Eduardo Costa; CINTRA, Marcos Antonio Macedo. China e Brasil: Oportunidades e Desafios. In: LEÃO, Rodrigo Pimentel Ferreira; PINTO, Eduardo Costa; ACIOLY, Luciana. **A China na nova configuração global:** impactos políticos e econômicos. 1. ed. Brasília: Ipea, 2011. p. 307-3

AMADEO, J. E.;VILELLA, A.. Crescimento da produtividade e geração de empregos na indústria brasileira. **Texto para Discussão** do Depto. de Economia da PUC-Rio, no.316, 1994.

BONELLI, Regis. . Custos Unitários do Trabalho no Brasil: os Anos 2000. **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro: FGV-IBRE, nov. 2012. Disponível em: <http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumPageId=402880811D8E34B9011D9CCBFDD1784C&contentId=8A7C82C53B35D705013B3E619BD666D6> . Acesso em: 06 nov. 2014.

BONELLI, Regis; PESSOA, Samuel de Abreu. Desindustrialização no Brasil: Um Resumo da Evidência. **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro: FGV-IBRE, n. 7, mar. 2010. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/11689/Desindustrializa%C3%A7%C3%A3o%20no%20Brasil.pdf?sequence=1>. Acesso em: 15 mar. 2014.

BRESSER-PEREIRA, L. C. . Doença holandesa e sua neutralização: uma abordagem ricardiana. In: **Luiz Carlos Bresser-Pereira. (Org.)**. Doença holandesa e indústria. 1ed.Rio de Janeiro: Editora FGV, 2010, v. 1, p. 117-154.

BRESSER-PEREIRA, Luis Carlos; MARCONI, Nelson. Existe Doença Holandesa no Brasil?. In: **4° Fórum de Economia**, 2008, São Paulo. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/papers/2008/08.14.Existe.doen%C3%A7a.holandesa.comNelson.Marconi.5.4.08.pdf>. Acesso: 10 out. 2014.

CALDARELLI, C. E ; CAMARA, M. R. G. . Efeitos das variações cambiais sobre os preços da carne de frango no Brasil entre 2008 e 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural** (Impresso), v. 51, p. 575-590, 2013.

CANO, W. . Industrialização, desindustrialização e políticas de desenvolvimento. **Revista FAAC**, v. 1, n.2, p. 155-164, 2011.

CARVALHO, Maria. A. ; SILVA, César R Leite da . Exportações agrícolas e desindustrialização: uma contribuição ao debate. In: XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 2006, Fortaleza, 2006.

CORDEN, Max; NEARY, Peter. Booming Sector and de-industrialization in a small open economy. **The Economic Journal**, Londres, v. 92, n.368, p. 825-848, 1982.

FEIJÓ, Carmem A.; LAMÔNICA, Marcos Tostes. Mudança da estrutura industrial e desenvolvimento econômico: As lições de Kaldor para a indústria brasileira. **Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 18, p. 61-72, jul./set. 2009.

FEIJÓ, Carmem A.; OREIRO, José Luis. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.30, n.2 (118), p. 219-232, abr./jun. 2010.

KALDOR, Nicholas, [The Case for Regional Policies](http://econpapers.repec.org/RePEc:bla:scotjp:v:17:y:1970:i:3:p:337-48). ***Scottish Journal of Political Economy*,** v.17, n.3, p. 337-48, 1970.

MORTATTI, C. M. MIRANDA, S. H. G., BACCHI, M. R. P. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n.2, p. 311-335, . 2011

MOURA, G. V . **Condição de Marshall Lerner e Quebra Estrutural na Economia Brasileira**. [dissertação]. Porto Alegre: Universidade Federeal do Rio Grande do Sul, mestrado em Economia, 2005.

MORETTIN, P. A. ; Toloi, C.M.C.. Analise de Séries Temporais. 1. ed. Sao Paulo: Editora Edgard Blucher, 2004. 535p .

**NASCIMENTO, C. A. ;**[**CARDOZO, S. A.**](http://lattes.cnpq.br/2791265980969580)**;**[**CUNHA, S. F. E.**](http://lattes.cnpq.br/1065254477388640)**. Reprimarização ou dependência estrutural de commodities? O debate em seu devido lugar. In: XIV Encontro Nacional de Economia Política, 2009, São Paulo. Anais do XIV Encontro Nacional de Economia Política, 2009.**

NASSIF, André. Há evidências de desindustrialização no Brasil?. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 28, n. 1(109), p. 72-96, jan./mar. 2008.

PASTORE, Affonso Celso. Por que a indústria parou de crescer nos últimos anos? In: **O Estado de São Paulo**, 2012, São Paulo**.**

ROWTHORN, Robert ; RAMASWAMY, R. “Growth, trade and deindustrialization”, ***IMF Staff Papers****,* vol. 46, 1999.

ROWTHORN, Robert ; RAMASWAMY, R. “Deindustrialization – Its causes and implications”In: **Economic Issues,** , number 10, p.1-12, 1997.

SONAGLIO, Claudia Maria ; ZAMBERLAN, Carlos Otávio ; Lima, J. E. de ; CAMPOS, A. C. . EVIDÊNCIAS DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO NO BRASIL: UMA ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL. **Economia Aplicada** (Impresso), v. 14, p. 347-372, 2010.

SOUZA NETO, C. R. DE ; CURADO, M. L. . Produtividade do Trabalho, Salários Reais e Desemprego na Indústria de Transformação na Década de 90: Teoria e Evidência. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 9, n.3, p. 485-508, 2005.

SOUZA, Francisco Eduardo Pires de. **A Macroeconomia da Reindustrialização**. 2012. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/images/conjuntura/A_Macroeconomia_da_Reindustrializao.pdf>. Acesso em: 10 out. 2014.

SOUZA, Gustavo J. G.; BASILIO, Flavio A. C.; OREIRO, José Luis. Acumulação de Capital, Taxa Real de Câmbio e Catching-up: Teoria e evidência para o caso brasileiro. **10° Fórum de Economia**. São Paulo, set. 2013. Disponível em: <http://eesp.fgv.br/sites/eesp.fgv.br/files/file/Jose%20Luiz%20Oreiro%20forum%202013.pdf>. Acesso em: 4 out. 2014.

TELES, V. K. . Choques Cambiais, Política Monetária e Equilíbrio Externo da Economia Brasileira em um Ambiente de Hysteresis**. Economia Aplicada** (Impresso), USP, v. 9, n.3, p. 415-426, 2005.

VERISSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F. V. Taxa de câmbio e preços de commodities: uma investigação sobre a hipótese da Doença Holandesa no Brasil. **Revista EconomiA**, Brasília: vol.13 ,n.1, p.93-130, jan/abr., 2012.

1. Outras teorias ligadas indiretamente ao tema são a histerese e a curva J além da condição de Marshall-Lerner. Maiores detalhes em Teles (2005). [↑](#footnote-ref-1)
2. O grau de abertura comercial é calculado para cada fator agregado sendo: . Nesse caso X é o total das exportações, M o total de importações, PIB(US$) é o PIB brasileiro em dólares norte-americano e i refere-se ao fator agregado analisado. [↑](#footnote-ref-2)
3. O índice da balança comercial foi obtido através da fórmula: , com i variando de básicos a manufaturados. [↑](#footnote-ref-3)
4. O índice da produtividade-hora da indústria de transformação foi obtida dividindo-se a produção física da indústria de transformação, pelo índice de horas. [↑](#footnote-ref-4)
5. O Custo unitário do trabalho foi calculado pela fórmula sendo wj o custo salarial horário calculado divindindo-se o índice da folha de pagamento por trabalhador pelo índice das horas pagas por trabalhador; a produtividade-hora do trabalho e a taxa de câmbio entre moeda doméstica e dólar. O resultado se dá em US$. [↑](#footnote-ref-5)
6. Foram estimados outros modelos, mas eles não apresentaram significância estatística [↑](#footnote-ref-6)
7. Foram realizados os testes de raiz unitária com diferentes conformações, modelos com constante e com constante e tendência e alguns outros testes, tais como ADF e KPSS, em que a indefinição permanece, pois ora as séries apresentavam-se estacionárias ora não. [↑](#footnote-ref-7)