

CONSELHO REGIONAL DE ECONOMIA – CORECONPR

26° PRÊMIO PARANÁ DE MONOGRAFIA

TÍTULO DA MONOGRAFIA: Uma contribuição para o debate sobre a desindustrialização da economia brasileira e o comportamento da balança comercial entre 2000 e 2013.

PSEUDÔNIMO DO AUTOR: Marco Antônio.

CATEGORIA:

ECONOMIA PARANAENSE ()

ECONOMIA PURA OU APLICADA (X)

RESUMO

O objetivo do trabalho é analisar as evidências de desindustrialização da economia brasileira e seus efeitos sobre o comportamento da balança comercial brasileira por fator agregado no período de 2000 a 2013. Busca-se identificar ganhos ou perdas de competitividade e indícios de desindustrialização no que se refere à balança comercial dos produtos por fator agregado, ou seja, básicos, semimanufaturados e manufaturados. A partir da revisão de literatura econômica, procura-se verificar se o Brasil sofreu de doença holandesa nesse período e qual foi o impacto da mesma sobre os produtos dotados de maior valor agregado na balança comercial brasileira, assim como analisar a influência do efeito China, da produtividade e dos custos salariais nos resultados da balança comercial por fator agregado. O estudo também analisa como se comportaram as variáveis emprego industrial na indústria de transformação e participação da indústria no PIB brasileiro, ou seja, se elas causaram desindustrialização. Os procedimentos metodológicos adotados são explicitados a seguir: revisão de literatura sobre o tema e uso de análise econométrica. Utiliza-se um Modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC), para mensurar o impacto de variáveis selecionadas sobre as balanças comerciais por fator agregado e a partir da análise de Funções Impulso-Resposta discutem-se os choques de variáveis selecionadas - taxa de câmbio, taxa de juros, índice de exportações mundiais, grau de abertura comercial por fator agregado e produtividade-hora do trabalho - sobre o índice da balança comercial dos produtos por fator, projetando o comportamento das variáveis no longo prazo. A partir dos principais indicadores analisados o estudo conclui que houve desindustrialização no Brasil neste período, mas não se verificou a doença holandesa, estando a desindustrialização ligada ao Efeito China e à queda da produtividade no período.

Palavras-chave: Desindustrialização. Doença holandesa. Desenvolvimento Econômico.

ABSTRACT

This study 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. Seek to verify gain or loss of competitiveness and evidence of de-industrialization with respect the balance of trade products by aggregate factor, in other words, basic, semi-manufactured and manufactured. 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 and analyzing how they behaved variables industrial employment in the manufacturing industry and industry participation in the Brazilian GDP, that is, if these variables caused the call de-industrialization. The methodological procedures adopted are set out below: literature review on the subject and use of econometric analysis. Used a Model Vector Error Correction, to measure the impact of selected variables on trade balances by aggregate factor and from the analysis of impulse-response functions analyzes the shocks of selected variables these being the exchange rate, interest rate, index of world exports, trade openness by aggregate factor and productivity-time work about the content of the trade balance of products by factor, projecting the behavior of the variables in the long run. From the main indicator analyzed the study concludes there was de-industrialization in Brazil during this period, but there was no dutch disease, being de-industrialization linked to the China effect and the decline in productivity in the period.

Keywords: Deindustrialization. Dutch Disease. Economic Development.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Produção física da indústria geral e indústria de transformação – índice de base fixa com ajuste sazonal (média de 2012 = 100). – Brasil: 2002/2013.....	30
Figura 2 – Emprego na indústria geral e Indústria de transformação – índice de base fixa com ajuste sazonal.....	31
Figura 3 – PIB Indústria – Valor Adicionado participação do PIB em %.....	32
Figura 4 – PIB Indústria – Valor Adicionado participação do PIB em %.....	33
Figura 5 – Balança Comercial Mensal dos produtos básicos - US\$ milhões - Brasil: 2000/2013.....	34
Figura 6 – Balança Comercial Mensal dos produtos semimanufaturados - US\$ milhões- Brasil: 2000/2013.....	34
Figura 7 – Balança Comercial Mensal dos produtos Manufaturados - US\$ milhões - Brasil: 2000/2013.....	35
Figura 8 – Índice do Câmbio Real. – Brasil: 2000/2013.....	35
Figura 9 – Balanças Comerciais entre o comércio Brasil-China segundo fator agregado: US\$ milhões -2000/2013.....	36
Figura 10 – Função Impulso resposta de um choque na variável DC.....	45
Figura 11 – Função Impulso Resposta de um choque na variável DJ.....	45
Figura 12 – Função Impulso Resposta de um choque na variável DI.....	46
Figura 13 – Função Impulso Resposta de um choque na variável DG.....	47
Figura 14 – Função Impulso Resposta de um choque na variável DPHDT.....	51

LISTA DE TABELAS

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.....	29
Tabela 2 – Produtividade da indústria da indústria geral e da indústria de transformação – índice – Brasil: 2002/2013.....	29
Tabela 3 – Resultados dos testes de raiz unitária - DF-GLS - para as séries (em nível) utilizadas no modelo.....	38
Tabela 4 – Resultados dos testes de Raiz unitária – Phillips Perron – para as séries em nível utilizadas no modelo.....	39
Tabela 5 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Básicos.....	39
Tabela 6 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Semimanufaturados.....	39
Tabela 7 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Manufaturados.....	40
Tabela 8 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Básicos.....	42
Tabela 9 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Semimanufaturados.....	42
Tabela 10 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Semimanufaturados.....	43
Tabela 11 – Resultados dos testes de raiz unitária - DF-GLS - para as séries (em nível) utilizadas no modelo.....	48
Tabela 12 – Resultados dos testes de Raiz unitária – Phillips Perron – para as séries em nível utilizadas no modelo.....	48
Tabela 13 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Básicos.....	49
Tabela 14 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Semimanufaturados.....	49
Tabela 15 – Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Semimanufaturados.....	49
Tabela 16 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Básicos.....	50
Tabela 17 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Semimanufaturados.....	50
Tabela 18 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Manufaturados.....	50

Tabela A.1 – Estimativas do teste de correlação de Pearson – Básicos.....	61
Tabela A.2 – Estimativas do teste de correlação de Pearson – Semimanufaturados.....	61
Tabela A.3 – Estimativas do teste de correlação de Pearson – Manufaturados.....	61
Tabela A.4 – Estimativas do teste de causalidade de Granger – Básicos.....	62
Tabela A.5 – Estimativas do teste de causalidade de Granger – Semimanufaturados.....	63
Tabela A.6 – Estimativas do teste de causalidade de Granger – Manufaturados.....	64
Tabela A.7 – Estimativas do teste de correlação de Pearson – Básicos.....	64
Tabela A.8 – Estimativas do teste de correlação de Pearson – Semimanufaturados.....	64
Tabela A.9 – Estimativas do teste de correlação de Pearson – Manufaturados.....	65
Tabela A.10 – Estimativas do teste de causalidade de Granger – Básicos.....	65
Tabela A.11 – Estimativas do teste de causalidade de Granger – Semimanufaturados.....	65
Tabela A.12 – Estimativas do teste de causalidade de Granger – Manufaturados.....	65

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
OMC	Organização Mundial do Comércio
MDIC	Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio Exterior
SECEX	Secretaria de Comércio Exterior
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica aplicada

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	09
2 DESINDUSTRIALIZAÇÃO: UMA DISCUSSÃO TEÓRICA E EMPÍRICA DA LITERATURA	12
2.1 Conceitos de desindustrialização e suas causas: Uma revisão teórica da literatura ..	12
2.2 Debate empírico sobre desindustrialização no Brasil	19
3 METODOLOGIA.....	23
3.1 Base de dados	23
3.2 Variáveis utilizadas	23
3.3.Procedimentos metodológicos: modelo teórico e estratégia empírica.....	24
3.4. Hipóteses.....	27
4. EVIDÊNCIAS DE DESEINDUSTRIALIZAÇÃO E SEUS EFEITOS SOBRE A BALANÇA COMERCIAL: RESULTADOS E DISCUSSÕES	28
4.1 Análise de Indicadores sobre desindustrialização no Brasil.....	28
4.2 Análise dos resultados dos modelos empíricos.....	37
CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	54
REFERÊNCIAS	57
APÊNDICE A.	61

1 INTRODUÇÃO

Após 1990, o debate teórico sobre o ritmo de crescimento da indústria brasileira e os efeitos sobre a competitividade das exportações têm orientado inúmeras pesquisas. O presente trabalho discute as evidências de desindustrialização da economia brasileira, a partir de trabalhos selecionados e indicadores econômicos reconhecidos pela literatura e seus efeitos sobre o comportamento da balança comercial brasileira por fator agregado no período de 2000 a 2013. O estudo busca identificar os efeitos de choques em variáveis econômicas selecionadas – câmbio, juros, índice de importações mundiais, grau de abertura por fator agregado e produtividade – e seus impactos no comportamento da balança comercial por fator agregado.

O conceito de desindustrialização atual aceita que seja possível estar convivendo com maiores produções e empregos industriais, porém que seja observada a perda relativa de participação frente a outros setores, fato que poderia caracterizar a ocorrência do fenômeno (OREIRO; FEIJÓ, 2010). Isso parece de fato estar acontecendo, pois de acordo com dados do MDIC-SECEX, a exportação brasileira por fator agregado cresceu de 1995 até 2012 mais de 1165%, já a produção de manufaturados, cresceu apenas cerca de 216% no mesmo período.

A análise dos dados do IBGE 2014 – Contas Nacionais permite verificar que a contribuição da agropecuária no valor adicionado do PIB mostrou um crescimento de aproximadamente 1,88% de 2000 a 2013, já para a indústria de transformação esse crescimento foi negativo em 23,76%, por fim o valor adicionado do setor de serviços apresenta um aumento de aproximadamente 3,98% no período, absorvendo em grande parte a queda do valor adicionado da indústria. Isso seria um problema já que segundo Feijó e Lamônica (2009 p. 65), a expansão da indústria de transformação estimularia o aumento da produtividade e contribuiria para acelerar a taxa de mudança tecnológica de toda economia, aumentando sua competitividade no mercado externo.

Segundo dados do IPEA (2013), o índice médio do câmbio efetivo real para as exportações passa a se apreciar significativamente a partir de 2005 e se recupera apenas em 2012. A média do índice da taxa de câmbio nesse período ficou em aproximadamente 89, sendo que o índice em 2000 estava em aproximadamente 105, ou seja, houve uma grande apreciação do mesmo, que de acordo com Bresser-Pereira (2010, p.120) seria uma evidência de doença holandesa¹ já que a balança comercial se manteve em equilíbrio mesmo com a

¹ Falha de mercado já que a existência de recursos naturais em abundância seria utilizada para produção de commodities, que por sua vez são compatíveis com uma taxa de câmbio mais apreciada. A exportação destas

apreciação cambial, que poderia gerar desindustrialização no período recente já que taxa de câmbio apreciada inviabilizaria gradualmente os setores comercializáveis, setor por setor.

O objetivo principal do trabalho é analisar as evidências de desindustrialização da economia brasileira e seus efeitos no comportamento da balança comercial brasileira por fator agregado, de 2000 a 2013. 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. Além de que o Brasil pode estar correndo o risco de se comportar como maquila agregando pouco valor a seus produtos, ou seja, comportando apenas como montador de produtos manufaturados.

Vários fatores têm contribuído para o menor ritmo de crescimento da indústria e a ocorrência de desindustrialização brasileira, segundo a literatura econômica. Entre estes fatores destaca-se em primeiro lugar o Efeito China², que segundo Acioly, Pinto e Cintra (2011) a ampliação da corrente do comércio entre Brasil e China competitiva sobre o parque industrial brasileiro. Deste modo, o Efeito China poderia gerar: 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. 3) Perda de participação em outros mercados (Estados Unidos, Europa e América Latina) de produtos de maior intensidade tecnológica, face o aumento das exportações chinesas. O segundo fator é o maior crescimento dos custos salariais frente à produtividade industrial, aumentando assim o custo unitário do trabalho e diminuindo a competitividade internacional. Isso se deve de acordo com Pastore (2012) ao aumento dos custos salariais no setor de serviços que acabam por influenciar também os custos nos setores industriais. Isso não seria problema se o aumento dos custos salariais crescesse a taxas menores que aumentos na produtividade. Se isso não ocorrer, porém, geram-se incentivos para menor produção industrial e maior desemprego, causado pela queda da competitividade.

O presente estudo procura aprofundar o debate da desindustrialização mediante a revisão de literatura utilizando obras de teóricos que discutem o tema mostrando as evidências ou não de desindustrialização da economia brasileira e seus impactos na balança comercial. O estudo procura verificar se existe cointegração entre as variáveis e através do Modelo Vetorial

commodities apreciaria ainda mais a taxa de câmbio inviabilizando os a produção e exportação dos demais setores da economia.

² Alta dos preços das *commodities* ocasionada pelo aumento da demanda chinesa por matérias primas; e pela queda do preço dos produtos manufaturados já que a economia Chinesa aumentou grandemente essa oferta.

de Correção de Erros, busca identificar quais são seus respectivos coeficientes de curto e longo prazo e como a balança comercial brasileira por fator agregado reage a choques através de funções impulso-resposta em determinadas variáveis econômicas. Dessa forma, espera-se que o índice da balança comercial utilizado no trabalho aumente quando o choque causar uma melhora da balança comercial e diminua quando o choque causar uma piora da balança comercial. Logo, busca-se verificar se choques nas variáveis taxa de câmbio, taxa de juros, índice de importações mundiais, grau de abertura comercial segundo fator agregado e produtividade-hora da indústria de transformação poderão melhorar o comportamento da balança comercial, principalmente no caso dos produtos semimanufaturados e manufaturados.

O trabalho é composto por cinco partes. Além desta introdução, a segunda seção aborda sobre o referencial teórico utilizado, discute-se os conceitos e causas da desindustrialização, de doença holandesa, o debate atual a cerca desse tema tão complexo e as evidências ou não de desindustrialização no Brasil. A terceira seção é composta pela metodologia, aborda-se as bases de dados utilizadas no trabalho e dos procedimentos da pesquisa explicitando o tipo de modelo usado para os testes econométricos e para os testes estatísticos. Na quarta analisa-se os indicadores selecionados no debate sobre desindustrialização e os resultados dos testes econométricos, de forma a verificar a influência de choques em determinadas variáveis no comportamento da balança comercial brasileira por fator agregado contribuindo assim para o debate de desindustrialização no Brasil.

A quinta seção finaliza o estudo, trazendo as principais conclusões da pesquisa, tecendo recomendações sobre a importância do governo para a solução do problema assim como fará sugestões para estudos futuros.

2 DESINDUSTRIALIZAÇÃO: UMA DISCUSSÃO TEÓRICA E EMPÍRICA DA LITERATURA

Esta seção é dividida em duas partes. Na primeira parte explicar-se-ão os conceitos de desindustrialização, desde seu conceito clássico até o seu conceito ampliado ou “moderno”. Também mostra as possíveis causas da desindustrialização que podem ser divididas em: 1) Doença holandesa; 2) Aumento dos custos industriais; 3) O Efeito China. Na segunda seção é abordado o debate atual de desindustrialização no Brasil mostrando as opiniões dos principais teóricos sobre o tema em relação à economia brasileira. Segue-se desde já que as opiniões são contraditórias, havendo teóricos que defendem a ocorrência do fenômeno no Brasil causado pela doença holandesa e outros que acreditam que o Brasil não apresentaria a doença.

2.1 Conceitos de desindustrialização e suas causas: Uma revisão teórica da literatura

A desindustrialização já ocorreu de acordo com Rowthorn e Ramaswamy (1999) nas economias mais avançadas. Os autores mostram que a participação da manufatura nesses países caiu de 28% em 1970 para 18% em 1994 caracterizando assim o fenômeno da desindustrialização. A desindustrialização também pode ser conceituada através de Rowthorn e Ramaswamy (1997) como a queda do emprego industrial. Para Colin Clark (1957) apud Rowthorn e Ramaswamy (1999), a desindustrialização seria algo natural das economias desenvolvidas. Assim como em uma economia pobre as pessoas gastam a maior parte de sua renda com alimentos, com a maior renda o setor industrial acaba ganhando espaço, porém a partir de um nível de renda, a elasticidade renda do setor manufatureiro acaba ficando ligeiramente menor que um, enquanto no setor de serviços permanece maior que um. Isso faz com que se desloque a demanda para serviços, diminuindo assim o emprego no setor industrial e aumentando o emprego no setor de serviços.

Além disso, afirmam que existe mais de uma causa de desindustrialização; outro motivo para a ocorrência do problema seria a maior produtividade no setor industrial frente ao setor de serviços. Esta maior produtividade no setor industrial é ambígua, de um lado, o maior crescimento desses produtos torna-os mais baratos e assim estimula sua demanda. Por outro lado, é necessário menos trabalho para a fabricação de um determinado volume de produção. De acordo com os autores como o emprego e a produção se comportarão com a mudança

destas duas influências é uma questão empírica que não pode ser resolvida teoricamente. Porém, as evidências mostram que a diminuição do fator trabalho supera o aumento da demanda pela queda dos preços.

Porém, o setor industrial seria de extrema importância no desenvolvimento econômico de uma nação. Para Kaldor apud Feijó e Lamônica (2009), a maturidade econômica está ligada ao desenvolvimento industrial pleno. O autor argumenta os quatro estágios de desenvolvimento no processo de industrialização onde o quarto estágio mostraria que a economia é considerada “madura”. O primeiro estágio se caracterizaria pela introdução da indústria local para a fabricação de bens de consumo. No segundo estágio a indústria de bens de consumo deveria começar a exportar seus excedentes. O terceiro estágio começa quando o país inicia um esforço para promover a substituição de importações de bens de capital. E no último estágio o país se tornaria um exportador de bens de capital. Desta forma, a industrialização é importante para o desenvolvimento econômico e como já mostrado, a desindustrialização é o resultado natural do processo de desenvolvimento econômico e está associado à elevação dos padrões de vida.

Tregenna (2009) apud Oreiro e Feijó (2010) redefiniu o conceito “clássico” de desindustrialização como sendo a queda do emprego industrial e do valor adicionado da indústria em relação ao emprego total e do PIB respectivamente. Assim não há desindustrialização apenas quando o emprego ou produção industrial está em queda, mas quando o setor perde participação no emprego ou valor adicionado frente aos outros setores da economia. Além disso, coloca o setor industrial como motor do crescimento de longo prazo das economias capitalistas, uma vez que efeitos 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; a maior parte da mudança tecnológica ocorre na indústria; elasticidade-renda das importações de manufaturas é maior que a elasticidade-renda das importações de *commodities*.

A desindustrialização negativa é definida para Oreiro e Feijó (2010) quando o país se desindustrializaria a uma renda per capita menor que o dos países desenvolvidos. Nesse caso, a desindustrialização não estaria sendo a trajetória natural do desenvolvimento econômico. Bresser-Pereira (2010) argumenta que a doença holandesa pode ser um dos fatores que provocam a desindustrialização negativa³ afirmando que a doença é uma falha de mercado e que deve ser corrigida. Nesse caso é uma falha de mercado, pois a existência de recursos

³ Quando ocorre em uma renda per-capita menor que a dos países desenvolvidos.

naturais em abundância, usados para produzir *commodities* que por sua vez são compatíveis com uma taxa de câmbio mais apreciada do que aquela que tornaria competitivo os demais bens comercializáveis. Essas *commodities* causariam a apreciação da taxa de câmbio, pois ainda seriam competitivas e manteriam a balança comercial em equilíbrio. Os recursos seriam baratos, já que dão origem a rendas ricardianas para o país, ou seja, os custos e correspondentes preços são menores que os existentes no mercado internacional dado pelo produtor marginal menos eficiente admitido nesse mercado.

Em Bresser-Pereira e Marconi (2010) enfatiza-se que uma taxa de câmbio competitiva é importante para a industrialização e crescimento da renda per capita. A sua apreciação 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. Nesse caso pode estar havendo a ocorrência de doença holandesa. Corden e Neary apud Bresser-Pereira e Marconi (2010) desenvolveram o primeiro modelo de doença holandesa, no qual existem 3 setores: produtos não comercializáveis; produtos comercializáveis que crescem rapidamente e comercializáveis que crescem mais lentamente (indústria por exemplo). O setor que produz recursos naturais (comercializáveis que cresce rapidamente) tende a expandir suas receitas de exportação apreciando o câmbio 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 aumento da renda gerada tanto pela maior exportação das *commodities* quanto da apreciação cambial), e mesmo que o setor de manufaturados se desloque para o mercado interno, pode haver uma desindustrialização face ao melhor desempenho externo dos demais setores.

Oreiro, Basilio e Souza (2013) definem a taxa de câmbio de equilíbrio industrial como sendo aquela na qual as empresas domésticas que operam com tecnologia no estado da arte mundial sejam capazes de competir no mercado internacional. Quando a taxa de câmbio está mais valorizada do que aquela do equilíbrio industrial existe um processo de desindustrialização que diminui a elasticidade renda das exportações e aumenta a elasticidade renda das importações, havendo desta forma uma redução progressiva da taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos. Porém, quando a taxa de câmbio doméstica está mais desvalorizada do que a taxa de câmbio do equilíbrio industrial existe um processo de industrialização com aumento da elasticidade renda das exportações e diminuição da elasticidade renda das importações com aumento progressivo da taxa de crescimento de

equilíbrio do balanço de pagamentos.

Os autores alertam, ainda, que a entrada de capitais externos pode ainda agravar a sobreapreciação cambial advinda da doença holandesa. O capital especulativo viria para o Brasil (que é um país de renda média), pois países de renda média oferecem diferenciais na taxa de juros. Os fatores para o diferencial da taxa de juros são vários; o mercado de capitais nesses países são menos organizados que nos países desenvolvidos, tornando o prêmio da liquidez maior nos primeiros do que nos últimos; além disso, países de renda média possuem seu passivo externo denominado em moeda estrangeira diferente dos países desenvolvidos que emitem dívidas em suas próprias moedas nos mercados internacionais, isso aumenta a possibilidade de um default sobre a dívida externa, aumentando a taxa de juros doméstica num contexto em que prevalece a mobilidade de capitais de Mundell, segundo Oreiro, Basilio e Souza (2013).

Logo, a doença holandesa pode ser uma causa da desindustrialização negativa. Adicionalmente, os juros elevados (um problema estrutural de países de renda média) podem dessa forma, potencializar o problema da doença holandesa pela consequente apreciação cambial. Cano (2011) explica que a taxa de juros é uma das razões para a desindustrialização do Brasil; segundo o autor, a taxa de juros elevada no Brasil, faz com que evidentemente, o empresário capitalista – tanto na visão de Marx, como na visão de Keynes compare a taxa de lucro, com a expectativa de acumular capital. O autor enfatiza assim que a taxa de lucro de uma economia industrial moderna é relativamente contida e quando se depara com as altas de juros do Brasil, faz com que o empresário só invista em última instância. Portanto, o autor dá grande importância aos investimentos em máquinas e equipamentos e lembra que o investimento direto estrangeiro está sendo direcionado para o setor de serviços e indústria extrativa, e não para a indústria de transformação.

Outro problema seria 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 o que de fato acontece atualmente com a economia brasileira, nesse caso o aumento dos salários no setor de serviços que estaria aquecido faz com que aumente os salários também no setor industrial, isso não seria problema nenhum caso outra variável de extrema importância, a produtividade cresça acima desse aumento de custos, porém se isso não ocorre, a indústria reagirá contratando menos ou até mesmo não contratando nada.

Amadeo e Villela (1994) mostram que o crescimento da produtividade tem efeito dúbio: afeta positivamente o superávit comercial, já que este depende do custo unitário do trabalho, mas reduz o emprego (tudo o mais constante) sempre que o efeito sobre a

competitividade for grande o suficiente o crescimento da produtividade terá efeito positivo sobre o emprego. Além disso, variações na produtividade apresentam efeitos indiretos e dinâmicos sobre a competitividade da indústria como por exemplo, redução de desperdícios, técnicas *just-in-time* que aumentam não apenas a produtividade do trabalho, mas principalmente a eficiência do capital e a medida que o crescimento da produtividade aumenta a competitividade ele permite que sejam utilizadas economias de escala. Se estes efeitos indiretos e dinâmicos existem, um pequeno atraso no crescimento da produtividade do trabalho pode gerar consequências sobre a competitividade ao longo do tempo.

Desta forma, fica claro que os aumentos de produtividade podem gerar aumentos de competitividade pela diminuição do custo unitário do trabalho, porém este último também pode aumentar pelo aumento dos custos salários. De acordo com Franco, Bonelli e Fonseca(1998) apud Souza Neto e Curado (2005) o crescimento da produtividade é de crucial importância pois somente através desses ganhos é possível obter-se simultaneamente crescimento dos salários e competitividade das empresas. Além disso, o crescimento da produtividade pode ter um papel distributivo já que Franco (1998) apud Souza Neto e Curado (2005), afirma que a manutenção de altas taxas de crescimento da produtividade induziria a consequências redistributivas já que parte do crescimento da produtividade seria apropriada pelos salários.

De acordo com Bonelli (2012), o CUT pode ser definido como a folha salarial medida em moeda estrangeira por unidade de produção e dividindo-se o numerador e o denominador do CUT pelos insumos de trabalho conclui-se que o custo unitário do trabalho é também igual à razão entre salário médio real e a produtividade do trabalho assim aumentos no denominador devem diminuir o CUT. Fica claro que para ocorrer maior competitividade, crescimento e desenvolvimento industrial e econômico, o crescimento da produtividade deve ser maior que o crescimento dos custos salariais, diminuindo assim o custo unitário do trabalho. Ou então, o país perderá competitividade e participação no mercado internacional e isso pode gerar uma desindustrialização negativa já que dada antes dos níveis de PIB per capita alcançados pelos países desenvolvidos.

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., já o custo da energia elétrica teve uma elevação próxima à média, e os insumos importados puxaram a média para baixo. O autor ainda afirma que como a taxa de

câmbio nominal caiu 29% entre 2001 e 2011, em vez de subir para compensar a alta dos custos em reais, o custo unitário em moeda estrangeira da indústria brasileira acabou sendo ainda maior que o custo unitário em moeda doméstica da indústria brasileira, sendo assim a elevação do custo unitário médio da indústria, em dólares foi de 217%. Propõe assim que a diminuição dos custos em moeda doméstica é essencial para a reindustrialização.

Questão de suma importância também para a discussão da desindustrialização é entender os impactos causados pelo crescimento da economia chinesa, ou o chamado “Efeito China”. O Efeito China configurou-se principalmente na alta dos preços das *commodities*, alta ocasionada pelo aumento da demanda chinesa por matérias primas; e pela queda do preço dos produtos manufaturados já que a economia Chinesa aumentou grandemente essa oferta.

Para Barbosa (2011), na América Latina, a perda da produção industrial não deu-se em virtude da transformação da estrutura produtiva, incorporando serviços agregadores de valor como aconteceu nos países desenvolvidos, mas sim pelo encolhimento da base industrial, base esta herdada durante o modelo de industrialização por substituição de importações, ou seja, não houve uma melhora nos serviços e sim uma retração do setor industrial, já na China sua indústria de transformação é cada vez mais sofisticada e alavanca a expansão dos setores de serviços.

Em 2013, a China foi o maior parceiro comercial do Brasil e o país exportou de acordo com o IPEDATA cerca de 242 bilhões US\$ para o exterior destinando cerca de 19% destes para China e importou cerca de 239,6 bilhões US\$ do exterior, sendo aproximadamente 15,6% oriundos da China. (IPEA, 2014) Barbosa (2011) afirma também que o *boom* das *commodities*, fez com que as exportações latino-americanas apresentassem um crescimento explosivo entre 2000 e 2005, de 45% a.a. que declina para 18% entre 2005 e 2008; nesse período são as exportações chinesas que se destacam por seu intenso dinamismo de 37% a.a., esse comportamento desigual no ritmo de expansão em cada uma das regiões, é explicada em grande parte, pelo perfil do comércio bilateral. O crescimento latino americano parece impactar de forma mais decisiva sobre as importações de produtos industriais chineses.

Para Acioly, Pinto e Cintra (2011), o efeito China estaria invertendo no 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 mantêm a posição altista das *commodities* e de outro lado os produtos manufaturados intensivos em trabalho e tecnologia devido a grande escala de produção utilizada pela china mantêm seus preços baixos. Os autores também explicam que a ampliação da corrente do comércio entre Brasil e China competitiva sobre o parque industrial brasileiro, assim o Efeito China tem

gerado: 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. 3) Perda de participação em terceiros mercados (Estados Unidos, Europa e América Latina) de produtos de maior intensidade tecnológica face o aumento das exportações chinesas.

Assim, as pressões competitivas e o crescimento chinês que influenciariam a produção e consumo em todo o globo poderiam gerar um processo de especialização regressiva da estrutura industrial (desadensamento da cadeia produtiva doméstica) pelo aumento da produção de produtos básicos e “commodities” e perda da produção das manufaturas. Essa especialização regressiva se ocorrer em um montante elevado pode até mesmo gerar desindustrialização. Porém de acordo com Fontagné apud Carmo, Bittencourt e Raiher (2014), a competição entre os países pode ser atenuada caso os produtos por eles exportados sejam verticalmente diferenciados⁴. Carmo, Bittencourt e Raiher (2014) analisam a similaridade entre os produtos exportados pelo Brasil e China ao Mercosul e concluem que a similaridade passou de 0,11 em 1995 para 0,22 em 2009. Porém, também concluem que a similaridade das exportações entre os dois países ocorre, majoritariamente, em produtos verticalmente diferenciados, em que a qualidade dos produtos exportados pelo Brasil é superior à dos produtos exportados pela China.

Outras teorias ligadas ao tema são *hysteresis* e a curva J, além da condição de Marshall-Lerner. De acordo com Teles (2005), o efeito denominado de *hysteresis* tem sua origem na física, e tem sido constantemente aplicado na economia com a finalidade de se explicar mudanças no nível de equilíbrio externo, causadas por choques na taxa de câmbio real da economia. O conceito considera a existência de custos de entrada em novos mercados que não podem ser recuperados posteriormente ou *sunk costs*. Se há uma sobrevalorização cambial, firmas que decidem entrar no mercado doméstico devem incorrer em *sunk costs*, mesmo que a taxa retorne ao seu nível inicial, continuam a atuar no novo mercado, uma vez que já arcaram com os custos de entrada, o que causa um impacto de longo prazo no equilíbrio externo da economia. O conceito foi explorado inicialmente de acordo com o autor por Baldwin (1988, 1989, 1990), Baldwin e Krugman (1989), Dixit (1989, 1992) e Dixit e Pindyck (1989).

Já a curva J ainda de acordo com Teles (2005), surge uma constatação empírica, de que uma desvalorização cambial, causa inicialmente uma queda no saldo das transações

⁴ Nesse caso, os produtos são verticalmente diferenciados quando existe diferença entre a qualidade dos mesmos.

correntes, seguida de um crescimento em saldo mais que proporcionalmente. Krueger (1983) apud Teles (2005) argumenta que o fenômeno emana do fato de que no momento que ocorre a mudança na taxa de câmbio os bens já estão sendo comercializados sob contratos que não podem ser quebrados. Assim, a deterioração das transações correntes no curtíssimo prazo, tende a elevar tal saldo no médio prazo.

Backus et al. (1994) apud Teles (2005), em um caminho contrário à explicação da rigidez nominal, interpretam a curva J a partir de um modelo de ciclos reais com duas economias, em que variações nos termos de troca dessas economias são causadas por choques assimétricos de produtividade. Um choque positivo, causa num primeiro momento, aumento das importações de bens de investimento, o que impede desvalorização imediata do câmbio e aumento das exportações, porém quando o “boom” de importações é dissipado, a situação se reverte, configurando um comportamento semelhante ao da curva J. Outros autores como Junz e Rhoemberg (1973) apud Teles (2005) argumentam que a expansão das exportações e o retardamento das importações ocorram apenas com um número substancial de defasagens (5 anos), apesar deste número ainda ser objeto de discussão variando na literatura entre menos de 1 ano até períodos maiores que os 5 anos.

A condição de Marshall-Lerner deriva da teoria da elasticidade-preço da demanda e afirma que para uma desvalorização da moeda causar um efeito positivo para a balança comercial, a soma da elasticidade de longo prazo das exportações e importações em valor absoluto em relação à taxa de câmbio deve ser maior que um. Isso ocorre, pois apesar de a desvalorização diminuir os custos dos bens nacionais e aumentar o custo dos bens estrangeiros (efeito quantidade), 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 a quantidade for o maior efeito diz-se que a condição de Marshall-Lerner é satisfeita. Logo, a condição pode ser expressa de acordo com Moura (2005) pela condição $|\eta^* + \eta| > 1$, sendo η^* a elasticidade das exportações em relação a taxa de câmbio e η a elasticidade das importações em relação a taxa de câmbio.

2.2 Debate empírico sobre desindustrialização no Brasil

O debate sobre desindustrialização no Brasil ainda é controverso. De um lado os autores ditos ortodoxos defendem que o Brasil não enfrenta o fenômeno da doença holandesa, 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, lembrando ainda

que estes economistas não dão importância para a indústria tratando-a como um setor comum. De outro, economistas muitas vezes heterodoxos que à la Kaldor entendem a indústria como motor para o desenvolvimento econômico devido às externalidades causadas a todos os setores, afirmam que o Brasil estaria convivendo com o fenômeno da desindustrialização causado pela doença holandesa sendo necessário corrigir esta falha de mercado.

Bresser-Pereira e Marconi (2010) afirmam que o Brasil estaria sofrendo de doença holandesa. Entre os sinais da doença estariam: 1) Apreciação da taxa de câmbio causada pelo aumento das exportações principalmente das *commodities*; 2) Balança comercial das *commodities* evolui positivamente após 1992, enquanto os manufaturados se retraíram; 3) Evolução positiva das *commodities* mesmo com a taxa de câmbio apreciada, já para os manufaturados é necessário uma taxa mais depreciada para apresentarem bons resultados no comércio externo; 4) Preços e quantum das exportações de *commodities* cresceram mais rapidamente que os dos manufaturados; 5) Diminuição do valor adicionado dos produtos comercializáveis manufaturados. Afirma também que existe uma indicação do processo desindustrialização, causado pela doença holandesa que é o menor crescimento do PIB industrial brasileiro, comparado com outros países em desenvolvimento como por exemplo, a Coreia do Sul. Além disso, propõe uma desvalorização cambial para aumentar a competitividade de setores intensivos em tecnologia já que seus encadeamentos produtivos são maiores.

De modo um pouco diferente, Cano (2011) apoia a ideia de que o Brasil se desindustrializou, porém acrescenta outros fatores importantes ao debate. O autor defende de maneira ativa o intervencionismo por parte do governo na economia dando como exemplos o caso japonês e coreano. Nega que uma política setorial seja a solução do problema já que a política macroeconômica deveria estar alinhada à política industrial, argumentando que com as atuais taxas de juros e de câmbio seria muito difícil reverter o processo; além disso, mostra que as posições internacionais são complicadas já que desde 1994 o país faz parte da OMC e dessa forma se limitam os subsídios ao setor industrial. O autor critica ainda a abertura da conta capital.

Outros autores que apoiam a existência do fenômeno da desindustrialização no Brasil são Carvalho e Carvalho (2011), que mostram a perda do produto e emprego industrial da economia brasileira desde a década de 80. Afirmam que essa perda relativa do setor industrial ocorreu antes do país ter atingido o PIB per capita que os países desenvolvidos apresentaram quando viram seu setor industrial diminuir relativamente a outros setores, além de que esses países continuaram a elevar sua produtividade mesmo com essa perda relativa do setor

industrial, aumentando assim seus respectivos PIB per capita. Enfatizam ainda que esse processo é fruto de erros na condução de políticas econômicas frente a choques externos como a crise do petróleo na década de 70, crise da dívida externa e altas taxas de inflação que foram dos anos 80 até 94, ataques especulativos em 99 e a crise financeira global em 2008.

Pode-se notar assim, que vários autores defendem ocorrência do fenômeno da desindustrialização seja essencialmente causado pela doença holandesa, seja por má condução de políticas econômicas frente à conjuntura externa ou até mesmo devido ao mau alinhamento entre políticas industriais e políticas macroeconômicas. “Daqui se segue que 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; FEIJO, 2010, p.12).

Porém, existem autores que 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 30. Essas reformas afetaram negativamente o setor industrial. Assim os autores negam a existência do processo de desindustrialização no País na década de 90, pois, afirmam que a perda da participação da indústria foi pequena e sua maior parte antes de 1993, afirmam também que de acordo com as contas nacionais não houve diminuição do emprego industrial, ao contrário, já de acordo com a PIA houve até 2007 um aumento.

Bonelli e Pessoa (2010) mostram que entre 1996 e 2007 o investimento fixo aumentou de 14,4 para 20,1%, e que em 1970 a indústria ganhou peso no mundo, mas que na década seguinte - década perdida de 1980 - ocorreu o contrário e que atualmente a indústria mantém seu peso no total mundial. Por fim, afirmam que as perdas de participação da indústria brasileira advêm do contexto macroeconômico com o baixo crescimento que se mantém desde os anos 90 com alta carga tributária e juros elevados. Ainda assim, eles não descartam que no futuro o Brasil possa passar pelo fenômeno da desindustrialização e que o fato de o câmbio brasileiro sofrer uma tendência à valorização advém do pequeno nível de poupança doméstica, pois se a mesma se elevasse a demanda por bens comercializáveis tanto exportados quanto importados iria diminuir, o excesso de produtos domésticos poderia ser assim exportados e para isso acontecer deveria ocorrer uma desvalorização do câmbio.

Cardoso, Paixão e Nascimento (2012) em seu trabalho empírico também não afirmam a ocorrência do fenômeno no Brasil. Os autores não encontraram evidências de desindustrialização no Brasil em relação ao emprego industrial e ao valor adicionado da

indústria, afirmando que a retração da participação da indústria no PIB pode ser efeito de más políticas industriais e de alta carga tributária. Porém, sua análise em relação a elasticidade-renda demonstrou haver presença de desindustrialização no Brasil, esse fato pode demonstrar que o Brasil poderia estar passando pela desindustrialização natural do processo de desenvolvimento.

Mesmo negando a ocorrência de doença holandesa no Brasil e também a ocorrência da desindustrialização, Nassif (2008) argumenta que a perda da participação da indústria no PIB aconteceu; porém, a queda industrial se deu durante os anos 80 antes das implementações das reformas estruturais e essa queda aconteceu conjuntamente a queda da produtividade industrial, estagnação econômica e elevadas taxas de inflação, afirmando que entre 1991 e 1998 manteve-se o peso da indústria. Depois de 1999, manteve-se as baixas taxas de crescimento e a produtividade também caiu. Esses foram os fatores para a indústria não retornar a suas taxas da década de 80. O autor orienta a discussão no sentido de que em 1980 não foi a doença holandesa que causou o processo de desindustrialização e sim as quedas da produtividade industrial, e estagflação. Porém, chega a conclusão que durante a década de 90 não houve redução relativa do setor, e sim uma manutenção. Em seu modelo empírico nega a ocorrência da doença holandesa, mas também afirma que no longo prazo a sobreapreciação da taxa de câmbio poderia causar desindustrialização. Sua posição se assemelha a de Bonelli e Pessoa (2010). Nascimento, Cardozo e Cunha (2009) sinalizam que o Brasil sempre foi dependente de *commodities* e que essa não é uma questão conjuntural e sim estrutural.

O presente capítulo buscou delimitar os principais aspectos do debate teórico que discute a presença do fenômeno sobre desindustrialização no Brasil abordando diversas óticas. De fato, as discussões são recorrentes e sinalizam a redução do ritmo de crescimento industrial, ainda não seja conclusivo o motivo da mesma. A próxima seção abordará a metodologia utilizada no trabalho.

3 METODOLOGIA

Esta seção é composta pelos procedimentos metodológicos utilizados para elaboração do presente estudo. O primeiro subcapítulo é composto pelas bases de dados utilizadas tanto para as estatísticas descritivas, quanto para os modelos econométricos. O segundo subcapítulo é composto pelas variáveis utilizadas assim como os autores que as adotaram e por fim o último subcapítulo versará sobre o modelo teórico e a estratégia empírica utilizada.

3.1 Base de dados

A análise utiliza os dados mensais e abrange o período de 2000 a 2013 e para o segundo modelo o período de 2002 a 2013. Os dados utilizados foram coletados na base de dados do IBGE, Aliceweb do MDIC/SECEX e BACEN.

3.2 Variáveis utilizadas

Para os dados descritivos foram utilizados do IBGE as séries Formação Bruta de capital Fixo – Máquinas e equipamentos em R\$ (milhões) a preços constantes de 1980, valor adicionado da indústria, o índice da produção física da indústria de transformação e o índice do pessoal ocupado na indústria utilizado para calcular a produtividade-homem do trabalho, número de horas pagas da PIA utilizado para cálculo da produtividade-hora da indústria de transformação, e número de horas pagas por trabalhador e câmbio nominal obtido junto ao Bacen em R\$/US\$ para cálculo do custo unitário do trabalho. Utiliza-se além de exportações e importações brasileiras para cálculo da balança comercial, as exportações e importações entre o comércio Brasil-China todos obtidos junto ao MDIC-SECEX. Nesse caso a utilização destas variáveis segue a literatura já que são as mesmas utilizadas por Cano (2011); Oreiro e Feijó (2010), Amadeo e Villela (1994), Bresser-Pereira e Marconi (2010), entre outros.

Para os modelos foram utilizados neste trabalho dados logaritmizados das exportações dos produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados (FOB) de acordo com a classificação do MDIC/SECEX, obtidos junto ao Sistema ALICEWEB do MDIC/SECEX, além das mesmas variáveis para as séries de importações todas em US\$ (milhões). Foram também utilizadas as séries “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” e taxa de câmbio real IPA-IT obtidos junto ao Ipeadata. Para cálculo do grau de abertura comercial⁵ foram utilizados ainda além das exportações e importações já citados, o PIB brasileiro em US\$ obtido junto ao BACEN. Além da produtividade-hora da indústria de transformação e custo unitário do trabalho calculado com base nas séries citadas.

Para tanto, foram construídos dois modelos. Cada modelo também é filtrado com base nos dados da balança comercial por fator agregado – básicos, semimanufaturados e manufaturados. Buscou-se analisar com tais procedimentos e séries o impacto e a intensidade dos fatores determinantes da BC nos diferentes graus de processamento dos bens exportados e importados.

3.3.Procedimentos metodológicos: modelo teórico e estratégia empírica

O presente estudo utiliza como ferramenta as séries temporais. Uma das suposições frequentes de acordo com Morettin e Tolo (2004) é que as séries sejam estacionárias, ou seja, que ela se desenvolva no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. É necessária assim a utilização de testes estatísticos para a determinação de presença de raiz unitária. Foram assim utilizados os testes DF-GLS e o teste Phillips-Perron.

Phillips e Perron (1988) apud Margarido e Anefalos (1999) assumem que de forma resumida o erro do teste ADF: $\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t$ é dado por: $e_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_t$, ou seja, o erro é gerado por um modelo de médias móveis de ordem 1. Assim, existe autocorrelação nos resíduos. Nesse caso, o modelo de Phillips-Perron é o mais indicado quando confirma-se a existência de médias móveis. Utilizou-se um modelo com tendência e constante, para a determinação do número de defasagens foi utilizado o método Barlett-Kernel.

Já o modelo DF – GLS foi proposto por Elliott, Rothenberg e Stock em um artigo na Econometrica em 1996. (BOSTON COLLEGE, 2010). O teste utiliza os mínimos quadrados generalizados (GLS) e possui melhores propriedades estatísticas principalmente quando existe uma média ou tendência desconhecida. O teste com constante e tendência utilizado se dá na forma:

⁵ O grau de abertura comercial é calculado para cada fator agregado sendo: $\frac{X_i + M_i}{PIB(US\$)}$. 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.

$\Delta y_t^\mu = \beta_0 + \beta_{1t} + \alpha_0 y_{t-1}^\mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j}^\mu + \varepsilon$; o número de defasagens utilizadas foi determinado pelo Critério de Informação de Akaike Modificado (MAIC).

Calculou-se também o coeficiente de correlação que de acordo com Gujarati e Porter (2011), definido como: $\rho = \frac{cov(X,Y)}{\sqrt{var(X)var(Y)}} = \frac{cov(X,Y)}{\sigma_x \sigma_y}$, assim ρ é uma medida de associação linear entre duas variáveis e situa-se entre -1 e +1 indicando associação negativa perfeita e associação

o positiva perfeita, respectivamente.

Outro teste utilizado foi o teste de causalidade de Granger. Gujarati e Porter (2011) pressupõem que as informações relevantes para a previsão das respectivas variáveis preditivas estão unicamente nos dados de série temporal dessas variáveis. Assim, a balança comercial dos manufaturados no tempo t , por exemplo, estaria relacionada a seus próprios valores bem como àqueles das outras variáveis e seus valores defasados, desta forma o presente trabalho também utiliza o teste de Granger para analisar a precedência temporal entre as variáveis.

Utilizou-se também o teste de cointegração de Johansen para estimação dos coeficientes 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 usa-se a estatística traço (λ).

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 (vetorial de correção de erro) que para dado processo AR(p):

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{x}_{t-p} + \boldsymbol{\psi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1),$$

que após ser reparametrizada se torna:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{p-1} \Delta \mathbf{x}_{t-p+1} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{A}_0 + \boldsymbol{\psi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2),$$

com:

$$\boldsymbol{\Gamma}_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i), \quad i = (1, \dots, p-1) \quad (3) \text{ e}$$

$$\boldsymbol{\Pi} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_p) \quad (4)$$

Sendo: \mathbf{x}_{t-1} um vetor de ($n \times 1$) de variáveis estocásticas, Δ é um operador de diferenças, \mathbf{D}_t é um vetor de variáveis determinísticas (não estocásticas), $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma})$, \mathbf{I} é uma matriz identidade ($n \times n$) e \mathbf{A}_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$). Assim o posto da

matriz (número de linhas não nulas) Π será o número de vetores de cointegração. Johansen (1988) apud Caldarelli e Camara propõe a decomposição da matriz Π em:

$$\mathbf{\Pi} = \mathbf{\alpha}\mathbf{\beta}' \quad (5)$$

Sendo que $\mathbf{\alpha}$ representa a velocidade de ajustamento da matriz no curto prazo, ou seja, a velocidade de correção em cada período do desequilíbrio de longo prazo e $\mathbf{\beta}'$ é uma matriz dos coeficientes de cointegração de longo prazo. Por fim, estimou-se as funções de resposta a impulso que analisa o desempenho das variáveis face a um choque 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.

Para tanto, foram construídos dois modelos teóricos, cada modelo também é filtrado com base nos dados da balança comercial por fator agregado – básicos, semimanufaturados e manufaturados –, buscou-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 avaliam a existência de desindustrialização no Brasil por meio de um modelo de dados em Painel. Assim foram feitas algumas modificações e o modelo final utilizado nesse trabalho foi:

$$\ln XM_i = \alpha_i + \ln CAMER + \ln JD + \ln CAP + \ln IMP + \ln GAC_i + \varepsilon_i$$

Em que: $\ln XM_i^6$ é o índice da balança comercial, i denotando o tempo já que trata-se de séries temporais. $\ln CAMER$ é o câmbio real, $\ln JD$ é o juros real, $\ln CAP$ é o índice de utilização da capacidade instalada da indústria, $\ln IMP$ é o índice de exportações mundiais e $\ln GAC$ é o grau de abertura comercial. A escolha das variáveis para o trabalho segue a literatura técnica, pois o comportamento nesse caso da balança depende da taxa de câmbio, de uma proxy da renda mundial nesse caso $\ln IMP$, e de um indicador da atividade doméstica nesse caso $\ln CAP$, além de $\ln GAC$ representar a inserção internacional de cada fator agregado e a taxa de juros que determina o custo dos investimentos. Os modelos ainda foram filtrados segundo fator agregado.

O segundo modelo tenta mensurar os impactos de choques na variável produtividade-hora da indústria de transformação nas balanças comerciais por fator agregado básicos, semimanufaturados e manufaturados e sobre o custo unitário do trabalho. A literatura mostra

⁶ O índice da balança comercial foi obtido através da fórmula: $\frac{X_i}{M_i}$, com i denotando o tempo. Deve se lembrar que os modelos também foram filtrados segundo fator agregado.

uma inter-relação entre as duas variáveis e sua importância para a competitividade em determinados setores, como já citado anteriormente. Pode se esperar que aumentos na Produtividade baixem o Custo Unitário do Trabalho, mesmo que os custos salariais se elevem. Logo, se a produtividade estiver crescendo a taxas maiores que os Custos salariais haverá ganhos de competitividade, podendo ainda a maior produtividade aumentar também o emprego industrial como destacado por Amadeo e Villela (1994).

Assim o modelo utilizado será:

$$\ln XM_i = \ln PHDT + LNCUT + \varepsilon_i$$

Sendo $\ln XM_i$, o índice da balança comercial por fator agregado, $\ln PHDT$ ⁷ o índice da produtividade-hora da indústria de transformação, e $\ln CUT$ ⁸, o custo unitário do trabalho que também se apresenta em índice e como Amadeo e Villela (1994) mostram 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*.

3.4. Hipóteses

O presente estudo procurou comprovar as seguintes hipóteses:

H1: O Brasil estaria sofrendo um processo de desindustrialização, de forma que o setor industrial estaria perdendo participação no PIB frente ao setor de serviços, apresentando assim uma “desindustrialização negativa”, pelo fato de ocorrer abaixo dos níveis de renda per capita dos países desenvolvidos.

H2: A desindustrialização não estaria ligada ao fenômeno da doença holandesa, desta forma mudanças nas variáveis câmbio e juros não alterariam o resultado dos setores exportadores de produtos semimanufaturados e manufaturados.

H3: O fenômeno da desindustrialização no Brasil é induzido pelo baixo crescimento da produtividade na indústria de transformação.

H4: O fenômeno da desindustrialização no Brasil é induzido pelo “Efeito China”.

Logo, o desenvolvimento e o crescimento econômico estariam sendo prejudicados.

⁷ O índice da produtividade-hora da indústria de transformação foi obtida dividindo-se a produção física da indústria de transformação, pelo índice de horas .

⁸ O Custo unitário do trabalho foi calculado pela fórmula $c_j = \frac{w_j}{\Delta_j e_j}$ sendo w_j o custo salarial horário calculado dividindo-se o índice da folha de pagamento por trabalhador pelo índice das horas pagas por trabalhador; Δ_j a produtividade-hora do trabalho e e_j a taxa de câmbio entre moeda doméstica e dólar. O resultado se dá em US\$.

4. EVIDÊNCIAS DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO E SEUS EFEITOS SOBRE A BALANÇA COMERCIAL: RESULTADOS E DISCUSSÕES

O presente capítulo discute as evidências ou não de desindustrialização da economia brasileira e seus efeitos sobre o comportamento da balança comercial brasileira por fator agregado, no período de 2000 a 2013, utilizando as ferramentas de séries temporais. No primeiro item apresenta-se a análise de indicadores sobre a desindustrialização no Brasil. Já no segundo item do capítulo analisam-se os resultados empíricos dos modelos utilizados, além de buscar identificar os efeitos de choques em variáveis econômicas selecionadas – câmbio, juros, índice de importações mundiais, grau de abertura por fator agregado e produtividade – e seus impactos no comportamento da balança comercial por fator agregado.

4.1 Análise de Indicadores sobre desindustrialização no Brasil

Observa-se na Tabela 1, que a formação bruta de capital fixo em termos nominais cresce cerca de 444,35% entre os anos 2000 e 2013. Porém, deve-se analisar a variável em termos reais, assim de acordo com a variação real anual a preços do ano anterior (base móvel), o país passa de um índice de 0,3 para 0,8, dessa forma há também um expressivo aumento. Fica claro que os investimentos em máquinas e equipamentos no período de análise aumentaram.

Outros dados importantes podem ser visualizados na Tabela 2. Nela mostra-se a média do índice da produtividade-homem industrial, obtida a partir dos dados da produção e do pessoal ocupados da indústria do IBGE, tanto da indústria geral, quanto da indústria de transformação. Pode-se ver que no ano 2000 o Brasil apresentava uma produtividade na indústria de transformação de 0,8107 e passa ao ano de 2013 para 1,007, nesse caso a produtividade aumentou aproximadamente 0,22% acima do aumento da produtividade da indústria geral, que passa de 0,8021 para 0,9942.

TABELA 1. Formação Bruta de capital Fixo – máquinas e equipamentos em R\$ e Formação Bruta de capital fixo – máquinas e equipamentos, série encadeada pela taxa de variação real anual a preços do ano anterior (base móvel) - Brasil: 2000/2013.

Ano	Formação Bruta de Capital Fixo (R\$)	Formação Bruta de capital fixo – Índice
2000	84.641	0,30
2001	101.662	0,31
2002	107.339	0,29
2003	121.550	0,28
2004	149.701	0,31
2005	170.656	0,33
2006	201.084	0,38
2007	251.133	0,46
2008	328.539	0,55
2009	293.347	0,48
2010	384.946	0,63
2011	418.529	0,66
2012	396.856	0,72
2013	460.741	0,80

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

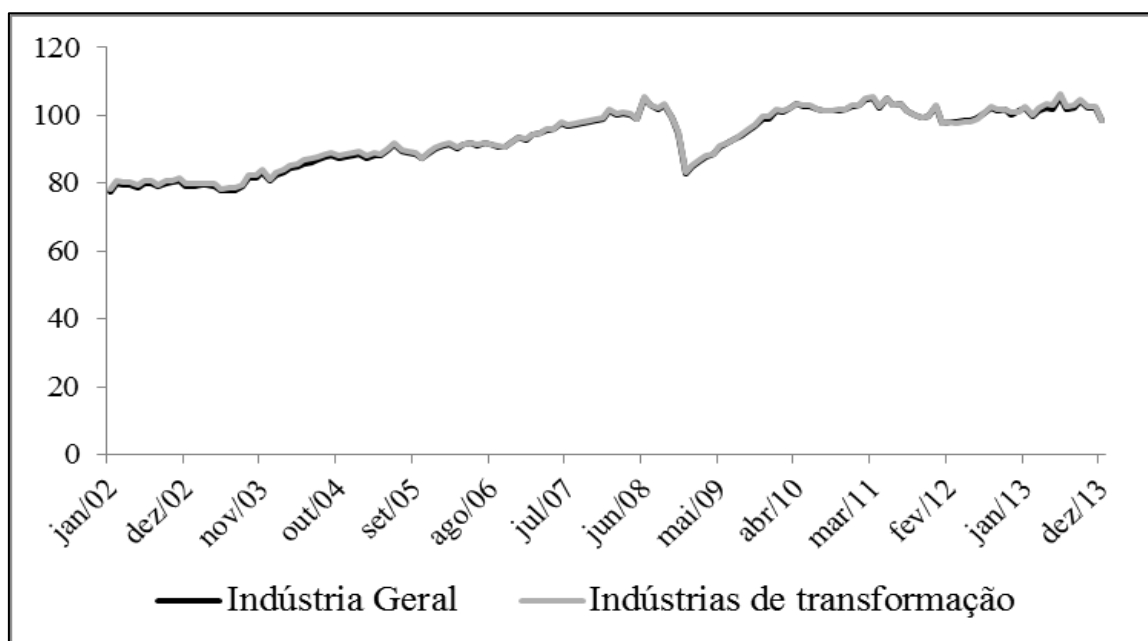
TABELA 2. Produtividade da indústria da indústria geral e da indústria de transformação – índice – Brasil: 2002/2013

Ano	Indústria geral	Indústria de transformação
2002	0,8021	0,8107
2003	0,8102	0,8174
2004	0,8589	0,8690
2005	0,8753	0,8820
2006	0,9008	0,9050
2007	0,9306	0,9354
2008	0,9374	0,9427
2009	0,9176	0,9241
2010	0,9798	0,9855
2011	0,9745	0,9800
2012	0,9619	0,9674
2013	0,9942	1,0070

Fonte: elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A Figura 1 mostra a produção física da indústria de transformação e indústria geral. Nesse caso, verifica-se um grande aumento nos dois tipos de indústrias com os índices passando de cerca de 77,3 no caso da indústria geral no ano de 2000 para 98,4 em 2013 e índices parecidos no caso da indústria de transformação, que passou de 78,1 no ano de 2000 para 98,3 no ano de 2013.

Figura 1. Produção física da indústria geral e indústria de transformação – índice de base fixa com ajuste sazonal (média de 2012 = 100). – Brasil: 2002/2013



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Porém, a produção física não é um bom indicador para a análise de desindustrialização, já que de acordo com as teorias analisadas anteriormente e o debate sobre desindustrialização propriamente dito, verificou-se que dois indicadores que definem o conceito de desindustrialização são a queda do emprego industrial e a queda da participação do valor adicionado da indústria. Assim, analisar-se-ão estes indicadores. Primeiramente analisa-se o emprego industrial a partir do índice de base fixa mensal do pessoal ocupado da indústria obtido no IBGE, a partir da Figura 2. O emprego se manteve estável no período, tendo apenas uma pequena queda de 101,02 no ano 2000 para 100,61 no ano 2013 para a indústria de transformação. Já a indústria geral apresenta até uma leve melhora passando de 100,99 para 101,25. Nesse caso as variações no desemprego são ínfimas, não se caracterizando como um processo de desindustrialização, parecendo mais com um processo de manutenção do emprego industrial.

Discorre-se também sobre o valor adicionado da indústria no PIB, como demonstrado na Figura 3. Nesse caso observa-se que de fato há uma evidência de desindustrialização no Brasil, 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. Porém, um fato interessante acontece a partir de 2010 onde a indústria, que mantinha sua participação em 16,23%, e em 3 anos passa para 13,13%. Nesse caso não se pode negar que exista evidência de um processo de

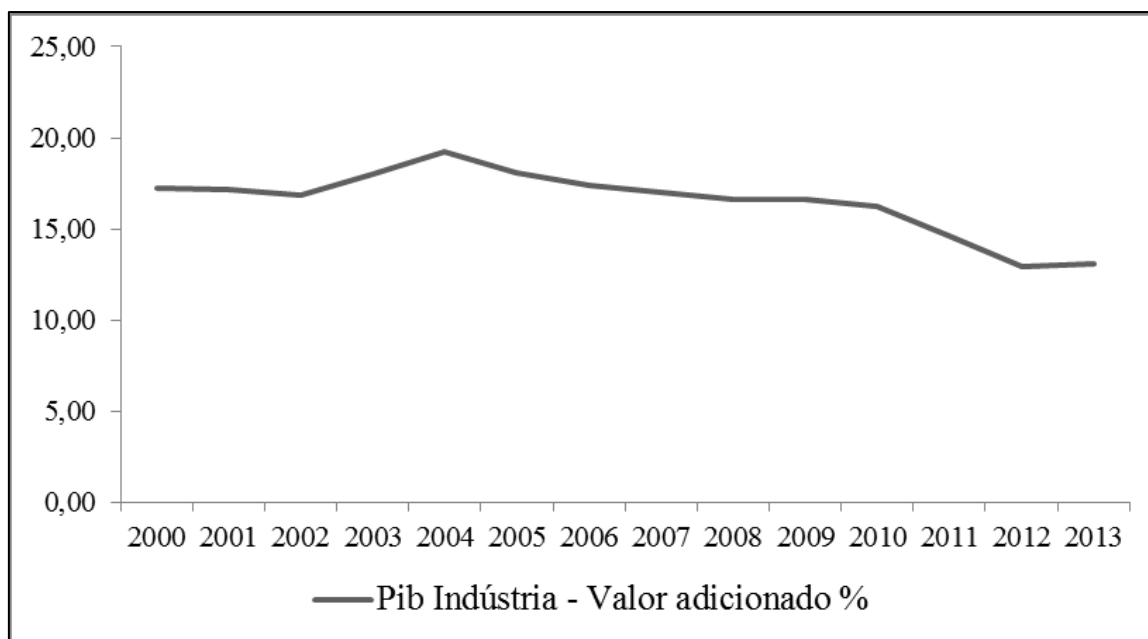
desindustrialização da economia brasileira, porém, parece que este fato pode estar ligado com o baixo crescimento da economia brasileira nesses 3 últimos anos. Além de que apesar da formação bruta de capital fixo durante a série tenha aumentado, em 2012 ocorre uma diminuição da mesma, fato igual só ocorre em 2009 e essa diminuição pode também ter influenciado na queda industrial posterior.

Figura 2. Emprego na indústria geral e Indústria de transformação – índice de base fixa com ajuste sazonal.



Fonte: IBGE.

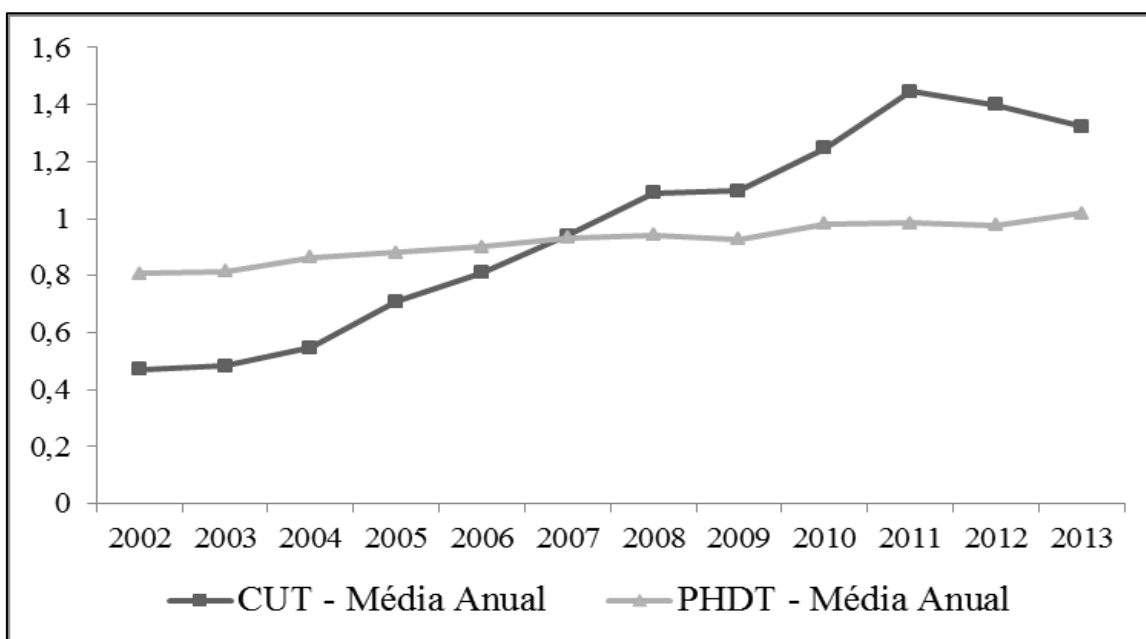
Figura 3. PIB Indústria – Valor Adicionado, participação do PIB em %.



Fonte: IBGE (2015).

Calculou-se também o custo unitário do trabalho, uma medida de competitividade internacional e a produtividade-hora do trabalhador da indústria de transformação. A Figura 4 mostra como as séries se comportaram entre 2002 e 2013. Nota-se que o custo unitário do trabalho cresce até 2011, ultrapassando a produtividade-hora do trabalhador em 2007. Porém, o custo unitário do trabalho acaba por apresentar uma tendência negativa após 2011, enquanto a produtividade continua a apresentar uma tendência positiva. Assim as duas variáveis se mostram relevantes para o processo de desindustrialização na década, já que em 2011, ano em que as duas séries mais se distanciaram, a indústria diminuiu a sua participação no PIB em aproximadamente 1,63%.

Figura 4. PIB Indústria – Custo unitário do trabalho e produtividade-hora da indústria de transformação – Brasil 2002 a 2013.

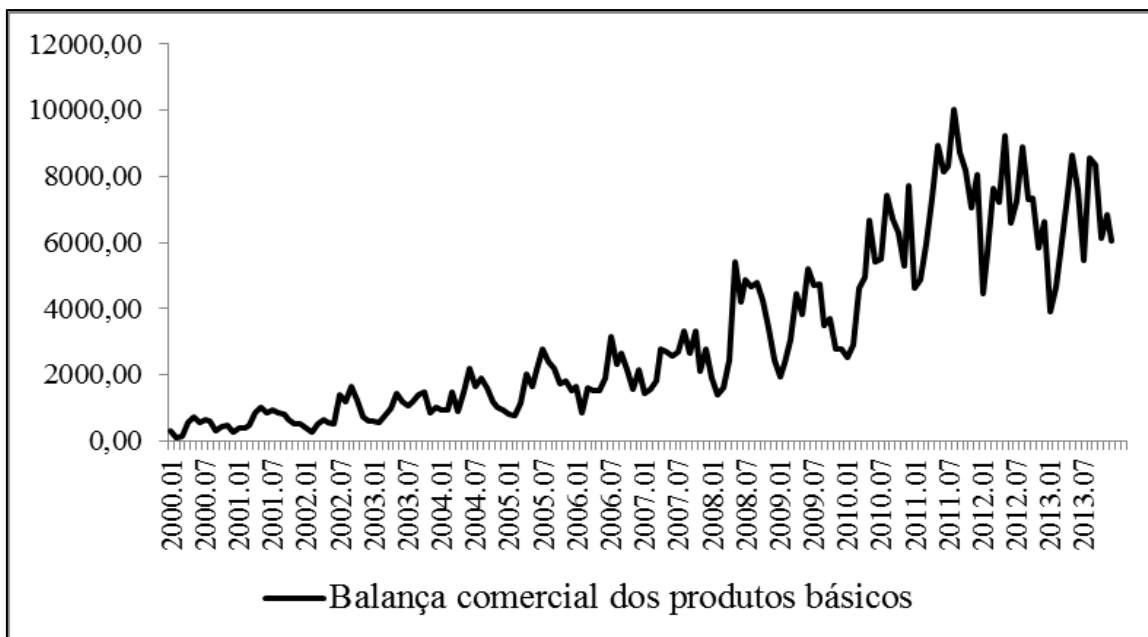


Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Analisa-se também a partir da Figura 5, as balanças comerciais segundo fator agregado, utilizando-se dados mensais. Fica claro que os produtos básicos apresentaram uma tendência positiva passando 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 1237%. Nesse caso, o Brasil mostra sua vantagem competitiva em produtos básicos e com baixo grau de elaboração. Os produtos semimanufaturados dispostos na Figura 6, também apresentaram tendência positiva, porém, mais discreta em comparação aos produtos básicos. A balança que em janeiro de 2000 apresentava um superávit de aproximadamente US\$521,47 milhões passa em janeiro de 2013 a apresentar um superávit de aproximadamente US\$2098,94 milhões.

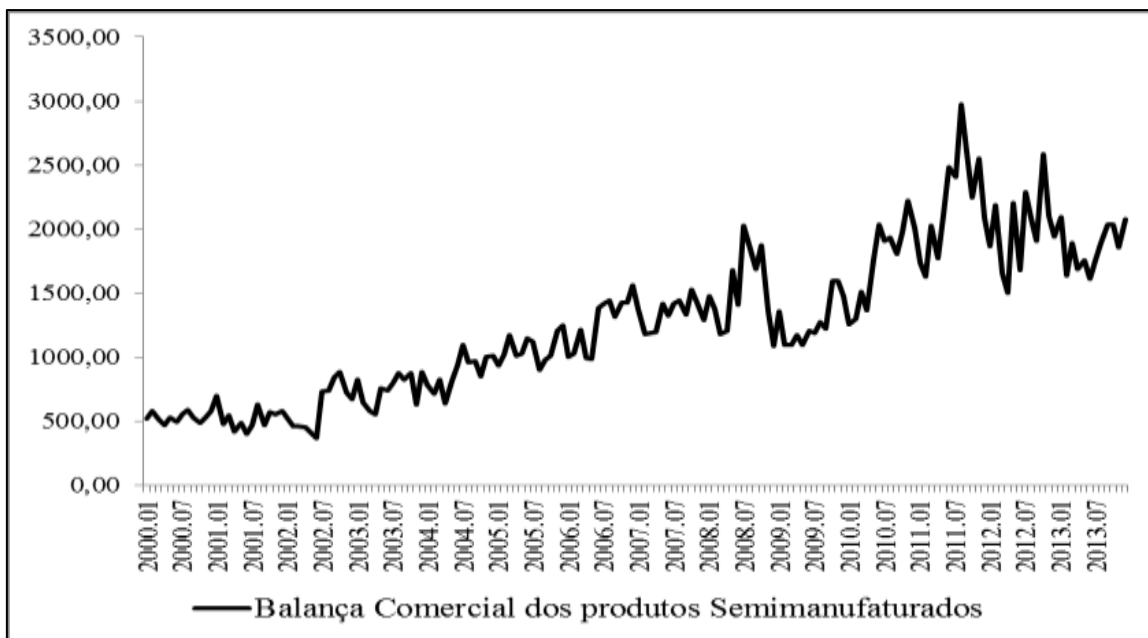
A última balança comercial segundo fator agregado, refere-se aos produtos manufaturados, ou seja, produtos mais elaborados. De acordo com a Figura 7, nota-se que a balança apresentava uma tendência positiva até 2005 e a partir de 2006 inicia-se uma tendência negativa, voltando a ficar deficitária; uma das explicações seria a apreciação cambial ocorrida no período. Porém, mostra-se através da Figura 8 que a partir de 2011 o câmbio real se deprecia e a tendência negativa e deficitária da balança comercial se mantém.

Figura 5. Balança Comercial Mensal dos produtos básicos - US\$ milhões - Brasil: 2000/2013



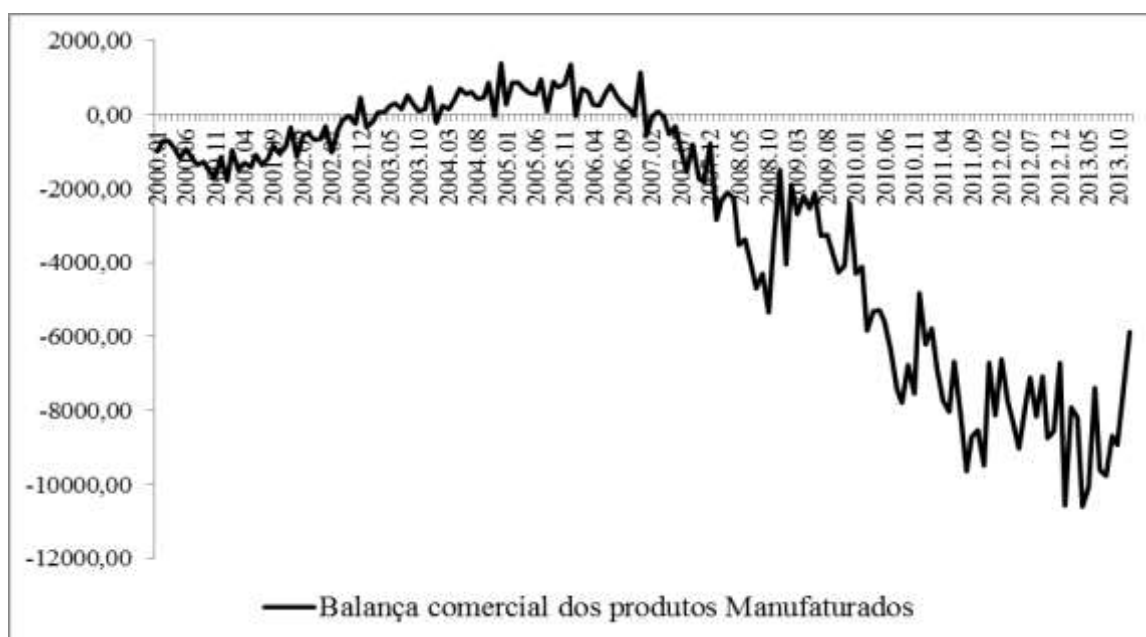
Fonte: IPEADATA (2015).

Figura 6. Balança Comercial Mensal dos produtos semimanufaturados - US\$ milhões- Brasil: 2000/2013



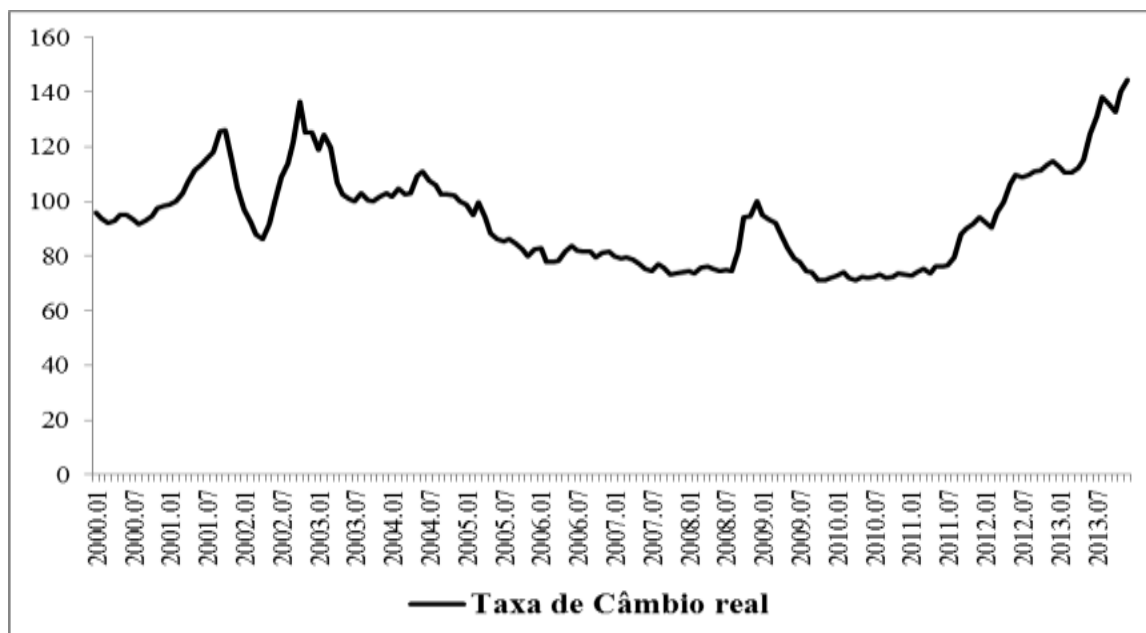
Fonte: IPEADATA (2015).

Figura 7. Balança Comercial Mensal dos produtos Manufaturados - US\$ milhões - Brasil: 2000/2013



Fonte: IPEADATA (2015).

Figura 8. Índice do Câmbio Real. – Brasil: 2000/2013 – Ano base = Média de 2005 = 100

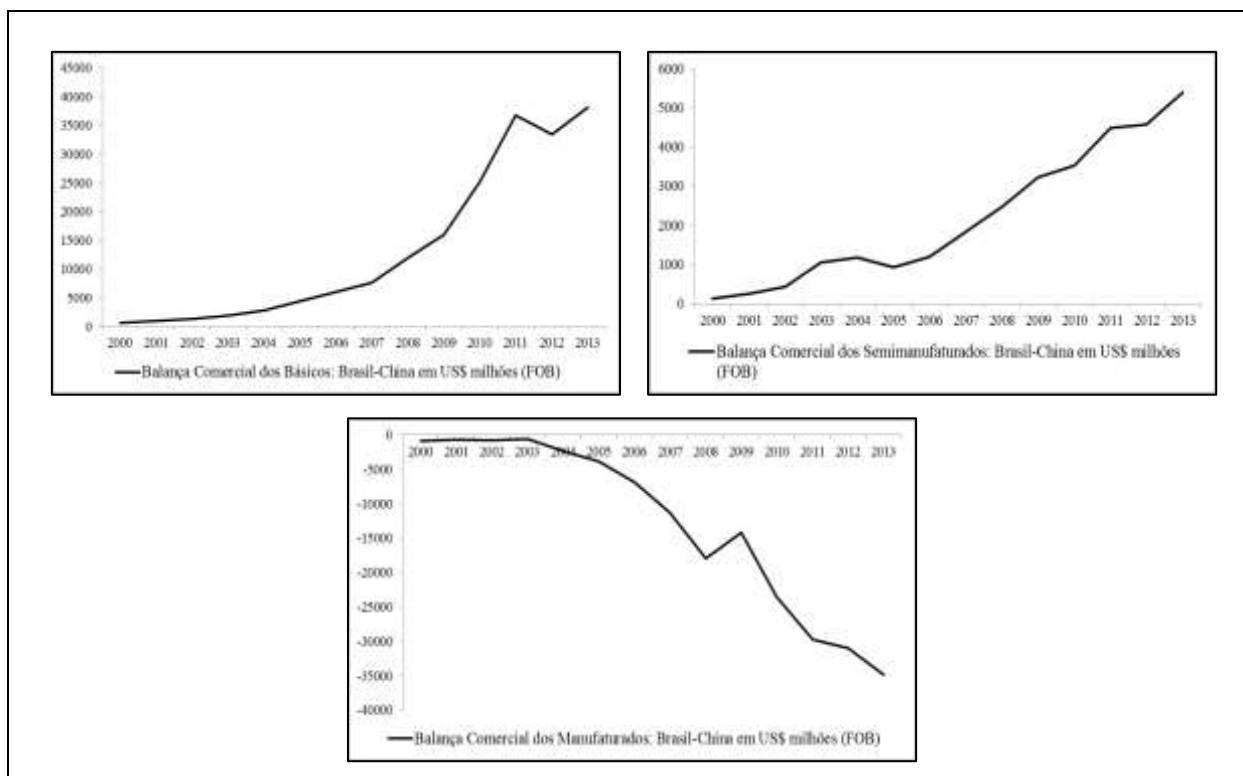


Fonte: IPEADATA (2015).

Para finalizar apresenta-se uma figura com a análise do comércio entre Brasil-China, segundo fator agregado. De acordo com a Figura 9, fica claro que o Brasil melhorou sua balança comercial nos produtos básicos e semimanufaturados e piorou muito em relação aos produtos manufaturados. Essa pode ser uma evidência do Efeito China que poderia causar

desindustrialização.

Figura 9. Balanças Comerciais entre o comércio Brasil-China segundo fator agregado: US\$ milhões -2000/2013.



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Assim, finaliza-se essa seção e mostra-se que a formação bruta de capital fixo, produtividade industrial e produção física aumentaram no período de análise, já o emprego industrial se manteve praticamente constante não caracterizando um processo de desindustrialização. Evidencia-se ainda que a partir do valor adicionado da indústria no PIB, que há evidências de um processo de desindustrialização no período. O baixo desempenho do setor de manufaturados no comércio internacional pode estar ligado à apreciação cambial sofrida pelo *boom* das *commodities*, porém no período mais recente com a desvalorização real do câmbio, a balança continua a apresentar tendência negativa. Mostra-se também como se comportaram as variáveis Custo Unitário do Trabalho e Produtividade-Homem da indústria de transformação que demonstraram que a primeira cresceu a taxa superiores à última apresentando uma tendência de queda pós 2011. Porém, deve-se lembrar que em conjunto com esse fato verificou-se baixo crescimento do Brasil no período, influenciado até mesmo pela crise financeira internacional. Há evidências do Efeito China e o seu suposto desadensamento da pauta de exportação, já que este país é o maior parceiro comercial

brasileiro e cada vez mais o Brasil exporta produtos básicos e semimanufaturados apresentando déficit na balança comercial dos manufaturados em mais de 34 bilhões.

Na próxima seção serão explicitados os resultados dos testes e dos modelos empíricos utilizados.

4.2 Análise dos resultados dos modelos empíricos.

Nesta seção discute-se os resultados dos testes e modelos empíricos utilizados. Os resultados são baseados no Modelo Vetorial de Correção de erros e análise da função Impulso-resposta, ou seja, como choques em determinadas variáveis influenciam a balança comercial brasileira por fator agregado. Isso permitirá identificar se a desindustrialização brasileira ocorreu de fato pela doença holandesa, já que para os autores que a defendem, um aumento na taxa de câmbio e redução na taxa de juros, poderia proporcionar uma “correção” ou “controle” do problema e dessa forma incentivar os setores industriais que agregam maiores valores em seus produtos, nesse caso os semimanufaturados e manufaturados.

Primeiramente, analisa-se o modelo 1, procedendo-se à análise de estacionariedade das séries, com o uso dos testes de raiz unitária. As análises são realizadas a partir dos resultados obtidos na Tabela 3. É possível observar que no caso dos básicos o índice da balança comercial, juros real e a capacidade instalada da indústria as séries são integradas de ordem zero - $I(0)$, ou seja, não apresentam raiz unitária. Já as demais variáveis apresentaram ser $I(1)$. Nos Semimanufaturados as mesmas variáveis apresentaram ser integradas de ordem zero porém, o grau de abertura comercial passou de $I(1)$ para $I(0)$ ou seja é estacionária. Por fim, nos Manufaturados, o índice da balança comercial passou a ser integrada de ordem um $I(1)$, ou seja, a ser não estacionária em nível, sendo os juros reais e a capacidade instalada da indústria as únicas variáveis integradas de ordem zero.

TABELA 3. 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 probabilidade⁹.

H0: Presença de raiz unitária; H1: Ausência de raiz unitária.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Observou-se que algumas séries são estacionárias em nível, enquanto outras não. Optou-se então por realizar o teste de raiz unitária Phillips-Perron para melhor análise dos dados, que estão na Tabela 4. Pode-se verificar que há algumas mudanças na estacionaridade das séries no modelo. No caso dos básicos lnGAC passa a ser estacionária de acordo com o teste Phillips-Perron e as outras variáveis permanecem iguais ao teste DF-GLS. No Semimanufaturados o teste demonstra ser igual ao teste DF-GLS. Por fim, no Manufaturados a variável lnGAC também passa a ser estacionária ou seja $I(0)$. Essa variável passa a ser indefinida nos dois modelos e os três modelos apresentam variáveis estacionárias e não estacionárias. Nesse caso utilizou-se o teste de Johansen para testar a existência de cointegração entre as variáveis do modelo, os resultados estão nas tabelas 5, 6 e 7.

⁹ Se não significativo à 0,05 de probabilidade e à 0,10 de probabilidade significa que as séries são não estacionárias em nível, sendo assim integradas de ordem um.

Tabela 4. 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.

H0: Presença de raiz unitária; H1: Ausência de raiz unitária.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 5. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Básicos.

Hipótese Nula H0	Hipótese Alternativa Há	Básicos	
		Eigenvalue	Estatística traço
$r \leq 5$	$r = 6$	0.015	2.514
$r \leq 4$	$r = 5$	0.035	8.444
$r \leq 3$	$r = 4$	0.111	28.049
$r \leq 2$	$r = 3$	0.141	53.362
$r \leq 1$	$r = 2$	0.252	101.592*
$r = 0$	$r = 1$	0.341	170.709 *

* Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 6. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Semimanufaturados.

Hipótese Nula H0	Hipótese Alternativa Há	Semimanufaturados	
		Eigenvalue	Estatística traço
$r \leq 5$	$r = 6$	0.015	2.520
$r \leq 4$	$r = 5$	0.028	7.157
$r \leq 3$	$r = 4$	0.094	23.335
$r \leq 2$	$r = 3$	0.211	61.959*
$r \leq 1$	$r = 2$	0.248	108.333*
$r = 0$	$r = 1$	0.357	180.352 *

* Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 7. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Manufaturados.

Hipótese Nula H0	Hipótese Alternativa Há	Manufaturados	
		Eigenvalue	Estatística traço
$r \leq 5$	$r = 6$	0.015	2.509
$r \leq 4$	$r = 5$	0.027	7.045
$r \leq 3$	$r = 4$	0.084	21.392
$r \leq 2$	$r = 3$	0.200	57.678*
$r \leq 1$	$r = 2$	0.294	114.505*
$r = 0$	$r = 1$	0.389	194.778 *

Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A estatística traço mostra 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 de longo prazo. Os modelos levaram em consideração uma constante fora do espaço de cointegração e uma defasagem. As relações existentes entre as variáveis serão estimadas com o uso de um modelo Vetorial de Correção de Erros (VEC).

Antes, porém, cabe salientar que foram ainda feitos os testes de correlação de Person e o Teste de causalidade de Granger que estão disponíveis no Apêndice A nas Tabelas 19 à 23. No caso da balança comercial dos básicos tanto juros, quanto câmbio apresentam grau de correlação baixo com a balança, sendo mediana a correlação entre balança comercial e níveis de importações mundiais. Já para os semimanufaturados, apesar de a correlação entre câmbio e balança aumentar, seu grau ainda é baixo, juros e balança comercial também apresentam baixo grau de correlação, novamente sendo mediano o grau de correlação entre balança comercial e níveis de importações mundiais. Por último, para os produtos manufaturados, juros e balança passam a apresentar correlação mediana, assim como balança e níveis de importações mundiais, câmbio e balança apresentam correlação baixa.

Já no teste de Granger, os principais resultados para os produtos básicos mostram que o câmbio não precede as variações na balança; já juros apresentou precedência temporal em relação à balança a 0,1 de probabilidade, apenas quando se considerou três defasagens. No caso dos semimanufaturados câmbio e juros apresentam precedência temporal em relação à balança comercial. E por fim para os produtos manufaturados, câmbio apresenta precedência temporal com 2 e 3 defasagens em relação a balança comercial e juros não apresenta precedência temporal na balança.

Os resultados das estimativas de curto e longo prazo do modelo VEC são apresentados nas Tabelas 8, 9 e 10, lembrando que os resultados já foram invertidos devido à

normalização do vetor de cointegração. Como pode-se verificar, a estimativa dos coeficientes de longo prazo β mostra que uma variação de 1% na variável CAMER resultaria em uma variação de -1,52% em XMB. Já nos semimanufaturado uma variação de 1% em CAMER resultaria em uma variação de 0,587% em XMS. E por fim nos manufaturados uma variação de 1% em CAMER resultaria em uma variação de -1,102% de XMM. Assim fica claro que no longo prazo uma variação na variável câmbio real, nesse caso uma depreciação, rejeita a hipótese de doença holandesa já que pioram-se os saldos das balanças comerciais por fator agregado, exceto no caso da balança comercial dos semimanufaturados.

Esse fato pode sugerir que a condição de Marshall-Lerner não é satisfeita, assim a soma em valor absoluto das elasticidades das exportações e importações seria menor que um. Ou seja, o efeito custo das importações seria maior que o efeito quantidade advindo da desvalorização cambial. Outro motivo seria o encontrado por Teles (2005), onde analisa de forma empírica a curva J para o caso brasileiro em um ambiente de *hysteresis*. Chega-se à conclusão de que quanto maior a taxa de juros, maior deve ser a taxa de câmbio para que os agentes decidam exportar (já que com o maior juros, maior o custo das empresas). Além disso, também evidencia que após a mudança para o regime de câmbio flexível a desvalorização deve ser muito maior para que as empresas aceitem o risco, já que nesse regime a variabilidade da taxa é muito maior. E por fim conclui-se que a defasagem das exportações (tempo necessário), dada uma desvalorização cambial, aumenta para valores maiores de taxas de juros como proposto por Teles (2005). Outros fatores para a piora das balanças frente à desvalorização ainda poderiam ser o maior custo de empréstimos externos, ou a incerteza sobre a manutenção desta taxa adiando oferta de crédito bancário externo. Assim mesmo no longo prazo a depreciação cambial poderia não melhorar o saldo da balança comercial em si, pois outras questões relacionadas poderiam também exercer efeitos sobre a mesma, como a dependência externa do Brasil de produtos importados, incerteza, além de juros elevados.

Tabela 8. 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 pelo autor com dados da pesquisa

Tabela 9. 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

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa

Tabela 10. 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

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa

As estimativas dos parâmetros de curto prazo α mostram a velocidade do ajuste em direção ao equilíbrio do longo prazo. Por fim, analisa-se a função impulso resposta que de acordo com Enders apud Carvalho (2014). É possível observar como um choque inesperado em uma variável do sistema afeta dinamicamente as outras variáveis em um determinado período de tempo. Nesse caso, utilizam-se os choques acumulados considerando um horizonte de 10 meses. Para a análise as variáveis foram diferenciadas uma vez; dessa forma $lnXM_i$, lnCAMER, lnCAP, lnJD, lnGAC e lnIMP passaram a ser respectivamente, DXM_i , 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 DXM_i , DC e DG. Os resultados são apresentados nas figuras 10, 11, 12 e 13.

A análise dos resultados do Figura 10 permite verificar que um choque de um desvio padrão na variável DC, causa os efeitos esperados em suas respectivas balanças comerciais. Um efeito negativo na balança comercial dos básicos, isso ocorre, pois os produtos básicos são inelásticos a câmbio. Carvalho e Silva (2006) encontram esse resultado quando analisam as exportações agrícolas no período 91-2003 e afirmam que a maior competitividade do setor deveu-se a uma maior quantidade exportada mesmo com redução dos preços. O choque causa ainda uma queda inicial na balança dos semimanufaturados que aumenta gradativamente e a partir do mês 5 se estabiliza, apresentando um efeito final positivo. Apresenta um efeito positivo também para a balança comercial dos manufaturados, porém esse aumento é ínfimo isso também está de acordo com a teoria econômica já que esses bens são mais elásticos a preços aumentando assim suas respectivas balanças comerciais.

Porém, pode-se notar que apesar da melhora dos semimanufaturados, o choque não esperado na taxa de câmbio deveria privilegiar os produtos com maior valor agregado nesse caso os manufaturados, já que de acordo com Bresser-Pereira (2010) e Oreiro, Basílio e Souza (2013) o aumento na taxa de câmbio para mais próximo da taxa de câmbio de equilíbrio industrial corrigiria o problema da doença holandesa e também poderia provocar uma industrialização da economia brasileira, com aumento do valor adicionado da indústria e emprego industrial pois viabilizaria os investimentos e produção de produtos dotados de maior tecnologia e valor agregado. Isso pode ser explicado pela condição de Marshall-Lerner e a respectiva dependência do Brasil de produtos importados. Ademais, como observado esse aumento é baixo, além disso, os resultados dos choques na variável DJ mostram-se quase nulos nas balanças comerciais, conforme a Figura 11, indo dessa forma em desacordo também do que foi proposto por Cano (2011) que também afirma como causa do problema da desindustrialização as altas taxas de juros (que se caracteriza como o custo de oportunidade do investimento) além do câmbio apreciado. Evidencia-se dessa forma, que talvez o problema da desindustrialização no Brasil tenha outros fatores mais importantes que os que provocam a chamada doença holandesa. Apesar disso, uma política conjunta entre câmbio e juros não é analisada, e no longo prazo juros elevados e câmbio sobreapreciado podem exercer efeitos danosos sobre a estrutura produtiva brasileira.

Figura 10. Função Impulso resposta de um choque na variável DC

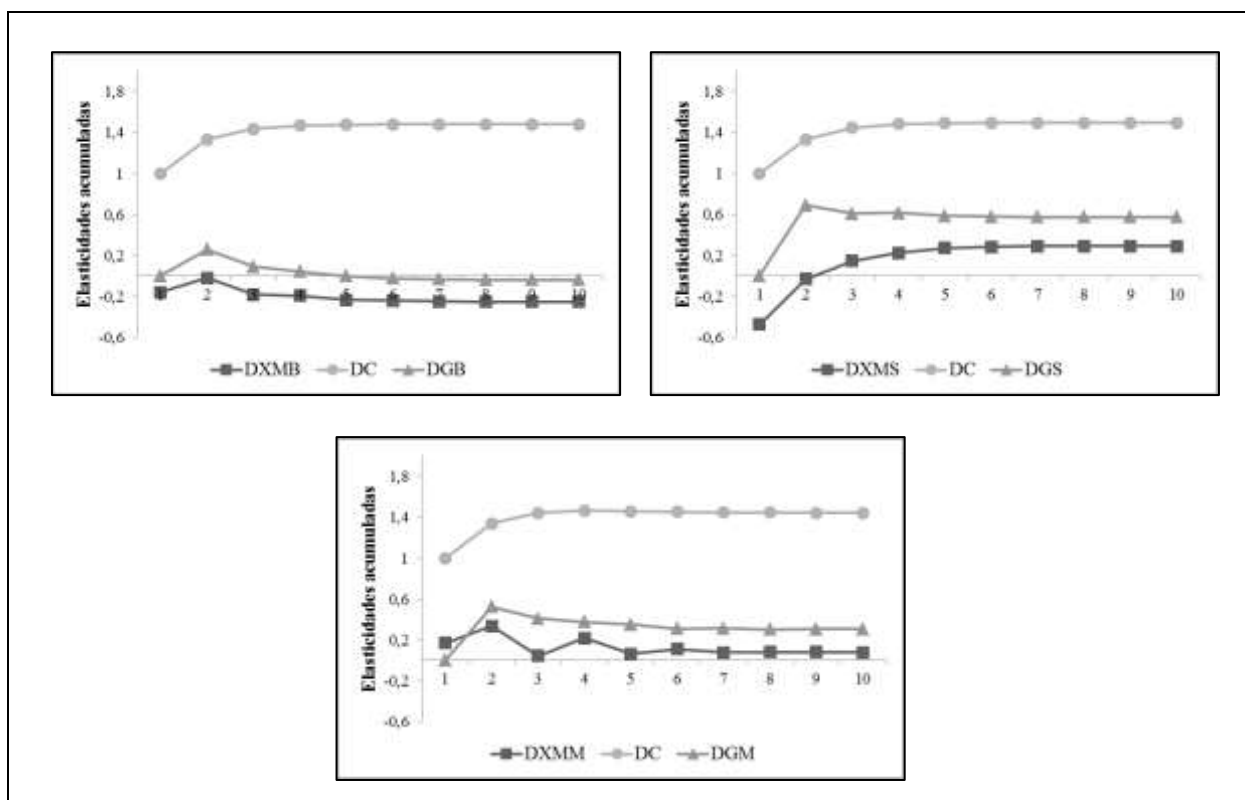
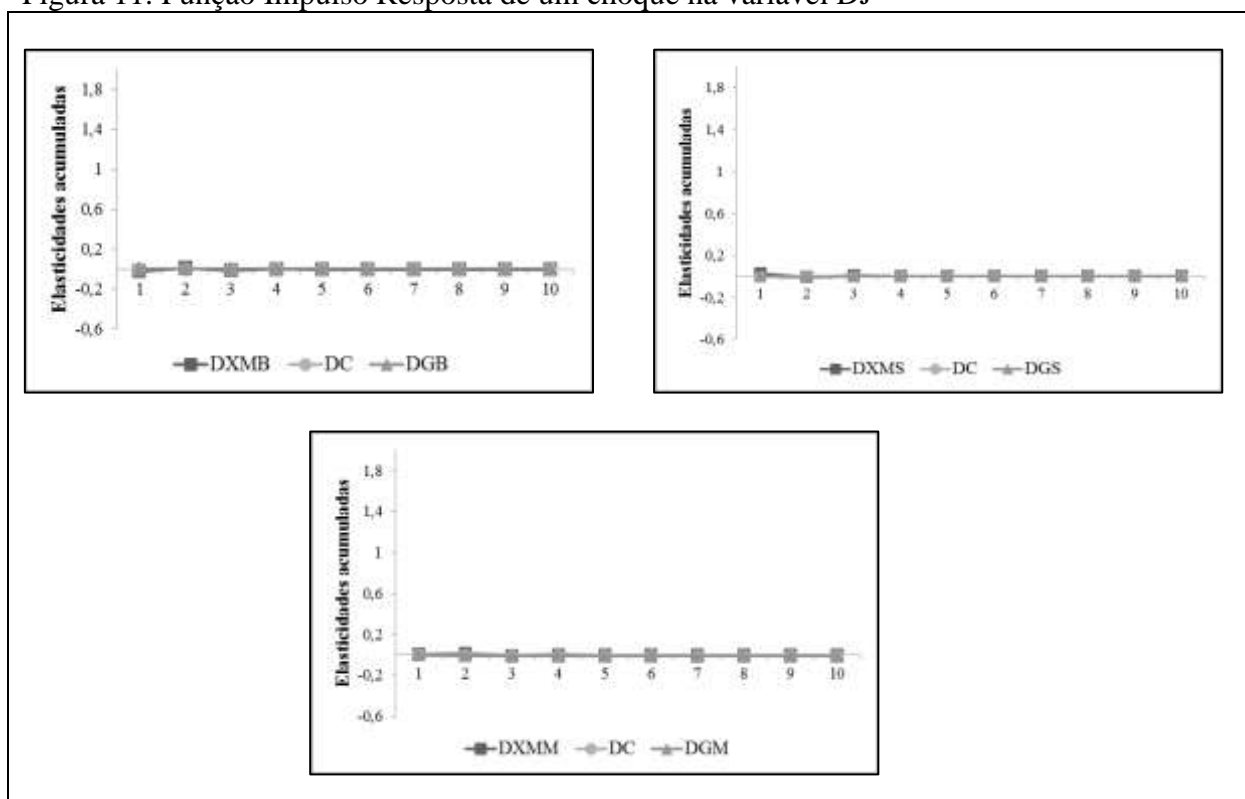
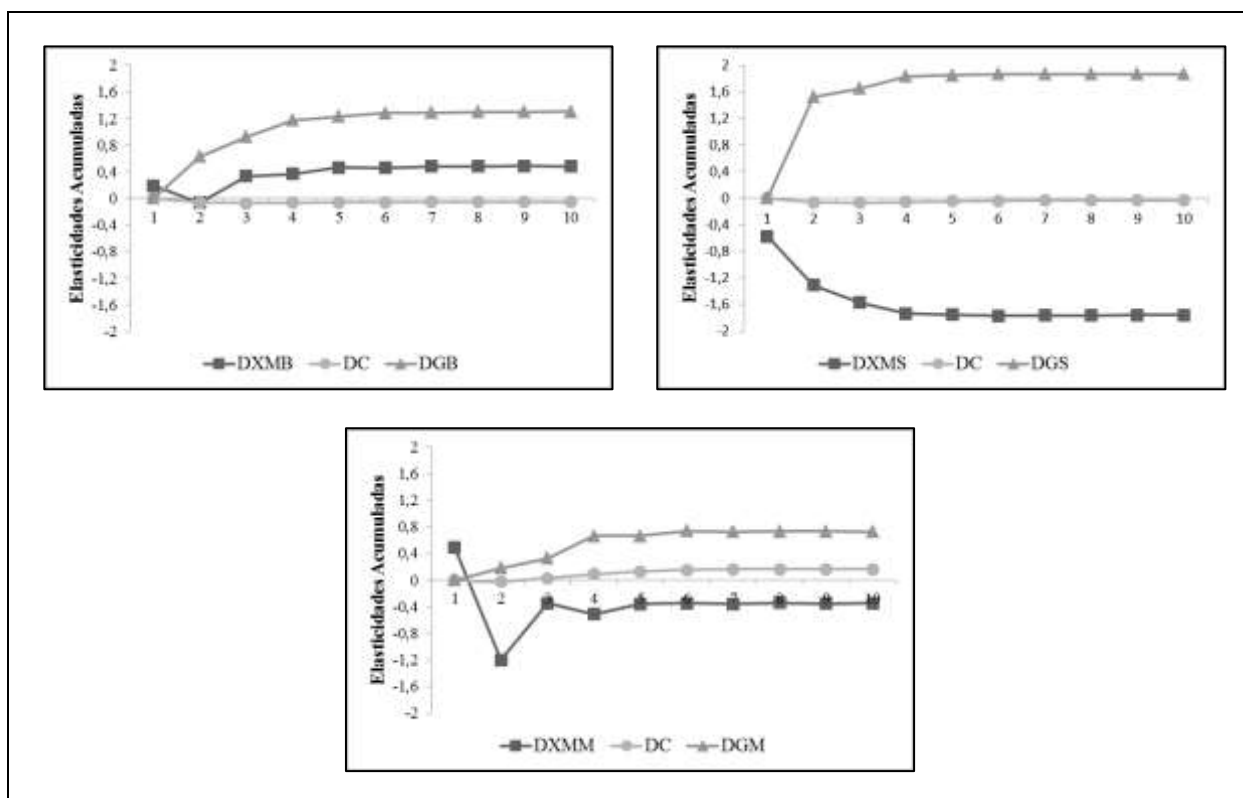


Figura 11. Função Impulso Resposta de um choque na variável DJ



A análise dos resultados da Figura 12 permite visualizar os choques inesperados na variável DI, uma proxy para renda mundial. Observa-se uma evidência da desindustrialização causada pelo efeito China. O maior parceiro comercial brasileiro é a China e fica evidente que um choque inesperado das importações mundiais afeta a balança comercial brasileira. No caso analisado, as importações chinesas geram um aumento do índice da balança comercial dos produtos básicos e uma diminuição dos índices das balanças de produtos semimanufaturados e manufaturados. Logo, o resultado estaria de acordo com o proposto pelos autores Acioly, Pinto e Cintra (2011) e o efeito China estaria causando o desadensamento da cadeia produtiva da economia brasileira, fazendo o Brasil se especializar nas exportações de produtos básicos. Isso acontece, pois com a maior demanda por commodities chinesas, e o fornecimento destas pelo Brasil, a oferta de produtos semimanufaturados e manufaturados chineses aumentam fazendo com que o Brasil perca esse mercado tanto na China como em terceiros mercados, mesmo que os produtos sejam verticalmente diferenciados como Carmo; Bittencourt e Raiher (2014) sugerem pode haver deslocamento de capital e trabalho em direção a produção de commodities.

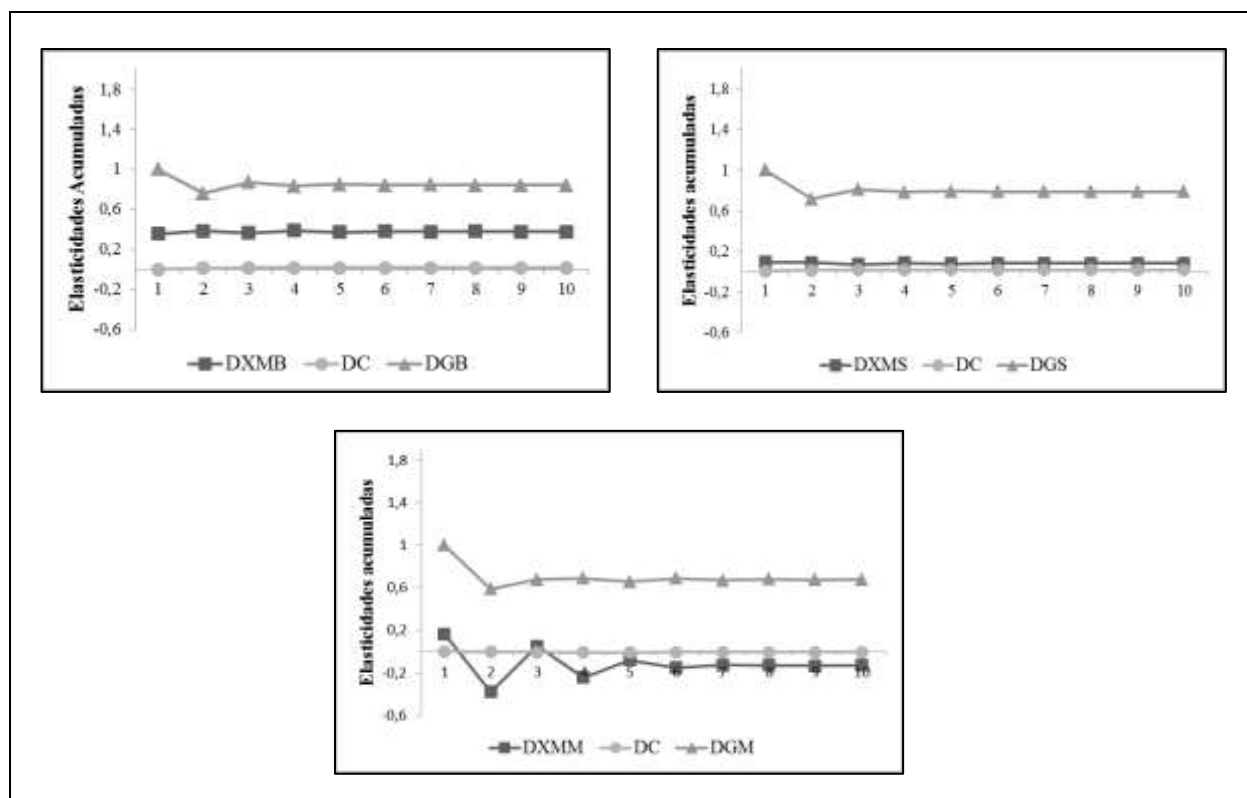
Figura 12. Função Impulso Resposta de um choque na variável DI



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A Figura 13 permite observar que o choque inesperado na variável DG o grau de abertura comercial por fator agregado eleva o índice da balança comercial dos produtos básicos, mantém próximo a zero o índice das balanças dos semimanufaturados e diminui o índice das balanças dos produtos manufaturados. Este último pode ser explicado pela concorrência internacional, pois como apresentamos menores vantagens relativas nas produções dos manufaturados um maior grau de abertura neste setor representa um aumento destas importações. Isto pode ser mais grave em um contexto de baixo crescimento econômico internacional e câmbio sobreapreciado.

Figura 13. Função Impulso Resposta de um choque na variável DG



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A seguir, analisam-se os resultados do Modelo 2. Novamente procede-se com a análise de raiz unitária das séries, sendo os resultados analisados nas Tabelas 11 e 12 no qual estão dispostos os testes Dickey-Fuller-GLS e Phillips-Perron, respectivamente.

TABELA 11. 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.

H0: Presença de raiz unitária; H1: Ausência de raiz unitária.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

TABELA 12. 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
LNPHTD	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.

H0: Presença de raiz unitária; H1: Ausência de raiz unitária.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

De acordo com o resultado do teste DF-GLS, pode-se inferir que as séries lnX_M para os produtos manufaturados e lnCUT apresentam raiz unitária ou seja são integradas de ordem um I(1). As outras séries são integradas de ordem zero I(0). Já no teste Phillips-Perron, todas as séries apresentam ser integradas de ordem zero I(0). Assim apesar de as séries não serem comprovadamente não estacionárias, as mesmas ficam com um caráter indecisivo. Procede-se assim com o teste de Johansen nas tabelas 13, 14 e 15 para verificação de vetores de cointegração assim como realizado no modelo anterior. Deve-se lembrar que os testes de correlação de Pearson e causalidade de Granger também foram realizados e são apresentados no Apêndice A nas Tabelas 25 a 30. Os principais resultados são: a produtividade-hora da indústria de transformação precede temporalmente todos os índices de balanças comerciais por fator agregado e o custo unitário do trabalho precede temporalmente a produtividade, assim como a produtividade precede temporalmente o custo unitário do trabalho.

Tabela 13. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Básicos.

Hipótese Nula H0	Hipótese Alternativa Há	Básicos	
		Eigenvalue	Estatística traço
$r \leq 2$	$r = 3$	0.025	3.606
$r \leq 1$	$r = 2$	0.111	20.381
$r = 0$	$r = 1$	0.188	49.881*

Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 14. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Semimanufaturados.

Hipótese Nula H0	Hipótese Alternativa Há	Semimanufaturados	
		Eigenvalue	Estatística traço
$r \leq 2$	$r = 3$	0.020	2.816
$r \leq 1$	$r = 2$	0.202	34.794*
$r = 0$	$r = 1$	0.229	71.761*

Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 15. Resultados dos testes de cointegração de Johansen – Semimanufaturados.

Hipótese Nula H0	Hipótese Alternativa Há	Semimanufaturados	
		Eigenvalue	Estatística traço
$r \leq 2$	$r = 3$	0.021	2.950
$r \leq 1$	$r = 2$	0.110	19.428
$r = 0$	$r = 1$	0.199	50.895*

Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Como pode-se observar, para os básicos e manufaturados verifica-se a presença de um vetor de cointegração, já para os semimanufaturados encontram-se dois vetores de cointegração ao nível de 0,05 de significância. Logo, pode-se afirmar que os modelos apresentam equilíbrio de longo prazo. A seguir estima-se novamente o modelo através de um VEC.

Os resultados das estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo estão dispostos nas tabelas 16, 17 e 18. Como anteriormente os resultados são apresentados com os sinais trocados pela normalização dos vetores de cointegração. Nesse caso fica claro que uma variação de 1% em lnPHDT resulta em uma queda de mais de 13% no índice da balança comercial dos produtos básicos. Para os semimanufaturados que apresentaram dois vetores de cointegração no teste de Johansen, um aumento de 1% em lnPHDT resultaria em um aumento de 0,004% em lnXMS. Por fim, para os manufaturados uma variação de 1% em lnPHDT resultaria em uma variação de 6,657 em lnXMM.

Tabela 16. 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 pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 17. 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 pelo autor com dados da pesquisa.

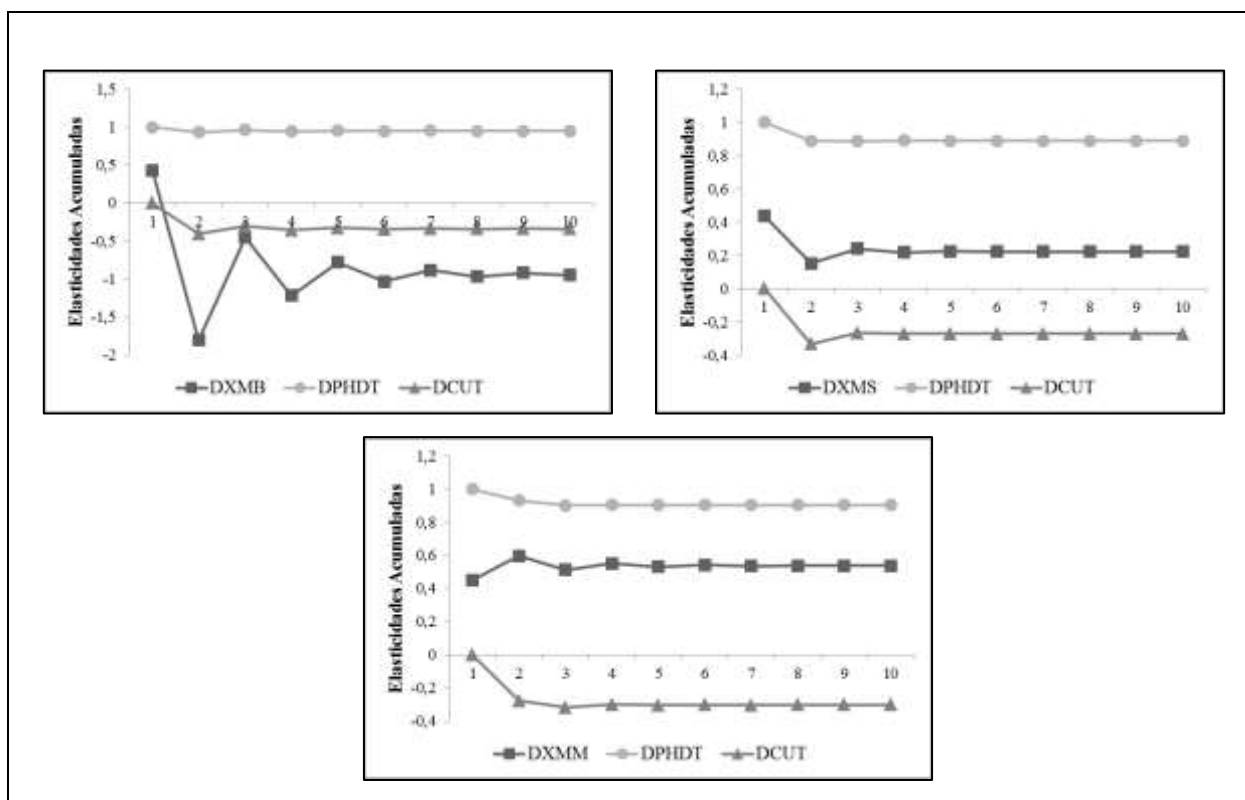
Tabela 18. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Manufaturados.

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

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Analisa-se também as funções impulso resposta, utilizando novamente os choques acumulados para um horizonte de 10 meses. As variáveis foram diferenciadas uma vez assim $\ln XM_i$, $\ln PHDT$ e $\ln CUT$ passam a ser DXM_i , $DPHDT$ e $DCUT$. Analisa-se choques na variável $DPHDT$ e a resposta de DXM_i e $DCUT$. Os resultados são disponibilizados na Figura 14.

Figura 14. Função Impulso Resposta de um choque na variável DPHDT



Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

De acordo com as funções impulso-resposta é possível inferir que um choque inesperado 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; uma redução no custo unitário do trabalho para todos os fatores agregados, ou seja, o aumento da produtividade pode induzir à industrialização no longo prazo, Ademais o índice da balança dos manufaturados foram os que mais apresentaram melhora.

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) e logo que o aumento da produtividade diminuiu o custo unitário do trabalho e assim eleva a competitividade do setor industrial, aumentando os índices das balanças. A importância da produtividade para o tema foi proposta 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, assim como evidenciado no Gráfico 4, onde o custo unitário ultrapassa a produtividade.

Para finalizar o capítulo, o Quadro 1 reúne uma síntese das contribuições

dos diversos autores abordados na presente pesquisa com suas respectivas teorias e resultados empíricos além de uma análise comparativa com os resultados encontrados no presente estudo.

Quadro 1- Quadro teórico e empírico e resultados do presente estudo

Autores	Teoria e/ou Resultados	Resultados do presente estudo
Rowthorn e Ramaswamy, (1997) ; Rowthorn e Ramaswamy, (1999)	Desindustrialização é processo natural do desenvolvimento econômico, Causas: elasticidade renda menor que 1 no setor manufatureiro, frente a uma elasticidade renda maior que 1 no setor de serviços, além de maior produtividade no primeiro que liberaria mão de obra para o segundo. É caracterizado pela queda na participação das manufaturas assim como queda do emprego industrial.	Apesar de a produção física na indústria ter crescido do ano 2000 para o ano de 2013 e o emprego industrial não ter caracterizado desindustrialização, a mesma foi confirmada no presente estudo quando levado em consideração o valor adicionado do setor industrial. Além disso, ao contrário dos casos descritos pelos autores, a desindustrialização no Brasil ocorre em níveis de renda per capita menores que os dos países desenvolvidos, não se caracterizando como desindustrialização natural e sim desindustrialização negativa.
Kaldor apud Feijó e Lamônica, (2009).	Maturidade econômica ligada ao desenvolvimento industrial pleno, 4 estágios de desenvolvimento. 1º - Fabricação de bens de consumo; 2º - Exportação de excedentes.; 3º - Substituição de importações de bens de capital ; 4º - Exportações de bens de capital. A desindustrialização estaria associada a elevação dos padrões de vida.	Apesar de a pauta exportadora brasileira ser diversificada, o presente estudo demonstrou que os bens em que o país mais se “especializou” foram os básicos, tendo o setor de manufaturados apresentado resultados negativos nos últimos anos. Nesse caso isso poderia estar suprimindo a elevação dos padrões de vida e a maturidade econômica.
Tregenna (2009) apud Oreiro e Feijó (2010)	Indústria como o setor mais importante para o crescimento de longo prazo (economias de escala; efeitos para trás e para frente; mudanças tecnológicas; elasticidade-renda das importações de manufaturados maior que a elasticidade-renda das importações de commodities). Redefine o conceito clássico de desindustrialização como sendo a queda do emprego industrial e do valor adicionado da indústria em relação ao emprego total e ao PIB respectivamente.	Brasil passa a se especializar em produtos básicos como as <i>commodities</i> e importar produtos de maior valor agregado e tecnologia. Além disso, o trabalho confirma a presença de desindustrialização da economia de acordo com o termo usado pelos autores, pela queda do valor adicionado da indústria frente ao PIB.
Bresser-Pereira (2010) ; Bresser-Pereira e Marconi (2010) ; Oreiro, Basilio e Souza (2013).	Brasil enfrenta um problema de doença holandesa e desindustrialização, caracterizado por produção e exportação de produtos intensivos e recursos naturais pela correspondente taxa de câmbio apreciada, ou seja, trata-se de uma falha de mercado, que poderia ser ainda agravada pela entrada de capitais externos decorrentes dos juros elevados. Solução estaria em desvalorizar a taxa de câmbio para mais próximo da taxa de câmbio de equilíbrio industrial, viabilizando produção e exportação de produtos dotados de maior tecnologia.	Os resultados confirmam a hipótese de desindustrialização da economia brasileira, mas não confirma a presença de doença holandesa no Brasil. As desvalorizações não esperadas na taxa de câmbio no Brasil não introduziram melhoras significativas nas balanças dos produtos manufaturados, esse fato pode estar ligado a condição de Marshall-Lerner, dependência brasileira de produtos importados, curva J e incerteza. Os choques nos juros não geraram resultados para as balanças comerciais, contrariando a hipótese dos autores.
Veríssimo, Xavier e Vieira(2012)	Verificam evidências de doença holandesa na economia brasileira na década de 2000	Não foram confirmadas as evidências de doença holandesa, como causa da desindustrialização
Franco, Bonelli e Fonseca(1998) apud Souza Neto e Curado (2005); Franco (1998) apud Souza Neto e Curado (2005).	Crescimento da produtividade é de crucial importância, pois somente através desses ganhos é possível obter-se simultaneamente crescimento dos salários e competitividade das empresas. Manutenção de altas taxas de crescimento da produtividade induziria ainda a consequências redistributivas já que parte do crescimento da produtividade seria apropriada pelos salários.	Confirma-se a hipótese de que o aumento da produtividade melhora os saldos das balanças comerciais dos semimanufaturados e manufaturados, além de diminuir o custo unitário do trabalho. A desindustrialização foi afetada por elevação dos custos salariais em maior proporção que a elevação da produtividade.
Bonelli e Pessoa (2010).	Negam a existência de desindustrialização nos anos 90, afirmando que a indústria se manteve na década e que o problema ocorreu na década anterior. Apesar disso afirmam que as reformas dos anos 90 como abertura financeira e comercial, desregulamentações, privatizações e controle da inflação prejudicaram negativamente o setor industrial não descartando ainda que no futuro o fenômeno da desindustrialização possa acontecer.	No período analisado pelo presente trabalho, confirmou-se a presença de desindustrialização da economia brasileira. Apesar disso, os resultados não estão ligados a doença holandesa, mas sim a questões como produtividade e custos na indústria assim como o Efeito China.

Fonte: Estudos diversos e resultados da pesquisa do autor .

(continua...)

Quadro 1- Quadro teórico e empírico e resultados do presente estudo (continuação)

Nassif (2008)	Perda da participação da indústria ocorreu nos anos 80, antes das reformas estruturais, essa queda aconteceu conjuntamente, a queda da produtividade industrial e estagflação econômica. A indústria pós 99 não teria se recuperado pelo fato de a produtividade assim como o crescimento caírem. O autor nega a existência de doença holandesa porém, afirma que no longo prazo a sobreapreciação da taxa de câmbio poderia causar desindustrialização.	Como já afirmado, no período analisado confirmou-se a presença de doença holandesa, os resultados vão de encontro com o autor, já que uma das causas da desindustrialização seria a maior elevação dos custos salariais frente a elevação da produtividade, diminuindo assim a competitividade industrial brasileira. Além disso, também refuta-se a existência de doença holandesa.
Pastore (2012); Souza (2012).	Altos custos poderiam deprimir a produção industrial – O crescimento dos custos sendo resultado de um aquecimento do setor de serviços. O problema se daria no fato de que esse crescimento nos custos estaria maior que o crescimento na produtividade. Desta forma a redução nos custos seria essencial para a reindustrialização.	Resultados confirmam as hipóteses dos autores, já que a produtividade cresce menos que os custos salariais. Ademais, os resultados indicam que com o aumento da produtividade os saldos das balanças comerciais dos produtos básicos e manufaturados melhoram, além de diminuir o custo unitário do trabalho, gerando assim uma reindustrialização.
Cano (2011)	Taxa de juros como um fator fundamental para a desindustrialização no Brasil, já que empresários à compararam com suas possíveis taxas de lucro, dá assim importância para o investimento fixo em máquinas e equipamentos. Acrescenta ainda outros fatores ao debate, defendendo políticas conjuntas setoriais e macroeconômicas, intervencionismo por parte do governo e crítica a participação do Brasil na OMC e a abertura da conta-capital.	Apesar das críticas do autor, mostra-se que um choque na taxa de juros não gerou resultados sobre as balanças comerciais. Ainda assim, não foram analisadas políticas conjuntas entre câmbio e juros.
Acioly, Pinto e Cintra (2011)	Efeito China (alta dos preços das commodities ocasionada pelo aumento da demanda chinesa por matérias primas e pela queda dos preços dos produtos manufaturados pelo aumento da oferta deste produtos por parte da China) estaria invertendo no médio prazo os termos de troca em favor de países produtores de matéria prima e estaria gerando no Brasil: 1- Especialização Regressiva da pauta exportadora brasileira; 2- Déficit para o Brasil em produtos de alta intensidade tecnológica; 3- Perda de participação em terceiros mercados.	O presente estudo utiliza a variável importações mundiais e confirma o Efeito China. Se o nível de importações mundiais aumentar e sendo o maior parceiro comercial brasileiro a China, melhora-se o saldo da balança comercial de produtos básicos e piora-se o saldo das balanças dos semimanufaturados e manufaturados. Com o aumento do crescimento chinês e consequentemente a necessidade de matérias primas, o Brasil se aprofundará na especialização de produtos básicos e perderá mercados em produtos de maior valor agregado gerando assim desindustrialização.

Fonte: Estudos diversos e resultados da pesquisa do autor.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo principal deste trabalho foi analisar as evidências de desindustrialização da economia brasileira e seus efeitos no comportamento da balança comercial brasileira por fator agregado, de 2000 a 2013. Desta forma analisou-se o setor com base em estatísticas e indicadores, além de um modelo vetorial de correção de erros para análise de variáveis que possam estar contribuindo para o fenômeno.

Verificou-se que a desindustrialização é um processo natural de uma economia desenvolvida, já que a elasticidade-renda de produtos industriais passa para um patamar ligeiramente menor que um, enquanto a elasticidade-renda dos serviços permanece maior que um. Desta forma, o setor industrial acaba perdendo participação relativa frente ao setor de serviços. Outro motivo para o fenômeno da desindustrialização é a maior produtividade frente ao setor de serviços que acaba liberando mão-de-obra para o último podendo desta forma diminuir o emprego industrial. Porém, o fenômeno é um entrave ao desenvolvimento econômico quando ocorre a níveis de renda per capita inferiores aos dos países desenvolvidos

O conceito de desindustrialização não se refere apenas à produção física, mas também à perda de participação do emprego e do valor adicionado da indústria frente a outros setores. Evidencia-se assim que a produção física da indústria geral e da indústria de transformação apresentaram significativo aumento entre os anos 2000 e 2013. Porém, a participação do setor industrial no PIB cai de 17,22% em 2000 para 13,13% em 2013, fato que ocorre com relativa estabilidade no emprego industrial, assim poderíamos classificar a desindustrialização brasileira pela redução do valor adicionado apenas.

Verificou-se que há várias maneiras de explicar a desindustrialização, a estratégia principal entre os economistas heterodoxos é ligar a desindustrialização com o fato de o Brasil poder estar enfrentando outro fenômeno chamado doença holandesa. Fenômeno que se caracteriza pelas altas taxas de câmbio e de juros que favoreceriam produtos intensivos em recursos naturais ou mão-de-obra, mas não de tecnologia, assim seria possível manter a balança comercial em equilíbrio e ao mesmo tempo diminuir o setor industrial. Os autores argumentam que o fato teria se agravado no país, quando houve alta nos preços das commodities mundiais durante quase toda a década de 2000, intensificado a partir de 2003 e também pelas reformas sofridas no Brasil durante a década de 90 que de acordo com os autores teriam causado a perda de mecanismos que anulavam a doença holandesa.

Porém, existem outros fatores que poderiam explicar a desindustrialização

brasileira entre 2000 e 2013, entre eles o aumento do custo unitário do trabalho uma medida da competitividade internacional, assim como a queda da produtividade e ainda a nova inserção da China no comércio internacional, que estaria provocando mudanças no setor industrial brasileiro, “forçando o país” a exportar “commodities” e importar “produtos de maior valor agregado” e ainda perder participação em terceiros mercados.

De acordo com a análise de indicadores, mostrou-se que o custo unitário do trabalho aumentou e ultrapassou a produtividade-homem do trabalhador em 2007, a balança comercial dos básicos que apresentou uma grande melhora no período analisado e a balança dos manufaturados que em 2006 passou a ser de deficitária e a cada vez apresentou piores resultados, resultados estes equivalentes ao comércio Brasil-China, já que o país é o maior parceiro comercial brasileiro.

Evidenciou-se também através do primeiro modelo econométrico que uma variação de 1% no câmbio real poderia gerar perdas de 1,102% na balança comercial dos produtos manufaturados. Ou seja, ao contrário do que os teóricos da doença holandesa afirmam, uma desvalorização cambial poderia piorar a balança de produtos com maior valor agregado. Através das funções impulso-resposta, a melhora na balança comercial dos manufaturados foi pouca significativa frente a um choque inesperado do câmbio, isso pode estar ligado à condição de Marshall-Lerner e a dependência de produtos importados, principalmente de alta tecnologia por parte do Brasil. Além disso, um choque no juro não causou nenhuma mudança nas balanças, porém não descarta-se que estes resultados podem estar ligados a uma defasagem maior da curva J pelo fato da combinação entre juros e câmbio sobreapreciado no Brasil, ficando como alternativa para pesquisas futuras.

Já um choque nos níveis de importações mundiais causaria uma piora tanto nas balanças comerciais dos semimanufaturados, quanto dos manufaturados, fato que evidencia o efeito China, já que como o país é o maior parceiro brasileiro, um aumento de suas importações, aumentaria nossas exportações de commodities e aumentaria nossa dependência em produtos de maior valor agregado. Mostrou-se também que uma maior abertura comercial manteria a balança dos semimanufaturados praticamente inalterada e diminuiria a balança dos produtos manufaturados fato que se explica pela maior concorrência internacional.

Já de acordo com o segundo modelo é possível notar que um aumento da produtividade-hora diminuiria o desempenho do índice da balança comercial dos produtos básicos e melhoraria o índice da balança para semimanufaturados e manufaturados. Através das funções impulso-resposta, evidencia-se que um aumento na produtividade-hora do

trabalhador causaria um aumento nas balanças comerciais tanto dos semimanufaturados quanto dos manufaturados e diminuiria a balança comercial dos básicos, assim como acarretaria uma diminuição do custo unitário do trabalho nas três balanças.

Desta forma, o trabalho permite concluir que a desindustrialização no Brasil realmente aconteceu entre os anos 2000 e 2013 quando levado em conta a queda do valor adicionado do setor industrial, e que os principais fatores para o ocorrido foram o efeito China, e a menor produtividade do trabalhador e conseqüentemente o maior custo unitário do trabalho, refuta-se a existência de doença holandesa na economia brasileira, já que os choques na taxa de câmbio e taxa de juros mostram-se pouco significativos, concluindo porém, que no longo prazo a combinação entre câmbio sobreapreciado e juros elevados poderá piorar a chamada desindustrialização.

Conclui-se para uma eventual mudança deste cenário o Brasil deveria aumentar sua produtividade investindo principalmente em educação e infraestrutura, deixando nossos trabalhadores e conseqüentemente a indústria mais competitiva, já que a continuação do crescimento chinês, mesmo que em um ritmo menor, fará com que continue aquecida a demanda por commodities e assim persistirá a influência da China na estrutura produtiva nacional.

Além disso, outros fatores não analisados neste trabalho podem contribuir para reversão da atual conjuntura, como por exemplo, maior crescimento do PIB brasileiro, políticas setoriais, poupança interna, política de crédito, reformas trabalhistas, reformas tributárias assim como acordos internacionais. Sendo estas sugeridas para estudos futuros.

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. 307-350.

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.

BACKUS, D. *et al.* Dynamics of the trade balance and the terms of trade: the J-curve?. **American Economic Review** 84, p. 84-103, 1994.

BALDWIN, A. Hysteresis in import prices: the beachhead effect. **American Economic Review**, 78, p. 773-785, 1988.

BALDWIN, A. Hysteresis in trade. In: Franz, W. (ed.), *Hystersis effects in economic models*. Heidelberg, 1990, p.19-34.

BALDWIN, A. Sunk-cost hystersis. **NBER Working Paper** 2911, 1989.

BALDWIN, A.; KRUGMAN, P. Persistent trade effects of large exchange rate schoks. **Quartely Journal of Economics**, 104, p. 635-54, 1989.

BARBOSA, Alexandre de Freitas . China e América Latina na Nova Divisão Internacional do Trabalho. In: LEÃO, Rodrigo Pimentel Ferreira; PINTO, Eduardo Costa; ACCIOLY, Luciana. (Org.). **A China na Nova Configuração Global: Impactos Econômicos e Políticos**. 1ed.Brasília: IPEA, 2011, v. 1, p. 269-306.

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: **4º 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.

CARDOSO, B. F. ; PAIXAO, Adriano Nascimento da ; NASCIMENTO, Jean dos Santos . O Processo de Desindustrialização no Brasil: análise empírica dos anos de 1990 a 2009. RDE. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 14, p. 121-132, 2012.

CARMO, A. S. S. ; BITTENCOURT, MAURÍCIO VAZ LOBO ; RAIHER, A. P. . A competitividade das exportações do Brasil e da China para o Mercosul: evidências para o período 1995-2009. **Nova Economia** (UFMG. Impresso), v. 24, p. 587, 2014.

CARVALHO C.L. . **Há coordenação entre as políticas fiscal e monetária para a determinação da taxa de juros no Brasil (2001-2012)?** [tese]. Maringá: Universidade Estadual de Maringá, doutorado em Ciências Econômicas, 2014.

CARVALHO, David Ferreira ; CARVALHO, Andre Cutrim . Desindustrialização e Reprimarização da Economia Brasileira Contemporânea num Contexto de Crise Financeira Global: Conceitos e Evidências. **Economia Ensaios**, v. 26, p. 47-85, 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. **Anais do XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**, 2006.

DIXIT, A Investment and hysteresis. **Journal of Economic Perspectives**, 6, p. 107-32, 1992.

DIXIT, A. Entry and exit decisions under uncertainty. **Journal of Political Economy**, 97, p. 620-38, 1989.

DIXIT, A.; PYNDICK, R. Investment under uncertainty. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1989.

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.

GUJARATI, N. D. ; PORTER, C. D. . **Econometria básica**. 5. Ed. New York: Editora Mc Graw Hill, 2011. 920p .

KRUEGER, A. Exchange rate determination. Cambridge: Cambridge University Press, 1983

MARGARIDO, M. A. ; ANEFALOS, L. C. . Testes de Raiz Unitária e o Software SAS. Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 46, n.tomo 2, p. 19-45, 1999.

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

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

NASCIMENTO, C. A. ; CARDOZO, S. A. ; CUNHA, S. F. E.. 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.

PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression.

BIOMETRIKA. Great Britain, v.75, n.2, p. 335-346, 1988.

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_Reindustrializacao.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. **10º 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 ANPEC**, v. 13, p. 93-130, 2012.

APÊNDICE A.

Tabela A.1. Estimativas do teste de correlação de Pearson – Básicos.

	X_M_B	CAM_ER	JUROS	CAP	IMPW	GACB
X_M_B	1.000000	-0.059019	-0.248329	0.357303	0.573249	0.528712
CAM_ER	-0.059019	1.000000	-0.076139	-0.313277	-0.381666	0.163358
JUROS_DESC	-0.248329	-0.076139	1.000000	-0.149360	-0.418385	-0.153209
CAP	0.357303	-0.313277	-0.149360	1.000000	0.553549	0.464554
IMPW	0.573249	-0.381666	-0.418385	0.553549	1.000000	0.516822
GACB	0.528712	0.163358	-0.153209	0.464554	0.516822	1.000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.2. Estimativas do teste de correlação de Pearson – Semimanufaturados.

	X_M_S	CAM_ER	JUROS	CAP	IMPW	GACS
X_M_S	1.000000	0.310994	0.176401	-0.538974	-0.555839	0.305549
CAM_ER	0.310994	1.000000	-0.076139	-0.313277	-0.381666	0.353996
JUROS_DESC	0.176401	-0.076139	1.000000	-0.149360	-0.418385	0.118613
CAP	-0.538974	-0.313277	-0.149360	1.000000	0.553549	0.134817
IMPW	-0.555839	-0.381666	-0.418385	0.553549	1.000000	-0.185963
GACS	0.305549	0.353996	0.118613	0.134817	-0.185963	1.000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.3. Estimativas do teste de correlação de Pearson – Manufaturados.

	X_M_M	CAM_ER	JUROS	CAP	IMPW	GACM
X_M_M	1.000000	0.069426	0.462733	-0.269581	-0.545800	0.471570
CAM_ER	0.069426	1.000000	-0.076139	-0.313277	-0.381666	0.615742
JUROS_DESC	0.462733	-0.076139	1.000000	-0.149360	-0.418385	0.183757
CAP	-0.269581	-0.313277	-0.149360	1.000000	0.553549	0.046763
IMPW	-0.545800	-0.381666	-0.418385	0.553549	1.000000	-0.391340
GACM	0.471570	0.615742	0.183757	0.046763	-0.391340	1.000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.4. Estimativas do teste de causalidade de Granger – Básicos.

Hipótese Nula do teste.	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens
	Estatística F	Estatística F	Estatística F
Cam_ER não causa X_M_B	0.75627	0.70404	0.52895
X_M_B não causa CAM_ER	0.36189	0.79678	0.53119
JD não causa X_M_B	0.28556	0.71994	2.30598***
X_M_B não causa JD	3.14143***	4.53554**	5.01129*
CAP não causa X_M_B	3.56032***	3.76774**	3.96826*
X_M_B não causa CAP	3.70520***	2.41002***	2.41134**
IMPW não causa X_M_B	17.3441*	3.64486**	1.94953
X_M_B não causa IMPW	0.01091	1.32570	0.87945
GACB não causa X_M_B	8.74901*	2.77448***	3.19487**
X_M_B não causa GACB	4.89037**	2.81116***	1.88887
JD não causa CAM_ER	0.18605	0.04266	0.95494
CAM_ER não causa JD	1.12799	14.6476*	9.77007*
CAP não causa CAM_ER	6.62544**	1.02405	0.62734
CAM_ER não causa CAP	10.2506*	5.26395*	3.63456**
IMPW não causa CAM_ER	0.79001	0.36134	0.31260
CAM_ER não causa IMPW	7.95849*	4.56164**	3.39141**
GACB não causa CAM_ER	2.05263	0.83957	0.90691
CAM_ER não causa GACB	0.12509	1.37984	0.84725
CAP não causa JD	4.19768**	2.06842	1.83942
JD não causa CAP	0.66665	0.98303	2.81887**
IMPW não causa JD	5.56819**	3.30858**	2.05969
JD não causa IMPW	2.11853	0.75183	0.65138
GACB não causa JD	3.11400***	1.32322	0.88126
JD não causa GACB	1.93747	0.72068	1.67304
IMPW não causa CAP	7.49837*	9.34264*	8.14644*
CAP não causa IMPW	0.26249	0.09586	0.13814
GACB não causa CAP	1.44480	2.49410***	2.19170***
CAP não causa GACB	1.18800	1.85960	2.26779***
GACB não causa IMPW	2.47083	0.19776	0.14554
IMPW não causa GACB	9.00559*	3.79450	2.98675**

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.5. Estimativas do teste de causalidade de Granger – Semimanufaturados.

Hipótese Nula do teste.	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens
	Estatística F	Estatística F	Estatística F
Cam_ER não causa X_M_S	9.46612*	4.77458*	3.72482**
X_M_S não causa CAM_ER	3.73534***	0.64109	1.11617
JD não causa X_M_S	0.57622	2.71722***	3.88782**
X_M_S não causa JD	3.48341***	2.00690	1.26572
CAP não causa X_M_S	5.40022**	3.16477**	2.72234**
X_M_S não causa CAP	2.21649	1.62357	1.37059
IMPW não causa X_M_S	15.2332*	6.11868*	5.40677*
X_M_S não causa IMPW	2.56493	1.05203	0.70804
GACS não causa X_M_S	6.90456*	4.35582**	4.39797*
X_M_S não causa GACS	1.23268	0.55878	0.48173
JD não causa CAM_ER	0.18605	0.04266	0.95494
CAM_ER não causa JD	1.12799	14.6476*	9.77007*
CAP não causa CAM_ER	6.62544**	1.02405	0.62734
CAM_ER não causa CAP	10.2506*	5.26395*	3.63456**
IMPW não causa CAM_ER	0.79001	0.36134	0.31260
CAM_ER não causa IMPW	7.95849*	4.56164**	3.39141**
GACS não causa CAM_ER	0.00158	0.77701	1.46204
CAM_ER não causa GACS	0.91459	2.31658	1.57492
CAP não causa JD	4.19768**	2.06842	1.83942
JD não causa CAP	0.66665	0.98303	2.81887**
IMPW não causa JD	5.56819**	3.30858**	2.05969
JD não causa IMPW	2.11853	0.75183	0.65138
GACS não causa JD	0.44205	1.10333	1.12830
JD não causa GACS	0.67486	0.90536	0.71877
IMPW não causa CAP	7.49837*	9.34264*	8.14644*
CAP não causa IMPW	0.26249	0.09586	0.13814
GACS não causa CAP	2.62427	2.46413***	2.31984***
CAP não causa GACS	0.00648	0.89330	.35459
GACS não causa IMPW	3.58298***	0.92194	0.65619
IMPW não causa GACS	0.67107	0.95890	1.60552

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.6. Estimativas do teste de causalidade de Granger – Manufaturados.

Hipótese Nula do teste.	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens
	Estatística F	Estatística F	Estatística F
Cam_ER não causa X_M_M	1.51829	3.83545**	5.88767*
X_M_M não causa CAM_ER	5.01081**	1.22135	0.99468
JD não causa X_M_M	0.84633	0.67487	0.54110
X_M_M não causa JD	6.37625**	3.85889**	6.27930*
CAP não causa X_M_M	0.79674	5.59414*	4.05553*
X_M_M não causa CAP	0.49711	1.26807	2.30590***
IMPW não causa X_M_M	6.23898**	4.45363**	3.73908**
X_M_M não causa IMPW	3.65784***	1.30544	0.91044
GACM não causa X_M_M	2.74356***	6.70583*	5.53293*
X_M_M não causa GACM	4.47946**	2.49888***	3.85424**
JD não causa CAM_ER	0.18605	0.04266	0.95494
CAM_ER não causa JD	1.12799	14.6476*	9.77007*
CAP não causa CAM_ER	6.62544**	1.02405	0.62734
CAM_ER não causa CAP	10.2506*	5.26395*	3.63456**
IMPW não causa CAM_ER	0.79001	0.36134	0.31260
CAM_ER não causa IMPW	7.95849*	4.56164**	3.39141**
GACM não causa CAM_ER	0.75106	0.11739	0.59884
CAM_ER não causa GACM	4.42875**	3.56584**	3.39298**
CAP não causa JD	4.19768**	2.06842	1.83942
JD não causa CAP	0.66665	0.98303	2.81887**
IMPW não causa JD	5.56819**	3.30858**	2.05969
JD não causa IMPW	2.11853	0.75183	0.65138
GACM não causa JD	0.69066	1.70127	2.44553***
JD não causa GACM	0.00135	3.18552**	3.41958**
IMPW não causa CAP	7.49837*	9.34264*	8.14644*
CAP não causa IMPW	0.26249	0.09586	0.13814
GACM não causa CAP	9.86765*	5.36665*	4.49850*
CAP não causa GACM	0.28045	0.38739	1.01124
GACM não causa IMPW	9.27840*	1.87266	1.58444
IMPW não causa GACM	3.11842**	0.93745	1.45526

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.7. Estimativas do teste de correlação de Pearson – Básicos.

	X_M_B	PHDT	CUT
X_M_B	1.000000	0.465656	0.562209
PHDT	0.465656	1.000000	0.857554
CUT	0.562209	0.857554	1.000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.8. Estimativas do teste de correlação de Pearson – Semimanufaturados.

	X_M_S	PHDT	CUT
X_M_S	1.000000	-0.638026	-0.617834
PHDT	-0.638026	1.000000	0.857554
CUT	-0.617834	0.857554	1.000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.9. Estimativas do teste de correlação de Pearson – Manufaturados.

	X_M_M	PHDT	CUT
X_M_M	1.000000	-0.714773	-0.800713
PHDT	-0.714773	1.000000	0.857554
CUT	-0.800713	0.857554	1.000000

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela A.10. Estimativas do teste de causalidade de Granger – Básicos.

Hipótese Nula do teste.	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens
	Estatística F	Estatística F	Estatística F
PHDT não causa X_M_B	8.94791*	5.23948*	3.49777**
X_M_B não causa PHDT	0.11870	0.76107	2.08193
CUT não causa X_M_B	13.9742*	2.85680***	2.43336***
X_M_B não causa CUT	2.52856	4.61310**	4.38784*
CUT não causa PHDT	31.3421*	14.1773*	19.2513*
PHDT não causa CUT	4.89198**	3.07830**	6.54919*

* Significativo ao nível de 0,01 de probabilidade. ** Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade. *** Significativo ao nível de 0,10 de probabilidade.

Tabela A.11. Estimativas do teste de causalidade de Granger – Semimanufaturados.

Hipótese Nula do teste.	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens
	Estatística F	Estatística F	Estatística F
PHDT não causa X_M_S	29.8126*	12.2624*	9.69354*
X_M_S não causa PHDT	0.00106	0.17445	0.53520
CUT não causa X_M_S	13.6080*	4.14511**	7.05262*
X_M_S não causa CUT	3.25137***	2.05245	1.25795
CUT não causa PHDT	31.3421*	14.1773*	19.2513*
PHDT não causa CUT	4.89198**	3.07830**	6.54919*

* Significativo ao nível de 0,01 de probabilidade. ** Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade. *** Significativo ao nível de 0,10 de probabilidade.

Tabela A.12. Estimativas do teste de causalidade de Granger – Manufaturados.

Hipótese Nula do teste.	1 defasagem	2 defasagens	3 defasagens
	Estatística F	Estatística F	Estatística F
PHDT não causa X_M_M	12.7345*	6.39344*	6.11527*
X_M_M não causa PHDT	2.91183***	2.25291	2.52539***
CUT não causa X_M_M	44.1345*	13.0744*	8.86793*
X_M_M não causa CUT	11.9627*	8.32881*	6.83748*
CUT não causa PHDT	31.3421*	14.1773*	19.2513*
PHDT não causa CUT	4.89198**	3.07830**	6.54919*

* Significativo ao nível de 0,01 de probabilidade. ** Significativo ao nível de 0,05 de probabilidade. *** Significativo ao nível de 0,10 de probabilidade.