# 3 Metodologia

Como o trabalho se trata de séries temporais, uma das suposições frequentes de acordo com (MORETIN E TOLOI) é que a série seja estacionária, ou seja, ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, refletindo alguma forma de equilíbrio estável. Dessa forma é necessária 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-Perron (1988) apud (FTP) assumem que de forma resumida o erro do teste ADF: é dado por: , 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 são mais indicados quando existência de médias móveis. Utilizou-se um modelo com tendência e constante e um apenas com tendência, para a estimação 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. 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 se dá da na forma: ; também foi feito o teste apenas com constante, 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 é definido como: , assim ρ é uma medida de associação linear entre duas variáveis e situa-se entre -1 e +1 indicando associação negativa perfeita e associação positiva perfeita, respectivamente.

Por sua vez Granger, segundo GUJARATI, pressupõe que as informações relevantes à 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 relacionado a seus próprios valores bem como áqueles das outras variáveis e seus valores defasados, desta forma o presente trabalho também utiliza o teste de granger para analisar a predição das variáveis.

Utilizou-se também o teste de cointegração de Johansen para estimação dos coeficientes de longo prazo entre as variáveis. Segundo (exemplo tabela), o teste consiste na estimativa de um sistema que contem 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.

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 (vetores de correção de erro) que para dado processo AR(p): (1), que após ser reparametrizada se torna:(2), com:  (3) e

 (4)

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

 (5)

Sendo  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 β’ é uma matriz de coeficientes de cointegração de longo prazo e  é uma matriz dos coeficientes de cointegração de longo prazo. Por fim estimou-se as funções de resposta a impulso que analisa o desempenho em variáveis face a um choque no modelo que de acordo com Santos (2004) apud Tese 2, apresenta como característica o efeito de afetar todas as variáveis endógenas, através das variáveis defasadas do modelo.

Para os dados descritivos foram utilizados as séries Formação Bruta de capital Fixo – Máquinas e equipamentos em R$ (milhões) a preços constantes de 1980, o índice do pessoal ocupado na indústria, a produção física industrial da PIA para cálculo da produtividade, além do valor adicionado da indústria, todos obtidos juntos ao IBGE.

Para os modelos foram utilizados neste trabalho dados 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). Foi também utilizado as séries taxa de juros (IPEADATA). Foram ainda utilizados os índices de importações mundiais, e o índice de utilização da capacidade, e instalada da indústria obtidos junto ao Ipeadata. Para cálculo do grau de abertura comercial¹ foram utilizados ainda além das exportações e importações já citados, o PIB brasileiro em US$ obtido junto ao BACEN.

Para tanto, foram construídos três modelos, 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.

Os modelos se basearam no utilizado por (SONAGLIO,  [ZAMBERLAN](http://lattes.cnpq.br/6411327863419201), LIMA,  [CAMPOS](http://lattes.cnpq.br/9227316422809854), 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: MELHORAR ESSA PARTE!

Em que: lnXM é o índice da balança comercial com i (tempo) variando dependendo de se tratar de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados. lnCAMER é o cambio real, lnJD é o juros real, lnCAP é o índice de utilização da capacidade instalada da indústria, lnIMP é o índice de exportações mundiais e lnGAC é o grau de abertura comercial com i variando dependendo do fator agregado analisado. Assim como os autores afirmam as escolhas das variáveis para o trabalho segue a literatura técnica, pois o comportamento nesse caso da balança consiste na taxa de câmbio, em uma proxy da renda mundial nesse caso lnIMP, e em um indicador da atividade doméstica nessa caso lnCAP, além de lnGAC representar a inserção internacional de cada fator agregado e a taxa de juros que determina o custo dos investimentos.

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.

A análise, utilizando dados mensais, abrange-o período de 2000 a 2013. Lembrando que pelas variáveis estarem em logaritmo seus coeficientes são suas elasticidades. Primeiramente, procede-se à análise de estacionariedade das séries, com o uso dos testes de raiz unitária. Pode-se analisar os resultados obtidos através da tabela 3, nela observamos que no modelo básico que o índice da balança comercial juros real e capacidade instalada da indústria apresentaram ser integradas de ordem zero - I(0), ou seja, não apresentam raiz unitária. Já as demais variáveis apresentaram ser I(1). No modelo 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. No modelo Manufaturados, o índice da balança comercial passou a ser integrada de ordem um I(1), ou seja, a ser não estacionária em nível, sendo as únicas variáveis integradas de ordem zero, o juros real e a capacidade instalada da indústria.

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 probabilidade.

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Desta forma, fica claro que algumas séries são estacionárias em nível enquanto outras não. Optou-se então por realizar o teste Phillips-Perron para melhor análise dos dados, que estão na tabela 4. Assim como podemos ver há algumas mudanças na estacionaridade das séries no modelo. No caso dos modelos básicos lnGAC passa a ser estacionária de acordo com o teste Phillips-Perron e as outras variáveis permanecem iguais ao teste DF-GLS. No modelo Semimanufaturados o teste demonstra ser igual ao teste DF-GLS. Por fim, no modelo Manufaturados a variável lnGAC também passa a ser estacionária ou seja I(0). Assim 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.

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.

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 ≤ 5 | r = 6 | 0.015 | 2.514 |
| r ≤ 4 | r = 5 | 0.035 | 8.444 |
| r ≤ 3 | r = 4 | 0.111 | 28.049 |
| r ≤ 2 | r =3 | 0.141 | 53.362 |
| r ≤ 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 ≤ 5 | r = 6 | 0.015 | 2.520 |
| r ≤ 4 | r = 5 | 0.028 | 7.157 |
| r ≤ 3 | r = 4 | 0.094 | 23.335 |
| r ≤ 2 | r =3 | 0.211 | 61.959\* |
| r ≤ 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 ≤ 5 | r = 6 | 0.015 | 2.509 |
| r ≤ 4 | r = 5 | 0.027 | 7.045 |
| r ≤ 3 | r = 4 | 0.084 | 21.392 |
| r ≤ 2 | r =3 | 0.200 | 57.678\* |
| r ≤ 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.

Nesse caso podemos notar que há uma diferença entre os três modelos, a estatística traço mostra a existência de 2 vetores de cointegração no modelo básico e três vetores de cointegração nos modelos 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 salientamos que foram ainda feitos os testes de correlação de Person e o Teste de causalidade de Granger que estão disponíveis no Apêndice I COLOCAR O NOME DAS TABELAS. Cabe salientar, apenas, que 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 cambio e balança aumentar, ainda é baixo seu grau de correlação, 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 o modelo manufaturado, 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 do modelo básico 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. Já no modelo semimanufaturados câmbio e juros apresentam precedência temporal em relação à balança comercial. E por fim no modelo 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 a normalização do vetor de cointegração. Como podemos analisar, a estimativa dos coeficientes de longo prazo β mostra que uma variação de 1% na variável lnCAMER resultaria em uma variação de -1,97% em lnXMB. Já no modelo semimanufaturado uma variação de 1% em lnCAMER resultaria em uma variação de -8,73% em lnXMS e a variação de 1% em lnCAP resultaria em uma variação de 0,47% em lnXMS. E para o modelo Manufaturados uma variação de 1% em lnCAMER resultaria em uma variação de -0,505% de lnXMM e uma variação de 1% em lnCAP resultaria em uma variação de 0,024% em lnXMM.

Nesse caso fica claro que no longo prazo uma variação na variável câmbio real ao contrário do que afirmam os teóricos da doença holandesa no Brasil causa na verdade uma piora nas balanças comerciais por fator agregado tanto nos básicos como nos semimanufaturados e manufaturados.

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 |
| 3 | lnCAP | 0.257 | 1.000 |
|  | lnXMS | -2.066 | 0.047 |
|  | lnCAMER | -0.269 | -0.038 |
|  | lnJD | -0.644 | -0.003 |
|  | lnGACS | -0.227 | 0.006 |
|  | lnIMP | 0.031 | 0.067 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa

Tabela 10. Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do modelo Vetorial de Correção de Erros – Semimanufaturados.

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

Fonte: Elaborado 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. No caso vemos que lnXMB tem um ajuste de 5,6% em cada período frente a uma variação na taxa de câmbio. Para lnXMS sua velocidade de ajuste frente a uma variação na taxa de câmbio é de 3,9%. Por fim para lnXMM a velocidade de ajuste frente a uma variação no câmbio é de 6,7% nesse caso a balança comercial dos manufaturados é a que retorna ao equilíbrio de longo prazo mais rapidamente.

Por fim, analisar-se-á a função impulso resposta que de acordo com ENDERS apud (CARVALHO, 2014) possibilitam observar como um choque inesperado em uma variável do sistema afetam dinamicamente as outras variáveis em um determinado período de tempo. Nesse caso utilizamos os choques acumulados considerando um horizonte de 10 meses. Para a análise as variáveis foram diferenciadas uma vez dessa forma lnXM, lnCAMER, lnCAP, lnJD, lnGAC e lnIMP passaram a ser respectivamente, DXM, DC, DCP, DJ, DG e DI; analisou-se desta forma os choques nas variáveis DC DJ e DG e a função impulso resposta foi considerada para as variáveis DXM , DC e DG. Os resultados podem ser analisados no quadro 1, 2 e 3.

Quadro 1. Função Impulso resposta de um choque na variável DC

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa

Quadro 2. Função Impulso Resposta de um choque na variável DJ

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa

Quadro 3. Função Impulso Resposta de um choque na variável DG

|  |
| --- |
|  |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Nesse caso analisando primeiro o quadro 1, vemos que um choque de um desvio padrão na variável DC que é na verdade o logaritmo do câmbio real diferenciado, causa um efeito negativo na balança comercial dos básicos, 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.

Assim podemos notar que apesar da melhora dos semimanufaturados, o aumenta na taxa de câmbio deveria privilegiar os produtos com maior valor agregado nesse caso os manufaturados, já que de acordo com os teóricos a favor da desindustrialização no Brasil, o aumento da taxa de câmbio viabilizaria os investimentos e produção de produtos dotados de maior tecnologia e valor agregado, porém como observado esse aumento é baixo, e mostra que talvez o problema da desindustrialização no Brasil tenha outros fatores mais importantes que os que provocam a chamada “nova doença holandesa”, isso pode ficar claro também pelos choques na variável DJ que causou efeitos quase nulos nas outras variáveis. Fora evidenciado ainda, que os choques na variável DG que causou um efeito positivo significativo apenas na balança comercial dos produtos básicos. FAZER LIGAÇÕES com outros autores comparando os resultados.

**APÊNDICE I**