

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**TERMOS DE TROCA E CRESCIMENTO: UM ESTUDO  
INICIAL DA LEI DE THIRLWALL**

BRUNO BRAGA CARVALHO  
matrícula nº 105044369

ORIENTADORA: Prof<sup>ª</sup>. Viviane Luporini

SETEMBRO 2013

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**TERMOS DE TROCA E CRESCIMENTO: UM ESTUDO  
INICIAL DA LEI DE THIRLWALL**

---

BRUNO BRAGA CARVALHO  
matrícula nº 105044369

ORIENTADORA: Prof<sup>ª</sup>. Viviane Luporini

SETEMBRO 2013

*As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade do autor.*

Dedico este trabalho aos meus pais, Mauro e Andréa, e a meus irmãos, Gabriela e Lucca, por todo apoio, amor e carinho que me deram nos momentos mais difíceis.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus e a Nossa Senhora.

Agradeço, imensamente, à minha orientadora, professora Viviane Luporini, por ter sido fonte de inspiração, por toda ajuda na elaboração do trabalho, pela paciência inenarrável e, principalmente, por não ter desistido de mim.

A todos os professores do Instituto de Economia da UFRJ.

A todos os funcionários do Instituto de Economia da UFRJ.

Ao grande amigo, Flávio, que levo, do Instituto de Economia, para minha vida.

Ao grande amigo, Danilo, que foi de grande ajuda ao “coorientar” este trabalho.

Aos amigos de sempre, Vinícius, Thiago e Thiago, Leonardo, Fernando, Guilherme, Andréia, Patrícia e Patrícia e, todos aqueles que me apoiaram e me incentivaram ao longo desse tempo.

À Isadora, por todo apoio e companheirismo nessa minha reta final.

## RESUMO

Este trabalho busca realizar um estudo empírico inicial sobre o impacto que os termos de troca têm sobre o crescimento da renda. A base teórica utilizada é a primeira versão da Lei de Thirlwall de crescimento com restrição no Balanço de Pagamentos, incluindo-se a especificação da função demanda por exportação feita por Hieke (1997). Para o estudo empírico, além da análise das estatísticas descritivas dos dados, serão utilizadas funções de resposta ao impulso e análise de decomposição da variância dos erros de um modelo VAR, incluindo as variáveis IBC-Br, Importações e Termos de Troca. Também será utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado para a verificação da estacionariedade das séries e o teste Engle-Granger para a verificação da existência de cointegração. Os resultados apontam que os termos de troca têm um efeito de magnitude pouco significativa sobre o crescimento, o que nos leva a crer que a influência dessa variável sobre a renda se dá de maneira indireta através de mudanças na estrutura de especialização das exportações e das importações.

# ÍNDICE

|   |           |
|---|-----------|
| <b>INTRODUÇÃO</b> .....   | <b>9</b>  |
| <b>CAPÍTULO I – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA</b> .....   | <b>11</b> |
| I.1 - O MODELO DE THIRLWALL.....  | 11        |
| I.1.1 - <i>Determinação do modelo de crescimento de equilíbrio com o Balanço de Pagamentos</i> .....          | 12        |
| I.1.2 - <i>O modelo de Thirlwall “estendido”</i> .....  | 14        |
| I.2 - Crescimento Secular no Brasil: modelo de Thirlwall e termos de troca (Vieira e Holland (2007)).....     | 15        |
| I.3 - Breve análise sobre algumas literaturas alternativas.....   | 18        |
| I.3.1 - <i>Efeito H-L-M dos termos de troca sobre a renda: Harberger (1950) e Laursen e Metzler (1950)</i> .. | 18        |
| I.3.2 - <i>Crescimento e características dos países: Easterly, Kremer, Prichett e Summers (1993)</i> .....    | 19        |
| I.3.3 - <i>Termos de troca como variável exógena: Barro (1996)</i> .....                                      | 21        |
| <b>CAPÍTULO II – CONTEXTUALIZAÇÃO HISTÓRICA</b> .....   | <b>23</b> |
| II.1 - A evolução do preço das commodities no cenário mundial.....  | 23        |
| II.2 - A influência das commodities para o Brasil e o “Efeito China”.....                                     | 25        |
| II.3 - Discutindo o processo de “Reprimarização” da pauta de exportação brasileira.....                       | 27        |
| II.4 - Commodities, Termos de Troca e PIB.....  | 29        |
| <b>CAPÍTULO III – ANÁLISE EMPÍRICA</b> .....  | <b>33</b> |
| III.1 - Metodologia.....  | 33        |
| III.1.1 - <i>Teste de raiz unitária</i> .....   | 35        |
| III.1.2 - <i>Teste de Cointegração de Engle-Granger</i> .....   | 37        |
| III.1.3 - <i>Modelo de Correção de Erros</i> .....  | 39        |
| III.1.4 - <i>Seleção do número de defasagens do VAR</i> .....   | 39        |
| III.1.5 - <i>O Modelo VAR</i> .....   | 40        |
| III.1.6 - <i>Ordenação de Cholesky e Causalidade de Granger</i> .....   | 42        |
| III.1.7 - <i>Funções Resposta ao Impulso</i> .....  | 43        |
| III.1.8 - <i>Análise de Decomposição da Variância</i> .....   | 43        |
| III.2 - Resultados.....   | 44        |
| <b>CONCLUSÃO</b> .....  | <b>47</b> |
| <b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b> .....   | <b>48</b> |
| <b>ANEXO</b> .....  | <b>50</b> |
| Resultado da seleção da ordem de defasagens.....  | 50        |

## ÍNDICE DE TABELAS

|  |    |
|--|----|
| Tabela 1: Estatística Descritiva, Dados Originais.....           | 34 |
| Tabela 2: Estatística Descritiva, Dados em Logaritmo.....        | 34 |
| Tabela 3: Resultados dos testes de Raiz Unitária (ADF).....      | 44 |
| Tabela 4: Análise da Decomposição da Variância para IBC-Br;..... | 46 |
| Tabela 5: Resultado da seleção da ordem de defasagens.....       | 50 |

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

|                 |    |
|-----------------|----|
| Gráfico 1:..... | 24 |
| Gráfico 2:..... | 26 |
| Gráfico 3:..... | 27 |
| Gráfico 4:..... | 30 |
| Gráfico 5:..... | 30 |
| Gráfico 6:..... | 31 |
| Gráfico 7:..... | 35 |
| Gráfico 8:..... | 45 |



## INTRODUÇÃO

Nos últimos dez anos pôde-se observar uma elevada apreciação dos termos de troca (índice que mede a razão entre o preço das exportações e o preço das importações). Se compararmos este índice em janeiro de 2003 com dezembro de 2012, constatamos um aumento de 31,15 %. Esse crescimento pode ser atribuído, principalmente, ao aumento no preço das commodities no mesmo período. No entanto, o crescimento dos termos de troca tem influência sobre o crescimento da renda? Este trabalho é um estudo inicial que busca encontrar evidências empíricas do impacto dos termos de troca, na última década (2003 a 2012), sobre o crescimento da renda do Brasil.

O estudo empírico será feito utilizando-se um modelo de vetores auto regressivos (VAR). Os resultados serão interpretados a partir da função de resposta ao impulso (FRI) e da análise da decomposição da variância dos erros do VAR estimado a partir das séries. Também serão utilizados o teste de estacionariedade ADF (Augumentd Dickey-Fuller) e teste de cointegração de Engle-Granger.

O tema já rendeu uma série de modelos e trabalhos teóricos, que relacionam os termos de troca com o crescimento da renda. Este trabalho terá como base teórica, para a construção do modelo VAR, o modelo simples de crescimento com restrição no Balanço de Pagamentos de Thirlwall (1979), com a especificação da demanda por importações feita por Hieke (1997), como vemos no artigo de Viera e Holland (2007). O objetivo é sustentar a escolha das variáveis utilizados no modelo econométrico. O estudo feito por Thirlwall foi aprimorado ao longo dos anos e hoje já pode ser encontrado em versões mais complexas. Porém, como o objetivo é realizar um estudo inicial, utilizaremos o modelo “simples”.

Outros estudos serão brevemente citados, a fim de ilustrar a existência de outras correntes que relacionam os termos de troca com o crescimento da renda.

Após a ilustrar a fundamentação teórica, será apresentado um capítulo discutindo o contexto histórico da última década e os fatores que levaram a essa elevada apreciação dos termos de troca. Começando pelos fatores que levaram ao crescimento do índice de preço das commodities a partir de 2002, passando pelas questões do “Efeito-China” e da

“Reprimarização” da pauta de exportação brasileira, até chegar na associação entre commodities, termos de troca e renda.

Em seguida, será descrita a base de dados utilizada no trabalho, a metodologia utilizada, os resultados do estudo empírico, e por fim, as conclusões.

## **CAPÍTULO I – FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

Dentro da literatura sobre termos de troca e crescimento econômico temos contribuições de inúmeros autores. Alguns com visões bem diferentes de como tal variável pode afetar a renda, o consumo e o PIB (real e nominal). Esse capítulo tem como objetivo dar a base teórica para o estudo empírico que aqui será realizado.

A base a ser utilizada será o modelo proposto por Thirlwall (1979). Mais especificamente a contribuição dada por Vieira e Holland (2007), que utilizam um modelo de Thirlwall “estendido” para analisar o crescimento econômico secular no Brasil. Essa extensão se dá pela inclusão dos termos de troca junto a “regra simples” de Thirlwall, através da especificação da função de demanda por importações feita por Hieke (1997).

Também serão revistos os trabalhos realizados por Easterly, Kremer, Pritchett e Summers (1993), Harberger (1950) e Laursen e Metzler (1950), que deu origem ao chamado efeito H-L-M, e por fim, o trabalho de Barro (1996). O objetivo é dar um pequeno exemplo de que há, logicamente, uma extensa literatura que relaciona os termos de troca com o crescimento.

### **I.1 – O modelo de Thirlwall**

O modelo de Thirlwall é conhecido como modelo de crescimento com restrição no balanço de pagamentos. Isso, pois a primeira premissa usada na determinação do modelo é a de equilíbrio no balanço. Nessa seção, mais adiante, mostraremos como é formulada a “regra simples” de Thirlwall, proposta em seu trabalho de 1979.

Segundo Thirlwall (1979), o modelo neoclássico, que trata da questão das diferentes taxas de crescimento entre países, se concentra no lado da oferta, usando o conceito de função de produção. Portanto, o crescimento do produto é resultado do crescimento do capital, do trabalho e da produtividade total dos fatores. Porém, o autor faz uma crítica no sentido de que, apesar dos resultados matemáticos de tais modelos serem precisos, eles não explicam porque, o crescimento dos fatores de produção, e da produtividade, são diferentes entre os países.

Segundo o autor, para responder essa pergunta, seria necessário utilizar um raciocínio Keynesiano. De acordo com essa escola de pensamento, é a demanda que “move” o sistema

econômico e, portanto, a oferta se adapta, dentro de seus limites. Logo, a diferença entre o crescimento econômico de cada país, poderia ser um resultado da diferença no crescimento da demanda entre as nações.

Uma possível explicação para esse fato seria a incapacidade dos agentes econômicos, principalmente o governo, de expandirem sua demanda. Para o autor, no entanto, essa explicação, em si, não é satisfatória. Thirlwall, então, afirma que a explicação mais provável está na restrição da demanda. E, em uma economia aberta, a maior restrição seria o Balanço de Pagamentos.

Nesse trabalho, Thirlwall procura mostrar o quão perto o crescimento de vários países se aproxima da razão entre a taxa crescimento das exportações e a elasticidade-renda da demanda por importações.

Em 1982, Thirlwall e Hussain realizaram a primeira tentativa de incorporar o fluxo de capital ao modelo simples. Desde então, muitos autores, incluindo o próprio Thirlwall, realizaram trabalhos para “aprimorar” o modelo concebido em 1979. Como o objetivo desse trabalho, é utilizar o modelo simples “estendido” proposto por Vieira e Holland em 2007, não serão aprofundados os comentários sobre essas literaturas, subsequentes ao artigo de 1979, de Thirlwall,

### **I.1.1 – Determinação do modelo de crescimento de equilíbrio com o Balanço de Pagamentos**

O modelo começa com a condição de equilíbrio no BP:

$$P_d X = P_f M, \quad (1)$$

em que  $P_d$  representa o preço das exportações,  $P_f$  o preço das importações e  $X$  e  $M$  as quantidades exportadas e importadas, respectivamente.

A equação (1), também pode ser expressa em taxas de crescimento:

$$p_d + x = p_f + m, \quad (2)$$

onde as variáveis em letras minúsculas representam as taxas de crescimento das variáveis da equação (1), expressas em logaritmo natural.

Além disso, o autor também descreve duas equações, de demanda por importações e exportações:

$$M = (P_d/P_f)^\gamma Y^\eta, \quad (3)$$

onde  $Y$  representa a renda nacional,  $\gamma$  representa a elasticidade-preço da demanda por importações e  $\eta$  representa a elasticidade-renda da demanda por importações. O autor assume que  $\gamma$  é positivo e  $\eta$  é positivo.

$$X = (P_d/P_f)^\varphi Z^\omega, \quad (4)$$

onde  $Z$  representa a renda mundial,  $\varphi$  representa a elasticidade-preço da demanda por exportações e  $\omega$  representa a elasticidade-renda da demanda por exportações. O autor assume que  $\varphi$  é negativo e  $\omega$  é positivo.

Aplicando-se o logaritmo natural nas equações (3) e (4), teremos:

$$m = \gamma (p_d - p_f) + \eta y, \quad (5)$$

$$x = \varphi (p_d - p_f) + \omega z, \quad (6)$$

Onde as letras minúsculas  $m$  e  $x$  representam as taxas de crescimento das importações e exportações, respectivamente, e  $y$  representa a taxa de crescimento da renda nacional, enquanto  $z$  representa a taxa de crescimento da renda mundial.

Substituindo-se (5) e (6) em (2) e resolvendo-se a equação para o crescimento da renda real  $y$ , obteremos:

$$y_{BP} = [(1 + \varphi - \gamma)/\eta](p_d - p_f) + (\omega/\eta) z, \quad (7)$$

Substituindo-se a taxa de crescimento da renda mundial  $z$  da equação (6), teremos a equação que relaciona a taxa de crescimento da renda compatível com o equilíbrio do BP:

$$y_{BP} = [(1/\eta)(1 - \gamma)](p_d - p_f) + (1/\eta) x, \quad (8)$$

Assim, se a condição de Marshall-Lerner<sup>1</sup> é satisfeita, ou, se os preços relativos (termos de troca) medidos na mesma moeda não mudam no longo prazo<sup>2</sup>, então a equação (8) se reduz a conhecida “regra simples” de Thirlwall:

$$y_{BP} = x/\eta, \quad (9)$$

### I.1.2 – O modelo de Thirlwall “estendido”

De acordo com a especificação feita por Hieke (1997) para a função de demanda por importações<sup>3</sup>, podemos modificar a equação (5):

$$m = \alpha + \gamma(\tau\tau) + \eta y, \quad (10)$$

Onde  $\alpha$  é uma constante, e a variação dos preços relativos  $(p_d - p_f)$  é considerada como a variação dos termos de troca  $(\tau\tau)$ .

<sup>1</sup> Para que uma desvalorização do câmbio afete, positivamente, o saldo da balança comercial, a soma das elasticidades da demanda por exportação e da demanda por importação deve ser maior do que 1.

<sup>2</sup> Tradução nossa: “...if the Marshall-Lerner condition is just satisfied or if relative prices measured in a common currency do not change over the long run...” (THIRLWALL, 1979, p. 49)

<sup>3</sup> Em seu trabalho original, a função de demanda por importações aparece em função de termos logarítmicos:  $\ln M = \alpha + \gamma \ln \tau\tau + \eta \ln Y$ . A equação (10) está especificada como no trabalho de Vieira, Holland (2007), para podermos chegar ao modelo “estendido” de Thirlwall, proposto no mesmo artigo.

A partir da equação (10), a taxa de crescimento da renda real compatível com o equilíbrio do BP (modelo estendido), conforme visto em Vieira e Holland (2007), pode ser representada por:

$$y_{BP} = [(1/\eta)(1 - \gamma)](\tau\tau) + (1/\eta) x, \quad (11)$$

Ainda segundo Vieira e Holland (2007) pode-se tirar algumas proposições econômicas de (11):

i) um choque positivo nos termos de troca, ou seja,  $(\tau\tau > 0)$  ou ainda  $(p_d - p_f > 0)$  tem um efeito positivo sobre a renda interna compatível com o BP. Esse efeito é chamado de efeito puro dos termos de troca.

ii) o mesmo choque positivo, terá efeito um negativo sobre a renda nacional, se as somas das elasticidade-preço (negativas) forem maior do que um.  $(1 + \varphi - \gamma) > 0$

iii) a taxa de crescimento da renda interna tem relação inversa com propensão marginal a importar, representada pela elasticidade-renda da demanda por importações  $\eta$ .

## **I.2 - Crescimento Secular no Brasil: modelo de Thirlwall e termos de troca<sup>4</sup>**

Como já foi dito anteriormente, esse artigo será de suma importância para este trabalho, pois é no modelo de Thirlwall “estendido” que a análise empírica, aqui presente, será fundamentada.

Nesse artigo, os autores procuram analisar o crescimento econômico no Brasil, no último século (1900 a 2005), período onde inicialmente há uma forte expansão da renda, e mais recentemente, uma forte recessão. Nota-se que ao longo deste século, houve um distanciamento da renda brasileira em relação a países desenvolvidos, e até mesmo um conjunto de países em desenvolvimento.

---

<sup>4</sup> Essa seção foi baseada em Vieira e Holland (2007)

Segundo Vieira e Holland (2007), se observarmos o comportamento das taxas de crescimento no último século, e da restrição externa à economia brasileira (esta última representada por aproximação pelos termos de troca), observa-se que há uma forte correlação entre a especialização produtiva do setor externo brasileiro e o desempenho econômico do país. Os autores apresentam um gráfico onde os períodos onde há crescimento do PIB também apresentam crescimento nos termos de troca. Por outro lado, períodos onde há recessão, estão associados a forte deterioração nos termos de troca. No entanto, há questões a serem colocadas acerca da causalidade entre as duas variáveis:

“... não se pode afirmar, a princípio, que o crescimento econômico seria explicado pelos termos de troca, ou se, ao crescer, o país promove melhores condições de preços relativos. Entretanto, pode-se afirmar que há sinais de que o desempenho econômico se associa às restrições advindas do setor externo da economia”.  
(VIEIRA e HOLLAND, 2008, p. 24)

O estudo empírico realizado pelos autores confronta as taxas de crescimento estimadas, utilizando-se o modelo de Thirlwall (“regra simples”) e o modelo “estendido” (onde há a inclusão dos termos de troca), com as taxas reais observadas. O período de observação é de 1900 a 2005. Também são analisados os subperíodos de 1900 a 1970 e de 1971 a 2005. A inclusão dos subperíodos permite observar o período que inclui o crescimento liderado pela exportação de bens primários, até o período de substituição de importações (1900 a 1970), e também, a fase onde o fluxo externo de capitais foi fator decisivo no processo do financiamento do crescimento econômico brasileiro (1971 a 2005).

Desta forma é possível analisar qual a contribuição da inclusão dos termos de troca à “regra simples” de Thirlwall. Ou seja, se compararmos as taxas de crescimento estimadas, utilizando-se a “regra simples” e o modelo “estendido”, e a última for mais próxima da taxa de crescimento real observada no período, então nota-se uma evidência favorável à inclusão dos termos de troca no modelo. Além disso, o artigo também busca verificar qual o efeito da inclusão dos termos de troca na elasticidade-renda da demanda por importações.

De acordo com os testes realizados pelos autores, não foi possível encontrar uma relação de longo prazo entre as variáveis PIB e importações, e PIB, importações e termos de troca. Portanto, foram estimadas para os períodos considerados, as funções de demanda por importações, com e sem a inclusão dos termos de troca.



O subperíodo 1900-1970 foi o único que apresentou uma variação média positiva, dos termos de troca, na ordem de 0,22%. Esse também foi o período onde a variável termos de troca foi significativa na determinação da função de demanda por importações. Com a inclusão dos termos de troca, a elasticidade-renda diminuiu, em relação à função sem os termos de troca (de 1,51 para 1,22), e por sua vez se aproximou da elasticidade-renda hipotética (0,79). Essa foi calculada substituindo-se  $y_{BP}$  (renda compatível com o equilíbrio no balanço de pagamentos) por  $y$  (renda real observada), no período de análise.

Segundo os autores, a contribuição média dos termos de troca, quando os mesmos são incluídos à “regra simples” de Thirlwall, pode ser calculada por:  $[(1/\eta)(1 - \gamma)](p_d - p_f)$ . Enquanto que a contribuição dada pelo crescimento das exportações é calculada por:  $(1/\eta) x$ . No período de 1900 a 1970 a contribuição média dos termos de troca é de 0,13%. Enquanto a contribuição das exportações é de 3,29%. Portanto, a taxa de crescimento estimada, pelo modelo “estendido” é de 3,42%. Em ambos os casos (taxas de crescimento estimadas pela “regra simples” e pelo modelo “estendido”), os resultados se distanciam da taxa de crescimento real observada. No entanto, quando incluídos os termos de troca, a taxa se aproxima mais da observada, que é de 5,12%. Os autores afirmam que essa diferença é causada, provavelmente, pela não inclusão da variável fluxo de capitais no modelo.

A variação média dos termos de troca na última década (2003 a 2012) é cerca de 2% maior do que no período de 1900 a 1970. Logo, espera-se que a contribuição dos termos de troca sobre o crescimento estimado pelo modelo “estendido”, seja maior, se compararmos com o resultado obtido para o período de 1900 a 1970 (0,13%).

Enfim, para Vieira e Holland, os termos de troca são significativos para a determinação da função de demanda por importações. Por outro lado, a inclusão dos termos de troca na “regra simples” de Thirlwall, teve uma contribuição pequena (0,13%) na determinação da taxa estimada de crescimento de longo prazo. Portanto, os termos de troca devem sim afetar crescimento, mas via estrutura de especialização de importações e exportações, do que de maneira direta.

### **I.3 – Breve análise sobre algumas literaturas alternativas**

Nesta seção analisaremos, de maneira breve, algumas das literaturas mais importantes no âmbito dos modelos de crescimento da renda com restrição no BP, que sofrem influência da variação nos termos de troca.

Dentre os trabalhos escolhidos para serem comentados está o de Easterly, Kremer, Prichett e Summers, de 1993, o trabalho de Harberger, e Laursen e Metzler de 1950 e por fim o trabalho de Barro de 1996.

#### **I.3.1 – Efeito H-L-M dos termos de troca sobre a renda: Harberger (1950) e Laursen e Metzler (1950)**

A partir das proposições feitas nos trabalhos de Harberger (1950) e Laursen e Metzler (1950), surge o chamado efeito Harberger-Laursen-Metzler (HLM). Esse efeito sugere que uma deterioração (apreciação) nos termos de troca, levaria a uma queda (aumento) na renda real.

Os pressupostos desse modelo são agentes que assumem um comportamento intertemporal ótimo e mobilidade perfeita do capital entre os países. Portanto, de acordo com o modelo HLM, a deterioração (apreciação) dos termos de troca irá diminuir (aumentar) a renda real, medida em termos de produtos domésticos (exportáveis). Para um determinado nível de renda dos consumidores domésticos, a fim de manterem seu padrão de vida, os mesmos irão reduzir (incrementar) sua poupança, e, portanto, a redução (aumento) da renda real pioraria (melhoraria) poupança nacional. Como, por sua vez, a conta corrente é igual à poupança menos o investimento, se o último se mantiver constante, uma piora (melhora) da poupança terá um efeito negativo (positivo) sobre a conta corrente.

Segundo Svensson e Razin (1983), em seu trabalho sobre o efeito HLM:

“Uma deterioração nos termos de troca deprecia a ‘renda real’, e a deterioração na renda real reduz a poupança dada a renda, ambas medidas em termos de exportáveis. Assim, se os investimentos são constantes e não há déficit do governo, a mudança na poupança é igual a mudança na conta corrente excedente, e portanto, o efeito Harberger-Laursen-Metzler implica que a conta corrente irá se deteriorar em resposta a uma deterioração dos termos de troca”. (SVENSSON e RAZIN, 1983, p. 98, tradução nossa)<sup>5</sup>

No entanto, assim como a maioria dos modelos, o efeito Harberger-Laursen-Metzler, foi sofrendo reformulações dadas por outros autores, ao longo do tempo (trata-se de um modelo com mais de 60 anos), inclusive no trabalho de Svensson e Razin de 1983, para o *Journal of Political Economy*, dentre outros. Essas mudanças foram feitas não só no sentido da crítica às premissas do modelo, mas com objetivo de tornar o modelo mais atual frente às novas conjunturas econômicas que se deram a partir da década de 1950.

### **I.3.2 – Crescimento e características dos países: Easterly, Kremer, Prichett e Summers (1993)**

Easterly et al (1993) sugerem que, apesar de muitas literaturas sobre o crescimento se concentrarem nas características dos países, como nível de educação da população e estabilidade política, essa ótica pode não ser adequada. Isso, pois as taxas de crescimento ao longo do tempo são bastante instáveis, enquanto que as características dos países se mantêm durante o tempo. Portanto, é natural que, com exceção de alguns países, o sucesso apresentado em um período, não se repita no seguinte. Nas palavras do autor: “*Com poucas, e famosas exceções, os mesmos países não vão bem período após período; países são ‘estória de sucesso’ em um período e desapontam no seguinte.*”<sup>6</sup>

Os autores afirmam que as taxas de crescimento dos países não são persistentes. E poder-se-ia pensar que esse fato advém da baixa persistência das características dos países, já que para a maioria, essas características são o que determinam o crescimento. Como, de acordo com seus estudos, tais características são persistentes (apresentam uma correlação entre décadas que varia de 0,6 a 0,9, entre os países, segundo os autores), uma explicação para essa baixa

---

<sup>5</sup> “A terms-of-trade deterioration decreases ‘real income’, and the decrease in real income reduces saving out of any given income, both measured in terms of exportables. Thus, if investments is constant and there is no government deficit, the change in saving is equal to the change in the current-account surplus, and hence the Harberger-Laursen-Metzler effect implies that the current account will deteriorate in response to a terms-of-trade deterioration (if income, measured in terms of exportables, is held constant).”

<sup>6</sup> Tradução livre do autor: “With a few famous exceptions, the same countries do not do well period after period; countries are ‘success stories’ one period and disappointments the next.” (Easterly et al (1993), pág. 9)

persistência poderia ser os choques, em especial, choques nos termos de troca, pois esses choques tem um papel importante na explicação da variância das taxa de crescimento.

Easterly et al (1993) mostram que grande parte da variação nas taxas de crescimento, mesmo em períodos longos, como uma década, podem ser diretamente explicadas pelos choques. Eles afirmam que os choques influenciam, indiretamente, o crescimento, mudando variáveis políticas.

Os autores constroem uma tabela para medir a correlação simples entre as variáveis termos de troca, a variação do número de vítimas per capita da guerra em território nacional e uma dummy medindo a probabilidade de um país ter uma crise da dívida externa na década de 80, com as taxas de crescimento. Segundo os resultados encontrados pelos autores, o crescimento é fortemente correlacionado com os termos de troca, além da alta dívida nos anos 80 e com a guerra nos anos 70.<sup>7</sup>

No mesmo trabalho, os autores também acrescentaram as chamadas variáveis de choque, a uma regressão, incluindo algumas poucas características importantes para os países (matrículas nos ensinos primário e secundário, ágio no mercado paralelo e um indicador para medir a participação do sistema financeiro na economia, dado por  $M2/PIB$ ), com dados das décadas de 1970 e 1980. Os resultados do  $R^2$  parcial das variáveis políticas foi de 0,26 na década de 70 e 0,10 na década de 80. Enquanto que para as variáveis de choque, o  $R^2$  parcial foi de 0,14 na década de 70 e 0,15 na década de 80. Easterly et al (1993) afirmam que o efeito dos termos de troca, é grande e muito significativo em ambos períodos. Na década de 80, um choque positivo dos termos de troca de um ponto percentual do PIB, a cada ano, resultou em um aumento na taxa de crescimento de 0,85 pontos percentuais, ao ano. No entanto, o fato de que o PIB é medido a preços constantes, faz com que não haja efeito direto dos termos de troca sobre o crescimento.

Uma possível explicação para efeito seria a movimentação dos fatores. Ou seja, capital e trabalho poderiam se realocar para o setor que recebeu esse choque positivo. Ou ainda, a poupança interna poderia responder a nova oportunidade gerada pelo aumento nas exportações, e se tornando investimento nesse setor. Porém, para que esses “grandes” efeitos ocorram via movimento de fatores, seria necessário admitir a mobilidade dos mesmos, que a

---

<sup>7</sup> O autor refere-se à Guerra do Vietnã, que durou de 1961 até 1975, e os EUA gastaram cerca de 749 bilhões de dólares.

demanda por exportações fosse elástica e que os choques fossem, pelo menos, um pouco persistentes.

### **I.3.3 – Termos de troca como variável exógena: Barro (1996)**

Esse trabalho apresenta uma visão neoclássica do assunto. O autor utiliza um painel de dados para 100 países, com dados entre 1960 a 1990, para estimar o crescimento. Segundo ele, os resultados empíricos favorecem a ideia de convergência condicional.

Segundo Barro (1996), para um dado nível do PIB real per capita, o crescimento está relacionado com variáveis como nível de ensino, expectativa de vida, baixa fertilidade, baixa inflação, baixos gastos do governo, boa manutenção das leis e aumento dos termos de troca. O autor dedica uma seção para explicar como cada variável afeta (negativa ou positivamente) o crescimento.

Mudanças nos termos de troca são consideradas importantes para países em desenvolvimento, cuja exportação se baseia em uma pequena gama de produtos primários. Entretanto, o efeito de um choque nos termos de troca sobre o PIB, não se dá de maneira direta.

Para o autor, se a quantidade de bens produzidos se mantiver constante, uma apreciação dos termos de troca irá aumentar a renda real e provavelmente o consumo, mas não afetaria o PIB real. Essa variável só seria afetada, se houvesse, junto ao aumento dos termos de troca, um aumento do emprego e da produção. Como exemplo, Barro descreve, por exemplo, um país importador de petróleo e como reagirá a um aumento no preço desse bem cortando o emprego e a produção<sup>8</sup> (nesse caso o PIB real seria afetado).

Os resultados dos testes de seu trabalho mostram que os termos de troca possuem um coeficiente significativo e positivo. E que os termos de troca são considerados uma variável exógena para o crescimento individual de um país, logo, pode ser utilizada como instrumento de política econômica. Sendo assim, uma apreciação dos termos de troca, aparentemente, estimulariam a produção interna.

Com o suporte de um modelo teórico para realizarmos a análise empírica do efeito que os termos de troca têm sobre o crescimento da renda, agora, precisamos de um contexto histórico, no qual os termos de troca sofreram um impacto relevante, sendo assim, sujeitos a

---

<sup>8</sup> Tradução nossa: “*For example, an oil-importing country might react to an increase in the relative price of oil by cutting back on its employment and production.*” (BARRO, 1996, p. 20)

análise que estamos nos propondo a fazer. O próximo capítulo trará alguns dos motivos relevantes, durante a última década, que afetaram o crescimento dos termos de troca, e como esperamos observar, conseqüentemente, a renda.

## **CAPÍTULO II – CONTEXTUALIZAÇÃO HISTÓRICA**

Esse trabalho pretende, através de um estudo empírico, pautar a melhoria dos termos de troca - razão entre o preço das exportações e o preço das importações - como parte influente no crescimento da renda brasileira, durante a última década (2003 a 2012). Tal melhoria nos termos de troca no Brasil pode ser vista como um resultado do forte crescimento das exportações, lideradas pelas commodities primárias. Esse cenário é resultado de um grande aumento no preço desses bens, devido à ampliação da demanda dos mesmos, principalmente por parte de países como China e Índia, que passam por um processo forte de crescimento.

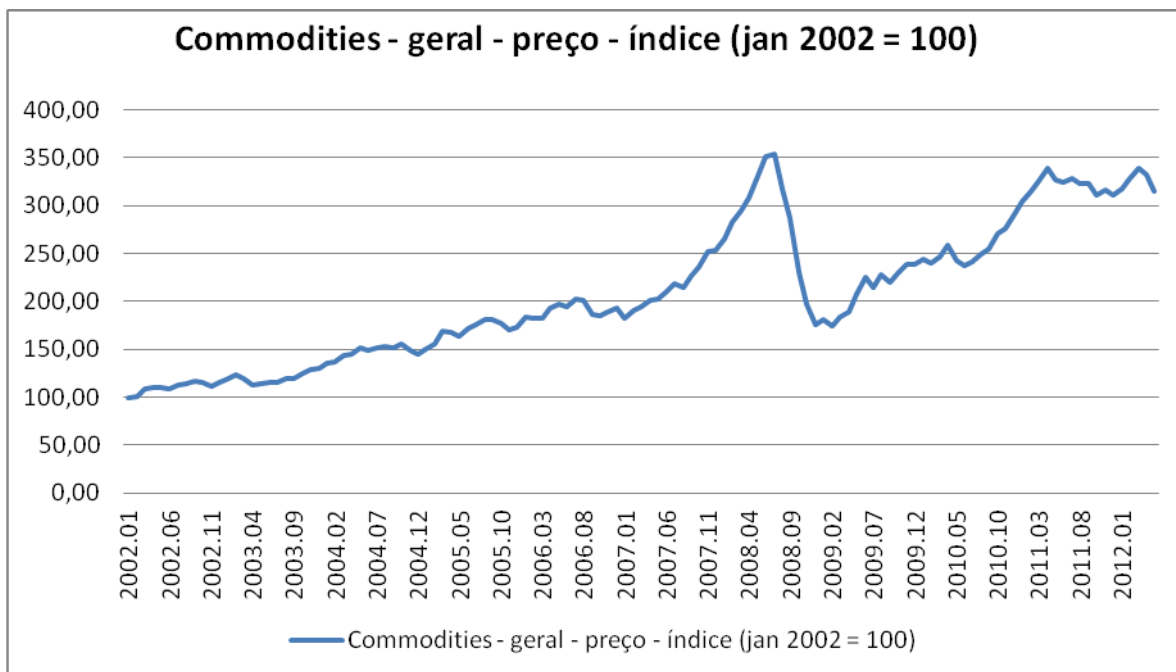
Nas seções a seguir, discutir-se-á a evolução do preço das commodities a partir da entrada da China na OMC em 2001, a influência do aumento desses preços para o Brasil e o “efeito China”, o processo de “reprimarização” da pauta de exportações brasileira e, por fim, a relação entre as commodities e os termos de troca.

### **II.1 – A evolução do preço das commodities no cenário mundial.**

Alguns economistas atribuem o *boom* das commodities, que se iniciou em 2002, à entrada da China na OMC, ao final de 2001. Esse *boom* fez com que o preço desses bens tivesse um aumento considerável, resultado da crescente demanda de países como a China e a Índia, que passam por um grande processo de desenvolvimento.

Esse processo, que envolve uma forte urbanização desses países, cria uma carência de produtos, principalmente, nos setores agrícola e de energia. Isso, devido ao acelerado desenvolvimento, em si, e à migração da mão de obra das áreas rurais, para as áreas urbanas, tornando-os incapazes de produzirem internamente os alimentos, minérios e energia, que necessitam. Logo, a grande demanda por essas commodities, resultou em um aumento nos preços das mesmas. A seguir, no gráfico 1, pode-se observar a trajetória do índice geral de preço das commodities, à partir de 2002:

Gráfico 1:



Fonte: Ipeadata.

Ao analisarmos o gráfico 1 fica evidente o forte crescimento do preço das commodities à partir de 2002 até julho de 2008, seguido de uma forte queda. No entanto, mesmo com a crise de 2008, houve uma rápida recuperação dos preços em 2009 e 2010 e em 2011 os patamares já eram muito próximos daqueles antes da crise. Essa recuperação se deve ao fato de que países, como a China, foram capazes de manter altos índices de crescimento, mesmo após a crise, e, por isso, seguiram com a alta demanda por commodities. Segundo De Negri e Alvarenga (2011): “Enquanto o comércio mundial recuou 22% em 2009, as importações chinesas caíram apenas 11%”.

Kupfer *et al* (2012), também apontam para outro fator responsável, além do crescimento da demanda mundial, por esse grande aumento no preço das commodities:

“Não é apenas o aquecimento da demanda mundial que explica a alta dos preços das commodities em geral. Movimentos especulativos e o direcionamento de investimentos para esse mercado em busca de aplicações em ativos reais também contribuíram para a evolução dos preços ao longo da década”. (KUPFER *et al*, 2012, p. 18)

Portanto, independentemente dos fatores que contribuam para o aumento nos preços das commodities, sabe-se que o Brasil teve um crescimento no volume de venda desses bens



primários, durante a última década. E um dos grandes contribuintes, nesse processo, é a China.

## **II.2 – A influência das commodities para o Brasil e o “Efeito China”.**

As commodities, historicamente, sempre tiveram um papel importante na pauta de exportações brasileira. No entanto, a partir do final da década de 1970 e início da década de 1980, após o primeiro e segundo PND (Plano Nacional de Desenvolvimento), houve um aumento da participação de bens manufaturados. Porém, esse quadro vem mudando desde 2002, quando, influenciado pela alta no preço das commodities, o Brasil volta a ter uma importante participação de bens primários, nas suas exportações.

Nesse sentido, a China tem um papel de extrema importância. De fato, houve um aumento da demanda mundial por commodities primárias. Outros países, além da China, como a Índia, por exemplo, também tiveram participação nesse processo. No entanto, os chineses, segundo a maioria dos economistas, são os maiores responsáveis.

Tanto, que na última década, surgiu o termo “Efeito China”, fazendo referência às mudanças ocorridas no mundo todo, devido ao grande crescimento, desse país, a partir do início dos anos 2000. Alguns economistas defendem, inclusive, que o bom desempenho do Brasil, após a crise de 2008, e mesmo durante a última década, tem como causa principal, o crescimento da China, que foi capaz de “transbordar” benefícios para os seus parceiros comerciais, devido a enorme demanda gerada por eles.

Enquanto a participação da China nas exportações brasileiras cresce, desde os anos 2000, outros parceiros importantes, como os EUA e a União Europeia, tiveram suas participações relativas, diminuídas. No início da década de 1990, as exportações com destino à China representavam menos de 2% do total das exportações brasileiras em US\$. Atualmente, os chineses se tornaram o principal destino dos produtos exportados pelo Brasil. Podemos observar essa evolução no gráfico a seguir:

Gráfico 2:



Fonte: FUNCEX. Elaboração própria.

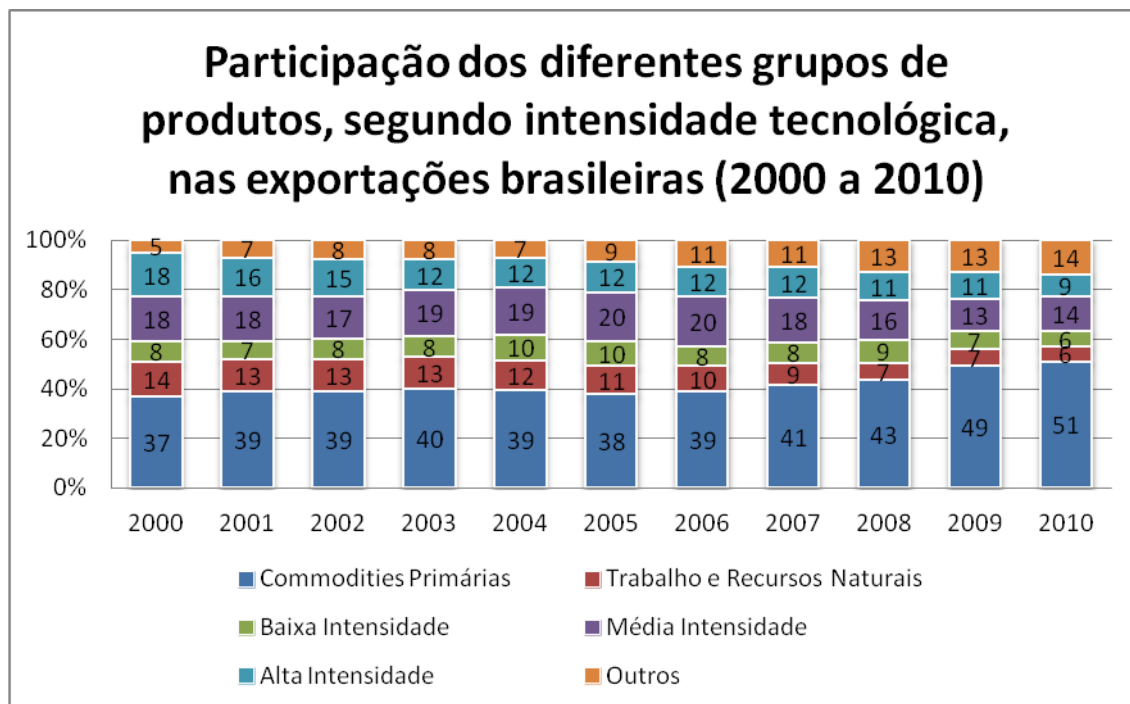
Analisando o gráfico acima, percebe-se que de 2008 para 2009 há um salto de quase 6 pontos percentuais. Pode-se atribuir esse fato à crise de 2008. Enquanto o comércio mundial recuava por volta de 20%, as importações chinesas caíram pouco mais de 11%, e, seu crescimento se manteve acima da média em comparação com países desenvolvidos. Ou seja, a crise acentuou a relação de comércio Brasil x China. Alguns economistas creem que esse foi um dos principais motivos pelos quais os efeitos do pós-crise não afetaram de maneira drástica a economia brasileira.

Segundo De Negri e Alvarenga (2012)

“Entre 2008 e 2009, no auge da crise financeira, as exportações brasileiras caíram de US\$ 197 bilhões para US\$ 152 bilhões, ao mesmo tempo que as exportações brasileiras para a China – predominantemente *commodities* – cresceram de US\$ 16 bilhões para mais de US\$ 20 bilhões”. (DE NEGRI e ALVARENGA, 2011, p. 9)

Em outro estudo feito por De Negri e Alvarenga (2011), observa-se que desde o início dos anos 1990 até meados dos anos 2000, a participação das *commodities* era, por volta de 40% do total de produtos comercializados pelo Brasil com o exterior. Já a partir de 2007, temos um avanço desses bens e, em 2010, as *commodities* primárias já atingiam 51% do total das exportações brasileiras, como podemos ver no gráfico 2, extraído do mesmo trabalho:

Gráfico 3:



Fonte: DE NEGRI e ALVARENGA, 2011, p. 8

Os resultados demonstrados por esse estudo geraram críticas, por parte de diversos economistas, sobre o rumo que as exportações brasileiras estariam tomando. E com isso, intensificou-se o já existente debate sobre uma possível “reprimarização” da pauta de exportações do Brasil. Pode-se destacar, como observado, por De Negri e Alvarenga (2012):

“A China é, no entanto, apenas o exemplo mais expressivo do movimento que ocorreu com a pauta de exportações brasileiras, de modo geral. O Brasil vem ganhando participação nas exportações mundiais, mas estes ganhos estão extremamente concentrados em commodities primárias e, mais recentemente, também em petróleo”. (DE NEGRI e ALVARENGA, 2011, p. 9)

### II.3 – Discutindo o processo de “Reprimarização” da pauta de exportação brasileira.

Existe uma extensa discussão sobre uma possível “reprimarização” da pauta de exportação brasileira. Isso, pois na última década, devido ao grande aumento da demanda mundial por commodities – principalmente para países como China e Índia – o Brasil exporta cada vez mais esse tipo de bem. Isso faz com que a porcentagem sobre o total das importações, desses bens de pouco valor agregado, cresça frente a outros bens de maior grau de intensidade tecnológica.

Segundo Castilho e Luporini (2009) houve uma evolução satisfatória dos bens de maior valor agregado e mais intensivos em tecnologia durante a década passada. E mesmo com o avanço dos setores de bens de baixo valor agregado, como a indústria extrativista mineral, os bens manufaturados, como máquinas e materiais de transporte, tiveram um crescimento importante. No entanto, a crescente retração dos percentuais totais das exportações do Brasil, se deve não a queda na produção desses, mas ao avanço mais do que proporcional das commodities.

“Embora o peso dos produtos manufaturados tenha alcançado um valor maior em 2000/2001, parte da queda recente parece estar associada ao avanço dos produtos minerais, cujos valores podem ser explicados pelo aumento do preço das commodities a partir notadamente de 2004/05.” (CASTILHO e LUPORINI, 2009, p. 12)

Castilho e Luporini (2009) ainda afirmam que, ao contrário do que dizem determinados economistas, não se pode desqualificar a contribuição recente que o aumento do preço das commodities trouxe para o Brasil. Isso, porque além do efeito positivo sobre as exportações em valor e em quantum, o aumento desses preços também gerou uma demanda por produtos manufaturados brasileiros, por parte de países (latino americanos), exportadores de commodities, que também se beneficiaram com essa conjuntura favorável. Segundo dados presentes nesse trabalho, o percentual médio das exportações de produtos manufaturados com destino ao MERCOSUL e ALADI, em 2007 é de 86,9% do total das exportações para esses países.

“...cenário onde a demanda externa manteve-se fortemente aquecida, elevando os preços internacionais, sobretudo de commodities. Este fenômeno vem beneficiando duplamente o Brasil: por um lado, o aumento dos preços de commodities manteve elevadas as vendas externas brasileiras destes produtos, enquanto, por outro lado, o aumento da riqueza de outros países exportadores de commodities e que são compradores de manufaturados brasileiros, como os vizinhos latino-americanos, puxaram as exportações brasileiras destes produtos. O resultado tem sido extremamente positivo para as exportações brasileiras e enfraquece o argumento segundo o qual o Brasil estaria passando por uma reprimarização de sua pauta de exportações.” (CASTILHO e LUPORINI, 2009, p. 6)

Ainda nesse tocante, Kupfer *et al* (2012) afirmam que a pauta de exportações são bem específicas, dependendo do parceiro comercial. Existem aqueles, casos dos países da América do Sul, onde as exportações são em sua maioria de produtos manufaturados. Em oposto, parceiros como a China apresentam uma pauta quase toda voltada para bens primários. Já o caso da União Europeia, há um equilíbrio entre bens manufaturados e básicos.

Portanto, também há um contraponto sobre a ideia de “reprimarização” da pauta de exportações brasileiras. Isso, pois o grande crescimento do volume de bens primários exportados se deve ao ritmo mais acelerado desses bens, frente a outros produtos mais intensivos em tecnologia.

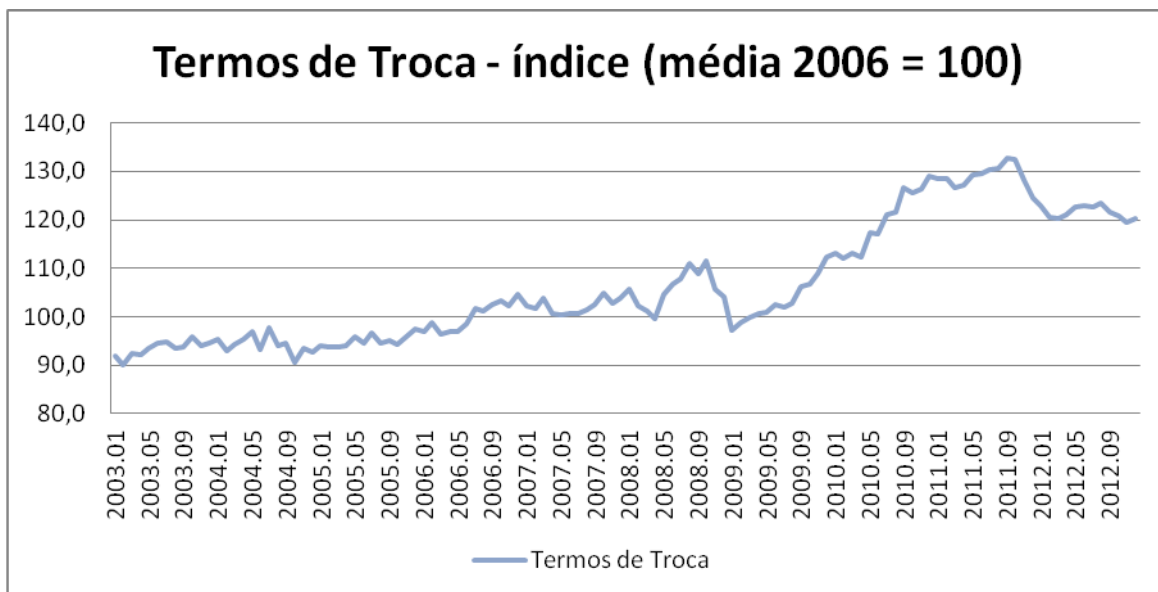
Independente do processo de reprimarização da pauta de exportações estar, ou não, ocorrendo, o fato é que o crescimento do índice de preço das commodities contribuiu para o aumento nos termos de troca do Brasil. E esse, por sua vez, pode ser fator responsável por parte do aumento da renda nacional.

#### **II.4 – Commodities, Termos de Troca e PIB**

Os termos de troca são definidos pela razão entre o índice de preço das exportações e o índice de preço das importações de um país. Portanto, uma elevação nos preços dos produtos exportados resultará na melhoria dos termos de troca, desde que não haja um aumento dos preços dos produtos importados por esse país, maior do que o aumento dos preços de exportação.

Muitos autores atribuem melhoria nos termos de troca nas últimas décadas ao aumento das exportações, principalmente no setor de bens básicos, ou commodities. A melhoria nos termos de troca torna possível a importação em melhores condições, e incentiva os setores que produzem bens para serem comercializados no exterior. Além disso, se mantivermos as quantidades de bens importados e exportados, há um efeito positivo na balança comercial e ainda um efeito-renda nas regiões produtoras de bens exportáveis. A seguir, segue o gráfico que mostra a evolução dos termos de troca na última década:

Gráfico 4:

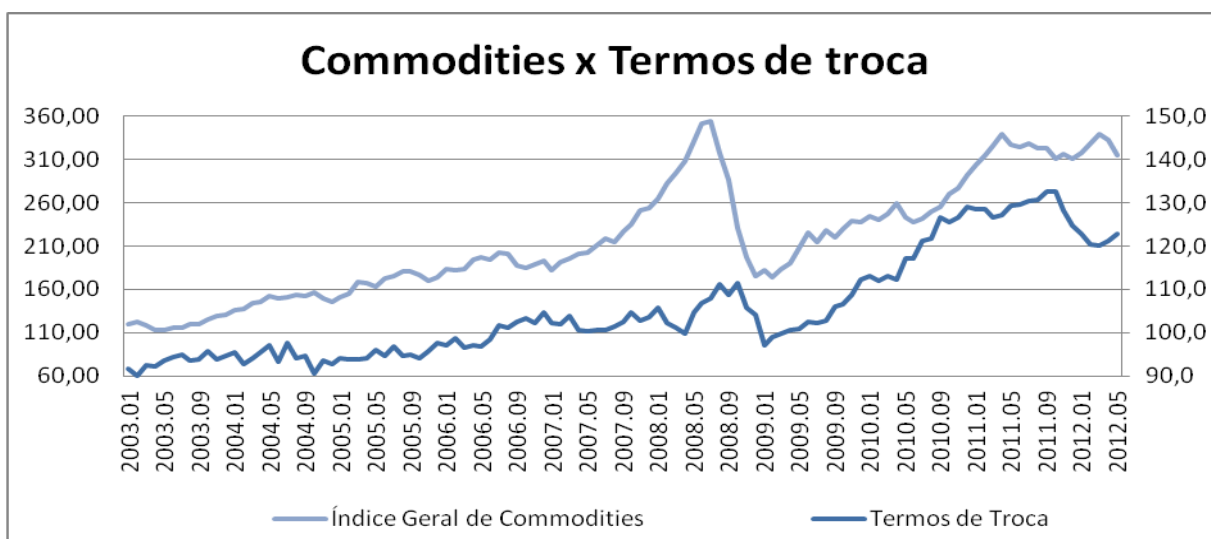


Fonte: FUNCEX. Elaboração própria

Analisando o gráfico acima, que mostra a evolução dos termos de troca no período entre 2003 e 2012, percebemos uma melhoria considerável. Destaque para a evolução a partir de janeiro de 2009 até setembro de 2011, onde o índice atinge seu valor máximo. Em sequência, há uma leve queda, mas ainda sim, os termos de troca se mantiveram bem maiores em relação ao início de 2003.

Agora vejamos o gráfico que compara a evolução do índice de commodities geral e os termos de troca para o período de 2003 a maio de 2012:

Gráfico 5:

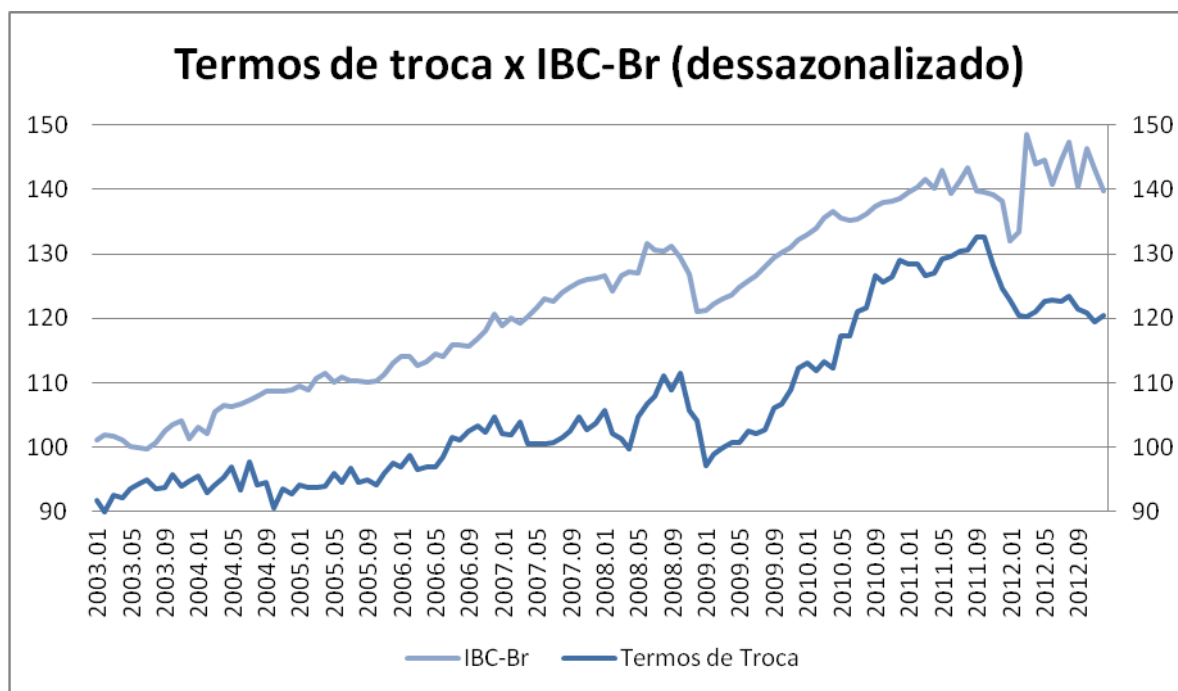


Fonte: FUNCEX. Elaboração própria.

Analisando o gráfico acima, podemos perceber uma relação entre as variáveis. Isso nos leva a crer que as commodities foram determinantes para a elevação dos termos de troca<sup>9</sup> de janeiro de 2003 até meados de 2011. Após esse período, é possível acreditar que outros fatores influenciaram os termos de troca, para que este não continuasse acompanhando o crescimento do preço das commodities. Uma provável explicação para esse efeito é a apreciação do preço dos produtos importados.

Vejamos também a relação entre a melhoria nos termos de troca com o PIB, na última década. O gráfico a seguir compara a evolução dos termos de troca e da renda, medida pelo IBC-Br dessazonalizado (índice do Banco Central que mede o nível de atividade econômica e é usado pelo Banco Central como antecedente mensal ao Produto Interno Bruto (PIB) apresentado nas Contas Nacionais Trimestrais do IBGE) na última década:

Gráfico 6:



Fonte: BCB, FUNCEX. Elaboração própria.

O gráfico sugere que o índice de atividade tem acompanhado os termos de troca, ao menos até meados de 2011. Como podemos observar, também há indícios de que os termos de troca

<sup>9</sup> Uma elevação no índice de preço das commodities afeta consideravelmente o índice de preço das exportações brasileiras, visto que esses bens compõem a maior parte da pauta dos produtos que são vendidos para o exterior. Logo, os termos de troca, também serão afetados positivamente, uma vez que o preço das exportações é diretamente proporcional a esse índice.

sejam uma variável que influencia o PIB, no caso brasileiro, como observado pelo trabalho de Holland e Vieira (2007).

Seguiremos agora para a descrição sobre a base de dados, juntamente com sua análise descritiva e para a análise empírica (metodologia e resultados), do modelo.



## **CAPÍTULO III – ANÁLISE EMPÍRICA**

Para analisarmos a influência dos termos de troca sobre o crescimento da renda, no Brasil, de acordo com a versão estendida do modelo de crescimento com restrição no balanço de pagamentos de Thirlwall, utilizaremos o método dos Vetores Auto Regressivos (VAR) ou o método VECM (com mecanismo de correção de erros). A escolha das variáveis do modelo seguiu Vieira e Holland (2007).

O modelo será estimado utilizando-se o programa Gretl (Gnu Regression Econometrics and Time-Series Library). Como a análise dos parâmetros do VAR são de difícil interpretação, serão obtidas as análises de decomposição da variância e a função resposta ao impulso, para se ter uma melhor ideia do comportamento do PIB frente a variações nos termos de troca.

Os dados utilizados no estudo têm periodicidade mensal e são formados por amostras das importações e exportações, ambos medidos em milhões de US\$, índice de commodities, índice dos termos de troca e para análise da renda, foi utilizado o IBC-Br dessazonalizado, índice do Banco Central utilizado como antecedente mensal para o PIB nas Contas Nacionais trimestrais do IBGE.

Para a análise empírica, utilizamos ainda os dados de importação, termos de troca e do índice do Banco Central (IBC-Br dessazonalizado), em logaritmos naturais.

Todos os dados, com exceção do índice de commodities, que foi observado de janeiro de 2003 a maio de 2012, foram analisados no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2012.

Os dados foram obtidos no site IPEADATA em 27 de fevereiro de 2013 e encontram-se no Anexo X

### **III.1 – Metodologia**

A análise gráfica e descritiva dos dados sugere que as séries possuem tendência.

Tabela 1: Estatística Descritiva, Dados originais.

|                 | média   | mediana | mínimo | máximo | desvio padrão | número de observações |
|-----------------|---------|---------|--------|--------|---------------|-----------------------|
| Exportações     | 13.653  | 13.004  | 4.811  | 26.159 | 5198,77       | 120                   |
| Importações     | 11.072  | 10.452  | 3.521  | 22.262 | 5389,84       | 120                   |
| Termos de Troca | 106,4   | 102,2   | 90,0   | 132,7  | 12,40         | 120                   |
| IBC-Br          | 122,898 | 123,835 | 99,69  | 144    | 13,60         | 120                   |

Fonte: Elaboração própria a partir da base de dados.

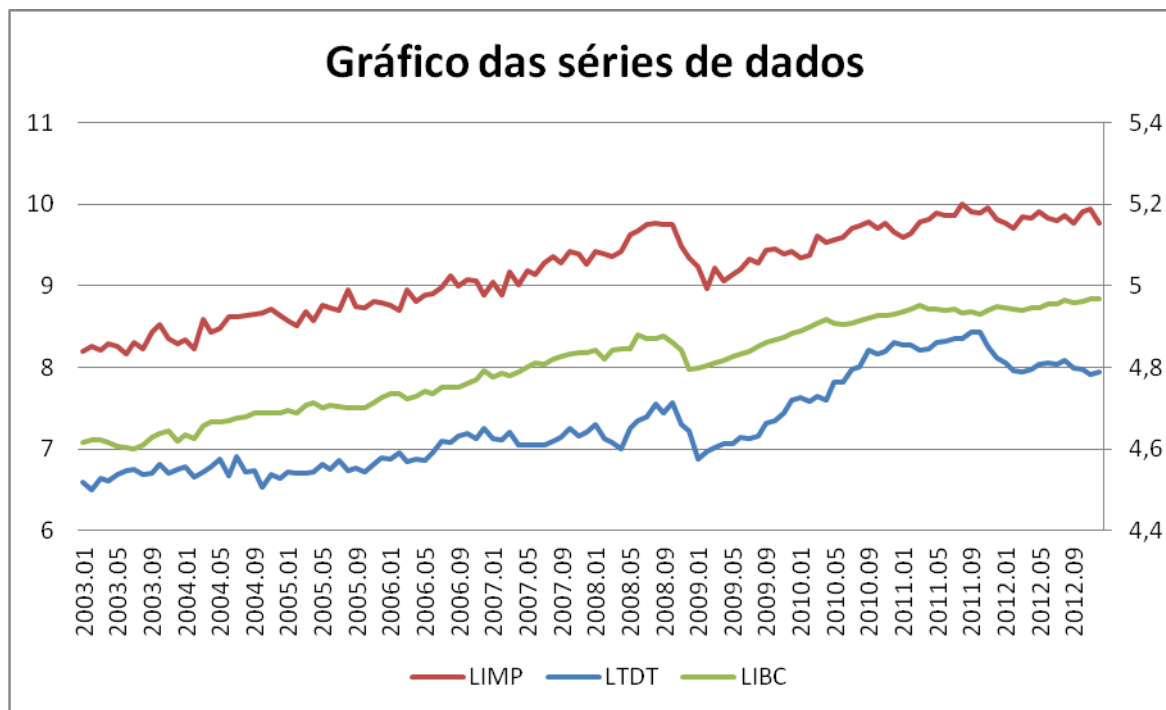
Tabela 2: Estatística Descritiva, Dados em logaritmo.

|                 | média  | mediana | mínimo | máximo  | variância | desvio padrão | número de observações |
|-----------------|--------|---------|--------|---------|-----------|---------------|-----------------------|
| Importações     | 9,1806 | 9,2545  | 8,1665 | 10,0106 | 0,2842    | 0,5331        | 120                   |
| Termos de Troca | 4,6607 | 4,6271  | 4,5000 | 4,8879  | 0,0128    | 0,1130        | 120                   |
| IBC-Br          | 4,8052 | 4,8189  | 4,6021 | 4,9698  | 0,0126    | 0,1121        | 120                   |

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados.

Abaixo, o gráfico das séries de tempo dos logaritmos das importações, termos de troca e do IBC-Br:

Gráfico 7:



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

### III.1.1 – Teste de raiz unitária

Dada a provável presença de tendência nas séries, o primeiro passo antes de começar a construção de um VAR é verificar a estacionariedade das mesmas. Ou seja, precisamos verificar se as séries possuem médias e variâncias constantes ao longo do tempo. De acordo com a definição de Gujarati: “Em resumo, se uma série temporal for estacionária, a média, variância e autocovariâncias (em variadas defasagens) permanecerão as mesmas não importa em que ponto a mensuraremos.” (Gujarati, pág. 735...).

Se a série for não estacionária ela apresentará o problema da raiz unitária. Ou seja, dada equação, onde  $u_t$  é um ruído branco e  $-1 \leq \rho \leq 1$ :

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

Se  $\rho$  for igual a 1 esse modelo se tornará um passeio aleatório sem deslocamento. E nesse caso, trata-se de um processo estocástico não estacionário. No entanto, não se pode, simplesmente, estimar a equação 12, acima, por MQO (mínimos quadrados ordinários) e

testar a hipótese que  $\rho = 1$  pelo teste t, pois o mesmo é viesado no caso da presença de raiz unitária. Para resolver esse problema, manipula-se a equação 12 subtraindo o termo  $Y_{t-1}$  em ambos os lados:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (13)$$

Ou:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

Onde  $\delta = \rho - 1$  e  $\Delta$  é o operador em primeira diferença de Y. Estima-se a equação 14 e testa-se a hipótese nula de que  $\delta = 0$ , contra a hipótese alternativa de que  $\delta < 0$ . Ao aceitarmos a hipótese nula de que  $\delta = 0$  (ou seja,  $\rho = 1$ ), verifica-se que há a presença de raiz unitária, e, portanto a série é não estacionária. Por isso, para que a série seja estacionária é preciso a rejeição da hipótese nula.

É necessário observar, que o coeficiente  $\delta$ , de  $Y_{t-1}$ , também não pode ser testado pelo teste *t de Student*. Dickey e Fuller encontraram, através da simulação de Monte Carlo, a distribuição para o estimador  $\delta$ . Logo, sob a hipótese nula de que  $\delta = 0$ , o valor t estimado para o coeficiente de  $Y_{t-1}$  segue distribuição não-padrão. Por isso, os testes baseados nessa estatística são também conhecidos como teste Dickey-Fuller (DF).

O teste DF pode ser estendido, adicionando-se os valores defasados da variável dependente  $\Delta Y_t$ . Essa extensão do teste ficou conhecida como Dickey-Fuller aumentado (ADF). Esse resolve o problema da correlação dos termos de erro<sup>10</sup>. O teste ADF é feito estimando-se a seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ , e assim sucessivamente, e  $\varepsilon_t$  é um ruído branco puro.

---

<sup>10</sup> O teste DF pressupõe que o termo de erro  $u_t$  é não correlacionado. O teste ADF, ao incluir número suficiente defasagens, torna os termos de erro não correlacionados, ou seja, os valores dos resíduos sucessivos não apresentaram dependência temporal.

Novamente, testa-se a hipótese nula onde  $\delta = 0$ , contra a hipótese alternativa onde  $\delta < 0$ . Tanto quanto no teste DF ou no ADF, os valores utilizados fundamentais da estatística *tau* ( $\tau$ )<sup>11</sup>, são utilizados.

Um problema do teste ADF é a escolha do número de defasagens. Escolher um número pequeno de defasagens causa distorções no teste. Escolher um número muito alto diminui o poder deste.

O teste de raiz unitária que será utilizado nesse trabalho será o teste ADF. O programa Gretl, seleciona automaticamente o número ótimo de defasagens. Para isso, testa, de forma decrescente, a partir de um valor de “lags” máximo, o número ótimo de defasagens, que será usado. Como os dados utilizados nesse trabalho têm periodicidade mensal, o número máximo de defasagens a ser testada será de 12.

Caso as séries não sejam estacionárias em nível, ou seja, sem ser diferenciadas, repete-se o teste ADF para as diferenças das mesmas, até que essas se tornem estacionárias. Assim podemos identificar a ordem de integração das séries. Uma vez determinado a ordem de integração das séries, especifica-se o modelo e o método de estimação mais adequado.

Os resultados dos testes de raiz unitária indicam que a taxa de crescimento (*d\_log\_IBC*) e a variação dos termos de troca podem ser consideradas estacionárias. A série de importações é integrada de primeira ordem no nível, mas torna-se estacionária na primeira diferença.

### ***III.1.2 Teste de cointegração de Engle-Granger***

Para determinarmos qual o melhor modelo a ser utilizado, é necessário que se faça um teste de cointegração das séries. Ou seja, se as séries forem I(1) (estacionárias em suas primeiras diferenças) utilizaremos um modelo VAR em primeiras diferenças. No entanto, se as séries forem I(1) e cointegradas, utilizaremos um VAR com correção de erros (VECM) com as variáveis em nível.

---

<sup>11</sup> Os valores da estatística  $\tau$  variam para os modelos sem constante, com constante e com constante e tendência. O modelo correto a ser utilizado será verificando se a inclusão de constante e de constante e tendência, são significativas.

Duas séries serão cointegradas se forem não estacionárias em nível, possuírem a mesma ordem de integração  $I(d)$  (onde  $d$  é o número de diferenciações para tornar a série estacionária) e sua combinação linear for estacionária, ou seja,  $I(0)$ . Se há cointegração entre as séries, então há entre elas uma relação de longo prazo.

Portanto, para a verificação da existência de cointegração entre as séries, será utilizado o teste de cointegração de Engle Granger. O teste consiste em verificar a existência de raiz unitária sobre os resíduos obtidos na combinação linear das variáveis, utilizando um teste ADF.

Considerando duas variáveis  $Y_t$  e  $X_t$ . A combinação linear entre elas é dada por:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t \quad (16)^{12}$$

Estimando a equação 16 por MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) obtemos os termos de erro. Agora, então, podemos descobrir a ordem de integração dos resíduos, com base na regressão a seguir:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Aplica-se, portanto um teste ADF, sobre a hipótese nula de que  $\delta = 0$ , contra a hipótese alternativa de que  $\delta < 0$ . Se a hipótese nula for rejeitada, então a série dos resíduos não terá raiz unitária e, portanto, será estacionária ( $I(0)$ ) e as séries das variáveis  $Y_t$  e  $X_t$  serão cointegradas.

É preciso observar, que como os valores de  $u_t$  são estimados com base no parâmetro de cointegração estimado  $\beta_2$ . Portanto, os valores assintóticos de Dickey-Fuller não são apropriados. Nesse caso, devemos utilizar os valores críticos calculados por Engle e Granger, para verificar a existência de raiz unitária.

---

<sup>12</sup>  $\beta_2$  é o chamado parâmetro de cointegração.

### ***III.1.3 Modelo de Correção de Erros***

No caso da existência de cointegração entre as variáveis, precisamos aplicar um modelo de correção de erro (MCE). Isso, pois, sabemos que se há cointegração entre duas séries, então, pode-se dizer que elas há um equilíbrio, ou, uma relação de longo prazo entre as variáveis. No entanto, no curto prazo, pode haver desequilíbrio.

Para corrigir esse desequilíbrio de curto prazo, incluímos o valor defasado do termo de erro, de forma que a equação 16 passa ser:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Onde  $\varepsilon_t$  é um ruído branco e  $u_{t-1}$  é o valor defasado do termo de erro da equação 16 e  $\alpha_2$  é a velocidade de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo.

Segundo Gujarati (2008) a equação do mecanismo de correção do erro afirma que a variável  $\Delta Y_t$  depende de  $\Delta X_t$  e do termo de erro de equilíbrio. Se este for diferente de zero, isso implica em um desequilíbrio do modelo. Logo, supondo que  $\Delta X_t$  seja zero e  $u_{t-1}$  seja positivo, isso implica em  $Y_{t-1}$  ser elevado demais para estar em equilíbrio. Como se espera que  $\alpha_2$  seja negativo, então o termo  $\alpha_2 u_{t-1}$ , também será positivo, o que fará com que  $Y_t$  (valor seguinte a  $Y_{t-1}$  na série) seja negativo para restaurar o equilíbrio.

### ***III.1.4 – Seleção da ordem do número de defasagens***

Antes da construção de um VAR ou VECM, precisamos escolher o número de defasagens a serem incorporadas no modelo. Essa escolha será feita a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano de Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC). Esses critérios visam minimizar a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e são dados por:

$$\ln AIC = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln \left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (19)$$

$$\ln BIC = \frac{k}{n} \ln n + \ln \left( \frac{SQR}{n} \right) \quad (20)$$

$$\ln HQC = \frac{k}{n} \ln \ln n + \ln \left( \frac{SQR}{n} \right) \quad (21)$$

Onde  $k$  é o número de regressores (incluindo o intercepto) e  $n$  é o número de observações. Ao analisar os valores obtidos pelos critérios, buscamos minimizar essas funções. O programa Gretl obtém os valores de cada critério de acordo com um número máximo de defasagens. O número de “lags” a ser escolhido, será aquele que apresentar os menores valores para o AIC, BIC e HQC. Em casos conflitantes, escolheremos o menor número de defasagens. Para dados de periodicidade mensal, o programa escolhe, automaticamente, um número máximo de 24 defasagens (equivalente a dois anos).

### III.1.5 – O Modelo de vetores auto regressivos (VAR)

Uma das vantagens do modelo VAR é que permite analisar a dinâmica entre duas, ou mais, variáveis, sem necessitar de uma predeterminação de dependência (ou interdependência) entre elas. Ou seja, em um modelo VAR, todas as variáveis são tratadas como endógenas. Segundo Gujarati: “De acordo com Sims, se há uma simultaneidade verdadeira entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas em pé de igualdade; não deveria haver qualquer distinção *a priori* entre as variáveis endógenas e exógenas.” (Gujarati, 2011, p. 778)

Portanto, sendo  $y_t$  e  $z_t$ , duas séries de tempo, em modelo de vetores auto regressivos, a variável  $y_t$  será afetada por seus valores defasados, e pelo valor corrente e defasados da variável  $z_t$ . Assim como a variável  $z_t$ , será afetada por seus valores defasados, e pelo valor corrente e defasados da variável  $y_t$ . Para ilustrarmos, tomemos o exemplo contido em Enders (2004), para um modelo bivariado:

Partirmos do seguinte sistema de equações:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (22)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$



Onde  $y_t$  e  $z_t$  são estacionários e  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são ruídos brancos não correlacionados.

As equações em 22 são vetores auto regressivos de primeira ordem. Isso, pois, a variável  $y_t$  é afetada por seu valor defasado  $y_{t-1}$  e por  $z_t$  e  $z_{t-1}$  (valor corrente e defasado de  $z_t$ ). Enquanto a variável  $z_t$  é afetada pelo seu valor defasado  $z_{t-1}$  e por  $y_t$  e  $y_{t-1}$  (valor corrente e defasado de  $y_t$ ). Colocando o sistema na forma matricial, obtemos:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (23)$$

Ou na forma reduzida:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Para obtermos o modelo VAR, em sua forma padrão, multiplicamos os termos por  $B^{-1}$ , ou seja, pela inversa da matriz  $B$ . Dessa forma, obtemos:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (25)$$

Onde:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0,$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Sendo, assim, tomamos  $a_{i0}$  como sendo o elemento  $i$  da matriz  $A_0$ ,  $a_{ij}$  como sendo o elemento da linha  $i$  e coluna  $j$  da matriz  $A_1$  e  $e_{it}$  como sendo o elemento  $i$  da matriz  $e_t$ , podemos escrever o modelo VAR da seguinte maneira:

$$y_t = a_{10} - a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (26)$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}$$

Logo, um modelo VAR bivariado de ordem  $p$ , pode ser escrito da seguinte maneira:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1j} y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} z_{t-i} + e_{1t} \quad (27) \\ z_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \gamma_{1j} y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} z_{t-i} + e_{2t} \end{aligned}$$

### III.1.6 – Ordenação de Cholesky e Causalidade de Granger

No entanto, como os parâmetros das equações do VAR são de difícil interpretação, são comumente utilizados dois métodos para analisar a interação das variáveis contidas no modelo de vetores auto regressivos. São elas as funções de resposta ao impulso (FRI) e a análise de decomposição da variância dos erros.

Antes de analisarmos as funções resposta ao impulso e a análise de decomposição da variância dos erros, precisamos constatar uma particularidade na estimação do VAR. Cada variável do sistema,  $y_t$  e  $z_t$ , são correlacionados aos termos de erro,  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$ . Isso faz com que o sistema seja não identificado. Em outras palavras,  $y_t$  depende de  $z_t$  e  $z_t$  depende de  $y_t$ . Para resolver esse problema e estimar o modelo VAR, podemos impor uma restrição ao modelo, como  $b_{12} = 0$ . Dessa maneira, a equação 21 passaria a ser:

$$y_t = b_{10} + \gamma_{11} y_{t-1} + \gamma_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (28)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + \gamma_{21} y_{t-1} + \gamma_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

Logo, após a restrição feita, a variável  $z_t$  continua sendo afetada pelo valor corrente de  $y_t$ , mas a variável  $y_t$  passa a ser afetada apenas por  $z_t$ , com um período de defasagem. Ou seja, por  $z_{t-1}$ . Em outras palavras,  $z_t$  não afeta, contemporaneamente, a variável  $y_t$ . Dessa maneira, o sistema passa a ser identificado, e admite uma solução primária a partir da estimação pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO).

Essa metodologia é chamada de decomposição de Cholesky. Esse método consiste em determinar a ordem que as variáveis do modelo VAR afetam umas as outras.

As funções resposta ao impulso e a análise de decomposição da variância dos erros, podem ser sensíveis a essa ordenação. Desta forma, a ordenação das variáveis deve ser decidida em termos teóricos a priori. O teste de causalidade de Granger pode ser usado para auxiliar na ordenação das variáveis no VAR. No entanto, além de ser um teste assintótico (válido para grandes amostras), muitas vezes retorna resultados economicamente implausíveis. Optamos então por definir a ordenação das variáveis teoricamente e verificar se os resultados são muito sensíveis à ordenação.

### ***III.1.7 – Funções resposta ao impulso (FRI)***

Segundo Gujarati (2008), os termos de erro no modelo VAR também são chamados de impulsos, inovações ou choques. Portanto, a FRI consiste em delinear a resposta da variável dependente do VAR aos choques nos termos de erro. Ou seja, dado um aumento de um desvio padrão no termo de erro de alguma variável do modelo, qual será o efeito sobre a variável dependente no presente e nos períodos futuros? Portanto, a FRI consegue demonstrar a dinâmica do sistema, através do efeito de uma variação de uma variável endógena, sobre as outras variáveis do modelo. De maneira que precisamos analisar, tanto a intensidade (positiva ou negativa) da resposta, quanto o tempo que duração desse efeito.

### ***III.1.8 – Análise de decomposição da variância do erro.***

A análise de decomposição da variância dos erros vai medir a importância relativa, para certa variável do modelo, de cada choque nos erros da própria variável, bem como choques nos erros das demais variáveis. Segundo Enders (2004), quando o erro de uma variável não “explica” a variância dos termos de erro das séries de outra variável, então a primeira variável é considerada exógena ao modelo. Do contrário, ela é considerada endógena.

Na análise da decomposição da variância dos erros, estamos interessados em dois aspectos. A porcentagem que a variância dos termos de erro de uma variável, é explicada por termos de erro de outra variável. E, também, o tempo de duração desse efeito.

### III.2 - Resultados

O primeiro passo foi a verificação da estacionariedade das séries em logaritmo de importações, termos de troca e IBC-Br, através do teste ADF. Verificou-se, que a um nível de significância de 5%, a hipótese nula de presença de raiz unitária, não pode ser rejeitada, ou seja, as séries são não-estacionárias em nível. Portanto, os testes foram repetidos para as primeiras diferenças dos logaritmos das séries, havendo rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária. Como as séries são estacionárias nas primeiras diferenças, dizemos que elas são I(1) (integradas de ordem 1). A seguir, estão os resultados dos testes ADF:

Tabela 3: Resultado dos testes de raiz unitária (ADF)\*

| Série             | Variável em Nível |          |        | Variável em primeira diferença |          |        |
|-------------------|-------------------|----------|--------|--------------------------------|----------|--------|
|                   | p-valor           | valor t  | t a 5% | p-valor                        | valor t  | t a 5% |
| l_Importações     | 0,19              | -2,79851 | -3,45  | 0,00                           | -8,54112 | -3,45  |
| l_Termos de Troca | 0,32              | -2,52079 | -3,45  | 0,00                           | -5,64673 | -3,45  |
| l_IBC-Br          | 0,26              | -2,63007 | -3,45  | 0,00                           | -6,76639 | -3,45  |

\* Foram incluídos constante e tendência nos testes.

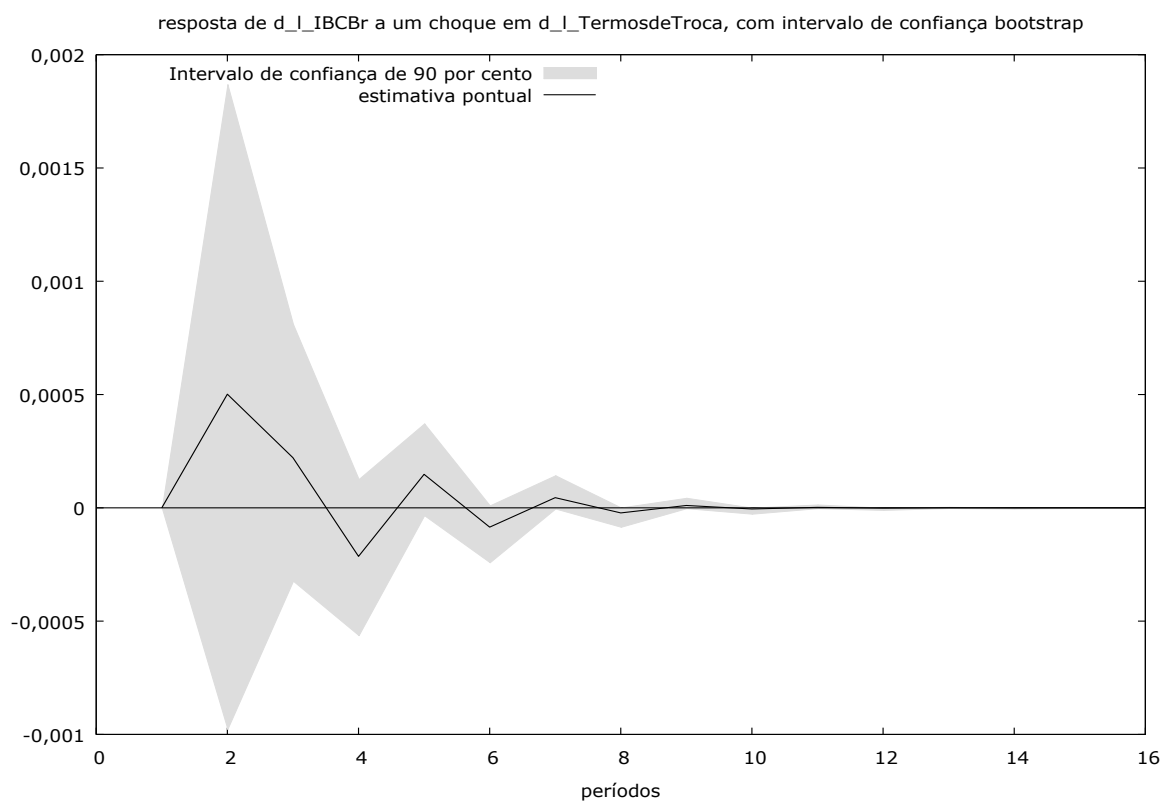
Como as variáveis de interesse são a taxa de crescimento e os efeitos das variações dos termos de troca, iremos estimar um modelo VAR em primeira diferença.

A escolha do número de defasagens a serem incorporadas no modelo, foi feita a partir dos critérios de informação de Akaike (AIC), Bayesiano de Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQC). Como se pode observar na tabela 5 do anexo, houve conflito entre os resultados. Nesse caso, optou-se pelo critério Bayesiano de Schwarz, que apresentava o menor número de defasagens. Logo, os modelos serão estimados com apenas uma defasagem.

Antes, porém, de seguir para as análises, precisamos identificar a ordem de causalidade do modelo a fim de determinar a ordenação de Cholesky, da variável mais exógena para a mais endógena. A relação de causalidade escolhida foi: IBC-Br causa um efeito sobre as Importações (medidas em unidades monetárias) que por sua vez tem efeito sobre os termos de troca (razão entre o preço das exportações pelo preço das importações). Portanto, a ordenação de Cholesky a ser utilizada é, da mais exógena para a mais endógena: IBC-Br, importações e termos de troca.

A seguir segue o gráfico da função resposta ao impulso de um choque nos termos de troca sobre a taxa de crescimento:

Gráfico 8:



Fonte: Dados do autor.

Como podemos observar no gráfico da FRI acima, um choque de um erro padrão nos termos de troca tem um efeito modesto sobre a taxa de crescimento: um choque de um desvio-padrão na variação dos termos de troca causou, no período seguinte, uma variação positiva de 0,05 pontos percentuais na taxa de crescimento. O crescimento oscila após o choque e retorna à tendência após 12 meses

Tabela 4: Decomposição da variância para d\_l\_IBCBr

| Período | Erro Padrão | d_l_IBCBr | d_l_Importacoes | d_l_TermosdeTroca |
|---------|-------------|-----------|-----------------|-------------------|
| 1       | 0,00990895  | 100       | 0               | 0                 |
| 2       | 0,0101702   | 94,9613   | 4,7953          | 0,2434            |
| 3       | 0,0102209   | 94,0715   | 5,6406          | 0,2878            |
| 4       | 0,0102356   | 93,803    | 5,8662          | 0,3307            |
| 5       | 0,0102394   | 93,733    | 5,9157          | 0,3513            |
| 6       | 0,0102404   | 93,7158   | 5,926           | 0,3582            |
| 7       | 0,0102406   | 93,7119   | 5,928           | 0,3601            |
| 8       | 0,0102406   | 93,7111   | 5,9284          | 0,3605            |
| 9       | 0,0102406   | 93,7109   | 5,9284          | 0,3607            |
| 10      | 0,0102406   | 93,7109   | 5,9284          | 0,3607            |
| 11      | 0,0102406   | 93,7109   | 5,9284          | 0,3607            |
| 12      | 0,0102406   | 93,7109   | 5,9284          | 0,3607            |

Fonte: Dados do autor.

Como se pode observar na tabela da decomposição do erro de previsão da taxa de crescimento ( $d_{\log\_IBC-Br}$ ), após um período, 0,2434% do crescimento do IBC-Br, são explicados pelos termos de troca. Esse percentual é crescente ao longo dos meses e após 9 meses, estabiliza-se em 0,3607%. Novamente, temos evidência de que choques positivos nos termos de troca possuem um efeito sobre o crescimento da renda.

## CONCLUSÃO

O objetivo do trabalho era realizar um estudo inicial sobre a influência dos termos de troca sobre o crescimento da renda do Brasil entre 2003 e 2012. Para isso, utilizou-se como base teórica, o modelo “estendido” simples de Thirlwall, a fim de dar sustentação teórica para a análise empírica a partir de métodos econométricos.

Nossos resultados indicaram que, assim como observado no trabalho de Vieira e Holland, há influência dos termos de troca sobre a renda brasileira, embora essa seja de pequena magnitude. De acordo com a função de resposta ao impulso, um choque nos termos de troca causa uma elevação de 0,05% na taxa de crescimento da renda, medida pela variação do índice de atividade do Banco Central. Já analisando a decomposição da variância do erro de previsão da renda (media pelo IBC-Br), 0,2434% eram explicados, pelos termos de troca, após um mês. Nos meses seguintes, esse valor é crescente e se estabiliza em 0,3607%.

Portanto, há indícios de que os termos de troca afetaram o crescimento da renda no Brasil na última década, ainda que de forma modesta. Dado o baixo valor do coeficiente estimado, e conclui-se que o efeito dos termos de troca sobre o crescimento ocorre de maneira mais indireta. O baixo valor do impacto não surpreende dado o baixo grau de abertura da economia brasileira.

Logo, os termos de troca parecem ter um maior impacto sobre a estrutura de especialização das exportações e das importações. Ou seja, uma apreciação dos termos de troca, pode levar o país a se especializar na produção do bem exportado *vis-à-vis* à produção de um bem que pode ser importado em melhores condições. Portanto, os termos de troca estariam, indiretamente, afetando o crescimento ao afetar as decisões de exportação e importação, visto que essas últimas variáveis têm impacto direto na renda.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BARRO, ROBERT J.; Determinants Of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. *NBER Working Paper 5698, 1996.*

CASTILHO, M.; LUPORINI, V.; Elasticidade-Renda do Comércio Regional de Produtos Manufaturados. Cepal, 2009.

DE NEGRI, F.; ALVARENGA, G. V.; A primarização da pauta de exportações no Brasil: ainda um dilema. *Boletim Radar p 7-14, 2011.*

EASTERLY, W.; KREMER, M.; PRITCHETT, L.; SUMMERS, L.; Good Policy Or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks. *Journal of Monetary Economics 32, p. 450-483, 1993.*

ENDERS, W.; Applied Econometric Time Series. 2ª Ed. New York: Wiley, 2004.

GUJARATI, D.; PORTER, D.; Econometria Básica. 5ª Ed. Porto Alegre. Bookman, 2011.

HIEKE, H.; Balance-of-payments-constrained growth: a reconsideration of the evidence for the US economy. *Journal of Post Keynesian Economics, v. 19, n. 3, p. 313-326, 1997.*

HIRATUKA, C.; CUNHA, S.; Qualidade e Diferenciação das Exportações Brasileiras e Chinesas: Evolução Recente no Mercado Mundial e na ALADI. *Ipea. Texto para discussão 1622, 2011.*

KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M.; Economia Internacional – Teoria e Política. 6ª Ed. São Paulo: Pearson, 2005

KUPFER, D.; CASTILHO, M.; DWECK, E.; NICOLL, M.; Diferentes parceiros, diferentes padrões: Comércio e mercado de trabalho do Brasil nos anos 2000. Cepal. *Série Comércio Internacional n. 118, 2012.*



IPEA. *Ipeadata*: dados macroeconômicos e regionais. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 27 de fevereiro de 2013.

SVENSSON, L.E.O, RAZIN, A. Terms of trade and the current account: The HarbergerLaursen-Metzler effect. *Journal of Political Economy*, v. 91, p. 97-125, 1983.

THIRLWALL A. P.; The balance of payments constraint as an explanation of international growth rates differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, v. 128, p. 45-53, 1979.

VIEIRA, F.; HOLLAND, M.; Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca. *Revista Economia e Sociedade*, v. 17, n. 2 (33), p. 17-46, 2008.

## ANEXOS

Tabela 5: Resultado da seleção da ordem de defasagens.

| defas. | log.L     | p(LR)   | AIC         | BIC         | HQC         |
|--------|-----------|---------|-------------|-------------|-------------|
| 1      | 643,33161 |         | -13,152742  | -12,832198* | -13,023173  |
| 2      | 660,45915 | 0,00008 | -13,322066  | -12,761114  | -13,095320* |
| 3      | 670,69387 | 0,01523 | -13,347789  | -12,546430  | -13,023867  |
| 4      | 677,50202 | 0,13664 | -13,302125  | -12,260359  | -12,881026  |
| 5      | 683,28658 | 0,23870 | -13,235137  | -11,952963  | -12,716861  |
| 6      | 686,53841 | 0,68864 | -13,115383  | -11,592802  | -12,499931  |
| 7      | 691,23744 | 0,40137 | -13,025780  | -11,262791  | -12,313151  |
| 8      | 695,90275 | 0,40733 | -12,935474  | -10,932077  | -12,125668  |
| 9      | 700,64766 | 0,39334 | -12,846826  | -10,603022  | -11,939844  |
| 10     | 707,66902 | 0,12081 | -12,805605  | -10,321392  | -11,801445  |
| 11     | 712,05128 | 0,45929 | -12,709402  | -9,984782   | -11,608066  |
| 12     | 723,95335 | 0,00462 | -12,769861  | -9,804834   | -11,571349  |
| 13     | 751,26110 | 0,00000 | -13,151273  | -9,945838   | -11,855584  |
| 14     | 753,09738 | 0,93161 | -13,002029  | -9,556186   | -11,609163  |
| 15     | 764,92457 | 0,00488 | -13,060929  | -9,374678   | -11,570886  |
| 16     | 774,96872 | 0,01738 | -13,082682  | -9,156023   | -11,495462  |
| 17     | 786,68510 | 0,00529 | -13,139273  | -8,972207   | -11,454877  |
| 18     | 798,92703 | 0,00360 | -13,206813  | -8,799340   | -11,425240  |
| 19     | 807,18017 | 0,05703 | -13,191254  | -8,543372   | -11,312504  |
| 20     | 832,26115 | 0,00000 | -13,526274  | -8,637985   | -11,550348  |
| 21     | 844,60126 | 0,00335 | -13,595860  | -8,467163   | -11,522757  |
| 22     | 863,70432 | 0,00002 | -13,806340  | -8,437236   | -11,636060  |
| 23     | 870,82601 | 0,11393 | -13,767208  | -8,157697   | -11,499752  |
| 24     | 890,24745 | 0,00001 | -13,984322* | -8,134402   | -11,619689  |

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.