

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

RAFAEL CAMPOS SOARES

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA PELA ÓTICA DA
LEI DE THIRLWALL**

Sorocaba - SP
2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO CARLOS
CENTRO DE CIÊNCIAS EM GESTÃO E TECNOLOGIA
CAMPUS DE SOROCABA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

RAFAEL CAMPOS SOARES

**CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA PELA ÓTICA DA
LEI DE THIRLWALL**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia da Universidade Federal de São Carlos, *campus* Sorocaba, para obtenção do título de bacharel em Ciências Econômicas.

Orientação: Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues.

Soares, Rafael Campos

CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA PELA
ÓTICA DA LEI DE THIRLWALL / Rafael Campos Soares. -- 2017.

59 f. : 30 cm.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação)-Universidade Federal de São
Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba

Orientador: Rodrigo Vilela Rodrigues

Banca examinadora: Adelson Martins Figueiredo, José Eduardo de Salles
Roselino Junior

Bibliografia

1. Crescimento Econômico. 2. Lei de Thirlwall. 3. Restrição Externa. I.
Orientador. II. Universidade Federal de São Carlos. III. Título.

Ficha catalográfica elaborada pelo Programa de Geração Automática da Secretaria Geral de Informática (SIn).

DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)

FOLHA DE APROVAÇÃO

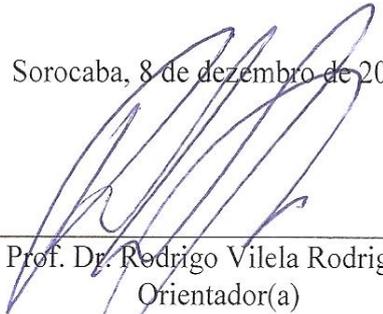
RAFAEL CAMPOS SOARES

*"CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA PELA
ÓTICA DA LEI DE THIRLWALL"*

MONOGRAFIA

Universidade Federal de São Carlos – Campus Sorocaba

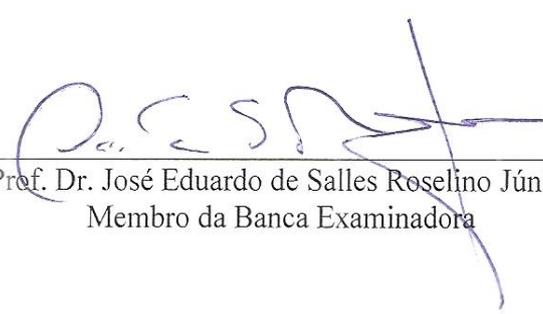
Sorocaba, 8 de dezembro de 2017.



Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues
Orientador(a)



Prof. Dr. Adelson Martins Figueiredo
Membro da Banca Examinadora



Prof. Dr. José Eduardo de Salles Roselino Júnior
Membro da Banca Examinadora

DEDICATÓRIA

*Dedico esse trabalho à minha mãe, ao meu pai e ao meu irmão.
Marcia, Jânio e Daniel.*

AGRADECIMENTO

Aos meus pais pelo apoio constante, carinho e dedicação para que eu pudesse atingir meus objetivos. Ao meu irmão e meus avós pelo apoio ao longo desses anos.

Ao meu professor orientador, Prof. Dr. Rodrigo Vilela Rodrigues, pela paciência, pelos comentários, correções e instruções no processo de elaboração do trabalho. Ao Prof. Dr. Adelson Martins Figueiredo pela disposição para tirar as minhas dúvidas, apontar erros e propor alternativas na realização do trabalho.

Aos amigos que me acompanharam ao longo dos anos de graduação, por toda ajuda que me ofereceram e pela amizade que construímos. Em especial para André, Bruno Pessin, Bruno Serra, Jonathan, Leonardo, Paulo, Tiago e Victor que me ajudaram em diversos momentos.

A Universidade Federal de São Carlos e seu corpo docente, pela oportunidade de cursar Economia. Agradeço especialmente, aos professores que tive o prazer de conhecer durante a graduação.

A todos que, direta ou indiretamente, contribuíram para minha formação, muito obrigado.

SOARES, Rafael Campos. CRESCIMENTO ECONÔMICO NOS GOVERNOS FHC E LULA PELA ÓTICA DA LEI DE THIRLWALL. 2017. 51 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Ciências Econômicas) – Centro de Ciências em Gestão e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2017.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar o desempenho do produto interno bruto brasileiro no período de 1995 a 2010, a partir da ótica da Lei de Thirlwall, visando identificar em que medida as restrições externas impactaram o crescimento econômico separadamente para os governos de Fernando Henrique Cardoso e Lula. Para isso foram utilizadas técnicas de cointegração, visando estimar a elasticidade-renda da demanda por importações para os subperíodos de 1995-2002 e 2003-2010 e compará-las com as elasticidades-renda hipotéticas obtidas pelas especificações de Thirlwall (1979), Thirlwall e Hussain (1982) e Moreno-Brid (2003). Além disso, foram comparadas as taxas de crescimento do PIB de equilíbrio do balanço de pagamentos para cada especificação com o crescimento real. Os resultados demonstraram que o produto interno bruto foi impactado pelas restrições externas para todo o período de 1995-2010, com aderência para as especificações de equilíbrio da balança comercial, com fluxos de capitais e de endividamento externo.

Palavras-chave: Crescimento econômico. Lei de Thirlwall. FHC. Lula.

ABSTRACT

This paper aims to analyze the performance of the Brazilian gross domestic product from 1995 to 2010, through the Thirlwall Law's perspective in order to identify the extent to which the external restrictions affected economic growth for the governments of Fernando Henrique Cardoso and Lula. Cointegration techniques were used to estimate the income elasticity of import demand for the 1995-2002 and 2003-2010 subperiods and to compare them with the hypothetical income elasticities obtained by the Thirlwall (1979), Thirlwall and Hussain (1982) and Moreno-Brid (2003). In addition, the GDP growth rates for each specification were compared with real growth rate. The results showed that the gross domestic product was impacted by external restrictions for the entire period of 1995-2010, adhering to the specifications of the Balance of Trade's equilibrium, with capital flows and external debt.

Keywords: Economic Growth; Thirlwall's Law; FHC; Lula

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Taxa de crescimento anual real do Produto Interno Bruto (1995 a 2010) - % a.a.....	13
Gráfico 2 – Balança comercial (US\$ bilhões) e Taxa de câmbio (R\$/US\$) – 1995 a 2002.....	14
Gráfico 3 - Dívida externa líquida do setor público (R\$ bilhões) – 1994 a 2002.....	15
Gráfico 4 - Transações Correntes (US\$ Bilhões) – 1995 a 2002.....	16
Gráfico 5 – Contribuição dos componentes ao crescimento do PIB (%) – 2003 a 2010.....	17
Gráfico 6 – Balança comercial (US\$ bilhões) e Taxa de câmbio (R\$/US\$) – 2003 a 2010.....	18
Gráfico 7 - Transações Correntes (US\$ Bilhões) – 2003 a 2010.....	19
Gráfico 8 - Dívida externa líquida do setor público (R\$ bilhões) – 2003 a 2010.....	19

LISTA DE TABELAS

Tabela1 – Dados e fontes.....	27
Tabela 2 – Função de Importação do Brasil – com dados de 1995 a 2002.....	37
Tabela 3 - Função de Importação do Brasil – com dados de 2003 a 2010.....	39
Tabela 4 - Elasticidade-renda da demanda por importações.....	41
Tabela 5 - Taxa de crescimento do PIB pela Lei de Thirlwall.....	43

SUMÁRIO

1 - INTRODUÇÃO	11
2 - CRESCIMENTO ECONÔMICO COM RESTRIÇÃO EXTERNA NOS GOVERNOS FHC E LULA	13
2.1 - GOVERNO FHC	13
2.2 - GOVERNO LULA	16
3 - METODOLOGIA	21
3.1 - MODELO DE THIRLWALL.....	21
3.1.1 – Modelo Original (1979).....	21
3.1.2 – Hussain e Thirlwall (1982): Adicionando o Fluxo de Capital	23
3.1.3 – Endividamento Externo	24
3.2 - MODELO ANALÍTICO.....	26
3.2.1 – Fontes e Tratamento de Dados.....	26
3.2.2 – Metodologia Econométrica.....	27
4 - REVISÃO DE LITERATURA	31
5 - APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DE RESULTADOS	35
5.1 - RESULTADOS PARA O GOVERNO FHC – 1995 a 2002	35
5.2 - RESULTADOS PARA O GOVERNO LULA – 2003 a 2010	38
5.3 – TESTES DE VALIDAÇÃO DA LEI DE THIRLWALL	40
5.3.1 - Elasticidades-renda hipotéticas e estimada	41
5.3.2 – Taxa de crescimento do PIB pela Lei de Thirlwall	42
6 - CONCLUSÕES	45
7 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	47
8 - ANEXOS	52

1 - INTRODUÇÃO

Ao longo do século XX a economia brasileira passou por um longo processo de modernização e de intenso desenvolvimento. Como consequência do processo de industrialização, o país teve altas taxas de crescimento do PIB, que foram em média de 6,4% a.a. do período de 1930-1980. Entretanto, a partir da década de 1980 a economia brasileira perde seu dinamismo das décadas anteriores. Essa fraca atividade econômica persiste mesmo após o Plano Real, que reduz a inflação, mas não consegue reproduzir o resultado das décadas anteriores.

No governo FHC, a média de crescimento do PIB foi de 2,4% a.a. e no governo Lula o PIB cresceu em média 4,1%. Os dois governos viveram conjunturas internas e externas diferentes, que determinaram os caminhos adotados e os resultados obtidos. Entender os condicionantes para resultados econômicos diferentes seria importante para a formulação de estratégias para alavancar a economia brasileira. Um modelo que auxilia nesse intento é a Lei de Thirlwall (LT), que por meio de uma ótica voltada para as restrições externas, busca determinar a taxa de crescimento econômico que equilibra o balanço de pagamentos no longo prazo. Para Thirlwall (1979), o resultado do balanço de pagamentos é fundamental para o crescimento econômico de uma nação, portanto a demanda externa seria importante impulsionador da atividade econômica.

Usando da Lei de Thirlwall, o presente trabalho buscará identificar em qual dos dois momentos existe maior aderência à teoria proposta pelo modelo e avaliar os impactos das restrições externas para o desempenho econômico nos subperíodos de 1995-2002 e 2003-2010. Para isso, será estimada por meio do vetor de correção de erros (VEC) as elasticidade-renda da demanda por importações, de modo que se possa compreender se houve uma intensificação da restrição externa ao balanço de pagamentos, que poderia estar gerando uma tendência de desaceleração econômica. Serão calculadas as taxas de crescimento do produto condizentes com equilíbrio do balanço de pagamentos na formulação original de Thirlwall (1979) e extensões de Thirlwall e Hussain (1982) e Moreno-Brid (2003) para os governos de FHC e Lula. Além disso, serão feitas comparações entre a elasticidade-renda das importações obtidas pela função de importação estimada e a elasticidade-renda hipotética, calculada a partir dos modelos derivados da LT.

Devido à importância dada as restrições externas na LT, torna-se relevante esta análise para os governos FHC e Lula, pois encontraram conjuntura externas diferentes. No período de FHC, o país enfrentou saldos negativos em transações correntes durante todo o período. A

balança comercial apresentou déficits entre 1995 e 2000, com reversão apenas em 2001. Houve aumento das importações e perda da competitividade da pauta nacional de exportação. Em 1999 com a desvalorização do câmbio, retomou-se parte da competitividade dos produtos de exportação reduzindo o déficit comercial.

Durante o governo FHC, foi mantido o câmbio valorizado em relação ao dólar em um regime de banda cambial até o início de 1999. Isto seria um dos principais fatores de fragilização externa da economia brasileira, pois a necessidade de se manter a âncora cambial implicou em queima de grande parte das reservas, e se tornou necessário atrair investimentos de curto prazo usando altas taxas de juros para financiar o balanço de pagamentos. Esse esquema de financiamento no exterior fez com que a conta de serviços fosse extremamente penalizada, realimentando a pressão no balanço de pagamentos e no endividamento externo (FILGUEIRAS; 2000).

No governo Lula se identifica redução nos problemas externos que se apresentaram no período de FHC. Entre 2003-2010 a balança comercial apresentou saldos positivos durante todos os anos. O governo Lula é marcado pelo aumento expressivo das exportações de *commodities*, que foram fundamentais para o saldo comercial e garantia de equilíbrio do balanço de pagamentos.

O resultado favorável no setor externo permitiu que a dívida externa líquida do setor público fosse reduzida, garantindo que o país afastasse o risco de novas crises no balanço de pagamentos causadas pela vulnerabilidade externa observada no período de implantação do Plano Real (FARIA, 2010).

Diante das características apresentadas o trabalho se sustentará na Lei de Thirlwall, desse modo, tem-se que as restrições externas ao balanço de pagamentos em conjunto das condições impostas a demanda interna, durante os governos de Cardoso e Lula, foram relevantes na determinação das taxas de crescimento do PIB. Pois, enquanto o governo FHC encontrou forte fragilidade externa, o governo Lula se situou em um cenário externo mais favorável, apesar da crise financeira de 2008-2009. Além disso, no cenário interno o período FHC era menos propício à expansão econômica, devido à instabilidade macroeconômica, como o alto nível de desemprego, aumento das taxas de juros e expansão descontrolada do endividamento público.

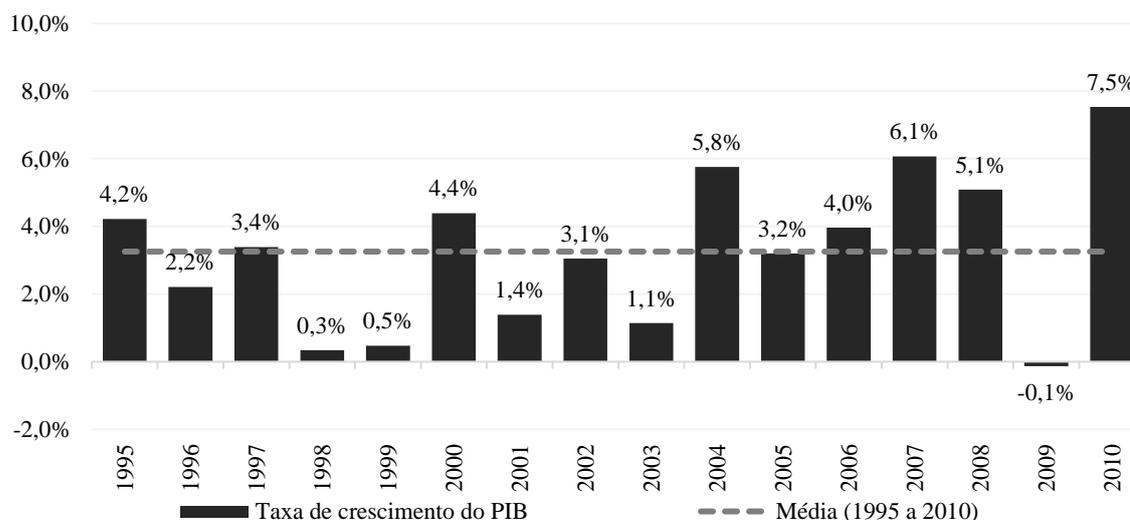
Portanto, a análise das restrições externas nos dois governos será dividida em seis seções: 1) presente introdução; 2) Revisão histórica para o período 1995 a 2010; 3) apresentação da Lei de Thirlwall; 4) revisão de literatura; 5) apresentação dos resultados e 6) conclusões.

2 - CRESCIMENTO ECONÔMICO COM RESTRIÇÃO EXTERNA NOS GOVERNOS FHC E LULA

Nesta sessão haverá uma breve revisão do período entre 1995 a 2010. Para melhor exposição, serão apresentadas as principais características dos governos FHC e Lula em sessões separadas, de modo que fique clara as diferenças em relação ao cenário externo nos dois momentos.

Como já foi apontado, durante o Governo FHC a taxa média de crescimento do PIB foi de 2,4% a.a., enquanto no governo Lula a taxa foi de 4,1% a.a.. Considerando todo o período, a média de crescimento é de 3,3% a.a., como pode ser visto no Gráfico 1. Sendo assim, observa-se que entre 1995 e 2002 o crescimento ficou acima da média apenas em três anos, enquanto que a partir de 2003 isso ocorre em cinco períodos. De modo geral, observa-se uma performance inferior ao obtido nas décadas passadas.

Gráfico 1 – Taxa de crescimento anual real do Produto Interno Bruto (1995 a 2010)



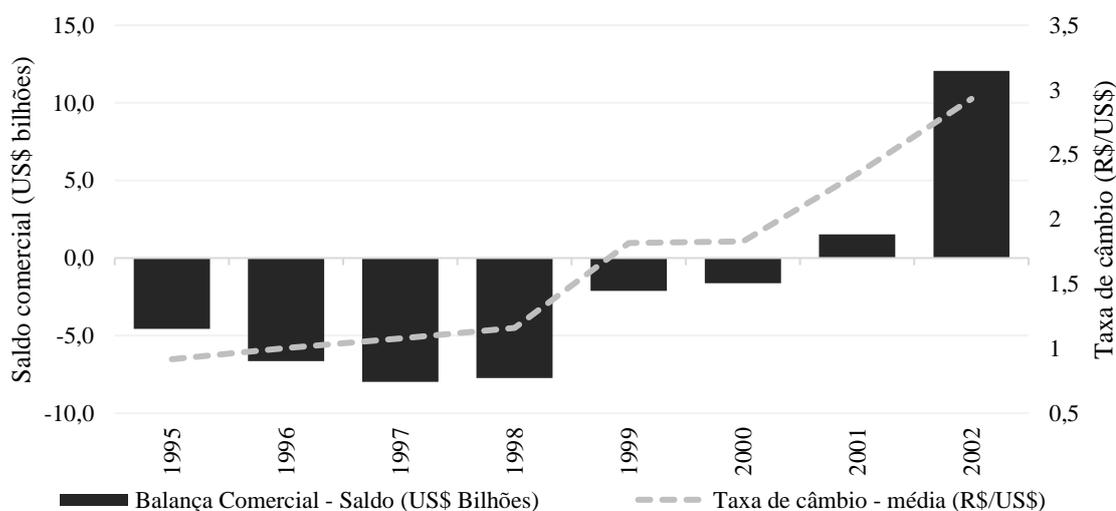
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central (2017).

2.1 - GOVERNO FHC

No primeiro governo de Fernando Henrique Cardoso, a política econômica teve como foco a consolidação do Plano Real, que acabou logrando sucesso na estabilização da moeda, ainda que gerando desequilíbrios estruturais (FILGUEIRAS; 2000).

Do ponto de vista do comércio exterior, observou-se durante o primeiro governo sucessivos déficits comerciais, causados em especial pela abertura comercial, iniciada ainda no governo Collor, e a sobrevalorização do câmbio. Como resultado, houve queda da competitividade das exportações e um surto importador, impossibilitando um resultado comercial positivo. Como pode ser visto no Gráfico 2, os déficits são mais intensos durante o primeiro governo, quando o câmbio era mantido valorizado dentro do regime de bandas cambiais, atingindo em 1997 um déficit de US\$ 8,0 bilhões. A partir de 1999, com a exaustão do regime de câmbio valorizado, ocorrem desvalorizações cambiais advindas da implementação do câmbio flutuante, provocando a redução do déficit comercial. Em 2001 observa-se o primeiro superávit comercial e em 2002 o saldo alcança US\$ 12 bilhões. O resultado desse ano foi fortemente impactado pela desvalorização cambial advinda de especulações contra o real devido às incertezas sobre a sucessão da presidência.

Gráfico 2 – Balança comercial (US\$ bilhões) e Taxa de câmbio (R\$/US\$) – 1995 a 2002



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA (2017).

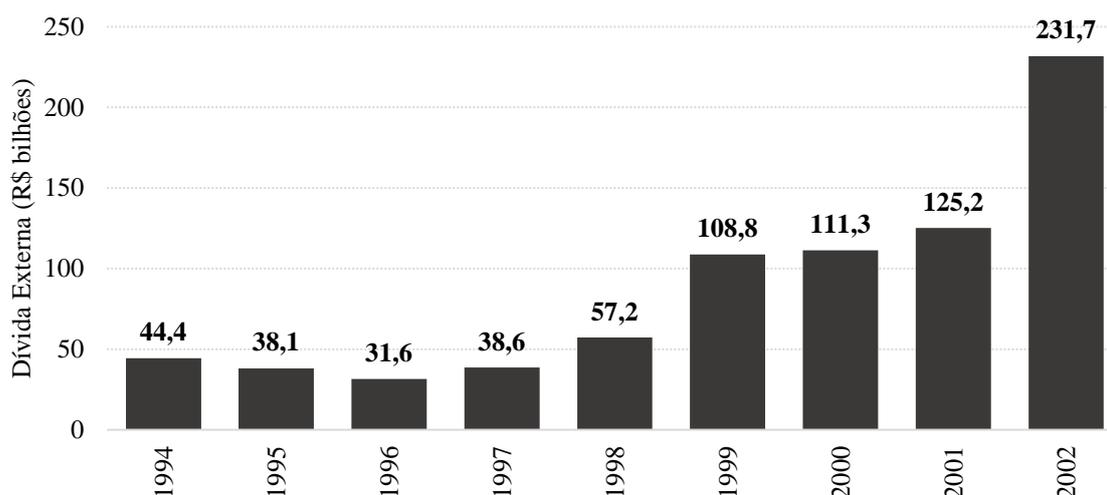
Ainda no âmbito externo, o déficit em serviços cresceu de forma acelerada contribuindo para a intensificação do desequilíbrio em transações correntes, já que em períodos anteriores o déficit na conta de serviços era compensado pelos superávits comerciais (FILGUEIRAS, 2000).

Como já foi dito, a permanência do câmbio valorizado em relação ao dólar seria um dos principais fatores de fragilização externa da economia brasileira, pois a necessidade de se manter a âncora cambial, implicou em queima de grande parte das reservas, e se tornou necessária privatizações de estatais e desnacionalizações para trazer recursos internacionais.

Além dessas formas de captação de reservas, foi feita também a escolha de atrair investimentos de curto prazo usando altas taxas de juros para financiar o balanço de pagamentos, tendo como resultado o crescimento da dívida pública, devido aos altos custos de rolagem da mesma. Esse esquema de financiamento no exterior fez com que a conta de serviços fosse extremamente penalizada, realimentando a pressão no balanço de pagamentos e na dívida pública.

O endividamento do setor público cresceu de forma acelerada, principalmente pelos choques causados pelas crises do México, Ásia e Rússia. A crise do México em 1995 forçou o governo a elevar as taxas de juros para enfrentar a fuga de capitais eminente. A partir disso, observou-se uma deterioração sistemática dos resultados primários. Com a crise financeira da Rússia em 1998, os mercados de capitais foram restringidos para os países emergentes, piorando ainda mais a situação fiscal (AVERBURG; GIAMBIAGI, 2000).

Gráfico 3 – Dívida externa líquida do setor público (US\$ bilhões) – 1994 a 2002



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA (2017).

A dívida externa no fim de 1994 estava no patamar de US\$ 44,4 bilhões, mantendo-se abaixo desse patamar até 1997, ano marcado pela crise asiática. A partir desse momento registrou-se um processo de explosão da dívida externa, culminando em 2002 em um endividamento de US\$ 231,7 bilhões, proporcional a 32,7% do PIB, como pode ser visto no gráfico 3.

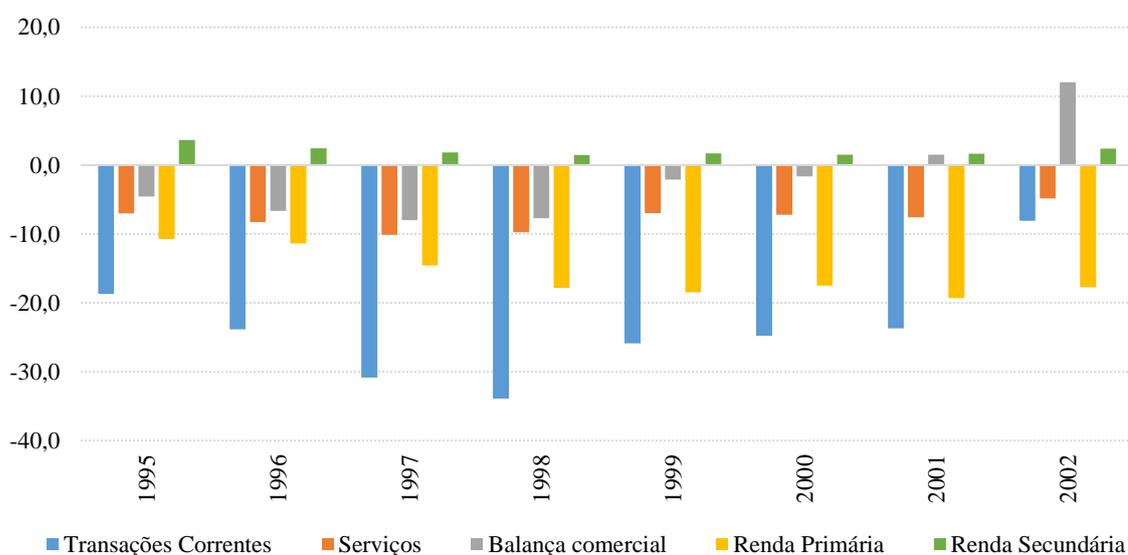
Devido aos desequilíbrios produzidos durante o primeiro mandato, algumas mudanças importantes ocorrem na condução da política no segundo governo, sumarizadas no tripé

macroeconômico: i) metas de inflação; ii) regime cambial de flutuação suja e iii) ajuste fiscal focado na obtenção de superávits primários.

Segundo Oliveira e Turolla (2003), a principal consequência positiva do regime cambial flutuante implantado em 1999, foi possibilitar o ajuste na conta corrente, já que houve não só a desvalorização cambial, mas também a estabilização nas remessas de rendas para o exterior, contidas na conta de renda primária na mais recente metodologia de balanço de pagamentos do Banco Central (BPM6).

Como pode ser visto pelo Gráfico 4, a melhora no saldo em transações correntes, portanto, aconteceu sob a liderança do saldo comercial que obteve melhora depois da mudança de regime cambial.

Gráfico 4 – Transações Correntes (US\$ Bilhões) – 1995 a 2002



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2017).

2.2 - GOVERNO LULA

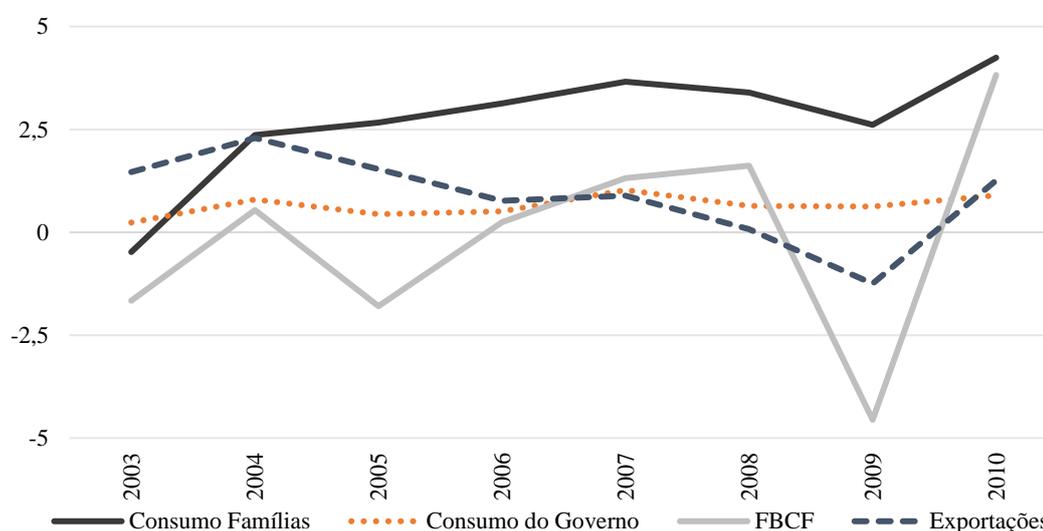
Lula assume em 2003 com grandes incertezas sobre a orientação da política econômica em seu governo. O governo aposta na permanência do tripé macroeconômico, continuando o processo de ajuste fiscal e estabilização dos preços.

Do ponto de vista interno, o período de 2003 a 2010 apresentou expansão mais acelerada do que no período de 1995 a 2002. Segundo Medeiros (2015), esse crescimento foi acompanhado por mudanças significativas no padrão de consumo das famílias brasileiras. Isso foi resultado do avanço da renda per capita, redução da pobreza e expansão do crédito ao

consumidor. Nesse período o consumo das famílias foi um dos principais componentes para o crescimento do PIB, assim como a expansão do consumo do governo e exportações.

Como pode ser visto no Gráfico 5, a contribuição do Consumo das famílias segue acima da formação bruta de capital fixo (FBCF) e das exportações. Tanto FBCF e exportações sofrem os impactos da crise de 2007-2008 se estendendo até 2009. Nota-se que mesmo diante do cenário de crise internacional, o consumo das famílias seguiu gerando altas contribuições para a atividade econômica.

Gráfico 5 – Contribuição dos componentes ao crescimento do PIB (%) – 2003 a 2010



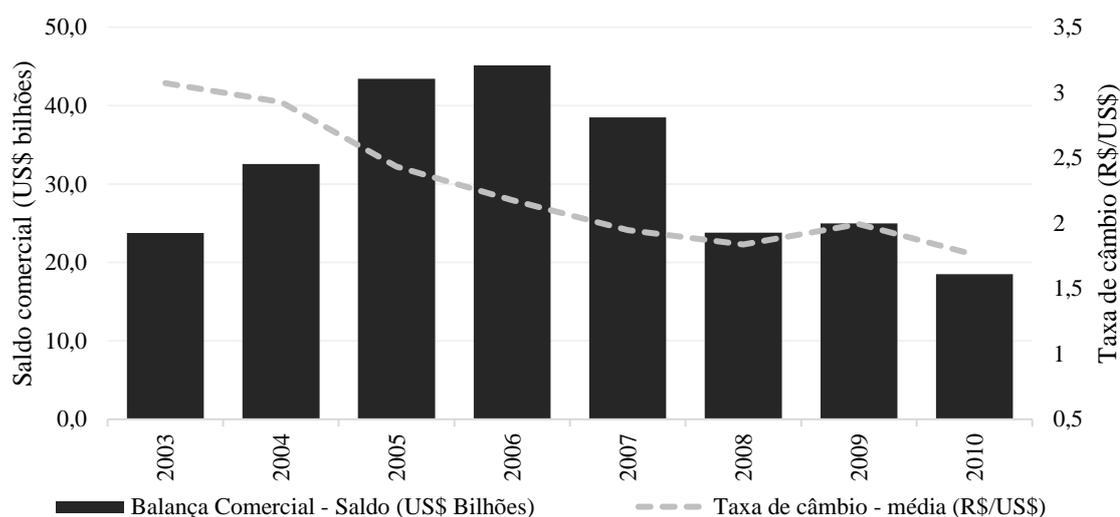
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA (2017).

Com a deflagração da crise financeira em 2008, houve queda do investimento privado no Brasil, dado a incerteza em relação ao desenrolar da crise no país. No gráfico 5 é mostrado que em 2008-2009 a Formação bruta de capital fixo, reduz sua contribuição mais do que os outros componentes, entretanto, estes também tiveram queda em 2009, ano que ocorreu uma recessão técnica na economia brasileira. Em resposta ao cenário de crise, são tomadas medidas anticíclicas no âmbito do mercado de crédito ao consumidor e das empresas, redução do IPI de automóveis e implementação do programa de investimentos em habitação para famílias de baixa renda, com o objetivo de amortecer os impactos da crise internacional.

Do ponto de vista externo, a tendência de saldos positivos na balança comercial, que já aconteciam desde 2001, permanece até o final do governo Lula em 2010, como aponta o Gráfico 6. Observa-se durante a década de 2000 um crescimento excepcional nas exportações,

associados ao crescimento da economia mundial e o dinamismo dos países asiáticos, principalmente da China. Também relevante foi a alta dos preços das *commodities*, que impactou positivamente na pauta exportadora brasileira (CUNHA; PRATES, 2005).

Gráfico 6 – Balança comercial (US\$ bilhões) e Taxa de câmbio (R\$/US\$) – 2003 a 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA (2017).

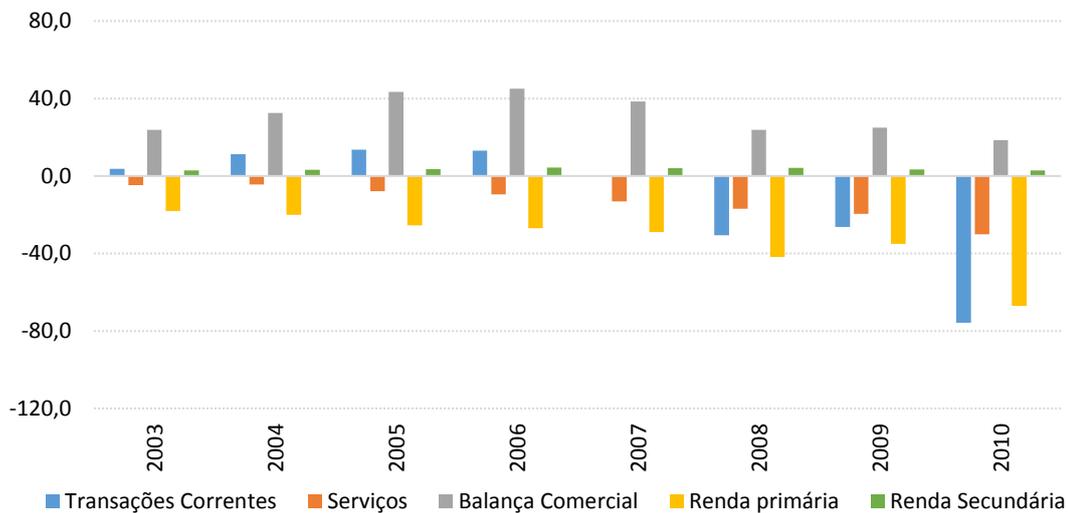
Do período de 2003 até 2007 os preços das *commodities* seguiram em expansão, com valorização sem precedentes, melhorando os termos de troca. O efeito-China não foi o único movimento a explicar a valorização dos termos de troca brasileiro, também pode-se considerar desvalorização do dólar em relação ao euro e iene até meados de 2005. Com essa desvalorização do dólar, houve fomento da demanda por *commodities* industriais na Europa e Japão, em contexto de expansão industrial desses países. Outro efeito que deve ser considerado é a especulação nos mercados de futuros, pela obtenção de *commodities* como forma de reserva de valor no período de depreciação do dólar (PRATES, 2007).

Black (2015) afirma que a característica desse ciclo do ‘boom’ das *commodities* não é só de aumento nominal dos preços desses bens, mas também de valorização em relação aos produtos manufaturados, já que a pressão da expansão industrial chinesa reduziu os preços industriais a nível mundial.

Apesar dos resultados comerciais expressivos, em 2008, com a crise financeira internacional, os preços das *commodities* registram queda dado a desaceleração da economia chinesa, tendo como consequência ao Brasil a volta dos saldos negativos em Transações Correntes. Como mostra o gráfico 7, a conta de Renda Primária (antigo balanço de rendas) é a

que mais se deteriora a partir de 2008. Os déficits em serviços continuam a subir e o saldo da balança comercial começa a desacelerar devido a ruptura na demanda externa com a crise de 2008, principalmente em países avançados.

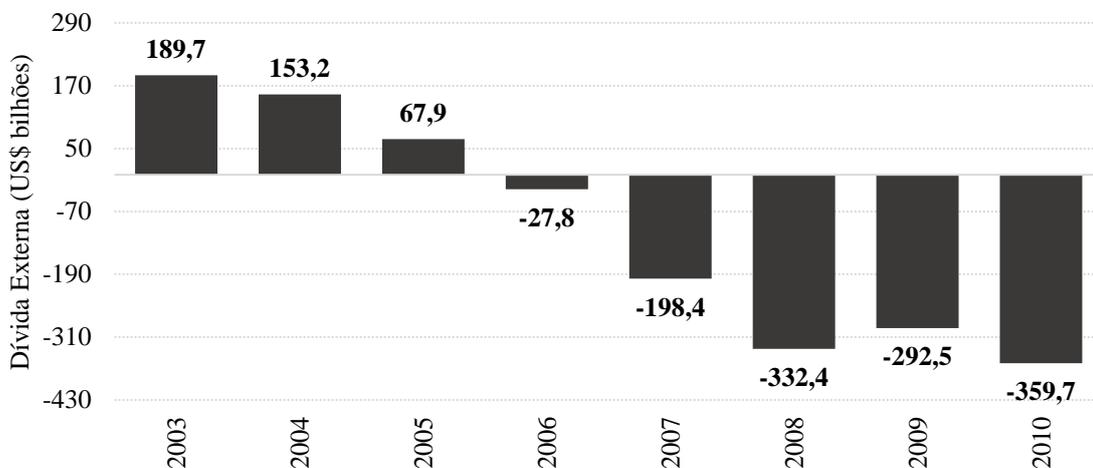
Gráfico 7 – Transações Correntes (US\$ Bilhões) – 2003 a 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil (2017).

Com relação a dívida externa, após ter atingido no final do governo FHC o seu ponto máximo em 2003, inaugura-se uma trajetória de queda do endividamento externo até que em 2006 o setor público passa a ser emprestador líquido de divisas (Gráfico 8).

Gráfico 8 – Dívida externa líquida do setor público (US\$ bilhões) – 2003 a 2010



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do IPEADATA (2017).

Diante desses resultados, Medeiros (2015) aponta que o ciclo de crescimento econômico no período Lula foi inicialmente impulsionado pelo crescimento das exportações, principalmente de commodities; expansão do mercado interno aliado ao mercado de crédito; crescimento do investimento público em infraestrutura e avanços na distribuição de renda.

Portanto, considerando o cenário econômico dos governos de Fernando Henrique Cardoso e Lula, o presente trabalho partirá para a análise empírica dos impactos das restrições externas nos dois períodos para a performance econômica, por meio da Lei de Thirlwall.

3 - METODOLOGIA

3.1 - MODELO DE THIRLWALL

O modelo desenvolvido por Anthony Thirlwall (1979) busca determinar a taxa de crescimento do produto de um país que equilibra o balanço de pagamentos no longo prazo. Esta abordagem parte do princípio de que a demanda é a força que coordena a economia e é capaz de influir na alocação dos recursos e na própria oferta dos fatores. Desse modo, Thirlwall se distancia do pressuposto de centralidade da oferta de fatores como determinante do crescimento econômico no longo prazo.

Thirlwall (1979) assume que o resultado do balanço de pagamentos é central para a determinação do crescimento de um país. O crescimento é direcionado pela elasticidade renda das exportações e importações, desse modo, apenas a expansão das exportações pode acelerar o processo de crescimento do produto sem deteriorar o balanço de pagamentos. Uma taxa de crescimento das exportações semelhantes entre nações não produzirá a mesma taxa de crescimento do produto, isso por que os países têm estruturas produtivas diferentes e, portanto, necessitam de níveis de volume de importação diferentes.

3.1.1 – Modelo Original (1979)

Partindo da suposição de equilíbrio no balanço de pagamentos como o equilíbrio na balança comercial (THIRLWALL, 1979):

$$Pd_t X = Pf_t M_t E_t \quad (1)$$

Sendo X o volume de exportações de bens e serviços; Pd_t o preço das exportações em moeda doméstica; Pf_t o preço das importações em moeda estrangeira; M a quantidade importada de bem e serviços; E é a taxa de câmbio nominal. Colocando (1) em forma de taxas de crescimento, têm-se:

$$pd + x = pf + m + e \quad (2)$$

Sendo que as letras minúsculas representam as taxas de crescimento das variáveis. Assim, pd é variação do preço das exportações em moeda doméstica; x a taxa de crescimento das exportações; pf é a variação no preço das importações em moeda estrangeira; m a taxa de crescimento das importações e e a variação na taxa de câmbio nominal.

A quantidade de demanda por importação será expressa como uma função multiplicativa do preço das importações, do preço das exportações e da renda doméstica, considerando as elasticidades preço e renda das importações constantes. Portanto:

$$M_t = \alpha \left(\frac{P_{f_t} E_t}{P_{d_t}} \right)^\varphi Y_t^\pi \quad (3)$$

Onde α é uma constante maior que zero; Y_t a renda doméstica e π será a elasticidade renda da demanda por importação; φ a elasticidade-preço da demanda por importação. Pela forma de taxas de crescimento:

$$m_t = \varphi(p_{f_t} + e_t - p_{d_t}) + \pi y_t \quad (4)$$

Da mesma maneira a exportação pode ser expressa como uma função multiplicativa:

$$X_t = \beta \left(\frac{P_{d_t}}{P_{f_t} E_t} \right)^\omega Z_t^\varepsilon \quad (5)$$

Sendo β é uma constante maior que zero; Z_t como renda mundial e ε a elasticidade renda de demanda por exportação; sendo ω a elasticidade-preço da demanda por exportação.

$$x_t = \omega(p_{d_t} - e_t - p_{f_t}) + \varepsilon z_t \quad (6)$$

Supondo que os preços relativos não se alteram no longo prazo, ou seja, $(P_{d_t} - e_t - P_{f_t}) = 0$, pode-se reescrever a equação (6) desse modo:

$$x_t = \varepsilon z_t \quad (7)$$

Substituindo em (2) as equações (4) e (6), consegue-se a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos:

$$Y_{bt} = \frac{(1+\varphi+\omega)(p_{d_t}-e_t-p_{f_t})+\varepsilon z_t}{\pi} \quad (8)$$

Y_{bt} representa a taxa de crescimento sob restrição externa, ou seja, sob as condições impostas pelo balanço de pagamentos. Substituindo na equação (4) o produto entre a

elasticidade-renda da demanda por exportações e a taxa de crescimento da renda mundial, εz_t , pela taxa de crescimento das exportações, x_t , obtêm-se o seguinte resultado:

$$Y_{bt} = \frac{x_t + (1 + \varphi)(pd_t - e_t - pf_t)}{\pi} \quad (9)$$

Como a lei de Thirlwall assume que no longo prazo os preços não se alteram, pode-se reescrever a equação da seguinte maneira:

$$Y_{bt} = \frac{x_t}{\pi} \quad (10)$$

Ao longo dos anos a teoria desenvolvida em Thirlwall (1979) foi expandida, de maneira que mais restrições externas e características estruturais de economias fossem inseridas no modelo original.

3.1.2 – Hussain e Thirlwall (1982): Adicionando o Fluxo de Capital

Em 1982, Hussain e Thirlwall incorporam ao modelo os fluxos de capitais. A partir desse aprimoramento a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos é influenciada adicionalmente pela taxa de crescimento dos fluxos reais de capitais (LEZCANO, 2011).

Nesse trabalho os autores adicionam a conta capital e admitem desequilíbrio inicial na balança comercial, desse modo:

$$Pd_t X + F_t = Pf_t M_t E_t \quad (11)$$

Sendo F_t o valor nominal do fluxo de capital em moeda doméstica, onde $F > 0$ significa entrada de capitais e $F < 0$ saídas. Sendo X o volume de exportações de bens e serviços; Pd_t o preço das exportações em moeda doméstica; Pf_t o preço das importações em moeda estrangeira; M a quantidade importada de bem e serviços; E é a taxa de câmbio nominal.

Usando de logaritmo nos dois lados da equação (11) e depois diferenciando, encontra-se a seguinte relação com base em taxas de variação:

$$\theta(pd_t + x_t) + (1 - \theta)f_t = pf_t + m_t + e_t \quad (12)$$

Onde θ representa a participação das exportações e $(1 - \theta)$ a participação dos fluxos de capitais na receita total do setor externo. Assim, explicita-se em quanto as exportações e os fluxos de capitais financiam do total das importações.

Assumindo que as equações de demanda por importação e exportação não se alteram, substitui-se as equações (4) e (6) em (12) e isola y , resultando:

$$Y_{bt}^* = \frac{(\theta n + \varphi + 1)(p_{dt} - p_{ft} - e_t) + (1 - \theta)(f - p_{dt}) + \theta x_t}{\pi} \quad (13)$$

Sendo que $(f - p_{dt})$ demonstra o crescimento real de capitais externos em moeda doméstica. Essa nova taxa de crescimento Y_{bt}^* representa uma taxa de equilíbrio no balanço de pagamentos que além da formulação original de 1979, considera o crescimento dos fluxos de capitais.

Assumindo que os termos de troca permanecem constantes no longo prazo, então $p_{dt} - p_{ft} - e_t = 0$, logo:

$$Y_{bt}^* = \frac{(1 - \theta)(f - p_{dt}) + \theta x_t}{\pi} \quad (14)$$

A equação (14) permite concluir que um aumento na elasticidade-renda das importações pode ser compensado por maiores fluxos de capitais que financiariam o aumento das importações. Entretanto, a fuga de capitais causaria desaceleração econômica.

3.1.3 – Endividamento Externo

Trabalhos posteriores objetivaram incorporar o endividamento externo e os pagamentos de serviço da dívida na Lei de Thirlwall, a partir do modelo com fluxos de capitais. Para haver um crescimento sustentável dos fluxos de capitais é necessário um nível de controle do endividamento, isso porque, mesmo havendo diferencial entre juros doméstico e internacional, a entrada de capitais para financiamento da dívida não é permanente (CARVALHO, 2005).

McCombie e Thirlwall (1997) consideraram os efeitos da dívida externa ao desenvolver uma taxa de crescimento de longo prazo relacionada a um nível de endividamento sustentável.

Moreno-Brid (1998-1999) contempla em sua modelagem a possibilidade de desequilíbrio inicial no balanço de pagamentos e de endividamento estável. Ao introduzir à condição de endividamento estável, Moreno-Brid propõe que a entrada de fluxos de capitais

deve ser o bastante para manter inalterada a razão dívida/PIB. Em Moreno-Brid(2003) o autor adiciona ao modelo com endividamento estável o serviço da dívida. Nessa especificação, Moreno-Brid, portanto, insere no modelo os termos de troca, fluxo de capitais (sem restrições à entrada), pagamento de serviço de capital que considera os juros e a conta de serviços. Sendo assim, parte-se do seguinte equilíbrio do balanço de pagamentos:

$$Pd_t X_t + Pd_t F_t + Pd_t R_t = Pf_t M_t E_t \quad (15)$$

Sendo F_t o valor real dos fluxos de capitais e R_t o valor real dos serviços de capitais. A partir desta identidade, Moreno-Brid (2003) chega nas seguintes equações:

$$p_f + m = \theta_1(p_d + x) - \theta_2(p_d + r) + (1 - \theta_1 + \theta_2)(p_d + f) \quad (16)$$

$$\theta_1 = \frac{p_d x}{p_f m} \quad (17)$$

$$\theta_2 = \frac{p_d r}{p_f m} \quad (18)$$

Em (16) torna-se expressa a nova condição de equilíbrio no balanço de pagamentos, em termos nominais, como $M = X - R + F$, sendo M as importações, X as exportações, R o pagamento líquido de juros ao exterior e F o déficit em conta corrente, que é financiado pelos capitais externos. Em (17), θ_1 representa a parcela do total das importações que são financiados pelo resultado das exportações, θ_2 representa a proporção entre os juros líquidos remetidos ao exterior em relação às importações (LEZCANO, 2011).

Para a dívida não ter comportamento explosivo é imposta a condição de endividamento sustentável, para isso acontecer é necessário estabilidade na razão da dívida/PIB :

$$k = F/Y \quad (19)$$

Desse modo, k deve ser constante. A equação pode (19) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$p_d + f = p_d + y \quad (20)$$

Assumindo, novamente, $(p_{dt} - p_{ft} - e_t = 0)$ e que $(x_t = \varepsilon z_t)$, substituí-se (20) em (16). Assim, é possível encontrar a taxa de crescimento que equilibra o balanço de pagamentos,

que inclui o pagamento de juros líquidos ao exterior e adiciona a condição de endividamento externo controlado:

$$y'_b = \frac{\theta_1 x - \theta_2 r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_2)} \quad (21)$$

Nos trabalhos de McCombie e Thirlwall (1997) e de Moreno-Brid (1998-1999), não é considerado o pagamento de juros ao exterior, logo, a equação é simplificada:

$$y''_b = \frac{\theta_1 x}{\pi - (1 - \theta_1)} \quad (22)$$

3.2 - MODELO ANALÍTICO

3.2.1 – Fontes e Tratamento de Dados

Para testar a validade da proposta de Thirlwall para a economia brasileira durante o período de 1995 a 2010, serão utilizados dados mensais do PIB, taxa de câmbio nominal, índice de preços interno, importações, exportações, conta capital e financeira, renda primária para todo o período. Todos os dados podem ser obtidos no banco de dados online do IPEA.

Como os dados do PIB estão em valores nominais, será necessário deflacioná-los. Para isso, será utilizado o INPC, deflacionando com janeiro de 1995 como período base. Com relação a taxa de câmbio, foi utilizada a média mensal da variável e foi necessário transformá-la em taxa real, de acordo com a formulação $(P_f * E / P_d)$, sendo utilizada como medida de preço externo o IPA-EUA, como em Lezcano (2011) e para preço doméstico o INPC brasileiro.

Como a as variáveis importação, exportação e as demais contas do balanço de pagamentos estão em milhões de dólares e em preços correntes, foram deflacionadas com o índice de inflação dos Estados Unidos, IPA.

Tabela 1 – Dados e fontes

Dados	Unidade de medida	Periodicidade	Fonte
Produto Interno Bruto (PIB)	R\$ bilhões	Mensal e Anual	Banco Central do Brasil
Balanco de Pagamentos - Exportações, Importações, Conta Capital e Financeira, Renda Primária, Transações Correntes	US\$ bilhões	Mensal e Anual	Banco Central do Brasil
Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC)	Índice	Mensal e Anual	Ipeadata
Índice de Preços Estrangeiro (IPA-EUA)	Índice	Mensal e Anual	Ipeadata
Câmbio Nominal	R\$/US\$	Mensal e Anual	Ipeadata

Fonte: Elaboração Própria.

3.2.2 – Metodologia Econométrica

Como explicitado pelo modelo matemático, será necessário estimar primeiramente a elasticidade-renda da demanda por importações para depois achar a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos. O trabalho usará técnicas de cointegração como forma de tratamento estatístico, já que se trata de um modelo que explicita um equilíbrio de longo prazo no balanço de pagamentos e o relaciona com o crescimento econômico observado. Segundo Carvalho (2005), ao usar técnicas de cointegração estará testando se o balanço de pagamentos está em equilíbrio no longo prazo, ou seja, se está de acordo com a teoria proposta por Thirlwall.

Para estimar a elasticidade será necessário estimar a função de demanda por importações, por meio de técnicas de séries temporais, com a aplicação de especificações como o Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) e o Modelo de Correção de Erros (VECM).

O uso desses modelos requer a confirmação de que as séries são estacionárias, para isso, será feito o teste de Dickey-Fuller, que identifica a presença de raiz unitária. Nesse trabalho, será usado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para testar se há raiz unitária nas séries utilizadas no modelo. Serão utilizados também os testes KPSS para dar maior consistência as informações sobre a estacionariedade das séries. A diferença em relação ao ADF é que o KPSS inverte a hipótese nula, denotando ausência de raiz unitária e tendo como hipótese alternativa a presença de raiz unitária (ENDERS, 2004). Outro teste complementar será o Ng-Perron, que tem como hipótese nula presença de raiz unitária.

O teste ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária e hipótese alternativa de estacionariedade. Existem três possibilidades para o teste (GUJARATI; PORTER, 2011) como pode ser observado a seguir:

$$\text{Sem constante e sem tendência: } \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \gamma_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (23)$$

$$\text{Com constante e sem tendência: } \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \gamma_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (24)$$

$$\text{Com constante e tendência: } \Delta y_t = \beta_1 + \beta_{2tend} + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \gamma_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (25)$$

Sendo que t é o tempo, u é o termo do erro, e $tend$ é a tendência, $\sum_{i=1}^{m-1} \gamma_i \Delta y_{t-1}$ são os valores defasados da variável dependente, onde $\delta = (\rho - 1)$. Caso $\rho=1$, há presença de raiz unitária na série testada.

Em seguida, será necessário executar o teste de cointegração. A metodologia de cointegração é pertinente, pois ela identifica relações de longo prazo entre as variáveis, em linha com os objetivos da Lei de Thirlwall. Desse modo, Engle e Granger (1987) definem que as séries serão cointegradas caso:

Sendo x_t um vetor ($N \times 1$). Os componentes são co-integrados de ordem (d,b) se:

1. Todos os componentes de x_t são integrados de ordem d , ou seja, $I(d)$;
2. Existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$, onde o vetor α é o vetor de cointegração.

Neste trabalho será usada a metodologia proposta por Johansen (1995) para verificar a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo. O primeiro passo é a análise feita a partir do Vetor Auto-Regressivo (VAR) irrestrito, descrito dessa forma:

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Desse modo, deverá ser definido o número de defasagens que serão adicionadas ao modelo. Para escolher a ordem do VAR, deverão ser utilizados critérios de informação, como o Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e Schwarz (SC).

Caso o vetor Y_t for cointegrado de ordem $(1,1)$, então é possível utilizar um modelo de correção de erros (VEC). O VEC pode ser representado da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Pi_p \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

Onde β representa a matriz de cointegração; α a matriz dos coeficientes de ajuste; Γ_i como matriz dos termos de curto prazo; Y_t contendo as variáveis endógenas e ε_t sendo a matriz de erros.

Ainda na metodologia de Johansen (1995), é preciso definir qual das cinco especificações dos termos deterministas irá compor o modelo VEC. O modelo I é definido com sem tendência e sem constante dentro e fora do vetor de cointegração; o modelo II é sem tendência e com constante no vetor de cointegração; no modelo III há constante no vetor de cointegração e no VAR. No modelo IV, incluí ao modelo III uma tendência linear no vetor de cointegração. Por fim, no modelo V, existe constante e tendência no vetor de cointegração como no VAR.

Para identificar o número de vetores de cointegração, será necessário fazer os testes do Traço e da Raiz Máxima. O primeiro teste tem como hipótese nula não ter vetor de cointegração e como hipótese alternativa ao menos um. A estatística do teste do Traço será calculada por meio da seguinte equação:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (28)$$

Sendo que T é a quantidade de observações, r a quantidade máxima de vetores de cointegração e λ representa o i-th autovalor de maior valor.

O teste de Raiz Máxima tem na hipótese nula considerado r vetores de cointegração, enquanto a alternativa prevê r+1 vetores. A estatística deste teste é obtida por meio da equação a seguir:

$$\lambda_{rmáx} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (29)$$

Considerando o processo descrito, será necessário a estimação da função de demanda por importações que será definida assim:

$$\ln(M_t) = \pi \ln(Y_t) + \varphi \ln(E_t + Pf_t - Pd) \quad (30)$$

A série ficará na forma logarítmica, para que se possa obter as elasticidades-renda e preços das importações.

Após obter a elasticidade, designada na equação (30), será possível calcular a taxa de crescimento do produto condizente com o equilíbrio no balanço de pagamentos, de acordo com os modelos de Thirlwall (1979), Thirlwall e Hussain (1982). A elasticidade-renda da demanda por importações será substituída nas especificações a seguir:

Modelo 1: Lei de Thirlwall original (1979), sem Termos de Troca, dada pela equação (10);

Modelo 2: Lei de Thirlwall original (1979), incluindo os Termos de Troca, de acordo com a equação (9);

Modelo 3: Lei de Thirlwall estendida por Thirlwall e Hussain (1982), que inclui Conta Capital, mas sem Termos de Troca, apresentado na equação (14).

Modelo 4: Lei de Thirlwall estendida por Moreno-Brid (2003), que inclui o pagamento de juros líquidos ao exterior e adiciona a condição de endividamento externo controlado, apresentado na equação (21)

Modelo 5: Lei de Thirlwall estendida por Moreno-Brid (2003), que desconsidera o pagamento de juros ao exterior estando na equação (22).

A partir da estimação da elasticidade-renda da demanda por importações, é possível calcular a taxa de crescimento do produto que equilibra o balanço de pagamentos para o período de 1995 a 2010. O teste que será executado para avaliar o resultado será por meio da comparação da elasticidade-renda da demanda por importações estimadas, com a calculada por meio das especificações 1, 2, 3, 4 e 5. Por meio desse cálculo, será obtida uma elasticidade hipotética que será comparada com a obtida na função de importação (elasticidade efetiva).

Também será calculada a taxa de crescimento prevista pelos modelos e será comparada com a taxa de crescimento do PIB brasileiro que foi observado durante os dois governos. Para fazer essa comparação, será feito um teste de hipóteses sobre o valor da diferença entre as duas médias. Se não rejeitar a hipótese de proximidade entre ambas as taxas, ou seja, da taxa observada e a calculada pelos cinco modelos, então será confirmada a validade da Lei de Thirlwall para as especificações.

Tanto a comparação das elasticidades como das taxas de crescimento serão feitas a partir do teste de hipóteses sobre o valor da diferença entre duas médias, de acordo com a estatística t de Student, como descrito em Sartoris (2008).

4 - REVISÃO DE LITERATURA

A teoria desenvolvida por Thirlwall tem sido testada para diversos países, não sendo diferente para economia brasileira, onde já existem diversas aplicações do modelo original e das expansões. A aplicação precursora para economia brasileira é de Thirlwall e Hussain (1982), conjuntamente com outros países em desenvolvimento. Sendo assim, a seguir serão apresentados alguns resultados de trabalhos que aplicaram a Lei de Thirlwall para a economia brasileira para diversos períodos.

O trabalho de Thirlwall e Hussain (1982) inclui pela primeira vez a análise da economia brasileira no modelo de crescimento econômico com restrição externa, utilizando o período de 1969-1978, quando o crescimento havia sido em média de 9,5% a.a.. Nesse estudo os autores incluem à formulação básica a possibilidade de fluxos de capitais externos no modelo de equilíbrio. Para testar a validade do modelo, foi utilizado o desvio médio da taxa de crescimento produto interno bruto real e taxa obtida através da lei de Thirlwall (LT). Os resultados demonstraram que a especificação original de Thirlwall (1979) previu crescimento de 4,5% a.a. para o período, enquanto que ao adicionar os fluxos de capitais o modelo tinha maior poder explicativo, prevendo 9,4% a.a..

Lopez e Cruz (2000) utilizaram a LT para Argentina, Brasil, Colômbia e México, no período de 1965 a 1995, com o interesse de identificar a relevância dos termos de troca para o desempenho dos países. Ao usar a técnica de cointegração de Johansen, foi identificada a relação de longo prazo entre as séries de exportações e PIB no nível, sendo considerado pelos autores a validação da teoria de Thirlwall. Ao estimar a elasticidade-renda das importações é identificado um coeficiente de 1,6 para o Brasil.

Em Nakabashi e Meirelles (2004) é analisado o papel dos fluxos de capitais para o crescimento da economia brasileira nos períodos de 1968-1980 e 1992-2000, com o objetivo de explicitar os motivos que levaram a um crescimento superior no primeiro período. Os autores concluem que nos dois períodos o país cresceu acima da taxa encontrada pela Lei de Thirlwall, onde o déficit na conta de serviços foi mais que compensado pelos superávits na conta capital.

Vieira e Holland (2006) buscaram aplicar o modelo de Thirlwall para o período de 1900-2005, com foco na importância dos termos de troca para o desempenho econômico. Os autores mostram que os termos de troca são significativos para a demanda por importações. Além disso, observam que quando o modelo de Thirlwall considera os termos de troca, a variável impacta o crescimento econômico por meio da taxa de crescimento das exportações. Para o subperíodo

1900-1970 a elasticidade-renda da demanda por importações estimada foi de 1,51, enquanto que para 1971-2005 foi de 2,62.

Carvalho (2005) busca, por meio da Lei de Thirlwall, entender a perda de dinamismo da economia brasileira a partir da década de 1980. Fazendo a análise para o período de 1930 a 2004, a autora conclui que o crescimento econômico desse período foi compatível com o de equilíbrio do balanço de pagamentos. Ao estimar a função de importação, foi observada uma elasticidade-renda da demanda por importações de 1,21, enquanto que o câmbio real não pode ser considerado significativo para o período de 1930 a 2004.

Em Carvalho (2005), são calculadas as taxas de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos no longo prazo para comparar com a taxa de crescimento real de 5,0% observada no período. Na especificação original da Lei de Thirlwall, sem termos de troca, a taxa foi de 3,7%. Considerando os termos de troca, o crescimento seria de 5,2%, sendo esta a estimativa mais próxima da taxa real.

Incluindo a conta capital e mantendo os termos de troca, observou-se um valor de 4,5%. Entretanto, ao retirar os termos de troca, o modelo considerando os fluxos de capitais mostra um crescimento de 3,0% para o período.

Por meio da especificação de Moreno-Brid (2003), que adiciona conta capital, serviços de capital e impondo uma relação fixa entre a razão dívida/PIB, observou-se uma taxa de equilíbrio de 3,9%. Desse modo, os modelos que incorporam os termos de troca foram os que mais se aproximaram da taxa de crescimento do produto interno bruto real no período de 1930 a 2004 (CARVALHO; 2005).

Em Lima, Carvalho e Santos (2008) é estimado empiricamente o quanto o crescimento de longo prazo brasileiro foi impactado pela restrição externa. O trabalho faz essa análise para o período de 1948 a 2004, utilizando duas especificações da Lei de Thirlwall. A primeira, é a versão inicial, descrita em Thirlwall (1979), que considera apenas a balança comercial. Já a segunda, inclui os fluxos de capitais e o endividamento externo, com contribuições de Moreno-Brid (2003). O teste consistiu em calcular a elasticidade-renda utilizando técnicas de cointegração, após obtê-la, compará-la com a elasticidade-renda efetiva obtida pela especificação do modelo. Por meio da especificação de Thirlwall (1979), a elasticidade-renda foi de 1,71, enquanto que para a versão com fluxos de capitais e endividamento externo, 1,80. Os autores concluem que ambas as especificações tinham poder explicativo para economia brasileira, por meio do teste de razão de máxima verossimilhança, apesar disso, a versão de Moreno-Brid (2003) ficou mais próxima da elasticidade-renda efetiva de 1,80.

No trabalho de Arienti e Campos (2002), é utilizada a especificação de McCombie e Thirlwall (1994), que relaciona as elasticidades-renda das exportações e importações. A análise é feita para o período da década de 1990, concluindo que elasticidade-renda das importações foi superior à das exportações, sendo de 1,067 e 0,864, respectivamente. Para os autores, esse resultado não permitiria um crescimento sustentável, pois seria necessário a captação externa de recursos para manter o equilíbrio no balanço de pagamentos.

Em Lezcano (2011), é aplicada a Lei de Thirlwall para os países membros do Mercosul, buscando testar a validade da teoria para o período de 1980-2008. Utilizando o instrumental econométrico de séries temporais, são utilizadas tanto a especificação original de Thirlwall (1979) com suas extensões, com fluxos de capitais, endividamento externo e serviço da dívida. Por meio de seis modelos foram estimadas a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos para cada país. Os resultados indicaram que em todos os países do Mercosul há aderência entre a taxa de crescimento de equilíbrio e a taxa de crescimento observado em todas as formulações.

O resultado estimado pelo modelo original de Thirlwall (1979) gerou uma taxa de crescimento de 2,5% para o Brasil, estando próximo dos 2,4% de crescimento real que ocorreu no período de 1980-2008. Já o modelo considerando os termos de troca apresentou taxa de 3,3%, tendo, portanto, menor capacidade explicativa que o modelo original para o período considerado.

Ao considerar a conta capital, a taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos é menor do que observada, apontando 2,2%. Na formulação com serviços do capital, a taxa estimada é de 1,4%.

Utilizando uma formulação que possibilita identificar a contribuição de cada conta do balanço de pagamentos, foi obtida uma taxa de crescimento de 4,1%. Chega-se à conclusão de que 2,6% do crescimento se deve às exportações, 1,0% aos termos de troca e -0,7% para os serviços da dívida e 1,2% para os influxos de capitais.

Na última formulação é retirado os termos de troca, gerando uma taxa de crescimento de 3,1% para o período. Diante desses resultados, concluiu-se que o modelo de Thirlwall original é o que mais aproxima dos valores observados, entretanto, Lezcano (2011) define que as taxas explicitadas nos seis modelos não diferem estatisticamente.

Em Silveira (2015), foi verificada a validade da lei de Thirlwall para o período de 1995 a 2013. Para isso, foram estimadas as funções de importações e exportações utilizando a metodologia do vetor de correção de erros (VEC). Os resultados apontam que a elasticidade-renda das importações é maior que a das exportações no período, indicando que expansões

econômicas internas e externas consecutivas tendem a gerar um crescimento das importações maior que das exportações.

Para observar a relação no curto prazo entre exportações, renda mundial e os preços da commodities, foi utilizada o método de impulso e resposta. Como resultado, concluiu-se que choques na renda mundial e nos preços das commodities geravam ganhos exportadores para economia brasileira, sendo que a renda seria o principal vetor. Considerando as importações, obteve-se o resultado de que um aumento no produto interno bruto brasileiro, gera uma elevação de patamar nas importações de forma duradoura, e a taxa de câmbio real gera queda nas importações quando desvalorizada a moeda nacional.

No longo prazo, utilizando o VEC, observou-se que variações nos preços das commodities tem impacto maior as exportações brasileiras do que mudanças a taxa de câmbio real. Para as importações, permanece a relação de grande sensibilidade as variações no PIB em detrimento do câmbio real, que tem impacto menor.

Em Lelis et al. (2013) é utilizado a LT original para compreender o impacto do balanço de pagamentos sobre o desempenho econômico entre os anos de 1995 até 2013. Os autores partem da ideia de que o processo de desindustrialização observada na economia brasileira ao longo dos anos tende a dificultar o ajustamento do balanço de pagamentos, aumentando a restrição externa ao crescimento econômico do país. Espera-se que nesse cenário, as importações de bens de maior valor agregado se tornem cada vez mais sensíveis a renda.

Para fazer a análise, foram estimadas as funções de demanda por exportações e importações, por meio do vetor de correção de erros (VEC), para observar a função de impulso-resposta. Assim, é identificada uma elasticidade-renda de importação de 2,93 para o período de 1995 e 2013, estando superior a elasticidade-renda das exportações. Utilizando a técnica de estado de espaço, a elasticidade-renda das importações foi de 4,02 entre os anos de 1995 a 2013, enquanto que entre 2001-2013 a taxa subiu para 4,6, representando piora na elasticidade em anos mais recentes.

5 - APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DE RESULTADOS

Seguindo os procedimentos apresentados na sessão de metodologia econométrica, foram utilizadas técnicas de cointegração para a estimação da função de importação. Por meio do vetor de cointegração será possível identificar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis importações, produto interno bruto (PIB) e câmbio real.

Como já foi dito, serão feitas estimações de forma separada para os governos de Fernando Henrique Cardoso (1995 a 2002) e Lula (2003 a 2010). Sendo assim, serão separadas em duas subseções os resultados empíricos obtidos para cada período

5.1 - RESULTADOS PARA O GOVERNO FHC – 1995 a 2002

Primeiramente, foram executados os testes de raiz unitária para as séries mensais de importações, produto interno bruto e taxa de câmbio real entre o janeiro de 1995 a dezembro de 2002. Todas as variáveis estão em forma logarítmica, para que se possa obter as elasticidade-renda e elasticidade-preço das importações, de acordo com a formulação de McCombie (1997):

$$\ln(M_t) = \pi \ln(Y_t) + \varphi \ln(E_t + Pf_t - Pd) \quad (31)$$

Pelo teste ADF, não podemos rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária para a variável Câmbio Real, com alpha de 5%, sendo estacionária apenas na primeira diferença. Além disso, ela não tem nem constante nem tendência. Entretanto, as variáveis PIB e Importações são dadas como estacionárias no nível por esse teste, como pode ser checado no Anexo 1. Importações apresentou constante, enquanto a variável PIB contém Tendência e Constante.

Pelo teste Ng-Perron a variável PIB e Importação são estacionárias, enquanto que o Câmbio Real é I(1).

O teste KPSS observa que a variável importações continua sendo estacionária. A variável câmbio é integrada de ordem 1. O PIB apresenta resultado contrastante com o do teste ADF e Ng-Perron, pois apresenta presença de uma raiz unitária no nível, sendo I(1).

Sendo assim, pode-se inferir que as variáveis PIB e Câmbio Real apresentam raiz unitária no nível e são estacionárias na primeira diferença. Com relação a série de Importações, esta pode ser considerada estacionária no nível. Para utilizar o VEC é necessário que as séries sejam integradas de ordem 1, mas segundo Lutkepohl e Kratzig (2004), é possível abrir uma

exceção para uma série estacionária no nível, já que as outras variáveis do VECM são I(1), como é descrito no trecho a seguir:

“(…) In other words, a set of I(1) variables is called cointegrated if a linear combination exists that is I(0). Occasionally it is convenient to consider systems with both I(1) and I(0) variables” (LUKETPOHL E KRATZIG, 2004, p. 89).¹

O próximo passo é seguir com a utilização das técnicas de cointegração descritas por Johansen (1995). Considerando as séries de importação, PIB e câmbio real, é necessário identificar a número de defasagens que serão utilizadas no modelo VEC. Para isso, foi estimado um VAR Irrestrito e descobriu-se o nível ótimo de defasagens. Como pode ser visto no Anexo 2, os critérios de Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ) apontam um VAR de ordem 2 significando um VEC de ordem 1.

Fazendo o teste de cointegração, indica-se presença de vetores de cointegração para todas as especificações do VEC, como pode ser visto no Anexo 3.

Ao executar um VEC de ordem 1, os modelos se apresentaram autocorrelacionados, de acordo com teste LM (Lagrange Multiplier), com resultados no Anexo 4. Ao aumentar para duas defasagens, ocorre a correção desse problema para o modelo 3, que corresponde a especificação com intercepto e sem tendência. Refazendo o teste de cointegração para duas defasagens, concluiu-se que existe um vetor de cointegração para o Modelo 3 pelo teste do Traço (Anexo 3). Os resultados do modelo estão contemplados na Tabela 2 que formam a equação abaixo:

$$\ln(M_t) = 2,12 \ln(Y_t) - 0,67 \ln(e_t) \quad (32)$$

As variáveis PIB e Câmbio Real se mostraram significativas a 5%. A elasticidade-renda apresentou o sinal esperado, ou seja, dado um aumento no PIB, têm-se um aumento nas importações de 2,12. A elasticidade-preço também foi significativa, com coeficiente de -0,67

¹ Em outras palavras, um conjunto de variáveis I (1) é cointegrada se existir uma combinação linear que é I (0). Ocasionalmente, é conveniente considerar os sistemas com as variáveis I (1) e I (0) (LUKETPOHL E KRATZIG, 2004, p. 89).

Tabela 2 – Função de Importação do Brasil – com dados de 1995 a 2002

Vetor de Correção de Erros			
LN_M(-1)	1,0000		
LN_CAMBIO(-1)	0,674419		
Erro Padrão	-0,11858		
T-stat	[5.68755]		
LN_PIB(-1)	-2,123304		
Erro Padrão	-0,3997		
T-stat	[-5.31229]		
C	14,95646		

Vetor de Correção de Erros			
	D(LN_M)	D(LN_CAMBIO)	D(LN_PIB)
Eq. Cointegração	-0,330354	-0,044343	0,097318
Erro Padrão	-0,17934	-0,05031	-0,04693
T-stat	[-1.84205]	[-0.88143]	[2.07358]

	Importação	PIB	Câmbio
R-quadrado	0,329772	0,321667	0,140248
Soma quad resíduos	1,675247	0,131825	0,114727
Teste F	5,974638	5,75818	1,980813

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do software Eviews 8.

Em Carvalho e Lima (2008) foi estimada a função de importação para o período 1948 a 2004 utilizando metodologia semelhante. O resultado a partir da estimação do VEC gerou uma elasticidade-renda das importações de 1,79 e elasticidade-preço de -0,27. Lopez e Cruz (2000) utilizando metodologia semelhante encontraram para o período de 1965 a 1995 uma elasticidade-renda das importações de 1,6. Estes resultados apontam que a durante o período de 1995-2002 houve intensificação da restrição externa.

Mendonça (2017) estimou para o período de 1995 a 2003 a função de importação por meio do vetor de cointegração. A elasticidade-preço das importações foi de -0,90 para o período de análise. Seus resultados indicaram uma elasticidade-renda de 3,71, apontando um nível de restrição externa ainda maior do que no estimado no presente trabalho.

Nassif, Feijó e Araújo (2014) obtiveram para o período de 1980 a 1998 um coeficiente de elasticidade-renda da demanda por importações de 1,96. Enquanto Jayme Jr (2003) estimou para 1981-1998 a elasticidade-renda no patamar de 2,50.

Portanto, diante da comparação das elasticidades-renda de períodos anteriores e outras estimações que contemplam o período do governo FHC, indica-se que houve intensificação da restrição externa nessa época. Segundo Mendonça (2017), é possível afirmar que as medidas de abertura comercial, câmbio apreciado para âncora cambial, permitiram que houvesse redução da competitividade nacional em relação aos bens importados, podendo isso explicar o movimento de elevação da elasticidade-renda da demanda por importações no período.

5.2 - RESULTADOS PARA O GOVERNO LULA – 2003 a 2010

Por meio do teste ADF, a série de Importações segue sem constante e sem tendência, estando estacionária na primeira diferença. Já a série do PIB, é estacionária apenas na segunda diferença, também sem tendência e constante. A série de câmbio também pode ser estacionária no nível, sem tendência e sem constante.

O teste KPSS mostra que as três variáveis são estacionárias no nível. Sendo assim, também será utilizado o teste Ng-Perron para obter um resultado mais conclusivo.

O teste Ng-Perron confirma o resultado de que a série de Importações é estacionária na primeira diferença. A série de PIB é estacionária no nível e câmbio na primeira diferença.

Por fim, serão consideradas I(1) as variáveis Importações e Câmbio Real. Usando a orientação de Lutkepohl e Kratzig (2004), pode-se considerar a utilização da série de PIB no nível para o modelo VEC. Os resultados para os testes de raiz unitária podem ser observados no Anexo 5.

Fazendo VAR Irrestrito para obter o número de defasagens para utilizar no VEC, identifica-se um VAR de ordem 11, ou seja, um VEC de ordem 10 (Anexo 6). Após isso, foi feito o teste de cointegração de Johansen, que indica existência de vetores de cointegração.

Dado a existência de problemas de autocorrelação, como indicado pelo teste LM, foi necessário utilizar 12 defasagens no modelo VEC, para corrigir a 5% de significância (ver Anexo 8). Sendo assim, o modelo 2, com intercepto e sem tendência, foi escolhido dado que corrigiu o problema de autocorrelação. Segue a função de importação obtida nessas condições:

$$\ln(M_t) = 1,98 \ln(Y_t) - 0,20 \ln(e_t) \quad (33)$$

Tabela 3 – Função de Importação do Brasil – com dados de 2003 a 2010

Vetor de Correção de Erros			
LN_M(-1)	1,0000		
LN_CAMBIO(-1)	0,202648		
Erro Padrão	-0,28538		
T-stat	[0.71011]		
LN_PIB(-1)	-1,977937		
Erro Padrão	-0,39979		
T-stat	[-4.94750]		
C	13,47053		
	-4,56988		
	[2.94767]		
Vetor de Correção de Erros			
	D(LN_M)	D(LN_CAMBIO)	D(LN_PIB)
Eq. Cointegração	-0,154018	0,253369	-0,1063
Erro Padrão	-0,19997	-0,05266	-0,04367
T-stat	[-0.77020]	[4.81115]	[-2.43426]
	Importação	PIB	Câmbio
R-quadrado	0,757167	0,747426	0,88428
Soma quad resíduos	0,297394	0,020626	0,014182
Teste F	3,984183	3,781239	9,764206

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do software Eviews 8.

A elasticidade-renda das importações se mostrou significativa a 5%, tendo o sinal esperado no patamar de 1,98. A elasticidade-preço das importações não foi significativo a 5%, com coeficiente de 0,20.

O resultado não significativo para o coeficiente da elasticidade-preço foi semelhante ao de Lezcano e Rodrigues (2016), em que foi estimado com um VEC contemplando dados de 1980 a 2008, onde a elasticidade-preço das importações não foi significativa a 1%, 5% e 10%, com coeficiente de 0,54. A elasticidade-renda da demanda por importações foi de 0,82 para os anos analisados.

Em Mendonça (2017) foi estimada a função de importação para o período de 2003 a 2010, obtendo resultados semelhantes. A elasticidade-renda das importações nesse trabalho foi de 2,37 para o período. A elasticidade-preço das importações não foi significativa a 1%, 5% e

10%. A autora também fez estimações para o período de 1995 a 2002 que indicavam uma elasticidade-renda maior (3,71), apontando para a queda desta variável entre os dois subperíodos.

Barroso (2015) buscou analisar, utilizando técnicas de cointegração, os impactos das restrições externas para o período pós-plano Real até o ano de 2014. Os resultados foram de elasticidade-renda da demanda por importações de 1,45 e elasticidade-preço de 0,71.

De forma geral, os resultados deste trabalho e de outros autores indicam redução das restrições externas para o governo Lula, quando comparado com ao governo FHC na observação a elasticidade-renda da demanda por importações. Entretanto, não há possibilidade de afirmar que houve mudanças na estrutura econômica do país para que possibilitasse a redução da dependência das importações. Silveira (2015), por exemplo, estimou as elasticidades-renda das importações e das exportações para o período de 1995 a 2013, observando que a elasticidade das importações foi maior que a das exportações, o que em tese dificultaria um crescimento sustentável, pois em ciclos de expansão mundial, haveria intensificação das restrições externas ao balanço de pagamentos brasileiro.

5.3 – TESTES DE VALIDAÇÃO DA LEI DE THIRLWALL

Após terem sido estimadas as funções de importação para os dois períodos, foram calculadas as elasticidades hipotéticas e a taxa de crescimento do PIB que equilibra o balanço de pagamentos nas seguintes especificações:

Modelo 1: Lei de Thirlwall original (1979), sem Termos de Troca, dada pela equação (10);

Modelo 2: Lei de Thirlwall original (1979), incluindo os Termos de Troca, de acordo com a equação (9);

Modelo 3: Lei de Thirlwall estendida por Thirlwall e Hussain (1982), que inclui Conta Capital, mas sem Termos de Troca, apresentado na equação (14).

Modelo 4: Lei de Thirlwall estendida por Moreno-Brid (2003), que inclui o pagamento de juros líquidos ao exterior e adiciona a condição de endividamento externo controlado, apresentado na equação (21)

Modelo 5: Lei de Thirlwall estendida por Moreno-Brid (2003), que desconsidera o pagamento de juros ao exterior estando na equação (22).

5.3.1 - Elasticidades-renda hipotéticas e estimada

Com o objetivo de validar a teoria de Thirlwall, foram comparadas as elasticidades hipotéticas com a estimada pelo VEC. Para obter as elasticidades hipotéticas, considera-se que a taxa de crescimento real média observada no período como equivalente a taxa de equilíbrio nas especificações da LT. A partir disso, se as elasticidades hipotética e estimada não se diferenciarem estatisticamente, então não será refutada a hipótese de restrição do crescimento pelo balanço de pagamentos (MENDONÇA, 2017). Os cálculos das elasticidades para cada modelo estão descritos na Tabela 4, onde estão os resultados para cada governo.

Para o governo de FHC (1995-2002), as elasticidades hipotéticas obtidas pelos modelos 1, 3, 4 e 5 são válidos por meio da estatística t-student a 1%, 5% e 10% de significância, não rejeitando a hipótese nula de diferença de médias igual a zero. Observando as elasticidades, o modelo 4, que considera endividamento estável e pagamento de juros ao exterior foi o que mais se aproximou da elasticidade estimada, enquanto que o modelo 2, que considera termos de troca não foi válido de acordo com o teste estatístico.

Tabela 4 – Elasticidade-renda da demanda por importações

π -hipotéticas	Estimada	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
1995-2002	2,12	2,5	3,9	2,3	2,1	2,3
t-crítico		-1,14***	-5,33	-0,57***	0,20***	0,64***
2003-2010	1,98	1,5	0,1	1,7	0,8	1,7
t-crítico		2,56*	10,03	1,41***	6,39	-0,66***

*significativo a 1%; **significativo a 5%; *** significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

A especificação original denotada no modelo 1, consta apenas a versão simplificada do balanço de pagamentos, que avalia apenas o desempenho da balança comercial. Por essa especificação a elasticidade seria maior, dentre as especificações que foram significativas. Esse resultado indica que considerando apenas o resultado comercial durante o governo FHC, a restrição externa seria ainda maior, com elasticidade-renda de 2,5, ante a estimada de 2,1.

Como já foi evidenciado, os modelos que consideram a restrição advinda do endividamento externo (modelos 4 e 5) e fluxos de capitais (modelo 3) se mostraram bastante próximos para o governo FHC. O processo de endividamento externo nesse período é bastante

intenso, culminando em 2002 com o maior valor histórico da dívida externa/PIB, sendo que em certo momento houve a necessidade de recorrer ao FMI.

Os pagamentos de serviço de capitais ao exterior, considerados no modelo 4, cresceram bastante entre os primeiros anos do Plano Real, pois a necessidade de se manter o câmbio valorizado tornava necessária a manutenção de altas taxas de juros para atrair capitais externos e captar reservas. Nesse contexto econômico, os fluxos de capitais tinham relevância importante, sendo este efeito captado no modelo 3.

Para o governo Lula, os modelos 1, 3 e 5 são validados por meio do teste com a estatística t-student. O modelo 1, que é a especificação de Thirlwall (1979) desconsiderando termos de troca, foi significativo apenas a 1%. Este resultado está em linha com o impacto positivo do 'boom' das commodities e os saldos comerciais efetuados durante o período de 2003 a 2010.

Os modelos 3 e 5 foram significativos a 1%, 5% e 10%. No sentido contrário, apenas o modelo com termos de troca e o modelo de endividamento estável com pagamento de juros ao exterior que não apresentaram proximidade com elasticidade estimada pelo VEC.

Semelhante ao governo FHC, os modelos que mais se ajustaram foram os da especificação original sem termos de troca, fluxos de capitais e de endividamento externo controlado.

De modo geral, observa-se que as elasticidades hipotéticas indicam um arrefecimento das restrições externas durante o governo Lula, apesar disso, a elasticidade estimada indica elasticidades-renda próximas entre os dois subperíodos, ainda que menor nos anos de 2003-2010. Interessante notar, que o modelo 1, considerando apenas o resultado da balança comercial, foi o que apresentou a menor elasticidade-renda da demanda por importações, indicando que do ponto de vista comercial, o país teve menor restrição externa.

Por fim, é possível concluir que, pelo teste de comparação das elasticidades, há confirmação de que as restrições externas tiveram impacto no crescimento econômico em ambos os governos, pois houve aproximação entre as elasticidades-renda das importações hipotéticas e estimada nos dois períodos de análise, na especificação original da Lei de Thirlwall (1979), de Thirlwall e Hussain (1982) e de Moreno-Brid (2003).

5.3.2 – Taxa de crescimento do PIB pela Lei de Thirlwall

Partindo para a avaliação da taxa de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos, será feita a comparação com a taxa de crescimento médio real dos governos FHC

(1995-2002) e Lula (2003-2010). As taxas de crescimento de equilíbrio do balanço de pagamentos para as cinco especificações da LT podem ser vistas na Tabela 5.

Tabela 5 – Taxa de crescimento do PIB pela Lei de Thirlwall

Ybp (%)	Real	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
1995-2002	2,4	2,9	4,4	2,6	2,4	2,2
t-crítico		1,30***	-5,32	-0,56***	0,20***	0,64***
2003-2010	4,1	3,1	0,3	3,5	1,7	4,3
t-crítico		2,51*	9,80	1,38***	6,25	-0,64***

*significativo a 1%; **significativo a 5%; *** significativo a 10%.

Fonte: Elaboração própria.

Para o governo FHC os testes de diferença entre duas médias feitos pelas estatística t-student indicaram que os modelos 1,3, 4 e 5 não rejeitaram a hipótese nula de diferença de médias igual a zero a 1%,5% e 10%. Desse modo, os resultados para esse teste confirmaram os resultados do teste feito com as elasticidades-renda hipotética e estimada.

O modelo 4, que considera o pagamento de juros e endividamento controlado aparentou ser o mais alinhado com o crescimento observado no período de 1995 a 2002, sendo este resultado igual ao gerado pelo teste de comparação das elasticidades. Da mesma forma, o modelo 5 que desconsidera o pagamento de juros ao exterior, mas segue com a restrição externa de endividamento controlado, foi significativo. O modelo 3, que considera os fluxos de capitais e o modelo 1 também se mostraram significativos para o período de análise.

Como já foi explicitado na seção 5.3.1, os modelos que consideravam o endividamento e a dinâmica dos fluxos de capitais foram efetivos na aproximação entre as elasticidades hipotéticas e estimada. Da mesma forma ocorreu para o teste de médias com as taxas de crescimento do PIB real e de equilíbrio do balanço de pagamentos.

Para o governo Lula, os resultados para o teste de médias das taxas de crescimento do PIB também confirmaram os apontados pelos obtidos por meio da comparação das elasticidades, com validação dos modelos de Thirlwall (1979) sem termos de troca, Thirlwall e Hussain (1982) e Moreno-Brid (2003). Porém, apenas o modelo 5, com endividamento controlado, se sobrepôs a taxa de crescimento real do período de 2003-2010. Enquanto que ocorreu taxas um pouco abaixo do crescimento observado nos outros modelos, mas ainda assim foram significativos estatisticamente.

Os resultados apresentados estão em linha com trabalhos que fizeram a análise para o período de 1995 a 2010, como Mendonça (2017), que também validou as especificações já citadas pelo teste de comparação de médias. Barroso (2015) também demonstrou que a taxa de crescimento do PIB pós-plano Real foi aderente a taxa de equilíbrio prevista pela especificação simplificada da Lei de Thirlwall de 1979. Em Lezcano (2011), ao analisar para o período de 1980-2008 também evidenciou validade da Lei de Thirlwall para as especificações testadas neste trabalho, indicando forte aderência dos resultados do presente trabalho para com a literatura disponível para economia brasileira no período recente.

Diante desses resultados com o teste de diferença entre médias do crescimento do PIB, é reafirmado o impacto das restrições externas para o desempenho econômico durante os governos de Fernando Henrique Cardoso e Luiz Inácio Lula da Silva.

6 - CONCLUSÕES

O trabalho buscou analisar por meio da Lei de Thirlwall o crescimento econômico brasileiro do período de 1995 a 2010. A abordagem de Thirlwall tenta compreender em que medida o desempenho econômico de uma nação é impactado por restrições externas associadas ao balanço de pagamentos.

Visando obter resultados separados para os governos de Fernando Henrique Cardoso (1995 a 2002) e Luiz Inácio Lula da Silva (2003 a 2010), foram empregados dois modelos vetoriais de correção de erros (VEC), de forma que se pudesse obter as elasticidades-renda da demanda por importações para ambos períodos.

Os resultados para o governo FHC apresentaram sinal positivo para a elasticidade-renda da demanda por importações, indicando um coeficiente de 2,1. Já a elasticidade-preço das importações teve coeficiente de -0,67, sendo este resultado semelhante ao de outros trabalhos como de Lezcano e Rodrigues (2011) e Mendonça (2017).

Para o governo Lula a elasticidade-renda da demanda por importações obtida na função de importação estimada foi de 1,98. Os resultados das elasticidades-renda indicam para o sentido de redução da restrição externa durante o governo Lula, dado que nesse período os saldos comerciais cresceram de forma mais acelerada do que entre os anos de 1995 a 2002. Este resultado é próximo ao de Mendonça (2017) que apontou para a queda da elasticidade-renda da demanda por importações entre os períodos de 1995-2002 e 2003-2010.

Para testar o resultado estimado, foram calculadas as elasticidades-renda hipotéticas de acordo com as especificações de Thirlwall (1979), Thirlwall e Hussain (1982) e Moreno-Brid (2003). Os resultados obtidos nesses modelos foram confrontados com a elasticidade-renda estimada por meio de função de importação construída com o VEC. O segundo teste foi a comparação das taxas de crescimento do PIB obtidas pelos cinco modelos com a taxa média real registrada em cada subperíodo.

Ambos testes confirmaram para os governos FHC e Lula que as restrições externas foram determinantes para o desempenho econômico observado. No governo FHC o modelo que considera o resultado da balança comercial, Thirlwall (1979), foi significativo, quando desconsiderado os termos de troca. No mesmo sentido, os modelos que consideram os fluxos de capitais e o endividamento externo, foram validados estatisticamente. Este resultado confirma a centralidade dos fluxos de capitais e do endividamento externo para o desempenho econômico nesse período, em especial no modelo com pagamento de juros ao exterior, que

apresentou maior aproximação com os resultados efetivos da elasticidade-renda e do crescimento real do Produto Interno Bruto.

No governo Lula, tanto o teste com as elasticidades hipotéticas e das taxas de crescimento do PIB previstas pelos modelos, chegaram a mesma conclusão. A especificação de Thirlwall (1979) sem termos de troca, a de fluxos de capitais e as de endividamento externo controlado foram validadas, indicando que no período as restrições externas também tiveram impacto no desempenho econômico do país. Em contraste ao governo FHC, a especificação de endividamento externo que considera o pagamento de juros ao exterior não foi efetiva. Os modelos indicaram que a expansão dos saldos comerciais e redução da restrição causada pelo endividamento externo foram determinantes para o desempenho econômico entre os anos de 2003 a 2010.

Diante desses resultados é possível concluir que a Lei de Thirlwall mostrou grande aderência ao período de 1995 a 2010, demonstrando que o crescimento econômico nesse período foi compatível com a taxa que equilibra o balanço de pagamentos nas especificações de Thirlwall (1979), Thirlwall e Hussain (1982) e Moreno-Brid (2003).

7 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AVERBUG, André; GIAMBIAGI, Fabio. **A crise brasileira de 1998/1999: origens e conseqüências**. BNDES, Area de Planejamento, Departamento Econômico-DEPEC, 2000.

BARROSO, Gécica Ângelo. **Crescimento econômico e restrição externo no Brasil pós-Plano Real**. 2015. 47 f. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de São Carlos, campus Sorocaba, Sorocaba, 2015.

BLACK, Clarissa. Preços de commodities, termos de troca e crescimento econômico brasileiro nos anos 2000. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 42, n. 3, p. 27-44, 2015.

CARVALHO, Veridiana Ramos da Silva. **A restrição externa e a perda de dinamismo da economia brasileira: investigando as relações entre estrutura produtiva e crescimento econômico**. 2005. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

CARVALHO, Veridiana Ramos; LIMA, Gilberto Tadeu; SANTOS, ATLA. A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. **Revista Economia**, v. 9, n. 2, p. 285-387, 2008.

CUNHA, André Moreira; PRATES, Daniela Magalhães. A política econômica do Governo Lula e o ajuste nas contas externas. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 33, n. 1, p. 5-40, 2005.

DA SILVA, José Maria Alves. Inventário macroeconômico do governo FHC. **Revista de Economia e Agronegócio-REA**, v. 1, n. 3, 2015.

DE CAMPOS, Antonio Carlos; ARIENTI, Patrícia FF. A importância das elasticidades-renda das importações e das exportações para o crescimento econômico: Uma aplicação do Modelo de Thirlwall ao caso brasileiro. **Ensaio FEE**, v. 23, n. 2, p. 787-804, 2002.

DICKEY, D.; FULLER, W. *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.336, p.427-41, 1979.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

FARIA, Luiz Augusto Estrella. Política econômica e crescimento no Brasil de Lula. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 37, n. 4, 2010.

FABRÍCIO DE ASSIS, C. Vieira; HOLLAND, Márcio. Crescimento econômico secular no Brasil, modelo de Thirlwall e termos de troca. **Economia e Sociedade**, v. 17, n. 2, p. 17-46, 2006.

FILGUEIRAS, Luiz Antonio Mattos. **História do Plano Real: fundamentos, impactos e contradições**. Boitempo Editorial, 2000.

JAYME JR., F. G. Balance-of-payments constrained economic growth in Brazil. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 1, 2003.

JOHANSEN, S. *Likelihood based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.

LÉLIS, Marcos Tadeu Caputi et al. Crescimento e Restrição Externa em Tempos de Especialização Regressiva: uma análise para o Brasil no período 1995-2013. In: **Anais do XLIII Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 43rd Brazilian Economics Meeting]**. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], 2016.

LEZCANO, Johana Martinez. **Modelo de crescimento sob restrições externas: uma abordagem empírica à la Thirlwall para o MERCOSUL**. 2011. Tese de Mestrado. Universidade Federal de São Carlos.

LEZCANO, Johana Martinez; RODRIGUES, Rodrigo Vilela. Modelos de crescimento sob restrições externas: uma abordagem empírica à La Thirlwall para o Brasil pré-crise. **Revista Economia Ensaios**, v. 31, n. 1.

LÓPEZ G, Julio; CRUZ B, Alberto. “Thirlwall’s law” and beyond: the Latin American experience. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 22, n. 3, p. 477-495, 2000.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus (Ed.). **Applied time series econometrics**. Cambridge university press, 2004.

MCCOMBIE, John SL; THIRLWALL, Anthony P. The dynamic Harrod foreign trade multiplier and the demand-orientated approach to economic growth: an evaluation. **International Review of Applied Economics**, v. 11, n. 1, p. 5-26, 1997.

MEDEIROS, Carlos Aguiar de. **Inserção externa, crescimento e padrões de consumo na economia brasileira**. 2015.

MENDONÇA, Érica Marques. **Crescimento econômico restrito pelo balanço de pagamentos: uma análise para a economia brasileira nos períodos de governo FHC e LULA**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências e Tecnologia, Universidade Federal de São Carlos, Sorocaba, 2017

MORAIS, Lecio; SAAD-FILHO, Alfredo. Da economia política à política econômica: o novo-desenvolvimentismo e o governo Lula. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 4, p. 507-527, 2011.

MORENO-BRID, Juan Carlos. On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 21, n. 2, p. 283-298, 1998.

MORENO-BRID, Juan Carlos. Capital Flows, Interest Payments and the Balance-of-Payments Constrained Growth Model: A Theoretical and Empirical Analysis. **Metroeconomica**, v. 54, n. 2-3, p. 346-365, 2003.

NAKABASHI, Luciano et al. **Crescimento da economia brasileira e fluxo de capitais a partir da Lei de Thirlwall: 1968-1980 e 1992-2000**. Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais, 2004.

NASSIF, A.; FEIJÓ, C.; ARAUJO, E. Structural change and economic development: is Brazil catching up or falling behind? **Cambridge Journal of Economics**, p. 1-26, 2014.

OLIVEIRA, Gesner; TUROLLA, Frederico. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo social**, v. 15, n. 2, p. 195-217, 2003.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. **Biometrika**, v.75, p.335-46, 1988.

PRATES, Daniela Magalhães et al. A alta recente dos preços das commodities. **Revista de Economia Política**, 2007.

REZENDE, Ricardo Pazzotti et al. Uma análise das políticas macroeconômicas do governo FHC, governo LULA. 2009.

SARTORIS, Alexandre. Estatística e introdução à econometria. In: **Estatística e introdução à econometria**. Saraiva, 2008.

SILVEIRA, Eduarda Martins Correa da. **Crescimento econômico e restrição externa no Brasil: uma análise a partir da hipótese de Thirlwall**. 2015, 145 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Departamento de Economia, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, 2015. 145 p.

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.

THIRLWALL, Anthony P.; HUSSAIN, M. Nureldin. *The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries*. **Oxford Economic papers**, v. 34, n. 3, p. 498-510, 1982.

BRASIL. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Base de dados. Disponível: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acessado: 02/09/2017.

BRASIL. Banco Central do Brasil. Base de dados. Disponível:
<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acessado: 02/09/2017.

8 - ANEXOS

ANEXO 1 – Teste de Raiz Unitária (dados: 1995 A 2002)

1.1 - Teste ADF de raiz unitária – Hipótese nula: 1 raiz unitária

Teste ADF				
1995 a 2002	No nível		Primeira diferença	
	LN M (p-valor)	5%	dLN M (p-valor)	5%
Tendência e Constante	0,0094	Rejeita RU	0,0000	Rejeita RU
Constante*	0,0034	Rejeita RU	0,0001	Rejeita RU
Nada	0,6178	1 RU	0,0000	Rejeita RU
	LN PIB (p-valor)	5%	dLN PIB (p-valor)	5%
Tendência e Constante*	0,0000	Rejeita RU	0,0000	Rejeita RU
Constante	0,7000	1 RU	0,0000	Rejeita RU
Nada	0,9998	1 RU	0,0021	Rejeita RU
	LN C (p-valor)	5%	dLN C (p-valor)	5%
Tendência e Constante	0,3389	1 RU	0,0000	Rejeita RU
Constante	0,9909	1 RU	0,0000	Rejeita RU
Nada*	0,8249	1 RU	0,0000	Rejeita RU

*Modelos obtido pela estatística phi (Φ).

1.2 - Teste Ng-Perron de raiz unitária – Hipótese nula: 1 raiz unitária

Ng-Perron (alpha=5%)				
1995 a 2002	No nível		Primeira diferença	
	LN M (Stat.)	v. crítico	dLN M (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante*	-2,6525	-2,91	-4,5861	-2,91
Constante	-2,1244	-1,98	-1,1237	-1,98
	LN PIB (Stat.)	v. crítico	dLN PIB (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante*	-3,1394	-2,91	-4,7531	-2,91
Constante	2,1128	-1,98	3,3626	-1,98
	LN C (Stat.)	v. crítico	dLN C (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	-2,2558	-2,91	-6,9500	-2,91
Constante*	1,1504	-1,98	-3,6355	-1,98

1.3 - Teste KPSS de raiz unitária – Hipótese nula: estacionariedade

Teste KPSS (alpha=5%)				
1995 a 2002	No nível		Primeira diferença	
	LN M (Stat.)	v. crítico	dLN M (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante*	0,1677	0,146	0,0885	0,146
Constante	0,2642	0,463	0,2524	0,463
	LN PIB (Stat.)	v. crítico	dLN PIB (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante*	0,1519	0,146	0,1315	0,146
Constante	1,2463	0,463	0,3472	0,463
	LN C (Stat.)	v. crítico	dLN C (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	0,2006	0,146	0,0425	0,146
Constante*	1,1912	0,463	0,1630	0,463

ANEXO 2 – Seleção da ordem do VAR (dados: 1995 A 2002)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_M LN_CAMBIO LN_PIB

Exogenous variables: C

Date: 11/22/17 Time: 17:58

Sample: 1995M01 2002M12

Included observations: 85

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	181.5877	NA	3.00e-06	-4.202063	-4.115852	-4.167386
1	372.0965	363.0873	4.20e-08	-8.472858	-8.128013*	-8.334152
2	390.2756	33.36400	3.38e-08*	-8.688837*	-8.085358	-8.446101*
3	398.6939	14.85592	3.44e-08	-8.675151	-7.813039	-8.328385
4	405.7918	12.02466	3.61e-08	-8.630395	-7.509650	-8.179600
5	412.2795	10.53294	3.86e-08	-8.571282	-7.191903	-8.016457
6	418.4968	9.655115	4.15e-08	-8.505807	-6.867794	-7.846952
7	425.6588	10.61661	4.40e-08	-8.462560	-6.565913	-7.699676
8	431.2094	7.836094	4.85e-08	-8.381397	-6.226116	-7.514483
9	443.8700	16.98013	4.55e-08	-8.467529	-6.053615	-7.496585
10	448.7469	6.196518	5.17e-08	-8.370515	-5.697967	-7.295541
11	464.8644	19.34100*	4.53e-08	-8.537985	-5.606804	-7.358982

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ANEXO 3 – Teste de cointegração de Johansen (dados: 1995 A 2002)

3.1 – Teste de Cointegração com 1 lag

Date: 11/20/17 Time: 12:38
 Sample: 1995M01 2002M12
 Included observations: 94
 Series: LN_M LN_CAMBIO LN_PIB
 Lags interval: 1 to 1

Selected
 (0.05 level*)
 Number of
 Cointegrating
 Relations by
 Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	1	2	2	3
Max-Eig	1	2	2	1	3

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

3.1 – Teste de Cointegração com 2 lag

Date: 11/20/17 Time: 12:37
 Sample: 1995M01 2002M12
 Included observations: 93
 Series: LN_M LN_CAMBIO LN_PIB
 Lags interval: 1 to 2

Selected
 (0.05 level*)
 Number of
 Cointegrating
 Relations by
 Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	1	1	3
Max-Eig	0	0	0	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

ANEXO 4 – Análise dos resíduos: Teste LM**4.1 – Teste de autocorrelação para o VEC de ordem 2**

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag
order h
Date: 11/20/17 Time: 12:37
Sample: 1995M01 2002M12
Included observations: 93

Lags	LM-Stat	Prob
1	9.327725	0.4076
2	10.06896	0.3449
3	11.18978	0.2629
4	12.93915	0.1654
5	13.17094	0.1550
6	14.68940	0.0998
7	7.371324	0.5985
8	6.111138	0.7287
9	9.461007	0.3959
10	5.995817	0.7403
11	9.999209	0.3505

Probs from chi-square with 9 df.

ANEXO 5 – Teste de Raiz Unitária (dados: 2003 a 2010)

5.1 - Teste ADF de raiz unitária – Hipótese nula: 1 raiz unitária

Teste ADF						
1995 a 2002	No nível		Primeira diferença		Segunda diferença	
	LN M (p-valor)	alpha =5%	dLN M (p-valor)	alpha =5%	d(dLN M)	alpha =5%
Tendência e Constante	0,1511	1 RU	0,0000	Rejeita RU		
Constante	0,7043	1 RU	0,0001	Rejeita RU		
Nada*	0,9652	1 RU	0,0000	Rejeita RU		
	LN PIB (p-valor)	alpha =5%	dLN PIB (p-valor)	alpha =5%	d(dLN PIB)	alpha =5%
Tendência e Constante	0,8401	1 RU	0,1939	1 RU	0,0000	Rejeita RU
Constante	0,9827	1 RU	0,0561	1 RU	0,0001	Rejeita RU
Nada*	1,0000	1 RU	0,2075	1 RU	0,0000	Rejeita RU
	LN C (p-valor)	alpha =5%	dLN C (p-valor)	alpha =5%	d(dLN C)	alpha =5%
Tendência e Constante	0,0129	Rejeita RU	0,0000	Rejeita RU		
Constante	0,51960	1 RU	0,0000	Rejeita RU		
Nada*	0,0057	Rejeita RU	0,0000	Rejeita RU		

5.2 - Teste Ng-Perron de raiz unitária – Hipótese nula: 1 raiz unitária

Teste Ng-Perron				
1995 a 2002	No nível		Primeira diferença	
	LN M (Stat.)	v. crítico	dLN M (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	-2,7082	-2,91	-4,3666	-2,91
Constante*	0,2476	-1,98	-4,3080	-1,98
	LN PIB (Stat.)	v. crítico	dLN PIB (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	-0,6367	-2,91	-0,4263	-2,91
Constante*	7,0277	-1,98	-0,0180	-1,98
	LN C (Stat.)	v. crítico	dLN C (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	-2,7869	-2,91	-4,3979	-2,91
Constante*	1,0536	-1,98	-1,2406	-1,98

5.3 - Teste KPSS de raiz unitária. Hipótese nula: Estacionariedade

Teste KPSS				
1995 a 2002	No nível		Primeira diferença	
	LN M (Stat.)	v. crítico	dLN M (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	0,0990	0,146	0,0256	0,146
Constante*	1,2284	0,463	0,0320	0,463
	LN PIB (Stat.)	v. crítico	dLN PIB (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	0,0494	0,146	0,1335	0,146
Constante*	1,3003	0,463	0,1345	0,463
	LN C (Stat.)	v. crítico	dLN C (Stat.)	v. crítico
Tendência e Constante	0,1229	0,146	0,0364	0,146
Constante*	1,2441	0,463	0,0726	0,463

ANEXO 6 – Seleção da ordem do VAR (dados: 2003 a 2010)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_M LN_CAMBIO LN_PIB

Exogenous variables: C

Date: 11/20/17 Time: 15:10

Sample: 2003M01 2010M12

Included observations: 85

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	212.9307	NA	1.44e-06	-4.939545	-4.853334	-4.904869
1	429.4314	412.6249	1.09e-08	-9.821914	-9.477070*	-9.683208
2	442.3594	23.72671	9.94e-09	-9.914338	-9.310860	-9.671602
3	449.0659	11.83501	1.05e-08	-9.860374	-8.998261	-9.513608
4	459.7726	18.13839	1.01e-08	-9.900531	-8.779785	-9.449736
5	462.2132	3.962493	1.19e-08	-9.746194	-8.366814	-9.191369
6	478.1570	24.75966	1.02e-08	-9.909575	-8.271562	-9.250721
7	494.7765	24.63607	8.64e-09	-10.08886	-8.192213	-9.325975
8	505.3641	14.94721	8.48e-09	-10.12621	-7.970934	-9.259301
9	511.0631	7.643386	9.37e-09	-10.04854	-7.634631	-9.077601
10	530.2694	24.40325	7.59e-09	-10.28869	-7.616144	-9.213718
11	564.6639	41.27342*	4.33e-09*	-10.88621*	-7.955028	-9.707207*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

ANEXO 7 – Teste de cointegração de Johansen (dados: 2003 A 2010)

Date: 11/20/17 Time: 15:08
 Sample: 2003M01 2010M12
 Included observations: 83
 Series: LN_M LN_CAMBIO LN_PIB
 Lags interval: 1 to 12

Selected
 (0.05 level*)
 Number of
 Cointegrating
 Relations by
 Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	1	1	3
Max-Eig	2	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

ANEXO 8 – Análise dos resíduos: Teste LM (dados: 2003 a 2010)

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag
 order h
 Date: 11/26/17 Time: 18:00
 Sample: 2003M01 2010M12
 Included observations: 83

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.257745	0.5084
2	13.98966	0.1227
3	5.245562	0.8124
4	14.78795	0.0969
5	11.98398	0.2142
6	16.28447	0.0612
7	8.492292	0.4854
8	5.735274	0.7661
9	9.461712	0.3958
10	8.602701	0.4747
11	9.926509	0.3565
12	13.54660	0.1394

Probs from chi-square with 9 df.