

UNIVERSIDADE FEDERAL DE UBERLÂNDIA

Instituto de Economia

Programa de Pós-Graduação em Economia

Mestrado em Economia

TÚLLIO ASSIS SOUZA

*Matrícula: 11312ECO010*

**DÉFICITS GÊMEOS NA ECONOMIA BRASILEIRA:  
UMA INVESTIGAÇÃO VIA MODELOS DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS**

UBERLÂNDIA

2015

TÚLLIO ASSIS SOUZA  
*Matrícula: 11312ECO010*

**DÉFICITS GÊMEOS NA ECONOMIA BRASILEIRA:  
UMA INVESTIGAÇÃO VIA MODELOS DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

Orientador: Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva

UBERLÂNDIA  
2015

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)  
Sistema de Bibliotecas da UFU, MG, Brasil.

---

S729d Souza, Túllio Assis, 1990-  
2015 Déficit gêmeos na economia brasileira : uma investigação via  
modelos de defasagens distribuídas / Túllio Assis Souza. - 2015.  
53 f. : il.  
Orientador: Cleomar Gomes da Silva.  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia,  
Programa de Pós-Graduação em Economia.  
Inclui bibliografia.

1. Economia - Teses. 2. Deficit financeiro - Brasil - Teses. 3.  
Déficit orçamentários - Teses. 4. - Teses. I. Silva, Cleomar Gomes da.  
II. Universidade Federal de Uberlândia, Programa de Pós-Graduação em  
Economia. III. Título.

---

CDU: 330

**DÉFICITS GÊMEOS NA ECONOMIA BRASILEIRA:  
UMA INVESTIGAÇÃO VIA MODELOS DE DEFASAGENS DISTRIBUÍDAS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas.

Área de Concentração: Desenvolvimento Econômico

Uberlândia, 23 de fevereiro de 2015.

BANCA EXAMINADORA:

---

Prof. Dr. Cleomar Gomes da Silva, IE-UFU

---

Prof<sup>a</sup>. Dra. Michele Polline Veríssimo, IE-UFU

---

Prof. Dr. Roberto Meurer, UFSC

## **AGRADECIMENTOS**

Aproveito esse espaço e agradeço inicialmente a Deus pela calma e serenidade que me destes.

Agradeço à minha família, por todo apoio e incentivo, mas principalmente por todo amor e confiança que sempre tiveram em mim.

Muito obrigado ao meu orientador Cleomar Gomes da Silva, por todos os conselhos, ensinamentos e pela oportunidade de realizar contigo este importante trabalho de formação.

Agradeço à CAPES, pelo apoio financeiro para a realização do mestrado.

Registro meu agradecimento a todos os professores do Programa de Pós-Graduação do Instituto de Economia da Universidade Federal de Uberlândia, por toda dedicação e ensinamentos passados.

Por fim, agradeço a todos aqueles que fizeram parte desta importante etapa da minha vida.

## **RESUMO**

O objetivo deste estudo é analisar a causalidade nos déficits gêmeos para o caso brasileiro, isto é, se o desempenho das transações correntes impacta as contas públicas ou se são os déficits fiscais que provocam movimentos nas contas externas. A metodologia utilizada envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) para o período compreendido entre o terceiro trimestre de 1999 e o quarto trimestre de 2013. Os resultados mostram uma relação de longo prazo entre o resultado primário do setor público com as transações correntes e o PIB. Em relação ao curto prazo, o mecanismo de correção de erros indica causalidade das transações correntes para os resultados primários. Entretanto, a causalidade oposta não pode ser comprovada.

**PALAVRAS-CHAVE:** Déficit Gêmeos, Transações Correntes, Resultado Primário, Modelos ARDL

## **ABSTRACT**

The aim of this study is to analyze the causality in the twin deficits in Brazil, that is, if either current account movements impact public accounts or fiscal deficits cause movements in foreign accounts. The econometric methodology applied is related the estimation of Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models for the quarterly data ranging from 1999:03 to 2013:04. The results show a long-term relationship between the public sector primary surplus and current account and GDP. Regarding the short term, the error correction mechanism indicates causality going from the current account to the primary results. However, the opposite causality cannot be proven.

**KEYWORDS:** Twin Deficits, Current Account, Primary Results, ARDL Models

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Modelo de Fundos Emprestáveis .....	16
Gráfico 2: Modelo Mundell-Fleming .....	17
Gráfico 3: Taxa Básica de Juros SELIC e Taxa de Juros Reais (% a.a.) – Brasil: 1999-2014 .....	28
Gráfico 4: Taxa de Câmbio Nominal Venda (Média do Período) e Taxa de Câmbio Real Efetiva (u.m.e/R\$) – Brasil: 1999-2014 .....	29
Gráfico 5: Taxa de Crescimento do PIB (% a.a.) – Brasil: 1999-2014 .....	30
Gráfico 6: Participação das <i>Commodities</i> e Manufaturados na Pauta de Exportações Brasileiras (%) – Brasil: 1999-2014 .....	32
Gráfico 7: Transações Correntes e Balança Comercial (% PIB) – Brasil: 1999-2014.....	32
Gráfico 8: Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos – Modelo 1 .....	44
Gráfico 9: Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado – Modelo 1 .....	44
Gráfico 10: Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos – Modelo 2 .....	44
Gráfico 11: Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos ao Quadrado – Modelo 2.....	44



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Indicadores do RMI (% a.a.) – Brasil: 1999-2014 .....	27
Tabela 2: Indicadores Seleccionados das Contas Públicas (% do PIB) – Brasil: 1999-2014 ....	30
Tabela 3: Resultados dos Testes de Raiz Unitária.....	38
Tabela 4: Defasagens dos Modelos ARDL .....	39
Tabela 5: Testes de Cointegração .....	40
Tabela 6: Coeficientes de Longo Prazo .....	41
Tabela 7: Coeficientes de Curto Prazo .....	42
Tabela 8: Testes de Diagnóstico .....	43

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Relação entre Déficit Público e Apreciação da Taxa de Câmbio Real – Taxa de Câmbio Fixa .....	18
Quadro 2: Relação entre Déficit Público e Apreciação da Taxa de Câmbio Real – Taxa de Câmbio Flutuante .....	19
Quadro 3: Literatura Empírica: Causalidade entre os Déficits Gêmeos – Economias Desenvolvidas.....	22
Quadro 4: Literatura Empírica: Causalidade entre os Déficits Gêmeos – Economias em Desenvolvimento.....	23
Quadro 5: Literatura Empírica: Causalidade entre os Déficits Gêmeos – Economias com Diferentes Estágios de Desenvolvimento .....	24

## SUMÁRIO

RESUMO .....	5
ABSTRACT .....	6
LISTA DE GRÁFICOS.....	7
LISTA DE TABELAS .....	8
LISTA DE QUADROS .....	9
INTRODUÇÃO.....	12
 CAP. 1 – FUNDAMENTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS SOBRE OS DÉFICITS GÊMEOS.....	 13
1.1 – Contas Nacionais .....	13
1.2 – Canais de Transmissão entre os Déficits Gêmeos .....	15
1.3 – Déficits Gêmeos e Relações de Causalidades Alternativas.....	20
1.4 – Evidências Empíricas .....	22
 CAP. 2 – DÉFICITS GÊMEOS NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE MACROECONÔMICA .....	 27
 CAP. 3 – ANÁLISE ECONOMETRICA SOBRE OS DETERMINANTES DOS DÉFICITS GÊMEOS BRASILEIROS .....	 35
3.1 – Metodologia.....	35
3.2 – Dados .....	36
3.3 – Modelos .....	37
3.4 – Resultados.....	38
3.4.1 – Testes de Raiz Unitária.....	38

3.4.2 – Estimação dos Modelos ARDL .....	39
3.4.3 – Testes de Diagnóstico e de Estabilidade dos Coeficientes da Regressão.....	43
CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	45
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	46

## INTRODUÇÃO

O debate sobre os déficits gêmeos ganhou maior notoriedade ao final do século passado, procurando explicar a ocorrência simultânea dos déficits fiscais e dos déficits em conta corrente na economia dos Estados Unidos. Em linhas gerais, as explicações para o fenômeno sugeriram que as contas públicas causaram o movimento nas contas externas. Entretanto, trabalhos empíricos recentes têm evidenciado diferentes relações de causalidade entre essas variáveis, mesmo considerando importantes variáveis de controle, tais como produto interno bruto, taxa de câmbio e taxa de juros.

Diante dessa discussão e analisando os dados da economia brasileira, constata-se uma queda continuada nos saldos em transações correntes desde meados da última década. Por outro lado, aproximadamente neste mesmo período, o superávit primário do setor público tem apresentado dificuldade em manter os níveis precedentes, em torno de 3% a 4% do PIB. Por sua vez, o resultado nominal retomou uma trajetória descendente, apresentando déficit superior a 3% do PIB.

Desse modo, este estudo pretende investigar o fenômeno dos déficits gêmeos brasileiros, em especial a relação de causalidade entre o resultado das transações correntes e o lado fiscal da economia. Porém, não se pretende afirmar que os déficits gêmeos são autoexplicativos, de forma que outras variáveis são consideradas nas estimações econométricas, entre elas, a taxa de câmbio, a taxa de juros e o produto interno bruto. A metodologia utilizada envolve a estimação de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL). O período de análise está delimitado do terceiro trimestre de 1999 ao último de 2013.

As estimações econométricas indicaram que o resultado primário do setor público é explicado, no longo prazo, pelo desempenho do PIB e das transações correntes. Em relação ao curto prazo, o mecanismo de correção de erros indica significância estatística para as transações correntes, ou seja, há causalidade das transações correntes para o resultado primário. No entanto, quanto se faz a reversão da análise econométrica, a causalidade do resultado primário para as transações correntes não pode ser confirmada.

Esta dissertação está dividida em três capítulos. O primeiro revisa os fundamentos teóricos e empíricos sobre os déficits gêmeos. O segundo capítulo faz uma análise da conjuntura econômica e dos déficits gêmeos no Brasil. O terceiro é dedicado ao estudo econométrico sobre os determinantes dos déficits gêmeos brasileiros. Por fim, são apresentadas as considerações finais.

## CAPÍTULO 1

### FUNDAMENTOS TEÓRICOS E EMPÍRICOS SOBRE OS DÉFICITS GÊMEOS

A ocorrência simultânea de déficits fiscais e em transações correntes não é um fenômeno recente. No entanto, a literatura sobre o tema ganhou maior destaque a partir dos anos de 1980, quando os déficits gêmeos passaram a ser observados na economia dos EUA. A importância deste país para o desempenho econômico mundial, além de sua disponibilidade de informações estatísticas, estimulou a realização de vários estudos para a explicação deste fenômeno. Nas décadas seguintes, estudos semelhantes foram realizados em economias com diferentes estágios de desenvolvimento. Os resultados empíricos e as interpretações do fenômeno não apontaram para um consenso, diferentes relações de causalidade entre essas variáveis foram observadas. Em linhas gerais, os estudos indicam que os desequilíbrios fiscais causam, e são causados, pelos déficits externos.

Para fazer uma revisão dos fundamentos teóricos e empíricos da relação entre os déficits gêmeos, este capítulo está dividido em quatro seções. A primeira apresenta uma análise dos déficits gêmeos a partir das Contas Nacionais. A segunda faz uma revisão dos canais de transmissão da política fiscal para as contas externas. A terceira seção aponta as diferentes relações de causalidade entre os déficits gêmeos. Por fim, são apresentadas as evidências empíricas.

#### 1.1 Contas Nacionais

Os estudos sobre a relação entre os déficits gêmeos, convencionalmente, parte das Contas Nacionais (Salvatore, 2006; Resende, 2005, 2009; Kim e Roubini, 2008). A equação (1) expressa a demanda agregada por bens e serviços de uma economia.

$$Y = C + I + G + X - M \quad (1)$$

Onde,

$Y$  = Renda interna;

$C$  = Consumo das famílias;

$I$  = Investimento privado;

$G$  = Gasto do governo;

$X$  = Exportações;

$M$  = Importações.

Reescrevendo a equação (1) para representar os déficits fiscais e os déficits comerciais, temos que:

$$(G - T) = (S^P - I) + (M - X) \quad (2)$$

Onde,

$(G - T)$  = Déficit público ou gastos menos receitas públicas;

$(S^P - I)$  = Poupança privada menos investimento privado;

$(M - X)$  = Déficit da balança comercial.

Subtraindo da renda interna (equação 1) a renda líquida enviada ao exterior (RLEE)<sup>1</sup>, a equação (2) pode ser reescrita substituindo o déficit comercial por déficit em transações correntes. Assim, temos que:

$$(G - T) = (S^P - I) + (-CC) \quad (3)$$

A equação (3) mostra que o déficit fiscal  $(G - T)$  deve ser compensado pelo excesso de poupança privada sobre o investimento  $(S^P - I)$  ou pelo déficit em transações correntes  $(-CC)$ . Este déficit em transações correntes deve ser financiado pelo influxo de capitais, isto é, poupança externa  $(S^E)$  (Cavallo, 2005; Salvatore, 2006). Assim, podemos escrever a equação (3) como:

$$I - S^N = S^E \quad (4)$$

Onde,

$S^N$  = Poupança nacional = poupança pública mais poupança privada;

$S^E$  = Poupança externa.

Para o equilíbrio das Contas Nacionais, a equação (4) requer que o excesso de investimento  $(I)$  sobre a poupança nacional  $(S^N)$  seja financiado pela absorção de poupança

---

<sup>1</sup> Na balança de pagamentos, a renda líquida enviada ao exterior é composta da soma dos saldos das balanças de serviços e de renda e das transferências unilaterais (MF, 2014).

externa ( $S^E$ ). Tudo o mais constante, um déficit do setor público reduz a poupança nacional e, para manter a mesma taxa de investimento na economia doméstica, é necessária a absorção de poupança externa (Salvatore, 2006). Portanto, devido à insuficiência de poupança doméstica, o déficit público pode causar o déficit externo. Sobre isso, Giambiagi e Amadeo (1990) acrescenta que hiatos de poupança e investimento são diretamente refletidos na balança comercial.

A relação de causalidade entre os déficits gêmeos apontada pela identidade macroeconômica – o déficit público causa uma redução dos saldos em transações correntes – é denominada na literatura como teoria dos déficits gêmeos ou hipótese dos déficits gêmeos (Marinheiro, 2008; Resende, 2005; Baharumshah, Lau e Khalid, 2006; Sobrino, 2013). Entretanto, Resende (2005, 2009), Salvatore (2006) e Feldstein (1992) argumentam que uma identidade macroeconômica representa apenas uma situação de equilíbrio *ex-post* e não deixa claro os canais de transmissão entre os déficits gêmeos. A seção 1.2 dedica-se à discussão desses mecanismos de transmissão.

## 1.2 Canais de Transmissão entre os Déficits Gêmeos

O sistema de equações descrito na seção anterior, em especial a identidade macroeconômica entre poupança e investimento, tem sido apontado como insuficiente para entendimento da relação entre o déficit fiscal e o déficit em transações correntes. Para Salvatore (2006) e Resende (2005, 2009), o déficit fiscal pode causar o mesmo movimento nas contas externas quando há apreciação da taxa de câmbio real. Esses autores utilizam os modelos de Fundos Emprestáveis e Mundell-Fleming para explicar esse canal de transmissão. Em adição, Abel e Bernanke (2001), entre outros, citam o excesso de absorção doméstica como possível canal de transmissão entre os déficits gêmeos.

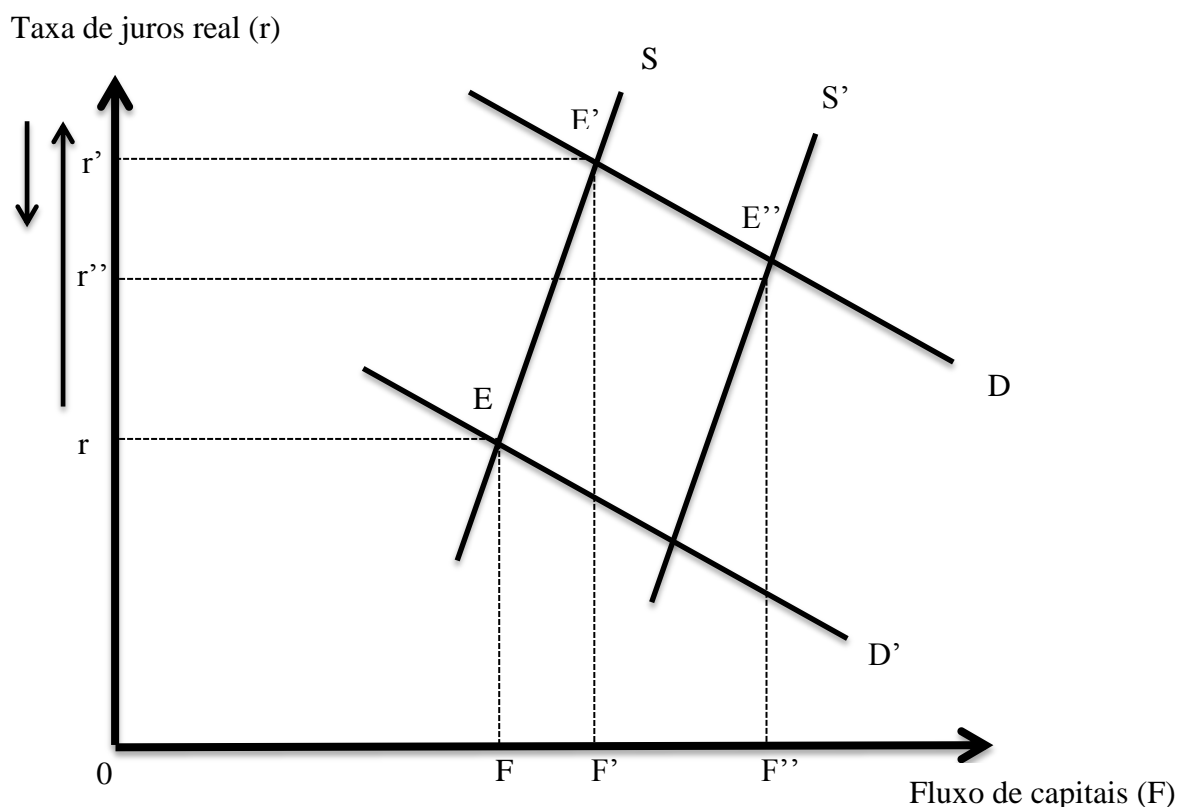
Salvatore (2006) utilizando o modelo de Fundos Emprestáveis, exposto no Gráfico 1, esclarece que o déficit fiscal provoca excesso de demanda por fundos emprestáveis (recursos disponíveis para empréstimos), deslocando a curva de demanda por fundos (D) para D'. Para restaurar o equilíbrio entre oferta e demanda, a taxa de juros se eleva, estimulando a entrada de capitais estrangeiros, a poupança privada doméstica e, ao mesmo tempo desencorajando os investimentos privados em capital fixo. O aumento da poupança nacional com a entrada de capitais estrangeiros desloca a curva de oferta de fundos emprestáveis (S) para S'. Para além, a maior oferta de moeda estrangeira na economia doméstica aprecia a taxa de câmbio real e



tende a influenciar negativamente o saldo em transações correntes. Portanto, por meio da apreciação da taxa de câmbio real, o déficit público pode causar o déficit externo.

Salvatore (2006) ressalta que em uma economia que opera próxima ao pleno emprego, o impacto do desequilíbrio fiscal sobre a taxa de juros será maior e, por consequência, a apreciação da taxa de câmbio e o déficit em transações correntes serão também maiores.

**Gráfico 1**  
**Modelo de Fundos Empréstáveis**



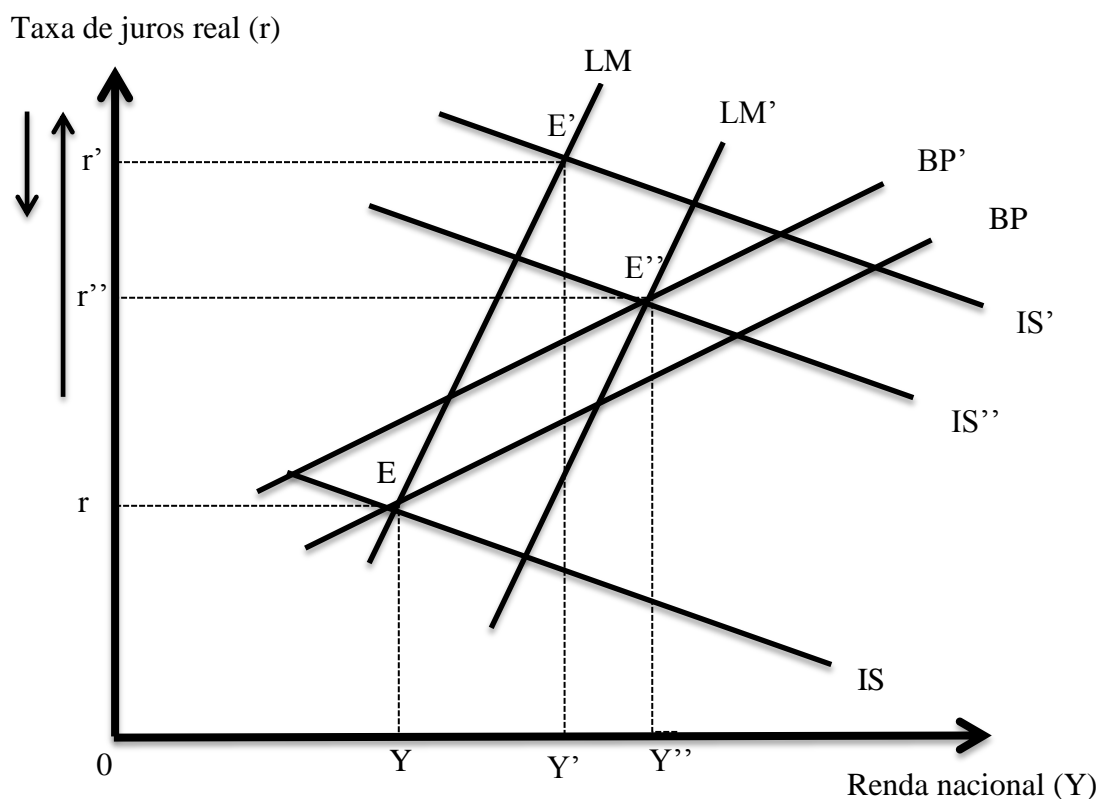
Salvatore (2006) analisa a relação entre os déficits gêmeos, também, por meio do modelo Mundell-Fleming. O autor considera os seguintes pressupostos: economia aberta, aquém do pleno emprego, regime de taxa de câmbio flutuante e emissão de dívida para o financiamento do déficit público. O Gráfico 2 apresenta as interações dos mercados de bens e serviços (curva IS) e monetário (curva LM) e da balança de pagamentos (curva BP) em resposta a um desequilíbrio inicial das contas públicas.

Um choque positivo no déficit público (desloca a curva IS para  $IS'$ ) pressiona as taxas de juros domésticas. Este diferencial de taxas de juros interna e externa tende a apreciar a taxa de câmbio real (deslocando a curva BP para  $BP'$ ), afetando negativamente os saldos comerciais (deslocando  $IS'$  para  $IS''$ ). Considerando uma situação de equilíbrio inicial, a

apreciação da taxa de câmbio pode resultar em déficit na balança comercial, que será compensado pelo influxo de capitais estrangeiros (superávit na conta capital), garantindo, assim, o equilíbrio da balança de pagamentos. A apreciação da moeda doméstica também influencia na oferta real de moeda (o que desloca a curva LM para LM'), visto que reduz os preços das importações e tende a diminuir o nível geral de preços internamente.

No curto prazo, o resultado final do desequilíbrio das contas públicas (ponto E'', Gráfico 2) é um maior nível de renda nacional e de taxa de juros real, acompanhados do equilíbrio da balança de pagamentos. No entanto, este equilíbrio é alcançado, devido o influxo de capitais (poupança externa), compensar o déficit em transações correntes. Da mesma forma que no modelo de Fundos Empréstáveis, a taxa de câmbio real é o canal de transmissão entre os déficits gêmeos.

**Gráfico 2**  
**Modelo Mundell-Fleming**



Resende (2005, 2009) argumenta que não há uma relação sistemática entre os déficits fiscais e os déficits em transações correntes, mas quando isso ocorre é provável que seja devido ao canal da taxa de câmbio real. Segundo o autor, quando o desequilíbrio fiscal provoca apreciação da taxa de câmbio real, as exportações líquidas tendem a ser reduzidas,

inibindo a oferta de bens de investimentos que ocorrem por meio das importações. Para que tal oferta de investimentos não seja reduzida, torna-se necessário manter o nível de importações de bens de capital, apesar da queda das exportações líquidas, deteriorando, assim, o saldo em transações correntes.

A apreciação da taxa de câmbio real – aumento dos preços internos em relação aos externos – pode eliminar os produtores menos eficientes do setor de exportação, por meio do esmagamento de suas margens de lucro. Isto ocorre devido ao aumento dos custos com a utilização de insumos produzidos internamente. Ao mesmo tempo, a apreciação da taxa de câmbio real estimula a demanda pelos bens produzidos externamente (Resende, 2005). Portanto, a partir da mudança de preços relativos, o déficit público pode levar a um déficit externo. Entretanto, Resende (2005, 2009) utiliza o modelo Mundell-Fleming e mostra que apenas em alguns casos específicos o déficit público causa apreciação ou valorização da taxa de câmbio real. O Quadro 1 e 2 sintetiza os efeitos do déficit fiscal sobre os preços relativos.

**Quadro 1**  
**Relação entre Déficit Público e Apreciação da Taxa de Câmbio Real –**  
**Taxa de Câmbio Fixa**

		<b>Emissão Monetária</b>	<b>Emissão de Dívida Pública</b>
<b>Pleno Emprego</b>	<b>Plena Mobilidade de Capitais</b>	Apreciação da taxa de câmbio real	Apreciação da taxa de câmbio real
	<b>Nula Mobilidade de Capitais</b>	Apreciação da taxa de câmbio real	Apreciação da taxa de câmbio real
<b>Aquém do Pleno Emprego</b>	<b>Plena Mobilidade de Capitais</b>	Não há apreciação da taxa de câmbio real	Não há apreciação da taxa de câmbio real
	<b>Nula Mobilidade de Capitais</b>	Não há apreciação da taxa de câmbio real	Não há apreciação da taxa de câmbio real

Fonte: Resende (2009)

**Quadro 2**  
**Relação entre Déficit Público e Apreciação da Taxa de Câmbio Real –**  
**Taxa de Câmbio Flutuante**

		<b>Emissão Monetária</b>	<b>Emissão de Dívida Pública</b>
<b>Pleno Emprego</b>	<b>Plena Mobilidade de Capitais</b>	Apreciação da taxa de câmbio real	Apreciação da taxa de câmbio real
	<b>Nula Mobilidade de Capitais</b>	Não há apreciação da taxa de câmbio real	Não há apreciação da taxa de câmbio real
<b>Aquém do Pleno Emprego</b>	<b>Plena Mobilidade de Capitais</b>	Não há apreciação da taxa de câmbio real	Apreciação da taxa de câmbio real
	<b>Nula Mobilidade de Capitais</b>	Não há apreciação da taxa de câmbio real	Não há apreciação da taxa de câmbio real

Fonte: Resende (2009)

Resende (2009) explica que o déficit público pode apenas deslocar gastos privados (*crowding out*) e/ou estimular a poupança privada (Equivalência Ricardiana<sup>2</sup>) sem afetar o saldo em transações correntes, mas mesmo considerando a ausência desses fatores (*crowding out* e Equivalência Ricardiana) é restrito o número de casos em que o déficit fiscal provoca alteração nos preços relativos. Considerando o regime de taxa de câmbio (nominal) fixa, o déficit público provoca valorização da taxa de câmbio real, somente quando a economia está em pleno emprego. Quando o regime de taxa de câmbio é flutuante, a apreciação cambial ocorre se: i) a economia opera aquém do pleno emprego e, paralelamente, há plena (ou elevada) mobilidade de capitais e o déficit público é financiado por meio de emissão de dívida e, ii) as hipóteses de pleno emprego e plena mobilidade de capitais são satisfeitas conjuntamente (Resende, 2009).

Para Resende (2005) a apreciação da taxa de câmbio real – decorrente do déficit público – quando ocorre não implica em insuficiência de poupança nacional em relação a um dado nível de investimento<sup>3</sup>. Isto porque, em uma economia monetária da produção prevalece o circuito *Finance-Investimento-Poupança-Funding* (F-I-S-F), onde o financiamento do investimento apresenta duas etapas: i) o *finance motive*, correspondente a um crédito de curto-prazo (crédito bancário<sup>4</sup>) demandado pelas firmas no intervalo de tempo entre a decisão de investimento e sua implementação, visando financiar a produção de bens de capital e; ii) o

<sup>2</sup> Este ponto será retomado na seção seguinte.

<sup>3</sup> Conforme sugere a literatura convencional, por meio das Contas Nacionais.

<sup>4</sup> Sobre o comportamento da firma bancária em economias monetárias, ver, por exemplo, Minsky (1986) e Paula (1999).

*funding*, correspondente a um passivo de longo prazo, constituído pela poupança agregada que é decorrente do efeito multiplicador dos investimentos. Assim, a restrição do investimento não pode se dar por insuficiência de poupança nacional.

Quando o déficit público provoca apreciação da taxa de câmbio real, parte do investimento doméstico é deslocado para o exterior, afetando a formação de poupança nacional. Em outras palavras, o aumento dos preços relativos dos bens não comercializáveis – onde houve a apreciação cambial – implica aumento da demanda por bens comercializáveis e redução de sua produção doméstica. Isso, por sua vez, estimula o investimento no exterior em contrapartida do desestímulo ao investimento interno, resultando no âmbito do circuito F-I-S-F em menor volume de poupança nacional (Resende, 2005).

Abel e Bernanke (2001), Saleh (2006); Baharumshah, Ismail e Lau (2009); Chang e Hsu (2009); Holmes (2011); e, Ratha (2012) indicam que o déficit fiscal pode afetar negativamente os saldos comerciais, por meio do excesso de absorção doméstica. Este canal de transmissão é mais simples: os autores argumentam que o déficit público estimula a demanda doméstica que, por sua vez, tende aumentar a demanda por importações e reduzir a quantidade de bens exportáveis, provocando uma piora no saldo comercial<sup>5</sup>.

### 1.3 Déficit Gêmeos e Relações de Causalidades Alternativas

As duas seções anteriores trataram da explicação dos déficits gêmeos pelo lado fiscal da economia. Essa relação de causalidade é verificada, seja por insuficiência de poupança nacional – conforme sugere a interpretação pelas Contas Nacionais – ou pelos canais de transmissão da taxa de câmbio real e do excesso de absorção doméstica. Entretanto, essa relação de causalidade – o déficit público causa uma redução dos saldos em transações correntes – não é a única apontada pela literatura. Esta seção indica que o comportamento fiscal da economia pode não explicar os déficits em transações correntes. Para além, em alguns casos, a deterioração na balança de pagamentos pode ser a responsável pela ocorrência dos déficits gêmeos.

Barro (1989) discute a abordagem ricardiana dos déficits gêmeos. Segundo o autor, a modificação da análise ricardiana começa com a consideração de que, para dado padrão de gastos públicos, o financiamento do déficit fiscal corrente leva ao aumento na taxa de impostos futuros, para satisfazer a restrição orçamentária de igualdade entre gastos e receitas

---

<sup>5</sup> Resende e Vieira (2011) argumentam que o excesso de absorção doméstica somente provoca o déficit externo, quando causa mudança de preços relativos.

públicas. Pressupondo que a demanda por bens e serviços das famílias dependa das expectativas presente de valor dos impostos, o déficit público ou o corte na taxa de impostos não influencia a demanda privada, visto que as famílias acumulam poupança para fazer face ao maior pagamento de impostos futuros. Desse modo, o déficit fiscal (redução da poupança pública) é compensado por um maior nível de poupança privada. Essa é a essência da hipótese de Equivalência Ricardiana e, portanto, considerando sua validade, o déficit fiscal não implica em déficit externo<sup>6</sup>.

Anoruo e Ramchander (1998) destacam a relação de causalidade inversa entre os déficits gêmeos. Esses autores explicam que um piora comercial, por exemplo, ocasionada por choques externos, pode impactar negativamente as contas públicas. De tal forma, os déficits gêmeos podem ser explicados por um desequilíbrio externo. Os autores ressaltam que os resultados comerciais possuem dois efeitos sobre as contas públicas: um direto e outro indireto. O primeiro é sobre as receitas fiscais, visto que um menor volume de comércio externo afeta negativamente a arrecadação fiscal. O segundo ocorre porque um desequilíbrio na balança comercial pode levar a um desaquecimento da atividade econômica. Este desaquecimento pode induzir os governos a aumentar os gastos públicos, buscando a recuperação econômica.

Bresser-Pereira e Nakano (1984) analisam a economia brasileira do final da década de 1970 e início de 1980 e rejeitam as recomendações de ajuste fiscal preconizadas pelo FMI, para aquela época, como forma de alcançar o equilíbrio comercial brasileiro. De acordo com os autores, o desequilíbrio do balanço de pagamentos brasileiro deveu-se principalmente à queda da capacidade de exportar do país, devido à recessão mundial e à redução dos preços das exportações brasileiras, e não ao excesso de gasto em relação à capacidade produtiva do país. Somente neste último caso seria recomendável o ajuste fiscal, visando reduzir a demanda agregada doméstica, para alcançar o equilíbrio externo.

Fleegler (2006) destaca que o link entre os déficits gêmeos tende a ser mais fraco em economias em desenvolvimento. Segundo o autor, os déficits fiscais são vistos com maiores preocupações nesses países, pois há um maior risco de *default* sobre a dívida pública. Desse modo, o déficit público tende a causar uma depreciação da taxa de câmbio – com a saída de capitais estrangeiros – mais rapidamente do que ocorreria em economias desenvolvidas. Neste caso, o déficit fiscal pode contribuir para um melhora das contas externas, por meio da depreciação cambial.

---

<sup>6</sup> Para mais informações sobre Equivalência Ricardiana ver Romer (2011, cap.12).

## 1.4 Evidências Empíricas

A literatura não apresenta um consenso na interpretação dos déficits gêmeos. Diferentes relações de causalidades entre estas variáveis são apontadas como mais plausíveis, dependendo do estágio de desenvolvimento da economia, do regime de taxa de câmbio, do nível de emprego, da forma de financiamento dos gastos públicos, da mobilidade de capitais, das decisões de consumo e investimento, entre outros fatores.

As Quadros 3, 4 e 5 apresentam uma síntese dos resultados encontrados por alguns trabalhos empíricos. Em linhas gerais, quatro relações de causalidades entre os déficits gêmeos são encontradas. A primeira delas é a tradicional, na qual o déficit fiscal causa o déficit em transações correntes. A segunda é a relação inversa, ou seja, os desequilíbrios externos provocam o déficit fiscal. Os estudos empíricos também dão suporte à relação de causalidade bidirecional. Isto é, as duas relações de causalidade anteriores são verdadeiras. A quarta relação causal é a divergente, esta indica que melhores resultados nas contas públicas são acompanhados de piores resultados comerciais. Por fim, a inexistência de causalidade entre os déficits gêmeos também é evidenciada pelas estimações econométricas.

**Quadro 3**  
**Literatura Empírica: Causalidade entre os Déficits Gêmeos – Economias Desenvolvidas**

<b>Autores</b>	<b>Países</b>	<b>Método</b>	<b>Período</b>	<b>Causalidade</b>
Normandin (1999)	Canadá e EUA	VAR <sup>1</sup>	1950-1992	Tradicional
Chen (2007)	EUA	Sistema linear de 3 equações	1975-2004	Tradicional
Kim e Roubini (2008)	EUA	VAR	1973-2004	Divergente
Rafiq (2010)	EUA/Reino Unido	VAR	1972-2009	Divergente
Holmes (2011)	EUA	VEC <sup>2</sup>	1947-2009	Tradicional

Elaboração própria.

<sup>1</sup> Modelo de Vetores Autorregressivos.

<sup>2</sup> Modelo de Vetores de Correção de Erros.

**Quadro 4**  
**Literatura Empírica: Causalidade entre os Déficits Gêmeos – Economias em Desenvolvimento**

<b>Autores</b>	<b>Países</b>	<b>Método</b>	<b>Período</b>	<b>Causalidade</b>
Islam (1998)	Brasil	Teste de causalidade de Granger	1973-1991	Bidirecional
Fonseca Neto e Teixeira (2004)	Brasil	VAR	1991-2003	Inversa
Baharumshah, Lau e Khalid (2006)	Tailândia	VEC	1976-2004	Tradicional
	Indonésia			Inversa
	Malásia/Filipinas			Bidirecional
Mukhtar, Zakaria e Ahmed (2007)	Paquistão	Teste de causalidade de Granger	1975-2005	Bidirecional
Arize e Malindretos (2008)	África (10)	VEC	1973-2005	Bidirecional e Inversa
Neaime (2008)	Líbano	Teste de causalidade de Granger	1970-2006	Tradicional
Marinheiro (2008)	Egito	VEC	1974-2003	Inversa
Baharumshah, Ismail e Lau (2009)	Malásia/Tailândia /Filipinas	VEC	1960-2003	Tradicional
	Indonésia/Singapura			Inexistência
Misztal (2012)	Países Bálticos	VAR	1999-2010	Divergente
Kalou e Paleologou (2012)	Grécia	VEC	1960-2007	Inversa
Sobrino (2013)	Peru	VAR	1990-2012	Inversa
Stournaras (2013)	Grécia	VAR	1975-2000	Tradicional
El-Baz (2014)	Egito	Teste de causalidade de Granger e VEC	1990-2012	Inversa e Divergente
Ratha (2012)	Índia	ARDL <sup>1</sup>	1998-2009	Tradicional e Inexistência

Elaboração própria.

<sup>1</sup> Modelo Autorregressivo de Defasagens Distribuídas.



**Quadro 5**  
**Literatura Empírica: Causalidade entre os Déficits Gêmeos – Economias com Diferentes Estágios de Desenvolvimento**

<b>Autores</b>	<b>Países</b>	<b>Método</b>	<b>Período</b>	<b>Causalidade</b>
Bartolini e Lahiri (2006)	OCDE (18)	Painel com efeito fixo	1972-2003	Tradicional
Bartolini e Lahiri (2006)	26 Países	Painel com efeito fixo	1972-1998	Tradicional
Araújo et al. (2009)	35 Países	Modelo dinâmico de Arellano-Bond	1991-2000	Inexistência
Aristovnik e Djuric' (2010)	União Europeia (15)	Painel dinâmico	1995-2008	Inexistência

Elaboração própria.

Islam (1998) estudou a relação causal entre os déficits fiscais e os déficits comerciais no Brasil entre os anos de 1973 e 1991. Utilizando o Teste de Causalidade de Granger, o autor concluiu que existe uma relação bidirecional de causalidade entre os déficits gêmeos brasileiros. Isto porque, a piora das contas públicas brasileiras contribuiu para a queda na balança comercial, assim como os menores saldos externos levaram à piores resultados fiscais.

Fonseca Neto e Teixeira (2004) investigaram as restrições de natureza externa à política econômica no Brasil para o período de 1991 a 2003 e encontraram evidências de causalidade inversa nos déficits gêmeos. De acordo com os autores, os déficits comerciais, para serem financiados, impedem patamares baixos das taxas de juros. Estes, por sua vez resultam no crescimento do serviço da dívida pública, contribuindo para o aumento do déficit nominal.

Baharumshah, Lau e Khalid (2006) testaram a relação entre os déficits gêmeos em quatro países do sudeste asiático. O método utilizado foi o de Vetores de Correção de Erros (VEC) com dados trimestrais de 1976:1 a 2004:4<sup>7</sup>. Os resultados indicaram causalidade tradicional, inversa e bidirecional. Para a Tailândia, as evidências empíricas sugerem que os déficits orçamentários provocam déficits em conta corrente, ou seja, uma causalidade tradicional. Em relação à Indonésia, os resultados indicaram que a causalidade é inversa, partindo dos déficits em conta corrente para os déficits orçamentários. Já Malásia e Filipinas apresentaram causalidade em ambas as direções.

<sup>7</sup> Para a Malásia a base de dados abrange o período até 1998:2.

Bartolini e Lahiri (2006) encontraram evidências de causalidade tradicional, utilizando dados em painel com efeito fixo para duas bases de dados anuais. A primeira de 1972 a 1998, incluindo vinte e seis países, desenvolvidos e emergentes. A segunda de 1972 a 2003 para dezoito países da OCDE. De modo geral, os resultados indicaram que cada aumento de um dólar no déficit fiscal está associado com o crescimento do déficit em conta corrente de 0,3 dólar.

Bagnai (2006) procurou mostrar que a relação entre os déficits gêmeos, sobretudo em períodos longos, depende de mudanças (quebras) estruturais. Assim, a não consideração dessas quebras de curto e longo prazo, pode levar a inferências viesadas. Em seu estudo para 22 países da OCDE no período de 1960 a 2005, considerou três possibilidades de mudanças: (i) na propensão média a poupar; (ii) no grau de integração financeira; e (iii) na posição líquida externa do país. A metodologia utilizada envolveu o teste de Engle e Granger (1987) para a verificação da relação de longo prazo, e os testes de Gregory e Hansen (1996) e de Andrews (1993), para a verificação da existência de quebras estruturais. Os resultados indicaram que em apenas 12 países há relação de longo prazo entre os déficits, sendo que em 10 deles, esta inferência só é possível considerando a presença de quebras estruturais.

Chen (2007) investigou os efeitos da política monetária sobre os déficits gêmeos na economia dos EUA durante o período de 1975:01 a 2004:12. Seus estudos se pautam na investigação das relações entre: i) taxa básica de juros (*LIBOR*), rendimento dos *Treasury Bonds* de 5 anos e déficit público (política monetária e déficit público); ii) taxa básica de juros (*LIBOR*), taxa de câmbio e conta corrente (política monetária e déficit externo); e, iii) taxa básica de juros (*LIBOR*) e taxa de câmbio. Os resultados indicaram que há uma relação de longo prazo entre déficit público e taxa de juros e entre déficit público e déficit externo, corroborando com as evidências de causalidade tradicional.

Arize e Malindretos (2008), utilizando VEC para o período de 1973:2 a 2005:4, verificaram a existência de causalidade bidirecional no longo prazo para dez países africanos. Os resultados também indicaram que, no curto prazo, quando há causalidade, ela é inversa. Significa que quando existe relação de curto prazo entre os déficits, a dinâmica entre eles parte dos déficits comerciais para os déficits orçamentários.

Kim e Roubini (2008) estudaram a economia dos EUA durante o período de 1973 a 2004. Utilizando a metodologia de VAR, encontraram evidência de relação de causalidade divergente. Segundo os autores, choques positivos (negativos) nos déficits orçamentários reduzem (aumentam) os déficits em conta corrente. Os autores justificam esses resultados argumentando que em momentos de recessão econômica a produção declina, assim como as

receitas fiscais. Ao mesmo tempo, o saldo em conta corrente pode melhorar, como resultado da queda dos investimentos. Por outro lado, um *boom* tecnológico pode levar ao aumento significativo dos investimentos e, assim, reduzir o saldo em conta corrente. Já o orçamento público pode melhorar, como resultado do crescimento da produção.

Misztal (2012) encontrou evidências de Equilavência Ricardiana nos países bálticos no período de 1999:1 a 2010:2. Segundo o autor, a redução da poupança pública foi compensada pelo aumento da poupança privada. Desse modo, o déficit fiscal e o déficit externo não apresentou relação de causalidade.

Ratha (2012) investigou os déficits gêmeos na Índia no período de 1998 a 2009, por meio de modelos ARDL. As evidências empíricas indicaram causalidade tradicional apenas no curto prazo. No longo prazo, verificou-se a validade da hipótese de Equivalência Ricardiana, ou seja, inexistência de relação de causalidade entre as variáveis.

Sobrino (2013) encontrou evidências de causalidade inversa nos déficits gêmeos da economia peruana durante o período de 1990 a 2012. A metodologia utilizada foi composta pela função impulso-resposta, decomposição de variância e teste de causalidade de Granger. Segundo o autor, os gastos públicos são mais sensíveis às variações na conta corrente do que as receitas fiscais, e melhores resultados na conta corrente tendem a reduzir o déficit público. Entretanto, o autor argumenta que tais resultados têm maiores probabilidades de ocorrência em economias pequenas, com dependência tributária das receitas de exportações.

## CAPÍTULO 2

### DÉFICITS GÊMEOS NA ECONOMIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE MACROECONÔMICA

Este capítulo dedica-se ao estudo da economia brasileira, em especial procura analisar o desempenho fiscal do setor público e os resultados das contas externas ao longo dos anos 2000.

Em 1998-99, a economia brasileira sofreu um ataque especulativo que culminou na substituição da âncora cambial pelo regime de metas de inflação (RMI). Apesar do temor de volta das altas taxas de inflação, o RMI conseguiu alcançar – apesar do não cumprimento dos limites da meta de inflação em alguns anos (Tabela 1) – o objetivo principal de estabilidade monetária.

**Tabela 1**  
**Indicadores do RMI (% a.a.) – Brasil: 1999-2014**

Ano	Inflação Efetiva	Meta de Inflação	Limites Inferior e Superior
1999	8,94	8,00	6 – 10
2000	5,97	6,00	4 – 8
2001	7,67*	4,00	2 – 6
2002	12,53*	3,50	1,5 – 5,5
2003	9,30*	4,00	1,5 – 6,5
2004	7,60	5,50	3 – 8
2005	5,69	4,50	2 – 7
2006	3,14	4,50	2,5 – 6,5
2007	4,46	4,50	2,5 – 6,5
2008	5,90	4,50	2,5 – 6,5
2009	4,31	4,50	2,5 – 6,5
2010	5,91	4,50	2,5 – 6,5
2011	6,50	4,50	2,5 – 6,5
2012	5,84	4,50	2,5 – 6,5
2013	5,91	4,50	2,5 – 6,5
2014	6,41	4,50	2,5 – 6,5

Fonte: Elaboração própria com dados do BCB e IBGE.

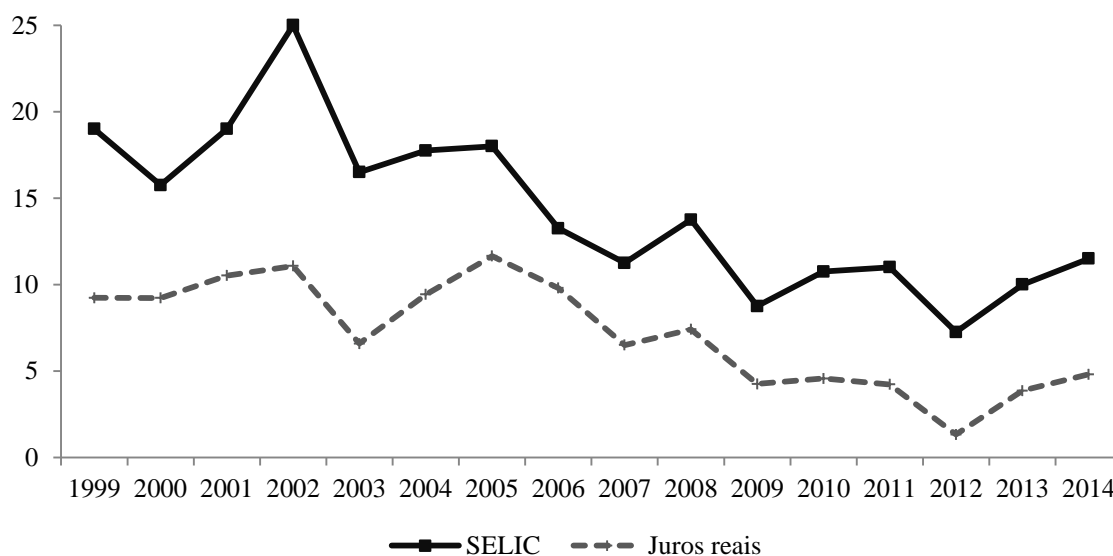
\*A taxa de inflação ficou fora do limite superior da meta.

As alterações no campo macroeconômico não se limitaram ao regime cambial e à política monetária. Em 2000, a política fiscal brasileira passou a ter de forma mais clara as diretrizes de sua condução, com Lei de Responsabilidade Fiscal. De fato, o superávit primário

caminhou para níveis próximos a 4% do PIB, revertido apenas com o início da crise econômica e financeira mundial, que se inicia ao final de 2007 (Tabela 2).

No ano de 2000, após a crise cambial, o cenário interno e externo foi mais favorável. Internamente, a inflação caiu para a taxa de 5,97% a.a., com o arrefecimento dos preços domésticos, a SELIC foi reduzida em -3,25 p.p., fechando em 15,75% no final do ano (Gráfico 3). A maior estabilidade interna e externa possibilitou recuperação da atividade econômica, que saiu de uma taxa de crescimento anual de 0,3%, em 1999, para 4,3%, em 2000 (Gráfico 5).

**Gráfico 3**  
**Taxa Básica de Juros SELIC e Taxa de Juros Reais (% a.a.) – Brasil: 1999-2014\***

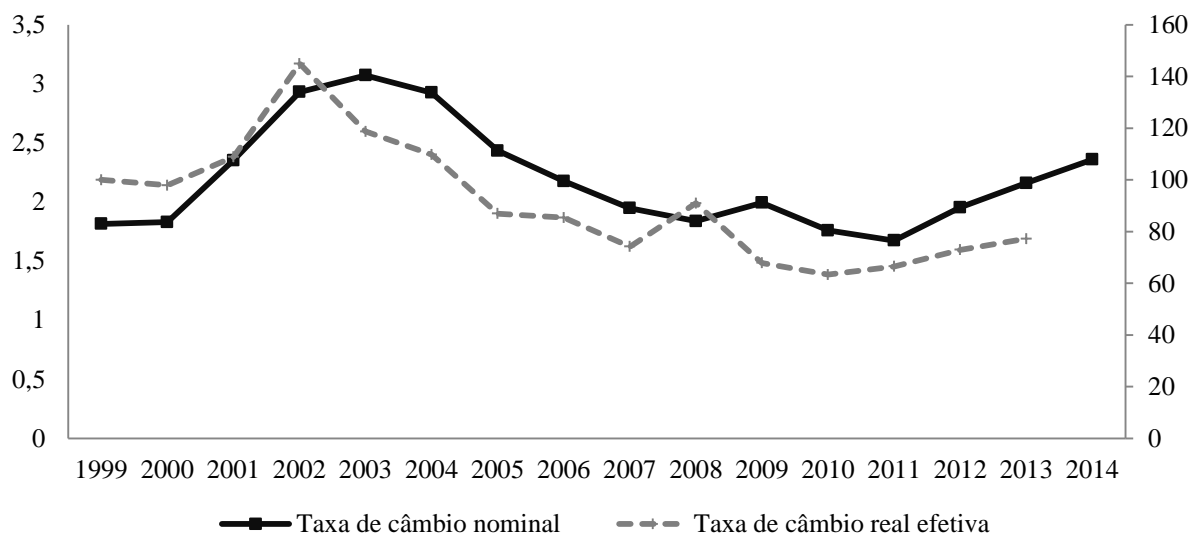


Fonte: BCB

\*Expectativa, boletim Focus (dez, 2014).

Em 2001 e 2002, com o fim da bolha especulativa nas bolsas mundiais e as crises na Argentina, no sistema energético brasileiro e de confiança e credibilidade em relação à eleição presidencial no Brasil, o cenário econômico foi alterado (Gomes e Aidar, 2005). A elevação da taxa SELIC para níveis superiores a 20% a.a. não foi suficiente para conter a saída de capitais estrangeiros, a depreciação cambial e a elevação da taxa de inflação. Ao final de 2002, a taxa básica de juros alcançou 25% a.a., a taxa de câmbio nominal 3,5 (US\$/R\$) e a inflação fechou em 12,5%.

**Gráfico 4**  
**Taxa de Câmbio Nominal Venda (Média do Período) e Taxa de Câmbio Real Efetiva –**  
**Brasil: 1999-2014\***



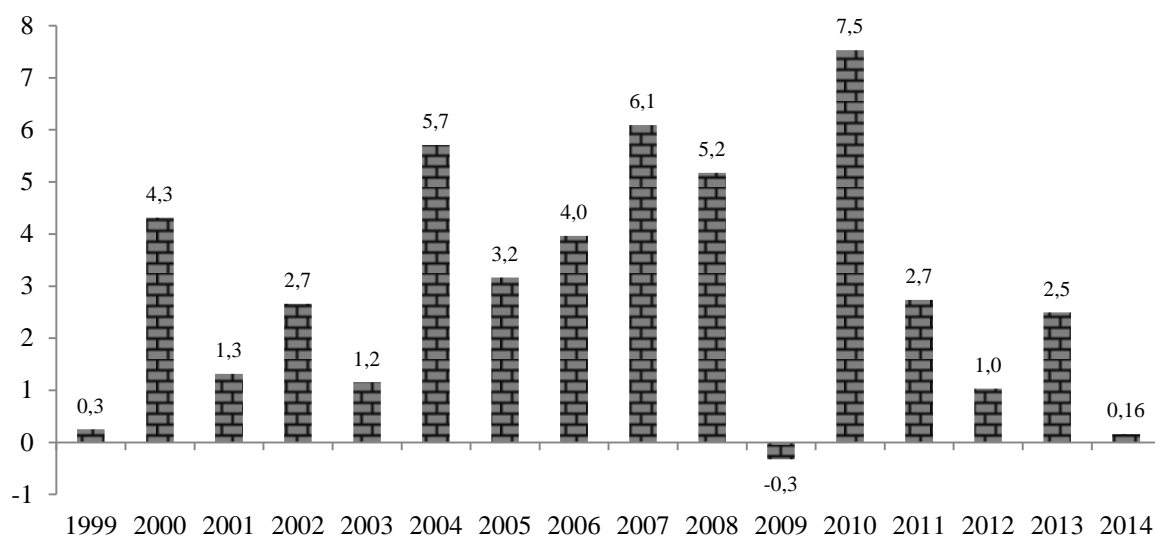
Fonte: BCB e BIS

\*Expectativa de taxa de câmbio nominal, boletim Focus (dez, 2014). Para a taxa de câmbio real efetiva a série vai até 2013.

No ano de 2003, com o início do novo mandato presidencial e a sinalização de continuidade com a política macroeconômica do governo anterior, as saídas de capitais foram perdendo fôlego, a taxa de inflação caminhou para os níveis de tolerância e a taxa SELIC iniciou trajetória moderada de queda. No entanto, a instabilidade econômica e financeira no triênio 2001-3 fez com que as taxas de crescimento econômico fossem modestas (Gráfico 5).

A partir de 2004, a inflação da economia brasileira ficou sistematicamente dentro dos limites de tolerância estabelecidos pelo Comitê de Política Monetária (Copom) – e abaixo do centro da meta nos anos de 2006-7 e 2009. Pela ineficiência dos mecanismos de transmissão do RMI, para alcançar a meta de inflação, a taxa básica de juros da economia brasileira foi bem superior às observadas em outras economias com estágios de desenvolvimento semelhante à brasileira (Modenesi, 2010). De 2003 a 2008, em média, a SELIC foi superior a 15% a.a. (Gráfico 3). As altas taxas de juros da economia brasileira refletiram nas contas públicas, pois apesar de um superávit primário próximo a meta de 4% do PIB, o resultado nominal alcançou um déficit médio de 3,7%, durante os anos de 1999-08.

**Gráfico 5**  
**Taxa de Crescimento do PIB (% a.a.) – Brasil: 1999-2014\***



Fonte: IBGE

\*Expectativa, boletim Focus (dez, 2014).

**Tabela 2**  
**Indicadores Seleccionados das Contas Públicas (% PIB) – Brasil: 1999-2014\***

Ano	DLSP	Superávit Primário	Despesa de Juros	Déficit Nominal
1999	44,53	2,30	7,60	5,30
2000	45,54	2,40	5,80	3,40
2001	52,02	2,80	6,30	3,50
2002	60,38	3,20	7,70	4,50
2003	54,83	3,30	8,50	5,20
2004	50,61	3,70	6,60	2,90
2005	48,44	3,80	7,40	3,60
2006	47,27	3,20	6,80	3,60
2007	45,53	3,30	6,20	2,80
2008	38,53	3,40	5,40	2,00
2009	42,07	2,00	5,30	3,30
2010	39,15	2,70	5,20	2,50
2011	36,41	3,10	5,70	2,60
2012	35,29	2,40	4,90	2,50
2013	33,57	1,90	5,20	3,30
2014	36,02	-0,18	5,88	6,06

Fonte: Elaboração própria com dados do BCB e STN.

\* Acumulado até novembro.

Cabe ressaltar que as Letras Financeiras do Tesouro Nacional (LFT) são títulos pós-fixados que evoluem de acordo com a SELIC. Como as LFTs constituiu parcela relevante do estoque de dívida mobiliária federal interna<sup>8</sup>, a manutenção da SELIC em níveis elevados resultou em um custo financeiro igualmente alto. O pagamento de juros da dívida pública brasileira foi, em média, superior a 6% do PIB, no período de 1999-14.

O diferencial de taxa de juros interna e externa foi acompanhado de um desempenho econômico mundial médio de 4,2% a.a., entre os anos de 2002-8 (FMI, 2014). Esses fatores, adicionados as oportunidades de investimento direto na economia doméstica (IDEs), contribuíram para a um processo de apreciação da moeda interna, ficando na média em 1,73 (US\$/R\$), entre 2004-11 (Gráfico 4). Paralelo ao desempenho econômico mundial e a apreciação cambial brasileira, a economia chinesa cresceu 11% a.a., em média de 2002-8, e tornou-se a principal parceira comercial brasileira no segmento de produtos básicos a partir de 2009 (Souza e Veríssimo, 2013).

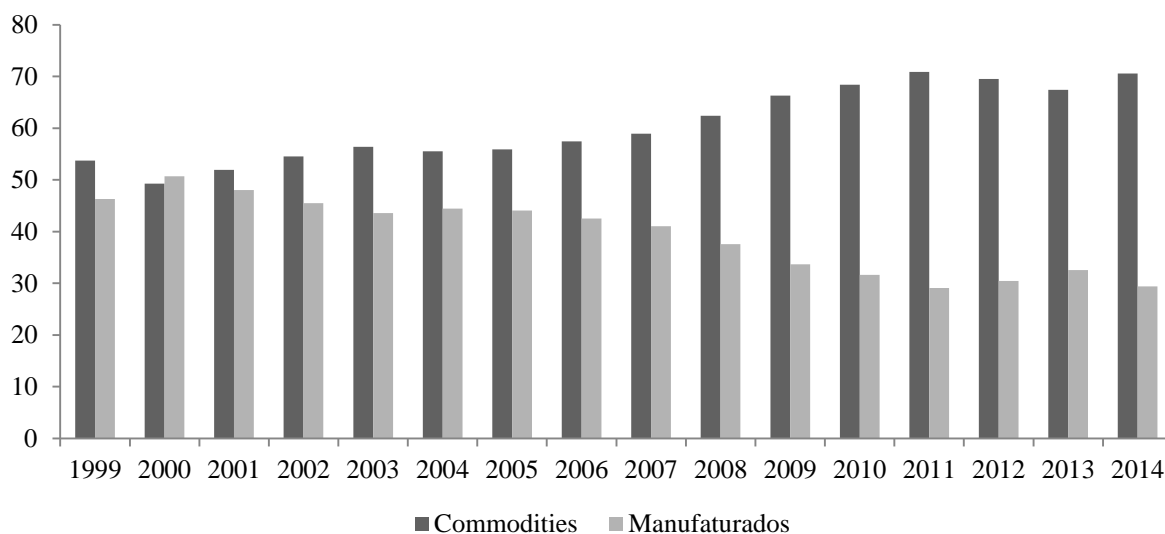
A valorização da moeda doméstica, o desempenho econômico da China, as vantagens comparativas brasileiras no setor de *commodities* e a pouca efetividade das políticas de aumento da competitividade na produção de bens de maior valor agregado resultaram em um crescimento da participação das *commodities*, em detrimento dos manufaturados, na pauta exportadora brasileira (gráfico 6), alcançando uma participação em torno de 70% a partir de 2010 (Souza e Veríssimo, 2013).

---

<sup>8</sup> O perfil da dívida pública vem sofrendo alterações ao longo dos últimos anos, com os títulos pré-fixados aumentando sua importância relativa (STN, 2014).



**Gráfico 6**  
**Participação das *Commodities* e Manufaturados na Pauta de Exportações Brasileiras (%) – Brasil: 1999-2014\***

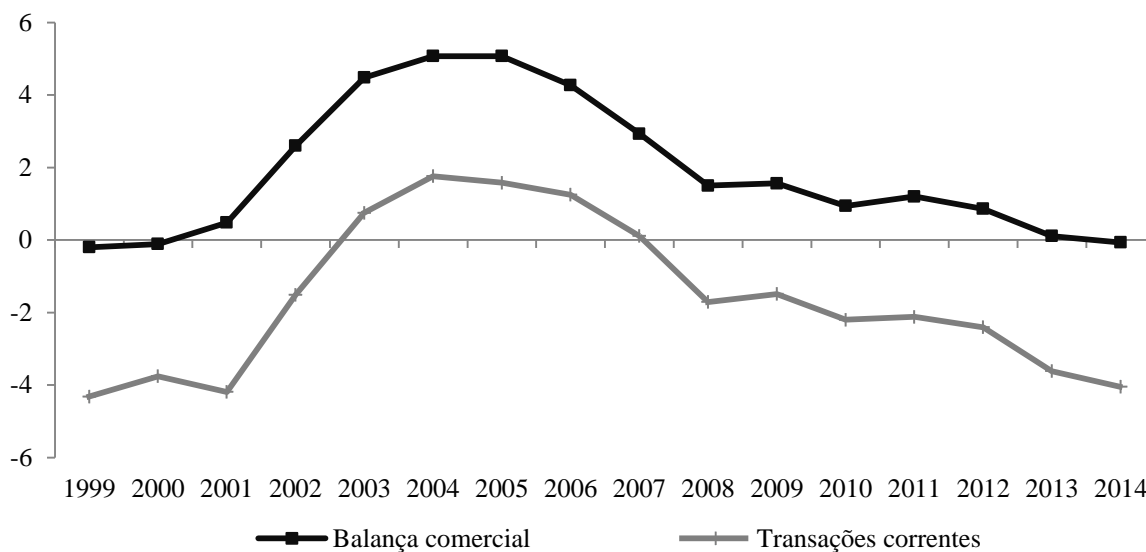


Fonte: MDIC

\* Acumulado até novembro.

Em função do desempenho econômico mundial e chinês e, principalmente, da valorização de preços das *commodities* e do aumento do seu *quantum* exportado, a balança comercial brasileira apresentou um superávit médio de mais de 4% do PIB, entre 2002-7 (Gráfico 7). Em resposta, aos maiores saldos comerciais, as transações correntes apresentaram superávits nos anos de 2003-7, na ordem de 1,1% do PIB (Souza e Veríssimo, 2013).

**Gráfico 7**  
**Transações Correntes e Balança Comercial (% PIB) – Brasil: 1999-2014\***



Fonte: BCB

\*Acumulado até novembro.

De 2004 a 2008, a taxa de crescimento do PIB brasileiro foi considerável (gráfico 5), impulsionado pelo crescimento mundial, pelos saldos comerciais e pela elevação dos salários e do consumo interno.

Com a crise econômica e financeira mundial, e os seus reflexos na economia brasileira, principalmente a partir de 2009, as políticas monetária e fiscal sofreram alterações. A taxa básica de juros foi reduzida neste período, fechando o ano de 2008 em 8,75% a.a. e alcançando 7,25% a.a. em 2011 (Gráfico 3).

Em relação à política fiscal, foram adotadas medidas para o arrefecimento dos efeitos negativos da crise internacional, tais como: o aumento do crédito público; reduções do IPI (automóveis, linha branca, bens de capital, materiais de construção); do IOF (entrada de capitais nos país, financiamento de motocicletas e seus similares e operações de crédito às pessoas físicas) (Moreira e Soares, 2010). As baixas taxas de crescimento da economia brasileira nos anos de 2011-14 levaram a adoção de medidas adicionais, entre elas: desoneração da folha de pagamentos, atingindo mais de 40 setores; desoneração da cesta básica; redução da CIDE sobre gasolina e diesel para zero; redução da alíquota do PIS e COFINS sobre trigo e massas para zero; aumento dos limites das faixas de tributação do SIMPLES e do MEI (MF, 2013).

As medidas anticíclicas do governo contribuíram para uma redução do superávit primário para a casa dos 2% do PIB a.a., no período de 2009-13. Em 2014, com as dificuldades do governo em cumprir a meta de superávit primário, a Lei Nº. 13.053/2014 alterou a regra anterior do cálculo do resultado primário – fixada pela Lei Nº. 12.919/2013 –, permitindo o abatimento dos investimentos no Programa de Aceleração do Crescimento (PAC) e das desonerações tributárias.

No que tange ao setor externo, as desvantagens nos termos de troca<sup>9</sup>, de uma pauta comercial composta majoritariamente de exportações de *commodities*, são refletidas na queda dos saldos comerciais desde meados da última década (Gráfico 7). Contribuem para isso, o aumento da demanda por bens de capitais e produtos de maior valor agregado em momentos de aquecimento da economia – o que ocorreu até 2008. Por outro lado, os superávits comerciais, dependentes em grande parte da valorização de preços e do aumento do *quantum* exportado de *commodities*, sofreram queda, principalmente pelo desaquecimento da economia mundial.

---

<sup>9</sup> Termos de troca referem-se à relação entre o preço dos bens e serviços exportados e o preço dos bens e serviços importados.

Entretanto, como já ressaltado anteriormente, o objetivo deste estudo é verificar se o desequilíbrio das contas públicas está contribuindo para esse pior desempenho do setor externo. Ou o inverso, são os menores saldos comerciais que estão afetando negativamente os resultados fiscais.

## CAPÍTULO 3

### ANÁLISE ECONOMETRICA SOBRE OS DETERMINANTES DOS DÉFICITS GÊMEOS BRASILEIROS

#### 3.1 Metodologia

A análise empírica desenvolvida neste trabalho está baseada nos Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), propostos nos trabalhos de Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (1999, 2001). Essa abordagem é uma extensão dos modelos ADL tradicionais, aplicados em séries temporais estacionárias, para o estudo de relações em nível com variáveis integradas de ordem 1, I(1).

A escolha dessa metodologia justifica-se por algumas vantagens em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias – Johansen (1991), Phillips e Hansen (1990), Engle e Granger (1987) – e aos modelos de vetores autorregressivos (VAR). Primeiro, a técnica de cointegração proposta por Pesaran et al. (2001) pode ser aplicada em um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração. Portanto, possibilita o tratamento de dados puramente I(0), puramente I(1), ou com as duas ordens de integração. Segundo, o teste de cointegração em modelos ARDL tende a ser mais eficiente para captar as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados (Pesaran e Shin, 1999). Por fim, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL, por intermédio de um critério de seleção previamente escolhido.

A abordagem ARDL consiste na verificação da existência de vetores de longo prazo. Confirmada esta relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazo, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Para tanto, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), podendo ser especificado como se segue:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_{2i} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde,  $\Delta$  indica primeira diferença;  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  são termos de constante e tendência;  $\delta_i$ ,  $i = 1, 2$ , são parâmetros de longo prazo;  $\phi_i$ ,  $i = 1, 2$ , são parâmetros de curto prazo;  $\varepsilon_t$  é o termo de erro.

O teste de cointegração desenvolvido por Pesaran et al. (2001) é um teste Wald (teste-F) para a verificação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Entretanto, sob a hipótese nula de não existência de cointegração, os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores. Para isso, Pesaran et al. (2001) fornecem uma banda de valores críticos, onde o nível inferior é calculado com a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são estacionárias e a banda superior com a hipótese de que todas as variáveis são  $I(1)$ . Cabe ressaltar que hipóteses adicionais são consideradas, como a utilização (ou não) de intercepto e tendência.

Definida a banda de valores críticos, a estatística-F do teste Wald é comparada com ela. A hipótese nula é de não existência de vetores de cointegração,  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ , e a hipótese alternativa é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo,  $H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$ . Dessa forma, se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior de valores críticos, a hipótese nula não é rejeitada. Se a estatística-F for maior que a banda superior de valores críticos, a hipótese nula é rejeitada. Por fim, se a estatística-F ficar dentro do intervalo de valores críticos, é necessário conhecer a ordem de integração das variáveis.

### 3.2 Dados

As variáveis utilizadas na estimação dos modelos ARDL possuem periodicidade trimestral e estão definidas como se segue:

- $rp$  = resultado primário do setor público, fluxo acumulado em 12 meses (% PIB), disponível nas estatísticas do BCB;
- $tc$  = saldo em transações correntes, fluxo acumulado em 12 meses (% PIB), disponível nas estatísticas do BCB;
- $pib$  = log do índice do produto interno bruto com ajuste sazonal, disponível no IBGE;
- $eer$  = log do índice da taxa de câmbio real efetiva, disponível no BIS;
- $r$  = log do índice da taxa de juros real anualizada, disponível nas estatísticas do BCB e no IBGE;
- $inf$  = log do índice de preço ao consumidor amplo (IPCA), disponível no IBGE;
- $D$  = *dummy* para a crise mundial (2009:1 a 2010:2 = 1).

As variáveis em número índice e a taxa de juros real foram transformadas em logaritmo natural, de modo que os resultados possam ser lidos em variações percentuais. A utilização da série do resultado primário ao invés do resultado nominal justifica-se por esta última ser muito influenciada na economia brasileira pelo comportamento da taxa de juros. Em relação à *dummy* para a crise econômica e financeira mundial, o período foi definido a partir da observação do comportamento das variáveis utilizadas nas estimações econométricas e dos resultados dos testes de estabilidade dos coeficientes: soma cumulativa recursiva dos resíduos e soma cumulativa recursiva dos resíduos ao quadrado.

O período de análise está delimitado do terceiro trimestre de 1999 ao último de 2013. A delimitação decorre das alterações no campo macroeconômico. Entre elas, a mudança para o regime de câmbio flutuante em janeiro de 1999 e a adoção de regime de metas para a inflação a partir de julho deste mesmo ano.

### 3.3 Modelos

Para a análise da relação de causalidade entre os déficits gêmeos são estimados dois modelos ARDL. O modelo 1 indica qual a influência do saldo em transações correntes sobre o comportamento do resultado primário do setor público, utilizando como variáveis de controle o PIB e uma *dummy* para a crise econômica e financeira mundial. O segundo modelo, testa a relação inversa, isto é, o impacto do resultado primário sobre o desempenho das transações correntes. Além das duas variáveis de controle do modelo anterior, são acrescentadas as taxas de câmbio e de juros. Os modelos são descritos a seguir<sup>10</sup>:

#### Modelo 1:

$$rp_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + D_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 rp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 tc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 pib_{t-i} + u_t \quad (6)$$

---

<sup>10</sup> As variáveis utilizadas nas estimações econométricas estão em linha com os trabalhos empíricos de Sobrino (2013); Kalou e Palealogou (2012); Kim e Roubini (2008); Marinheiro (2008); Chen (2007) e Baharumshah, Lau e Khalid (2006).

## Modelo 2:

$$tc_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + D_t + \sum_{i=0}^n \beta_1 tc_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_2 rp_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_3 pib_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_4 eer_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_5 r_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde,  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  são termos de constante e tendência;  $\beta_i$ ,  $i = 1, 2, 3 \dots n$ , são parâmetros do modelo;  $u_t$  e  $\varepsilon_t$  são termos de erro.

## 3.4 Resultados

### 3.4.1 Testes de Raiz Unitária

Conforme já ressaltado, se as estatísticas do teste de cointegração ficarem entre os valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001) é necessário conhecer a ordem de integração da variáveis para a rejeição da hipótese nula. Desse modo, foram realizados quatro testes de raiz unitária: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e o Teste de Dickey-Fuller Modificado pela estimação por Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS)<sup>11</sup>. Os resultados são apresentados na Tabela 3.

**Tabela 3**  
**Resultados dos Testes de Raiz Unitária**

Variáveis	ADF	PP	KPSS	DF-GLS
<b>RP</b>	-1.87	-2.26	0.21	-1.92
<b>TC</b>	-1.51	-1.15	0.21	-1.42
<b>PIB</b>	-2.99	-2.29	0.11	-2.93
<b>EER</b>	-2.68	-0.71	0.12	-1.94
<b>R</b>	-2.71	-2.76	0.15**	-2.79

ADF, PP e DF-GLS:  $H_0$  = série com raiz unitária.

KPSS:  $H_0$  = série estacionária.

\* e \*\* denota rejeição da hipótese nula a 1% e 5% de nível de significância, respectivamente.

Com exceção do KPSS, todos os testes de raiz unitária indicam que as séries temporais utilizadas na estimação dos modelos ARDL são integradas de ordem 1, ao nível de 1% de significância estatística.

<sup>11</sup> Ver Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992) e Elliot, Rothemberg e Stock (1996).

### 3.4.2 Estimação dos Modelos ARDL

Após a realização dos testes de raiz unitária, o passo seguinte é a definição das defasagens do modelo ARDL. Utilizando o critério de seleção de Schwarz, o modelo 1 é definido como ARDL (1,0,1) e o modelo 2 como ARDL(2,0,0,1,0), conforme Tabela 4.

Em relação ao modelo 1, nota-se que o resultado primário é explicado por ele mesmo, pelo PIB do trimestre anterior – significância estatística em  $t_{-1}$  – e pelas transações correntes no trimestre atual ( $t$ ). No modelo 2, os regressores das transações correntes com significância estatística são as transações correntes nos dois trimestres anteriores ( $t_{-1}$  e  $t_{-2}$ ), o PIB e a taxa de juros em  $t$  e a taxa de câmbio em  $t_{-1}$ .

**Tabela 4**  
**Defasagens dos Modelos ARDL**

Modelo 1: ARDL (1,0,1)			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)		
Variável dependente: resultado primário			Variável dependente: transações correntes		
Regressores	Coeficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coeficiente	Estatística-t [prob]
RP(-1)	0.42	4.65 [0.00]	TC(-1)	1.48	14.07 [0.00]
TC	0.15	5.00 [0.00]	TC(-2)	-0.56	-5.24 [0.00]
PIB	1.74	0.51 [0.62]	RP	0.04	0.60 [0.55]
PIB(-1)	7.84	1.96 [0.06]	PIB	1.92	2.93 [0.01]
D	-0.62	-4.92 [0.00]	EER	-0.12	-0.29 [0.77]
C	-41.84	-4.62 [0.00]	EER(-1)	1.24	2.69 [0.01]
T	-0.09	-4.93 [0.00]	R	5.08	2.12 [0.04]
			C	-14.91	-3.46 [0.00]



Definidas as defasagens do modelo, o passo seguinte é a verificação da existência de vetores de cointegração entre as variáveis. A Tabela 5 apresenta os resultados do teste Wald. A hipótese nula de ausência de vetores de cointegração entre as variáveis do modelo é rejeitada ao nível de 5% de significância estatística nos dois testes realizados. Isto porque as estatísticas F de 15,66 e 5,12 – para as variáveis dos modelos 1 e 2, respectivamente – são maiores que a banda superior de valores críticos calculados por Pesaran et al. (2001) de 5,85 e 4,85.

**Tabela 5**  
**Testes de Cointegração**

Modelo 1: ARDL (1,0,1)		Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)	
Variável dependente: resultado primário		Variável dependente: transações correntes	
Estatística-F	Valores críticos <sup>1</sup>	Estatística-F	Valores críticos <sup>2</sup>
15.66**	4.87 – 5.85	5.12**	3.79 – 4.85

<sup>1</sup> Pesaran et al. (2001) – com constante e tendência.

<sup>2</sup> Pesaran et al. (2001) – com constante e sem tendência.

\*\* Denota rejeição da hipótese nula ao nível de 5% de significância estatística.

Procedendo com a análise empírica, após a verificação da existência de cointegração entre as variáveis do modelo 1 e 2, são estimados os coeficientes dessa relação de longo prazo. A Tabela 6 mostra que, no modelo 1, os coeficientes são positivos e estatisticamente significativos para as transações correntes e para o PIB. Estes resultados indicam que, no longo prazo, uma redução dos saldos em transações correntes de 1% provoca uma queda no superávit primário de 0.25%. Em relação ao PIB, seu impacto é de 16,6%.

Para o modelo 2, nota-se que o coeficiente do resultado primário não é significativo para a explicação do saldo em transações corrente. Por outro lado, as variáveis de controle, PIB, taxa de câmbio e juros possuem significância estatística ao nível de 1% e 5%.

As estimações dos coeficientes de longo prazo dos dois modelos ARDL indicam que os déficits gêmeos da economia brasileira são explicados pelo comportamento das transações correntes e das variáveis de controle: PIB, taxa de câmbio e taxa de juros. No longo prazo, a variável fiscal não apresenta significância estatística. Portanto, não se verifica a causalidade tradicionalmente apontada entre os déficits fiscais e os déficits em transações correntes, na qual, aqueles causam estes. Por outro lado, é possível afirmar que a piora no desempenho comercial da economia brasileira ao longo da última década tem contribuído negativamente para os resultados fiscais.

**Tabela 6**  
**Coefficientes de Longo Prazo**

Modelo 1: ARDL (1,0,1)			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)		
Variável dependente: resultado primário			Variável dependente: transações correntes		
Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coefficiente	Estatística-t [prob]
TC	0.25	8.03 [0.00]	RP	0.52	0.65 [0.52]
PIB	16.59	4.69 [0.00]	PIB	25.42	3.00 [0.00]
D	-1.07	-5.08 [0.00]	EER	14.83	2.95 [0.01]
C	-72.43	-4.48 [0.00]	R	67.16	2.16 [0.04]
T	-0.15	-4.81 [0.00]	C	-197.19	-3.33 [0.00]

Seguindo com a análise empírica, são estimados os dois modelos na forma de vetores de correção de erros para a obtenção dos coeficientes de ajustamento. A Tabela 7 apresenta os resultados dessas estimações. No modelo ARDL-ECM 1 apenas a variação das transações correntes apresentaram significância estatística, isto é, desvios da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos, em parte, pela variação do saldo em transações correntes. Ademais, o coeficiente da equação de correção de erros (ECM) de -0,58, estatisticamente significativo, sugere que 58% do desvio da trajetória de longo prazo do resultado primário são corrigidos pelos seus ajustamentos (coeficientes) de curto prazo no trimestre seguinte.

Para o modelo ARDL-ECM 2, os coeficientes de ajustamento com significância estatística são as variações das transações correntes com uma defasagem, do PIB e da taxa de juros. O ECM indica que 8% do desvio da trajetória de longo prazo das transações correntes são corrigidos por esses ajustamentos de curto prazo.

**Tabela 7**  
**Coefficientes de Curto Prazo**

Modelo 1: ARDL (1,0,1)			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)		
Variável dependente: variação do resultado primário			Variável dependente: variação das transações correntes		
Regressores	Coeficiente	Estatística-t [prob]	Regressores	Coeficiente	Estatística-t [prob]
dTC	0.14	5.00 [0.00]	dTC1	0.56	5.24 [0.00]
dPIB	1.74	0.50 [0.62]	dRP	0.04	0.60 [0.55]
dD	-0.62	-4.92 [0.00]	dPIB	1.92	2.93 [0.01]
dC	-41.84	-4.62 [0.00]	dEER	-0.12	-0.29 [0.78]
dT	-0.09	-4.93 [0.00]	dR	5.08	2.12 [0.04]
ECM(-1)	-0.58	-6.37 [0.00]	dC	-14.91	-3.46 [0.00]
			ECM(-1)	-0.08	3.58 [0.00]

A estimação dos vetores de correção de erros aponta para a mesma relação de causalidade verificada no longo prazo. Isto é, as transações correntes são estatisticamente significativas para a determinação do resultado fiscal. Entretanto, este não apresenta significância estatística para a explicação do desempenho externo. De tal forma, a metodologia empírica utilizada sugere que os déficits gêmeos brasileiros, ou a piora das contas públicas e dos resultados comerciais, não podem ser explicados pela política fiscal brasileira. A queda nos saldos comerciais, as menores taxas de crescimento econômico nos últimos anos, o diferencial de juros interno e externo e a valorização do real são fatores que contribuíram para o cenário atual de menores superávits primários – e maiores déficits nominais – e deterioração dos saldos externos.

### 3.4.3 Testes de Diagnóstico e de Estabilidade dos Coeficientes da Regressão

A Tabela 8 apresenta os resultados dos testes de diagnóstico para os dois modelos estimados. Verifica-se que, ao nível de 5% de significância estatística, os resíduos da regressão 1 possuem ausência de correlação serial, têm distribuição normal e são homoscedásticos. Para o modelo 2, a hipótese nula de ausência de correlação serial é rejeitada ao nível 5% de significância estatística. Assim, os coeficientes dessa regressão perdem a propriedade de eficiência, ou seja, de variância mínima. Desse modo, os resultados obtidos pela equação 2, apesar de não viesados, possuem correlação serial.

**Tabela 8**  
**Testes de Diagnóstico**

Modelo 1: ARDL (1,0,1)			Modelo 2: ARDL (2,0,0,1,0)		
Variável primário	dependente:	resultado	Variável correntes	dependente:	transações
Testes		Prob.	Testes		Prob.
Correlação Serial <sup>1</sup>		0.16	Correlação Serial		0.01**
Normalidade <sup>2</sup>		0.51	Normalidade		0.90
Heteroscedasticidade <sup>3</sup>		0.05	Heteroscedasticidade		0.40

<sup>1</sup> Teste LM Breusch-Godfrey -  $H_0$ : ausência de correlação serial.

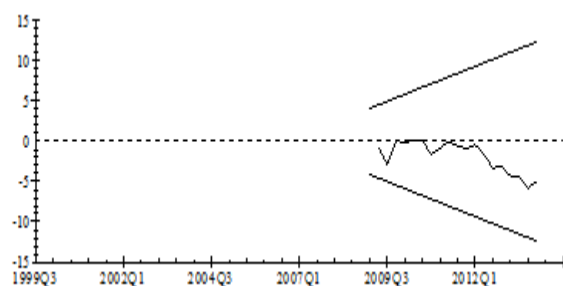
<sup>2</sup> Teste White -  $H_0$ : os resíduos são homoscedásticos.

<sup>3</sup> Teste Jarque-Bera -  $H_0$ : os resíduos possuem distribuição normal.

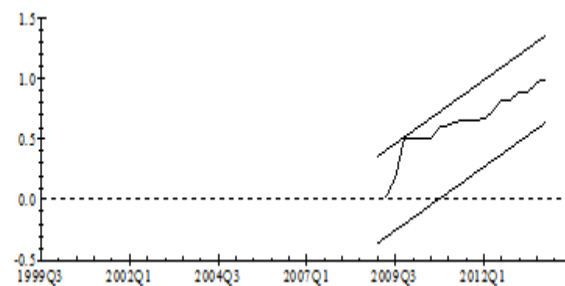
\*\* denota rejeição da hipótese nula a 5% de nível de significância estatística.

Para testar a estabilidade dos coeficientes das regressões estimadas foram realizados os testes propostos por Brown, Durbin e Evans (1975) de Soma Cumulativa dos Resíduos Recursivos (CUSUM) e Soma Cumulativa dos Quadrados dos Resíduos Recursivos (CUSUMQ). Os Gráficos de 8 a 11 mostram que os valores críticos de CUSUM e CUSUMQ estão dentro da banda de valores críticos, calculados a 5% de significância estatística. Assim, a hipótese nula de estabilidade dos coeficientes não é rejeitada para nenhum dos testes realizados. Isso indica estabilidade dos parâmetros dos modelos estimados.

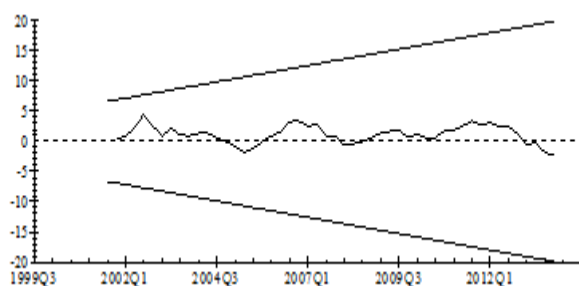
**Gráfico 8**  
**Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos**  
**– Modelo 1**



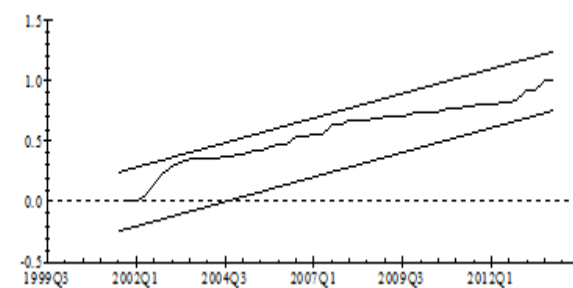
**Gráfico 9**  
**Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos**  
**ao Quadrado – Modelo 1**



**Gráfico 10**  
**Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos**  
**– Modelo 2**



**Gráfico 11**  
**Soma Cumulativa Recursiva dos Resíduos**  
**ao Quadrado – Modelo 2**



## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta dissertação teve como objetivo investigar a relação entre o desempenho externo e o resultado fiscal da economia brasileira ao longo dos últimos 15 anos. Procurou-se verificar a relação causal entre essas variáveis, a fim de validar ou não a explicação tradicionalmente dada aos déficits gêmeos, qual seja: o déficit fiscal causa o déficit externo.

O primeiro modelo estimado, que capta o impacto do setor externo na política fiscal, indicou que no longo prazo as transações correntes e o PIB possuem efeitos estatisticamente significativos sobre o resultado primário do setor público. Em relação aos ajustamentos de curto prazo do resultado primário, apenas a variação das transações correntes apresentou coeficiente com significância estatística.

No segundo modelo estimado, que verifica a influência do resultado fiscal sobre os saldos externos, as variáveis que apresentaram significância estatística no longo prazo foram: o PIB, a taxa de juros e a taxa de câmbio. O mecanismo de correção de erros indicou que os ajustamentos de curto prazo das transações correntes são dados pelas variações do PIB e da taxa de juros. Portanto, o comportamento do resultado primário não mostrou efeito estatisticamente significativo para a explicação do desempenho externo da economia brasileira. Entretanto, os coeficientes dessa regressão não apresentaram a propriedade de variância mínima, não sendo, portanto, parâmetros eficientes.

Entretanto, apenas com a estimação do primeiro modelo verifica-se que a relação causal unidirecional das contas públicas para as contas externas deve ser rejeitada para o caso brasileiro. Ou seja, a explicação tradicional dos déficits gêmeos não é validada, visto que a piora do desempenho externo da economia brasileira, juntamente com as menores taxas de crescimento econômico, contribuíram para a redução do superávit primário e, conseqüentemente, aumento do déficit nominal.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABEL, A. B.; BERNANKE, B. S. **Macroeconomics**. Boston: Addison Wesley Longman, 4<sup>a</sup> ed., 2001.

ANDREWS, D. W. K. Testes for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. **Econometrica**, vol. 61, pp. 821-856, 1993.

ANORUO, E.; RAMCHANDER, S. Current Account and Fiscal Deficits: Evidence from Five Developing Economies of Asia. **Journal of Asian Economics**, vol. 9, n. 3, pp. 487-501, 1998.

ARAÚJO, T. F.; OLIVEIRA, A. C.; RESENDE, M. F. C.; MORO, S. Déficits Gêmeos e Taxa de Câmbio Real. **Revista de Economia Contemporânea**, vol. 13, n. 1, pp. 5-30, Jan./Abr. 2009.

ARISTOVNIK, A.; DJURIC', S. Twin Deficits and the Feldstein-Horioka Puzzle: a Comparison of the EU Member States and Candidate Countries. **Munich Personal RePEc Archive**, n. 24149, Jul. 2010.

ARIZE, A. C.; MALINDRETOS, J. Dynamics Linkages and Granger Causality Test between Trade and Budget Deficits: evidence from Africa. **African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research**, vol. 2, n. 2, pp. 1-19, 2008.

BAGNAI, A. Structural Breaks and the Twin Deficits Hypothesis. **International Economics and Economic Policy**, Springer, vol. 3, n. 2, pp. 137-155, 2006.

BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E.; KHALID, A. M. Testing Twin Deficits Hypothesis Using VARs and Variance Decomposition. **Journal of the Asia Pacific Economy**, vol. 11, n. 3, pp. 331-354, 2006.

BAHARUMSHAH, A. Z.; ISMAIL, H.; LAU, E. Twin Deficits Hypothesis and Capital Mobility: the Asean-5 Perspective. **Jurnal Pengurusan**, vol. 29, pp. 15-32, 2009.

BARRO, R. J. The Ricardian Approach to Budget Deficits. **The Journal of Economic Perspectives**, vol.3, n.2, pp. 37-54, 1989.

BARTOLINI, L.; LAHIRI, A. Twin Deficits: twenty years later. **Current Issues in Economics and Finance**, New York, vol. 12, n. 7, 2006.

BCB. Banco Central do Brasil. Economia e Finanças. **Séries Temporais**. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

BIS. Banco de Compensações Internacionais. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.bis.org/statistics/index.htm>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

BOLETIM FOCUS. Brasília, DF: **Banco Central do Brasil**, 19 Dez. 2014.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. A Armadilha Teórica da Política de Estabilização. **Revista de Economia Política**, vol.4, n.4, Out./Dez. 1984.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. J. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. **Journal of the Royal Statistical Society**, vol. 37, n. 2, pp. 149-192, 1975.

CAVALLO, M. Understanding the Twin Deficits: New Approaches, New Results. **Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter**, n. 16, Jul. 2005.

CHANG, J-C.; HSU, Z. Causality Relationships between the Twin Deficits in the Regional Economy. **Department of Economics**, National Chin Nan University. Disponível em: <<http://econ.ccu.edu.tw/2009/conference/2B3.pdf>>. Acesso em: 10 Jun. 2014.

CHEN, D. Y. Effects of Monetary Policy on the Twin Deficits. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, vol. 47, n. 2, pp. 279-292, 2007.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, vol. 74, n. 366, pp. 427-431, 1979.



EL-BAZ, O. Empirical Investigation of the Twin Deficits Hypothesis: the Egyptian Case (1990-2012). **Munich Personal RePEc Archive**, n. 53428, Fev. 2014.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.; STOCK, J. H. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. **Econometrica**, vol. 64, n. 4, pp. 813-836. 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, vol. 55, pp. 251-76, 1987.

FELDSTEIN, M. The Budget and Trade Deficits aren't Really Twins. **NBER Working Paper**, n. 3966, Jan. 1992.

FLEEGLER, E. The Twin Deficit Revisited: a Cross Country, Empirical Approach. **Journal of International Economics**, vol. 10, n. 2, pp. 1-24, 2006.

FMI. Fundo Monetário Internacional. **Estatísticas Financeiras Internacionais**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/fin.htm>>. Acesso em: 10 Jun. 2014.

FONSECA NETO, F. A.; TEIXEIRA, J. R. **Crescimento com Restrição de Balanço de Pagamentos e Déficits Gêmeos no Brasil a partir dos Anos Noventa**. Anais do 32º Encontro Nacional de Economia ANPEC, João Pessoa, Dezembro, 2004.

GIAMBIAGI, F.; AMADEO, E. J. Taxa de Poupança e Política Econômica: Notas sobre as Possibilidades de Crescimento numa Economia com Restrições. **Revista de Economia Política**, vol. 10, n. 1, Jan./Mar. 1990.

GOMES, C.; AIDAR, O. Política Monetária no Brasil: os Desafios do Regime de Metas de Inflação. **Revista Economia-Ensaio**, vol. 20, n.1, pp. 45-63, Dez. 2005.

GREGORY, A. W.; HANSEN, B. E. Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts. **Journal of Econometrics**, vol. 70, pp. 99-126, 1996.

HOLMES, M. J. Threshold Cointegration and the Short-Run Dynamics of Twin Deficit Behaviour. **Research in Economics**, vol. 65, pp. 271-277, 2011.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/industria/pimpfbr/>>. Acesso em: 10 Jun. 2014.

ISLAM, M. F. Brazil's Twin Deficits: an Empirical Examination. **Atlantic Economic Journal**, vol. 26, n. 2, pp. 121-128, 1998.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, vol. 59, pp. 1551–1580, 1991.

KALOU, S.; PALEOLOGOU, S-M. The Twin Deficits Hypothesis: Revisiting an EMU Country. **Journal of Policy Modeling**, vol. 34, pp. 230-241, 2012.

KIM, S.; ROUBINI, N. Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the US. **Journal of International Economics**, vol. 74, n. 2, pp. 362-383, 2008.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series are Non-Stationary? **Journal of Econometrics**, vol. 54, pp. 159-178. 1992.

MARINHEIRO, C. F. Ricardian Equivalence, Twin Deficits, and the Feldstein–Horioka Puzzle in Egypt. **Journal of Policy Modelling**, vol.30, pp. 1041-1056. 2008.

MDIC. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Comércio Exterior. **Estatísticas de Comércio Exterior**. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=1161>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

MF. Ministério da Fazenda. Secretária de Política Econômica. **Conjuntura Econômica**.

Disponível em:

<[https://www1.fazenda.gov.br/spe/publicacoes/conjuntura/informativo\\_economico/2014/2014\\_12/setor\\_externo/IE%202014%2012%2019%20Balan%C3%A7o%20de%20Pagamentos.pdf](https://www1.fazenda.gov.br/spe/publicacoes/conjuntura/informativo_economico/2014/2014_12/setor_externo/IE%202014%2012%2019%20Balan%C3%A7o%20de%20Pagamentos.pdf)>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

\_\_\_\_\_. Publicações. **Economia Brasileira em Perspectivas**. Mar. 2013. Disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br/relatorio-mensal-da-divida>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

MINSKY, H. P. **Stabilizing and Unstable Economy**. New Haven: Yale University Press, 1986.

MISZTAL, P. The Link between Government Budget and Current Account in the Baltic Countries. **MPRA Paper**, n. 40784, 2012.

MODENESI, A. M. Política Monetária no Brasil pós Plano Real (1995-2008): um Breve Retrospecto. **Economia & Tecnologia**, vol. 21, Abr./Jun. 2010.

MOREIRA, T. B. S.; SOARES, F. A. R. **A Crise Financeira Internacional e as Políticas Anticíclicas no Brasil**. 2010. Disponível em:

<[http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio\\_TN/XVPremio/politica/1pfceXVPTN/Tema\\_3\\_1.pdf](http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XVPremio/politica/1pfceXVPTN/Tema_3_1.pdf)>. Acesso em: 10 Jun. 2014.

MUKHTAR, T.; ZAKARIA, M.; AHMED, M. An Empirical Investigation for the Twin Deficits Hypothesis in Pakistan. **Journal of Economic Cooperation**, vol. 28, n. 4, pp. 63-80, 2007.

NEAIME, S. Twin Deficits in Lebanon: a Time Series Analysis. **Lecture and Working Paper Series**, n. 2, 2008.

NORMANDIN, M. Budget deficit persistence and the twin deficits Hypothesis. **Journal of International Economics**, v. 49, n. 1, pp. 171-193, 1999.

PAULA, L. F. R. Teoria da Firma Bancária. In: LIMA, G. T.; SICSÚ, J.; PAULA, L. F. R. **Macroeconomia Moderna: Keynes e a Economia Contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

PESARAN, M.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Long-run Relationships. **Journal of the American Statistical Association**, vol. 94, pp. 621-634, 1999.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**, vol. 16, n. 3, pp. 289-326, 2001.

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. **The Review of Economic Studies**, vol. 57, n. 1, pp. 99-125, 1999.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, vol. 75, n. 2, pp. 335-346, 1988.

RAFIQ, S. Fiscal Stance, the Current Account and the Real Exchange Rate: some Empirical Estimates from a Time-Varying Framework. **Structural Change and Economic Dynamics**, vol. 21, pp. 276-290, 2010.

RATHA, A. Twin Deficits or Distant Cousins? Evidence from India. **South Asia Economic Journal**, vol. 13, n. 1, pp. 51-68, 2012.

RESENDE, M. F. C. **Déficits Gêmeos e Poupança Nacional: Abordagem Convencional e Pós Keynesiana**. Anais do 33º Encontro Nacional de Economia ANPEC, Natal-RN, Dezembro, 2005.

RESENDE, M. F. C. Déficits Gêmeos e Poupança Nacional: Abordagem Teórica. **Revista de Economia Política**, vol. 29, n. 1, pp. 24-42, Jan./Mar. 2009.

RESENDE, M. F. C.; VIEIRA, F. A. C. Taxa de Câmbio Real e Déficits Gêmeos na Economia Monetária: Relações de Causalidade. **Economia & Tecnologia**, vol. 24, pp. 27-42, Jan./Mar. 2011.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York: McGraw-Hill, 4<sup>a</sup> ed., 2011.

SALEH, A. S. Long-Run Linkage between Budget Deficit and Trade Deficit in Lebanon: Results from the UECM and Bounds Tests. **Journal of Economics and Management**, vol. 14, n. 1, pp. 29-48, 2006.

SALVATORE, D. Twin Deficits in the G-7 Countries and Global Structural Imbalances. **Journal of Policy Modeling**, vol. 28, pp. 701-712, 2006.

SOBRINO, C. R. The Twin Deficits Hypothesis and Reverse Causality: a Short-Run Analysis of Peru. **Journal of Economics, Finance and Administrative Science**, vol. 18, n. 34, pp. 9-15, 2013.

SOUZA, T. A; VERÍSSIMO, M. P. O Papel das Commodities para o Desempenho Exportador Brasileiro. **Indicadores Econômicos FEE**, vol. 40, n. 2, pp. 79-94, 2013.

STN. Secretária do Tesouro Nacional. Dívida Pública Federal. **Relatório Mensal da Dívida**. Disponível em: < <http://www.tesouro.fazenda.gov.br/relatorio-mensal-da-divida>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

STOURNARAS, C. F. **Twin Deficits in Greece**: Theory and Evidence from the Last Drachma. 2013. Disponível em: < <http://ssrn.com/abstract=2205047>>. Acesso em: 10 Dez. 2014.

WDI. World Development Indicator. **World Bank**. Disponível em: <<http://data.worldbank.org/indicator>>. Acesso em: 10 Jun. 2014.