

# DÉFICITS GÊMEOS E TAXA DE CÂMBIO REAL \*

*Taiana Fortunato Araújo* \*\*

*Alessandra Coelho de Oliveira* \*\*\*

*Marco Flávio da Cunha Resende* \*\*\*\*

*Sueli Moro* \*\*\*\*\*

**RESUMO** Não há consenso sobre a relação entre déficit público, déficit em transações correntes e poupança nacional. É comum o argumento de que o déficit público causa insuficiência de poupança nacional em relação a uma dada taxa de investimento. Assim, para que a taxa de investimento não seja reduzida, torna-se necessário absorver poupança externa, implicando déficit em transações correntes. Trata-se da tese dos déficits gêmeos. Pretende-se neste trabalho testar uma das hipóteses presentes nos estudos sobre este tema, a saber, o déficit público provoca um déficit em transações correntes porque causa uma apreciação da taxa de câmbio real. Através de estimação de modelo com dados em painel para 35 países durante o período 1991-2000, este artigo conclui pela rejeição da citada hipótese.

**Palavras-chave:** déficits gêmeos; taxa de câmbio real; dados em painel

**Código JEL:** C23; E62; F41

## THE TWINS DEFICITS AND THE REAL EXCHANGE RATE

**ABSTRACT** A consensus has not yet emerged about the relationship between budget deficit, external deficit and national saving. According to mainstream economic literature, the budget deficit can cause an insufficiency of national saving for a given

---

\* Artigo recebido em 19 de setembro de 2007 e aprovado em 10 de novembro de 2008.

\*\* Mestre pelo CEDEPLAR-UFMG, e-mail: taianafortunato@gmail.com

\*\*\* Mestre pelo CEDEPLAR-UFMG, e-mail: acolho@cedeplar.ufmg.br

\*\*\*\* Professor Adjunto do CEDEPLAR-UFMG e pesquisador do CNPq, e-mail: resende@cedeplar.ufmg.br

\*\*\*\*\* Professora Associada do CEDEPLAR-UFMG, e-mail: smoro@cedeplar.ufmg.br

investment rate. In such cases, the investment rate will not be reduced if foreign saving is absorbed, thus causing an external deficit. This is the twin deficits hypothesis. This study seeks to test the hypothesis that the budget deficit causes a external deficit because it causes the appreciation of the real exchange rate. This paper concludes that there is no regular causal relationship between budget deficits and external deficits. This conclusion is empirically conformed by means of estimating a panel data model for 35 countries during the 1991-2000 period.

**Key words:** twins deficits; real exchange rate; panel data

## INTRODUÇÃO

Um consenso ainda não foi alcançado na literatura econômica sobre a relação entre déficit público, déficit em transações correntes e poupança nacional. Todavia, é comum o argumento de que o déficit público resulta em déficit em transações correntes do balanço de pagamentos (tese dos déficits gêmeos). A literatura teórica e empírica sobre este tema é muito extensa e é composta por autores de diversos matizes teóricos. Essa diversidade está refletida em distintas hipóteses comportamentais e em diferentes conclusões acerca da relação entre déficit público e déficit externo. Não se pretende neste trabalho realizar uma resenha teórica e empírica dessa literatura. Objetiva-se, tão-somente, investigar por meio da estimação de um modelo de painel balanceado um dos argumentos presentes nessa literatura, a saber, a hipótese de que o déficit público provoca um déficit em transações correntes porque causa uma apreciação da taxa de câmbio real.

Desse modo, não se está considerando a parcela da literatura que trata dos efeitos nulos do déficit público sobre o déficit externo no contexto da presença de Equivalência Ricardiana ou de *Crowding Out* total — deslocamento total do investimento privado pela política fiscal expansionista.<sup>1</sup> Ademais, não faz parte do escopo deste artigo investigar a magnitude e proporção do déficit externo causado por um dado déficit público, como também não se pretende investigar os efeitos sobre o crescimento econômico que o déficit público causa quando produz desequilíbrios no balanço de pagamentos — restrição externa ao crescimento.<sup>2</sup>

Entretanto, também não é consensual na literatura a hipótese a ser testada neste estudo, qual seja, o mecanismo através do qual o déficit público causa um déficit em transações correntes seria a mudança de preços relativos. Oskooe (1995) e Rosensweig e Tallman (1993) mostraram por meio do modelo Mundell-Fleming que, seja com taxa de câmbio fixa, seja com taxa de câmbio flutuante, o déficit público causa um déficit externo por meio da apreciação da taxa de câmbio real. Todavia, autores como McKinnon (1984) e Giambiagi e Amadeo (1990) argumentam que hiatos de poupança-investimento são diretamente refletidos na balança comercial, sem necessidade de alteração dos preços relativos. Portanto, o papel da taxa de câmbio real como mecanismo por meio do qual o déficit público provoca um déficit externo será apresentado na próxima seção para, em seguida,

proceder-se a um teste empírico acerca dos efeitos do déficit público sobre a taxa de câmbio real e sobre o saldo em transações correntes.

A literatura aplicada sobre a relação de causalidade entre déficit público e saldo em transações correntes é extensa e não conclusiva. Com base em modelos de distintas tradições teóricas e, também, através de diferentes metodologias de estimação, diversos autores testaram a validade da tese dos déficits gêmeos, encontrando amplo espectro de resultados, inclusive resultados opostos. Visto que o objetivo deste trabalho é tão-somente investigar se o déficit público afeta a taxa de câmbio real e, a partir desse efeito, provoca um déficit em transações correntes, o modelo desenvolvido em McCoskey e Kao (2001) pode ser utilizado para tal propósito, pois contempla essas variáveis, a saber, déficit público, taxa de câmbio real e saldo em transações correntes. Assim, após desenvolver na próxima seção a hipótese referente ao papel dos preços relativos na relação entre déficit público e déficit externo, será estimado um modelo visando a corroborar, ou a rejeitar, a citada hipótese.

Além desta introdução o artigo conta com outras três seções. Na seção 1 desenvolve-se o argumento de que o vínculo entre déficit público e déficit em transações correntes, quando ocorre, se dá através da mudança de preços relativos. Ou seja, apresenta-se a hipótese de que o mecanismo através do qual o déficit público causa o déficit externo seria a apreciação da taxa de câmbio real provocada por aquele. Na seção 2 é feita uma revisão da literatura aplicada sobre a tese dos déficits gêmeos. Em seguida, é estimado o modelo desenvolvido em McCoskey e Kao (2001) pelo método de dados em painel balanceado para 35 países visando a testar a citada hipótese para o período 1991-2000. A seção 3 destina-se às conclusões do trabalho.

## **1. DÉFICIT PÚBLICO, TAXA DE CÂMBIO REAL E DÉFICIT EM CONTA CORRENTE**

O estudo teórico e empírico da relação entre déficit público e saldo em conta corrente do balanço de pagamentos tem sido objeto de controvérsia. Em geral, esse estudo baseia-se na seguinte identidade macroeconômica:<sup>3</sup>

$$CC \equiv S_N - I,$$

Ou, então,

$$CC \equiv Y - E \equiv S^P - (G - T) - RLEE - I,$$

onde,

CC = saldo em conta corrente;

Y = renda nacional;

E = despesa agregada;

$S^P$  = poupança privada agregada;

I = investimento agregado;

T = receitas correntes do governo;

G = gastos correntes do governo;

T - G = poupança pública;

RLEE = renda líquida enviada ao exterior;

$S_N$  = poupança nacional =  $S^P + (T - G) - RLEE$ .

É comum o argumento de que o déficit público resulta em déficit em transações correntes. Tal argumento baseia-se, muitas vezes, na identidade macroeconômica supracitada.<sup>4</sup> Porém, as identidades das Contas Nacionais (CN) têm uma natureza contábil: as variações de estoque são contempladas, desejadas ou não. As CN representam uma situação de “equilíbrio macroeconômico *ex post*”. Portanto, a identidade supracitada “não é uma teoria econômica ou uma regularidade empírica, mas uma identidade contábil sobre a qual não pode haver nenhum debate” (Feldstein, 1992, p. 4). Ainda, “(...) olhar para as identidades nunca pode ser a análise completa. Devemos perguntar como a identidade contábil é traduzida em incentivos que afetam o comportamento individual” (Krugman, 1992, p. 5).<sup>5</sup>

Para Krugman (1992, p. 4) nem sempre desequilíbrios orçamentários se refletem em desequilíbrios comerciais: o desequilíbrio fiscal pode apenas deslocar gastos privados (*crowding out*) e/ou estimular a poupança privada (Equivalência Ricardiana), sem afetar, portanto, o CC. Entretanto, nas situações em que o déficit externo se vincula ao déficit público, esse autor argumenta que não estão claros os mecanismos através dos quais um excesso da absorção doméstica sobre a produção nacional deterioraria o CC. Segundo Krugman (1992), mudanças no CC dependem de alterações na distribuição dos gastos mundiais, e tais alterações dependem de mudanças na taxa de câmbio real.<sup>6</sup>

McKinnon (1984) argumenta que hiatos de poupança-investimento são diretamente refletidos na balança comercial, sem necessidade de alteração dos preços relativos, quando há mobilidade de capitais. Argumento semelhante é apresentado em Giambiagi e Amadeo (1990). Segundo Krugman (1992, p. 15), esse argumento confunde se uma mudança na taxa de poupança será refletida em uma mudança na distribuição dos gastos mundiais com outra questão, a saber, se uma mudança nessa distribuição requer uma mudança de preços relativos.

Quando se assume ausência de Equivalência Ricardiana e de *crowding out*, argumenta-se, em geral, que o desequilíbrio das contas públicas implica excesso do investimento sobre a poupança nacional. Isso resulta em absorção de poupança externa (CC deficitário), necessária para compensar a insuficiência de poupança nacional. Isto é, o investimento corresponde ao aumento do estoque de capital físico da economia — formação bruta de capital fixo mais variação de estoques (Simonsen e Cysne, 1995, p. 151) — e é contabilmente igual à soma das poupanças nacional e externa em equilíbrio macroeconômico (*ex post*) (Feijó et al., 2001, p. 8). Assim, a poupança nacional é a renda nacional não consumida e está associada à produção de capital. Se o déficit público implica aumento do consumo para um dado nível de renda, argumenta-se que haverá redução da taxa de poupança nacional, ou seja, insuficiência de poupança nacional para um dado nível de investimento (Resende, 1995). Todavia, os mecanismos por meio dos quais esse processo se manifesta não são claros. Segundo Resende (2008),

Tavares et al. (1982, p. 35) argumentam que tal processo não é concretamente possível visto que em certo momento do tempo o estoque de capital da economia está dado. Assim, o aumento da absorção doméstica não pode transformar bens de capital destinados à produção de capital em bens de capital destinados à produção de bens de consumo, e vice-versa.<sup>7</sup> Neste caso, o déficit público não reduz a disponibilidade interna de máquinas e equipamentos requeridos para o investimento e, então, seriam falaciosas as relações entre déficit público e insuficiência de poupança nacional e entre déficit público e déficit externo. Todavia, o argumento de Tavares et al. (1982) só é válido para economias fechadas. Se alterações na absorção doméstica vierem acompanhadas de mudanças dos preços relativos haverá mudanças na oferta de bens de investimento, alterando a poupança nacional, em economias abertas. Através da depreciação (apreciação) da taxa de câmbio real a poupança nacional pode ser ampliada (reduzida).<sup>8</sup>

Há dois efeitos distintos relacionados à mudança da taxa de câmbio real: o aumento relativo dos preços dos bens comerciáveis (BC) estimula a substituição do consumo em direção aos não comerciáveis (BNC), ao mesmo tempo em que estimula o aumento da produção daqueles. Segundo Pastore e Pinotti (1995, p. 141), com a desvalorização da taxa de câmbio real, a receita marginal eleva-se em relação ao custo marginal no setor de BC visto que BNC são insumos para a produção de BC. Nesse caso, uma nova otimização será realizada elevando a utilização de BNC, que serão empregados até o ponto no qual a receita marginal volte a se igualar ao custo marginal, elevando a produção de BC.

Resultado semelhante também é obtido quando se trabalha com um modelo de fixação de preços segundo a regra de *mark-up*, e onde a economia não opera necessariamente a pleno emprego.<sup>9</sup> O aumento do preço no setor de BNC em relação ao setor de BC pode eliminar produtores de BC menos eficientes por meio do esmagamento de suas margens de lucro decorrente do aumento de custos de produção — aumento de preços de BNC. Do mesmo modo, a queda do preço relativo de BNC viabiliza a entrada de produtores menos eficientes no setor de BC.

O aumento dos preços dos BC em relação aos preços dos BNC resulta, então, em aumento do saldo comercial. A elevação das exportações líquidas corresponde contabilmente à ampliação da poupança nacional.<sup>10</sup> Portanto, máquinas que produzem bens de consumo não podem se metamorfosear em máquinas produtoras de bens de investimento; porém, os bens de consumo exportados geram divisas externas para importar bens de capital.

O aumento da absorção doméstica acima de uma dada taxa de crescimento do produto potencial, quando acompanhado de apreciação da taxa de câmbio real, reduz as exportações líquidas, isto é, reduz a poupança nacional. Como o investimento é contabilmente igual à soma das poupanças nacional e externa, quando a poupança nacional se retrai (em decorrência do aumento da absorção doméstica causado pelo déficit público), para não haver redução do investimento é necessário compensar a queda da poupança nacional com a ampliação da absorção de poupança externa (deterioração do saldo em conta corrente). Ou seja, para que o saldo em CC não se deteriore quando ocorre apreciação da taxa de câmbio real torna-se necessária uma redução da oferta de bens de investimento (bens de capital), que

ocorre por meio de importações. Porém, para que tal oferta não se reduza, torna-se necessário que o nível das importações de bens de capital não seja reduzido, deteriorando-se o saldo em CC.

Assim, supondo que déficits públicos implicam aumentos na absorção doméstica (ausência de *crowding out* e de Equivalência Ricardiana), a questão-chave é saber se o aumento da absorção doméstica resulta em apreciação da taxa de câmbio real, necessariamente. Tal apreciação levará a uma insuficiência de poupança nacional em relação a um dado nível de investimento.<sup>11</sup> Krugman (1992) argumenta que a relação poupança-investimento só pode ser refletida no saldo comercial por meio de mudanças na taxa de câmbio real. Todavia, esse autor não demonstra os canais por meio dos quais o déficit público provocaria uma mudança de preços relativos.

Essa tarefa foi realizada, por exemplo, em Feldstein (1992) para o regime cambial de taxas flutuantes, e em Rosensweig e Tallman (1993), seja para o regime de taxa fixa, seja para o regime de taxa flutuante de câmbio. Esses autores, entretanto, basearam-se em apenas uma variante do modelo de Mundell-Fleming. Recentemente, Resende (2008) avaliou, no campo teórico, os efeitos do déficit público sobre a taxa de câmbio real, supondo ausência de *crowding out* e/ou Equivalência Ricardiana, utilizando o modelo Mundell-Fleming em suas diversas variações (taxas de câmbio fixa e flutuante; nula, pequena e elevada mobilidade de capitais; preços fixos e flexíveis etc.). Resende (2008, p. 20) concluiu que

No regime de taxa de câmbio fixa, tal relação é válida apenas quando a economia opera a pleno emprego concomitantemente à ausência de Equivalência Ricardiana e de *crowding out*. No regime de taxa de câmbio flexível esta relação é válida apenas em duas situações: i) quando a economia opera a pleno emprego e, ainda, há infinita (ou elevada) mobilidade de capitais e ausência de Equivalência Ricardiana e de *crowding out*; ou, ii) quando a economia opera aquém do pleno emprego e, paralelamente, há plena (ou elevada) mobilidade de capitais, o déficit é financiado por meio da emissão de dívida pública e há ausência de Equivalência Ricardiana e de *crowding out*.

Portanto, segundo esse autor, apenas nas situações citadas o déficit público necessariamente causa uma mudança dos preços relativos. Nas demais situações estudadas é possível a ocorrência da relação de causalidade entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real; porém, a situação na

qual tal relação não ocorre também pode se verificar. Ou seja, não haveria nenhuma garantia de que o déficit público cause uma mudança dos preços relativos, nas demais situações possíveis.

Desse modo, seria válida a conclusão de Krugman (1992, p. 24) de que a contribuição dos desequilíbrios fiscais para ampliar os desequilíbrios externos seria apenas uma possibilidade, mesmo na ausência de *crowding out* e de Equivalência Ricardiana. Assim, se a relação de causalidade entre déficit público e déficit em transações correntes é apenas uma possibilidade, a presença de défcits gêmeos só pode ser constatada empiricamente. Na próxima seção será testada empiricamente a hipótese de défcits gêmeos para um conjunto de 35 países. Além disso, a relação entre déficit público, alterações da taxa de câmbio real e déficit em conta corrente também será testada.

## 2. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS, METODOLOGIA E RESULTADOS

### 2.1 Défcits gêmeos: evidências empíricas

Assim como ocorre no campo teórico, no campo empírico não há consenso sobre a relação de causalidade entre déficit público e saldo em conta corrente. Segundo Vamvoukas (1999, p. 1.093): “Investigações empíricas recentes sobre a relação entre os défcits orçamentário e comercial geraram resultados dúbios.” Ainda: “Um grande número de artigos examina a relação entre défcits orçamentário e comercial. Cada artigo contribui com importantes *insights*, mas nenhum consenso ainda foi alcançado” (Rosensweig e Tallman, 1993, p. 580).

Kasa (1994) e Normandin (1999) estimam, via vetor autorregressivo (VAR), o modelo de gerações superpostas de Blanchard (1985) para o Japão, EUA e Alemanha, e para o Canadá, respectivamente, visando a analisar a relação entre déficit público e saldo em conta corrente. Os autores concluem pela validade dessa relação e pela rejeição da hipótese de Equivalência Ricardiana. Porém, Winckler et al. (1999) apresentam resultados que corroboram a hipótese sustentada pela Equivalência Ricardiana, para o caso australiano.

McCoskey e Kao (2001) testam a relação de longo prazo entre déficit público e déficit em conta corrente por meio do teste da hipótese de cointegração entre essas variáveis utilizando um painel com 13 países<sup>12</sup> e 20 anos. Testaram-se duas especificações:

$$CC_{it} = \alpha_i + \beta_i DP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$CC_{it} = \alpha_i + \beta_{1i} DP_{it} + \beta_{2it} CRE + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

sendo, CC = saldo em conta corrente como porcentagem do PIB, DP = déficit público como porcentagem do PIB e CRE = câmbio real efetivo. Os testes de cointegração não rejeitaram a hipótese nula de não-cointegração para os modelos (1) e (2), não podendo ser estimada uma relação de longo prazo entre CC e DP.

Baharumshah et al. (2005) definem os déficits gêmeos como uma relação de longo prazo, sendo o mecanismo de transmissão via taxa de juros de curto prazo e câmbio real efetivo. Testam, pois, tal relação através do método de Johansen para quatro países asiáticos: Indonésia, Malásia, Filipinas e Tailândia, para o período 1976-2000. A relação de longo prazo entre déficit público e déficit em conta corrente foi encontrada por meio de testes de cointegração com quebras estruturais, ao contrário de McCoskey e Kao (2001). A partir dessa constatação, a relação de causalidade entre os dois déficits foi verificada por meio do Teste de Causalidade de Granger. Para a Tailândia, foi encontrada a relação de causalidade do déficit público para o saldo em conta corrente, enquanto para a Indonésia a relação causal inversa se evidenciou. Para os demais países verificou-se uma relação bicausal.

Assim como Baharumshah et al. (2005), Baharumshah e Lau (2005) examinam a hipótese de déficits gêmeos para um painel de nove países asiáticos,<sup>13</sup> sendo encontrada evidência de cointegração entre os dois déficits. Uma relação bicausal entre as duas variáveis foi verificada com a utilização dos Testes de Wald e de Causalidade de Granger.

Visto que o objetivo deste trabalho é tão-somente investigar se o déficit público afeta a taxa de câmbio real e, a partir desse efeito, provoca um déficit em transações correntes, o modelo desenvolvido em McCoskey e Kao (2001) pode ser utilizado para esse propósito. Dessa forma, tal modelo será estimado a partir do método de dados em painel para 35 países.

## 2.2 Metodologia e resultados

O teste empírico realizado a seguir baseia-se em duas especificações distintas, seguindo McCoskey e Kao (2001). A primeira considera apenas a relação direta entre o saldo em conta corrente (CC) e o saldo governamental

(SG), e a segunda acrescenta um mecanismo de transmissão, a taxa de câmbio real (CRE), entre o SG e o CC, conforme as equações (1) e (2).

Todos os dados apresentam periodicidade anual e foram obtidos do *International Financial Statistics Yearbook (2003)* do Fundo Monetário Internacional (FMI) para o período 1991-2000. O saldo em conta corrente (SCC) foi obtido em milhões de dólares correntes e multiplicado pela taxa de câmbio nominal efetiva, também disponível no *International Financial Statistics Yearbook (2003)*. Com esse procedimento foi possível obter o SCC em milhões correntes da moeda local, que, em seguida, foi transformado em percentual do Produto Interno Bruto (PIB). O PIB e o saldo governamental (SG) foram obtidos em milhões de unidades da moeda local em valores correntes, sendo o resultado das contas do governo também transformado em percentual do PIB. Em seguida, os percentuais do SCC e do SG (em relação ao PIB) foram transformados em índice, cuja data base é 1995. Os dados da taxa de câmbio real efetiva foram obtidos em formato de números índices, cuja data base é 1995, e foram extraídos diretamente do *International Financial Statistics Yearbook (2003)*.<sup>14</sup> O SG reflete déficit nominal (superávit) público quando o sinal é negativo (positivo). Dada a hipótese de déficits gêmeos, espera-se uma relação positiva entre SG e CC. Destaca-se ainda que, caso a relação entre déficit público e SCC se opere via mecanismo de transmissão, espera-se um sinal positivo para o coeficiente estimado da CRE.

Adotou-se um modelo de painel balanceado para um conjunto de 35 países, no período de 1991 a 2000, selecionados de acordo com a disponibilidade de dados.<sup>15</sup> Os países são: África do Sul, Bahrain, Canadá, Cingapura, Chile, China, Chipre, Colômbia, Costa Rica, Dinamarca, Equador, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Finlândia, Holanda, Hungria, Irã, Islândia, Israel, Itália, Lesoto, Marrocos, Noruega, Nova Zelândia, Paquistão, Paraguai, República Dominicana, Romênia, São Vicente, Suécia, Suíça, Togo, Uruguai e Venezuela.

### **2.2.1 Testes de estacionariedade**

Diversos são os testes que exploram a conformação de painéis para o teste de integração de variáveis macroeconômicas. Foram utilizados, no presente trabalho, os testes propostos por Levin, Lin e Chu (2002, LLC), Breitung (2002, BTG), Im, Pesaran e Shin (2003, IPS), Fisher-ADF e Fisher-PP, e Hadri

(2000, HA).<sup>16</sup> Os testes foram realizados para as séries em nível, utilizando-se a seleção automática de *lags* pelo método de Akaike e Schwarz. A tabela 1 apresenta os resultados.

Para a variável CRE, apenas quando se adota a especificação 1 do teste de raiz unitária (sem intercepto e sem tendência) é que se obtêm indícios de não-estacionariedade. No entanto, nas demais especificações os testes apontam para a estacionariedade dessa série. Para as séries de SG e CC, a maioria

**Tabela 1: Testes de raízes unitárias – CRE, SG e SCC**

**N = 35/T = 10**

Métodos	Schwarz						
	CRE		SG		CC		
	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	
<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha = 0$							
1	LLC	12,969	1	-3,769	0,0001	-726,9	0
	BTG	1,0053	0,8538	-1,217	0,1118	-3,274	0,0005
	<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha_1 = 0$						
	para cada <i>i</i>						
	Fisher-ADF	40,912	0,9979	114,44	0,0006	143,95	0
	Fisher-PP	63,348	0,6999	111,06	0,0013	143,63	0
<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha = 0$							
2	LLC	-5,605	0	-3,172	0,008	-1089	0
	BTG	-1,061	0,1444	-1,922	0,0273	-1,973	0,0242
	<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha_1 = 0$						
	para cada <i>i</i>						
	IPS	-1,959	0,025	-1,187	0,1175	-167,7	0
	Fisher-ADF	113,2	0,0008	96,53	0,0195	132,1	0
Fisher-PP	111,89	0,0011	93,451	0,0321	91,474	0,0435	
<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha < 0$							
HA	8,1827	0	8,2929	0	6,0984	0	
<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha = 0$							
3	LLC	-13,73	0	-11,12	0	-839,7	0
	BTG	0,5897	0,7223	1,651	0,9506	0,9452	0,8277
	<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha_1 = 0$						
	para cada <i>i</i>						
	IPS	-1,126	0,1302	-1,882	0,0299	-65,13	0
	Fisher-ADF	110,35	0,0015	119,01	0,0002	121	0,0001
Fisher-PP	126,32	0	172,8	0	101,14	0,0088	
<i>H</i> <sub>0</sub> : $\alpha < 0$							
HA	18,443	0	12,52	0	10,632	0	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do E-Views 5.0.

1-sem intercepto e tendência, 2-com intercepto, 3-com intercepto e tendência

dos testes também indica a estacionariedade delas. Portanto, considera-se que as séries CC, SG e CRE são estacionárias, visto que os testes, em conjunto, rejeitaram a hipótese de raiz unitária (tabela 1).

### 2.2.2 Modelos de dados em painel

Inicialmente foram estimados os modelos MQO com os dados agrupados, de efeitos fixos (ou Mínimos Quadrados das Variáveis *Dummies* – MQVD) e

Akaike					
CRE		SG		CC	
Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.
12,751	1	-3,769	0,0001	-726,9	0
0,9705	0,8341	-1,217	0,1118	-3,274	0,0005
44,333	0,9929	114,44	0,0006	143,95	0
63,348	0,6999	111,06	0,0013	143,63	0
-5,53	0	-3,172	0,0008	-1055	0
-1,019	0,1542	-1,922	0,0273	-1,784	0,0372
-1,886	0,0297	-1,187	0,1175	-167,2	0
113,12	0,0008	96,53	0,195	147,12	0
111,89	0,0011	93,451	0,0321	91,474	0,0435
8,1927	0	8,2929	0	6,0984	0
-13,73	0	-11,12	0	-838,3	0
0,5897	0,7223	1,651	0,9506	0,9391	0,8262
-1,126	0,1302	-1,882	0,0299	-64,65	0
110,35	0,0015	119,01	0,002	121,45	0,0001
126,32	0	172,8	0	101,14	0,0088
18,443	0	12,52	0	10,632	0

de efeitos aleatórios (ou Modelo de Componentes de Erro) para as duas especificações, tanto com tendência quanto sem tendência. A inclusão da tendência no modelo justifica-se já que o parâmetro estimado desse termo mostrou-se significativo no nível de 5% em todos os modelos analisados. Nas três estimações realizadas, os coeficientes estimados da variável SG não são significativos mesmo no nível de 10% de significância.

A partir do Teste de Chow, o modelo de efeitos fixos é considerado preferível ao modelo MQO agrupado em ambas as especificações, uma vez que o teste revelou que existem diferenças seccionais. A análise entre os modelos MQO agrupado e efeitos aleatórios é análoga e apresentou o mesmo resultado de distinção entre as unidades seccionais, levando à opção pelo modelo de efeitos aleatórios.

Uma vez confirmada a heterogeneidade entre as *cross-sections*, realizou-se o teste de Hausman (tabela 3). O teste rejeitou a hipótese nula de que os coeficientes estimados por efeitos fixos são iguais aos estimados por efeitos aleatórios no nível de 5% de significância. Dessa forma, optou-se pelo modelo de efeitos aleatórios.

Em seguida, testes de homoscedasticidade (Breusch-Pagan), de correlação serial (proposto em Wooldridge, 2002, p. 282) e de normalidade dos resíduos foram conduzidos. Tanto para a especificação 1 como para a espe-

**Tabela 2: Resultados dos modelos para a 1ª especificação**

Modelos		Const.	â2(DP)	Â3(tend)	R <sup>2</sup> (***)
Pooled MQO	Sem tendência	-0,64482 (0,028)*	0,00343 (0,461)*		-0,0013
	Com tendência	-422,155 (0,037)*	0,00417 (0,369)*	0,21123 (0,037)*	0,0083
Efeitos Fixos	Sem tendência	-0,64816 (0,011)*	0,00289 (0,508)*		0,0016
	Com tendência	-420,806 (0,016)*	0,00376 (0,386)*	0,21055 (0,016)*	0,0140
Efeitos Aleatórios	Sem tendência	-0,64734 (0,232)**	0,00302 (0,479)**		0,0016
	Com tendência	-421,131 (0,015)**	0,00386 (0,363)**	0,21071 (0,015)**	0,0140

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

(\*) Estes valores remetem-se à Prob. > t.

(\*\*) Estes valores remetem-se à Prob > z.

(\*\*\*) Refere-se ao R2 ajustado (pooled MQO) e overall (MQG).

**Tabela 3: Resultados do Teste de Hausman**

		1ª especificação	2ª especificação
Coeficiente fixo (b)	SG	0,00376	0,00365
	CRE		0,12309
	tendência	0,21055	0,19674
Coeficiente aleatório (B)	SG	0,00386	0,00374
	CRE		0,13013
	tendência	0,21071	0,19612
Diferença (b – B)	SG	-0,00009	-0,00009
	CRE		-0,00704
	tendência	-0,00016	0,00061
Prob > qui-quadrado		0,9938	0,9895

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

**Tabela 4: Teste para autocorrelação serial de primeira ordem**

	1ª especificação	2ª especificação
F (1,34)	41.490	40.976
Prob > F	0.00000	0.0000

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

**Tabela 5: Teste de normalidade dos resíduos para as especificações 1 e 2**

	Prob (assimetria)	Prob (curtose)	Prob conjunta
1ª especificação	0,000	0,000	0,000
2ª especificação	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

cificação 2, os resultados sugerem que os resíduos são homoscedásticos, porém são autocorrelacionados<sup>17</sup> e não apresentam uma distribuição normal<sup>18</sup> (tabelas 4 e 5). Isso implica estimadores ineficientes e torna os testes de hipótese (estatísticas t e F) não válidos.

Como a estimação por *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS) pode ser utilizada em presença de erros autocorrelacionados, adotou-se esse método de modo a verificar a relação entre os déficits, com e sem o mecanismo de transmissão, CRE (tabela 6).

Para as duas especificações testadas, o coeficiente da variável SG apresenta sinal positivo e significância estatística a 1%, ao contrário do câmbio real efetivo. Esses resultados corroboram o argumento de que o déficit público resulta em deterioração do saldo em conta corrente, embora o impacto esti-

**Tabela 6: Estimação por FGLS**

Especificações	Const.	$\beta^2$ (SG)	$\beta^3$ (CRE)	$\beta^4$ (tend)
1ª especificação	-428.3055 (0.000)*	0.0039916 (0,0000)*		-0.2143267 (0.000)*
2ª especificação	-335.9888 (0.000)*	0.0035269 (0.000)*	-1.546902 (0.183)*	0.1688311 (0.000)*

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

(\*) Estes valores remetem-se à  $\text{Prob} > |z|$ .

mado da melhora do saldo governamental sobre a variação do saldo externo seja muito pequeno. Ademais, o argumento de que o déficit público deteriora o saldo em conta corrente por meio de mudanças na taxa de câmbio real efetiva não apresentou sustentação empírica. Todavia, conforme argumentado na seção 1, a relação de causalidade entre déficit público e déficit externo seria apenas uma possibilidade. Por fim, a significância do termo de tendência indica uma tendência ascendente para o saldo em conta corrente após o controle para SG e CRE.

### 2.2.3 Modelo dinâmico de Arellano-Bond

Os resultados da tabela 6 sugerem uma correlação positiva entre o saldo das contas públicas e o saldo em transações correntes, porém não evidenciaram uma correlação positiva entre a taxa de câmbio real efetiva e o saldo em conta corrente. Todavia, o sinal encontrado do coeficiente estimado da variável CRE (tabela 6) pode ter sido diferente daquele esperado em função da adoção de método inadequado de estimação. Devido às rigidezes nas variáveis econômicas a curto prazo, a estimação de modelos dinâmicos é o método indicado para se captar o mecanismo de ajustamento (Greene, 2003; Baltagi, 1996). Arellano e Bond (1991) propõem um modelo que utiliza as condições de ortogonalidade existentes entre os valores defasados de  $y_{it}$  e os erros  $v_{it}$ , para a formação de instrumentos e posterior estimação por GMM (Método dos Momentos Generalizados). A estimação do modelo dinâmico de Arellano e Bond por GMM é robusta com respeito à heterocedasticidade, à autocorrelação e ao viés de normalidade, estes dois últimos detectados no Modelo de Efeitos Aleatórios.

Inferese que haja uma relação dinâmica entre o déficit em conta corrente e o déficit público, podendo ter as variações do déficit em conta corrente efeitos defasados. Portanto, as especificações 1 e 2 foram estimadas por meio

**Tabela 7: Resultados do modelo dinâmico Arellano-Bond para as especificações 1 e 2**

	$\beta_2$ (SG)	$\beta_3$ (CRE)	$\beta_4$ [SCC(-1)]	$\beta_5$ (tend)
1ª especificação	0,00298 (0,116)*	–	0,40278 (0,000)*	0,21374 (0,148)*
2ª especificação	0,00298 (0,117)*	0,07095 (0,146)*	0,40391 (0,000)*	0,20186 (0,188)*

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados do Stata.

(\*) Estes valores remetem-se à Prob > Ver |z|.

do Modelo Dinâmico de Arellano e Bond. Para ambas as especificações, o único coeficiente significativo encontrado foi o do saldo em conta corrente defasado (SCC (-1)), que apresentou valor muito próximo para as duas especificações e significância estatística a 1% (tabela 7).

De acordo com os resultados reportados na tabela 7, uma variação na conta corrente, devido a um choque exógeno ao modelo proposto, ajusta-se relativamente rápido. A inexistência de significância estatística a 10% dos coeficientes estimados do déficit público e do câmbio real efetivo é uma evidência empírica contrária à tese dos déficits gêmeos. Ademais, esse resultado não contradiz o argumento de que a vinculação entre o déficit público e o déficit em conta corrente se dá por meio de alterações dos preços relativos (taxa de câmbio real). Para se rejeitar tal argumento seria necessário que o coeficiente estimado do déficit público fosse significativamente diferente de zero concomitantemente a um coeficiente estimado da taxa de câmbio real estatisticamente igual a zero — supondo que os sinais encontrados para esses coeficientes fossem aqueles esperados.

Esses resultados corroboram o argumento elaborado em Krugman (1992) e em Resende (2008). Segundo esses autores, a deterioração do saldo em transações correntes, que se daria em decorrência da apreciação da taxa de câmbio real, que, por sua vez, seria provocada pelo déficit público, é apenas uma possibilidade.

### 3. CONCLUSÃO

O estudo da relação entre déficit público, insuficiência de poupança nacional e déficit em conta corrente requer o conhecimento dos mecanismos (ou incentivos) através dos quais o déficit público poderia reduzir a poupança nacional e estimular o déficit externo. Tais mecanismos (incentivos) não

podem ser demonstrados por meio de identidades contábeis, pois estas não apresentam relações de causalidade.

Na economia fechada, dada a renda agregada, o déficit público não reduz a poupança nacional. Isso ocorre porque bens de capital que produzem bens de consumo para atender às demandas de um governo perdulário. Todavia, na economia aberta, uma apreciação da taxa de câmbio real pode ser consequência do déficit público, redundando em queda da poupança nacional e em déficit em conta corrente. Portanto, a mudança de preços relativos é o mecanismo por meio do qual o déficit público causa insuficiência de poupança nacional em relação a uma dada taxa de investimento.

Conforme foi argumentado na seção 1, não há uma relação de causalidade sistemática entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real, quer no regime de taxa de câmbio fixa, quer no regime de taxa de câmbio flexível. Visando a testar a hipótese de existência da relação entre déficit público e déficit em conta corrente (déficits gêmeos), estimou-se um painel de 35 países para 10 anos. Os resultados da estimação por FGLS corroboram fracamente tal hipótese, visto que, embora o coeficiente estimado da variável saldo governamental (SG) apresente sinal positivo e seja estatisticamente significativo a 1%, tal coeficiente está muito próximo de zero. Todavia, a presença de rigidez nas variáveis macroeconômicas a curto prazo sugere a necessidade de estimação de um modelo dinâmico. Desse modo, estimou-se o Modelo Dinâmico de Arellano e Bond. Nessa estimação, os resultados obtidos não corroboram a hipótese de déficits gêmeos, a despeito de os resultados do modelo estático terem corroborado tal hipótese fracamente. Com o refinamento da estimação, obtido ao considerar a dinâmica de ajustamento das variáveis macroeconômicas empregadas, isto é, obtido a partir da introdução da variável SCC defasada no modelo estático (modelo dinâmico de Arellano e Bond), passa-se a não validar tal hipótese. Portanto, a contradição entre os resultados estático e dinâmico é aparente e reflete a importância de se considerar os ajustamentos de curto prazo.

Os motivos para a inexistência da relação de causalidade entre déficit público e déficit externo vão desde a verificação de *crowding out* e/ou de Equivalência Ricardiana até o argumento desenvolvido em Krugman (1992), que considera a taxa de câmbio real como sendo o mecanismo por meio do qual o déficit público pode causar um déficit externo. Entretanto, não haveria

uma relação de causalidade sistemática entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real. Sendo assim, nem sempre o déficit público implicará um déficit externo. Os resultados empíricos encontrados neste estudo são uma evidência dessa assertiva, tal como observado por McCoskey e Kao (2001).

#### APÊNDICE A: DIFERENÇAS ENTRE TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Os testes de raízes unitárias em painel são, teoricamente, múltiplos testes de raízes unitárias para as séries temporais aplicados à estrutura de dados em painel, pois a presença da dimensão *cross*-seccional gera séries múltiplas. Dessa maneira, o EViews realiza os testes supracitados para as séries, no nosso caso, do saldo em conta corrente, do déficit público e do câmbio real efetivo, em separado.

Considerando um processo autorregressivo de primeira ordem (AR (1)) para dados em painel:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it} \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

onde  $i = 1, 2, \dots, N$  são unidades de *cross-section* observadas para o período,  $t = 1, 2, \dots, T$ .  $X_{it}$  são as variáveis exógenas no modelo de dados em painel, incluindo-se os efeitos fixos ou tendências individuais,  $\rho_i$  são os coeficientes autorregressivos e  $\varepsilon_{it}$  são os erros, por hipótese *i.i.d.*. Se  $|\rho_i| < 1$ ,  $y_i$  é uma tendência estacionária fraca, enquanto se  $|\rho_i| = 1$  então  $y_i$  apresenta raiz unitária.

São duas as hipóteses naturais passíveis de assunção para  $\rho_i$ . Pode-se assumir que os parâmetros de persistência são comuns entre as unidades seccionais, assim,  $\rho_i = \rho$  para todo  $i$ . Os testes LLC, BTG e HA empregam tal hipótese. Outra hipótese seria que  $\rho_i$  varia entre as *cross-sections*. Os testes IPS e Fisher-ADF e Fisher-PP adotam tal hipótese.

Os testes LLC e BTG compartilham a mesma especificação ADF:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\rho_i} \beta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + X'_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

assumindo-se que  $\alpha = \rho - 1$ , permite-se que as defasagens dos diversos termos variem entre as *cross-sections*,  $\rho_i$ . Para os dois testes, as hipóteses nula, de raiz unitária, e alternativa, ausência de raiz unitária, são:

$$H_0 : \alpha = 0$$

$$H_1 : \alpha < 0$$

O Teste LLC consiste, de maneira sumária, na estimação de  $\alpha$  a partir de *proxies* para  $\Delta y_{it}$  e  $y_{it}$ , livres de autocorrelações e componentes determinísticos. Sob a hipótese nula, uma estatística  $t$  modificada para  $\hat{\alpha}$  é assintoticamente em geral distribuída:<sup>19</sup>

$$t_{\alpha}^* = \frac{t_{\alpha} - (NT) S_N \hat{\alpha}^{-2} se(\hat{\alpha}) \mu}{\sigma_{mT}^*} \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

Esse método requer a especificação do número de *lags* a serem utilizados para cada regressão ADF das *cross-sections*, além da opção por inclusão ou não de regressores exógenos, constante e tendência.

O Teste BTG difere-se do LLC de duas maneiras. Somente a porção autor-regressiva, e não os componentes determinísticos, é removida ao se construir as *proxies* para  $\alpha$ , sendo essas *proxies* transformadas e extraídas suas tendências. O estimador resultante  $\alpha^*$ , segundo o autor, segue distribuição normal padrão assintoticamente. Esse teste também requer a seleção de *lags* para cada *cross-section*, assim como de regressores exógenos.

O Teste de HA é similar ao Teste KPSS para séries temporais e tem como hipótese nula ausência de raiz unitária no conjunto das séries do painel. É baseado nos resíduos das regressões MQO individuais de  $y_{it}$ , com constante ou constante e tendência. Esse teste segue estatística LM e não requer a seleção de *lags*, como nos Testes LLC e BTG.

Os Testes IPS, Fisher-ADF e Fisher-PP, como dito anteriormente, assumem raiz unitária individual para cada unidade *cross-seccional*, ou seja,  $\rho_i$  pode variar entre as *cross-sections*.

O Teste IPS analisa a hipótese nula, contra as hipóteses alternativas:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \text{ para cada } i$$

$$H_1 : \alpha_i = 0 \text{ para } i = 1, 2, \dots, N_1$$

$$H_1 : \alpha_i < 0 \text{ para } i = N + 1, N + 2, \dots, N$$

Após a estimação das regressões ADF em separado, ajusta-se a média das estatísticas  $t$  para  $\alpha_i$ ,  $t_{iT_i}(P_i)$ :

$$\bar{t}_{NT} = \left( \sum_{i=1}^N t_{iT_i}(p_i) \right) / N \quad (6)$$

Para se aplicar as tabelas de correção propostas pelos autores, requere-se número idêntico de lags para todas as unidades *cross*-seccionais e que o painel seja balanceado. A estatística de teste é dada por:

$$\bar{t}_{NT} = \frac{\sqrt{N} \left( \bar{t}_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{t}_{iT}(P_i)) \right)}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{t}_{iT}(P_i))}} \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

Essa estatística converge para a distribuição normal padrão à medida que T (dimensão temporal) e N (dimensão *cross*-seccional do painel) tendem ao infinito e T/N tendem a zero, sob a hipótese nula de raiz unitária.

Os Testes Fisher-ADF e Fisher-PP são uma modificação, para painel, do teste desenvolvido por Fisher em 1932, sendo combinados os *p-values* dos testes individuais de raiz unitária; tal modificação foi proposta por Maddala, Wu e Choi. As hipóteses nulas e alternativas são as mesmas do Teste IPS. Os dois testes permitem a utilização de variáveis exógenas, e para o Teste Fisher-ADF pode-se especificar o número de *lags*.

#### NOTAS

1. Sobre esses pontos, ver, por exemplo, Feldstein (1992), Krugman (1992) e Barro (1989).
2. A magnitude e proporção com que dado déficit público causa um déficit externo podem ser estudadas, por exemplo, através do modelo Mundell-Fleming e dependem das elasticidades relacionadas às curvas IS, LM e BP. Sobre modelos de crescimento com restrição de balanço de pagamentos, ver McCombie e Thirlwall (1994), Godley e Cripps (1983).
3. Ver, por exemplo, Baharumshah et al. (2005), Baharumshah e Lau (2005), Winckler et al. (1999), Kasa (1994), McCoskey e Kao (2001), Krugman (1992), Feldstein (1992), Rosensweig e Tallman (1993), Oskooee (1995), Giambiagi e Amadeo (1990), Amadeo (1995), Resende (1995).
4. Ver, por exemplo, Resende (1995) e Vamvoukas (1999).
5. “A contabilidade nacional (...) não passa de um aglomerado de tautologias (...). As explicações da inflação e do déficit de transações correntes pelo déficit público, acima

- apresentadas, pecam exatamente pela extrema pobreza das hipóteses de comportamento (...) as relações entre causa e efeito são muito mais complexas do que o simples instrumental da contabilidade nacional pode revelar” (Simonsen e Cysne, 1995, p. 165).
6. Sobre o tema dos déficits gêmeos, Krugman (1992, p. 24) argumenta que há uma conclusão definitiva e uma probabilidade. A redução de desequilíbrios externos requer depreciação do câmbio real nos países deficitários e apreciação do câmbio real nos países superavitários, e isso é definitivo. Porém, a contribuição dos desequilíbrios fiscais para ampliar os desequilíbrios externos seria apenas uma probabilidade.
  7. “A abstinência do trabalhador (...) não pode converter-se em poupança efetiva (...). Isto pela simples razão de que, da banana ao feijão preto, do rádio de pilha ao têve em cores, nenhum desses produtos postos à margem do consumo pode transmutar-se, num passe de mágica, no cimento, no aço ou no projeto de engenharia que irão constituir a base real do investimento” (Tavares et al., 1982, p. 35).
  8. “Não há nenhum canal direto pelo qual a relação poupança-investimento é refletida de alguma maneira no saldo comercial sem afetar a taxa de câmbio real” (Krugman, 1992, p. 24).
  9. Sobre o modelo de *mark-up* ver, por exemplo, Pereira (1999).
  10. “A desvalorização aumenta o preço e reduz a demanda pelos bens chamados comerciáveis. Cai, portanto, o consumo desses bens e aumenta a poupança interna. Eis por que o saldo em conta corrente melhora” (Resende, 1995, p. 135).
  11. Analisando os dados para a economia dos USA, Krugman (1992) não encontrou evidências de uma relação sistemática entre essas variáveis. Evans (1986) encontrou evidências de que os déficits públicos norte-americanos depreciam o dólar, ao invés de apreciá-lo. Esses resultados podem advir da ocorrência de *crowding out* e/ou Equivalência Ricardiana.
  12. Quais sejam: Áustria, Bélgica, Canadá, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.
  13. Malásia, Cingapura, Tailândia, Indonésia, Coreia do Sul, Mianmar, Nepal, Sirilanka e Filipinas.
  14. A taxa de câmbio real efetiva representa a taxa nominal efetiva ajustada por indicadores de preços nacionais; no entanto, não há especificação exata no Anuário IFS sobre os índices utilizados na transformação.
  15. A despeito de países latino-americanos como Brasil, Argentina, México e Peru terem importantes históricos de problemas com relação ao déficit público e ao déficit externo, estes não foram selecionados na amostra devido à indisponibilidade de alguns dados para todas as variáveis e período considerados. Isto é, apenas os 35 países selecionados dispunham de todos os dados anuais para o período 1991-2000 necessários ao exercício empírico proposto.
  16. Uma breve discussão sobre as diferenças entre os testes de estacionariedade utilizados é apresentada no Apêndice A.

17. Testa-se, pois se há autocorrelação no Modelo de Efeitos Aleatórios pelo teste de correlação serial proposto Wooldridge (2002, p. 282), que consiste na estimação dos resíduos, por *pooled* MQO, de  $\Delta y_{it}$  em  $\Delta x_{it}$  e Teste de Wald, sob hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de primeira ordem, ou seja,  $\text{Corr}(e_{it}, e_{it-1}) = -5$ . De acordo com a tabela 4, rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial para as especificações com e sem CRE.
18. O teste de normalidade aqui promovido combina testes de assimetria e de curtose, e sob cuja hipótese nula os resíduos são normais. Os resultados do teste (tabela 5), para ambas as especificações, revelam que os resíduos são não normais.
19. Termos descritos em Levin et al. (2002).

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMADEO, E. J. Nem câmbio nem ajuste fiscal. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 2, p. 58, abr./jun. 1995.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, n. 58, p. 277-297, 1991. *Apud*: Baltagi, 1996.
- BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E. Budget and current account deficits in season countries: evidence based on the panel approach. *Economics Working Paper Archive at WUSTL*, 2005.
- BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E.; KHALID, A. M. Testing twin deficits hypothesis: using VAR's and variance decomposition. *Economics Working Paper Archive at WUSTL*, 2005.
- BALTAGI, BADI H. *Econometric Analysis of Panel Data*. Nova York: John Wiley & Sons, 1996.
- BARRO, R. J. The Ricardian Approach to Budget Déficits. *Journal of Economic Perspective*, *American Economic Association*, v. 3, n. 2, 1989.
- BLANCHARD, O. J. Debt, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, n. 93, p. 223-247, 1985. *Apud* Kasa (1994).
- BREITUNG, J. Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108, p. 343-364, 2002.
- CARVALHO, F. J. C.; SOUZA, F. E. P.; SICSÚ, J.; PAULA, L. F. R.; STUDART, R. *Economia monetária e financeira: teoria e política*. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- DIXON R.; THIRLWALL, A. P. A model of regional growth-rate differences on Kaldorian lines. In: KING, J. E. *Economic growth in theory and practice: a Kaldorian perspective*. Cambridge: Edward Elgar, 1994.
- EVANS, P. Is the dollar high because of large budget deficits? *Journal of Monetary Economics*, nov. 1986.

- FEIJÓ, C. A.; RAMOS, R. L. O.; YOUNG, C. E. F.; LIMA, F. G. C.; GALVÃO, O. J. A. Contabilidade social: o novo sistema de contas nacionais do Brasil. Rio de Janeiro: Campus, 2001.
- FELDSTEIN, M. The budget and trade déficits aren't really twins. *Working Paper*, Cambridge: NBER, n. 3.966, jan. 1992.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. *International financial statistics yearbook*. English ed. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2003.
- GIAMBIAGI, F.; AMADEO, E. Taxa de poupança e política econômica: notas sobre as possibilidades de crescimento numa economia com restrições. *Revista de Economia Política*, v. 10, n. 1, 1990.
- GODLEY, W.; CRIPPS, F. *Maroconomics*. [S.l.]: Oxford University Press, 1983.
- GREENE, W. H. *Econometrics Analysis*. 5. ed. Nova Jersey: Prentice Hall, 2003.
- HADRI, K. Testing for stationary in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, n. 3, p. 148-161, 2000.
- HLOUSKOVA, J.; WAGNER, M. *The performance of panel unit root and stationary tests: results from a large scale simulation study*. [S.l.]: Universidade de Bern, 2005. (Texto para Discussão)
- IM, K. S.; PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, n. 115, p. 53-74, 2003.
- KASA, K. Finite horizons and the twin deficits. *FRBSF Economic Review*, n. 3, 1994.
- KENNEDY, P. *A guide to econometrics*. 5. ed., USA: Mit Press, 2003, p. 17, 21.
- KEYNES, J. M. *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. São Paulo: Nova Cultural, 1988.
- KRUGMAN, P. R. *Currencies and Crises*. Cambridge: MIT Press, 1992.
- LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic an finite sample properties. *Journal of Econometrics*, n. 108, p. 1-24, 2003.
- MADDALA, G. S. *Econometric methods and applications*. USA: Edward Elgar Publishing Company, 1994, v. I, cap. 16-26.
- MARQUES, L. D. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura. Faculdade de Economia do Porto. *Texto para Discussão* n. 1.000, 2000.
- MÁTYÁS, L.; SEVESTRE, P. (Ed.). *The econometrics of panel data*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1992.
- MCCOMBIE, J. S. L.; THIRLWALL, A. P. Economic growth and the balance-of-payments constraints. Nova York: ST. Martin's Press, 1994.
- MCCOSKEY, S.; KAO, C. Compararing panel data cointegration tests with an application to the "Twin Deficits" problem. *Journal of Propagations in Probability and Statistics*, v. 1, n. 2, 2001.
- MCKINNON, R. An international standard for monetary stabilization. Washington: Institute for International Economics, 1984.

- NORMANDIN, M. Budget deficit persistence and the twin deficits Hypothesis. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 49, n. 1, 1999.
- OSKOOEE, M. B. The long-run determinants of U.S. trade balance revisited. *Journal of Post Keynesian Economics*, v. 17, n. 3, 1995.
- PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Taxa cambial real e os saldos comerciais. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 2, p. 58, abr./jun. 1995.
- PEREIRA, T. R. *Endividamento externo e o ajuste financeiro da grande empresa industrial nos anos noventa*. (Dissertação de Mestrado) – Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, 1999.
- RESENDE, A. L. O México e o câmbio: tequila, câmbio e o velho cinismo. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 2, p. 58, abr./jun. 1995.
- RESENDE, M. F. C. Déficits gêmeos e poupança nacional: abordagem convencional e pós-Keynesiana. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33, dez. 2005. *Anais*. Natal.
- . Déficits gêmeos e poupança nacional: abordagem teórica. *Revista de Economia Política* (aceito para publicação em 18.12.2006 – no prelo), 2008.
- ROSENSWEIG, J. A.; TALLMAN, E. W. Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins? *Economic Inquiry*, v. XXXI, out. 1993.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. *Macroeconomia*. 2. ed. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1995.
- TAVARES, M. C.; ASSIS, J. C.; TEIXEIRA, A. A questão da poupança: desfazendo confusões. In: TAVARES, M. C.; DAVID, M. D. (Org.). *A economia política da crise*. Rio de Janeiro: Vozes, 1982.
- VAMVOUKAS, G. A. The twin deficits phenomenon: evidence from Greece. *Applied Economics*, n. 31, 1999.
- WINCKLER, G.; SCHARLER, J.; KAUFMANN, S. The Austrian current account deficit: Driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation? University of Vienna: *Working Paper*, n. 9.903, jul. 1999.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. England: Mit Press, 2002. cap. 10.