

TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 314

**CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS E EMPÍRICAS ACERCA DA
RELAÇÃO ENTRE DÉFICIT PÚBLICO E DÉFICIT EXTERNO**

Taiana Fortunato Araújo

Alessandra Coelho de Oliveira

Marco Flávio da Cunha Resende

Sueli Moro

Agosto de 2007

Ficha catalográfica

339.52	Araújo, Taiana Fortunato.
A663c	Considerações teóricas e empíricas acerca da relação
2007	entre déficit público e déficit externo / Taiana Fortunato; Araújo; Alessandra Coelho de Oliveira; Marco Flávio da Cunha Resende; Sueli Moro. - Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2007.
	19p. (Texto para discussão ; 314)
	1. Déficit fiscal - Análise de painel. 2. Política tributária - Análise de painel. I. Oliveira, Alessandra Coelho de II. Resende, Marco Flávio da Cunha. III. Moro, Sueli IV. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. V. Título. VI. Série.
	CDD

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL**

**CONSIDERAÇÕES TEÓRICAS E EMPÍRICAS ACERCA DA RELAÇÃO ENTRE DÉFICIT
PÚBLICO E DÉFICIT EXTERNO**

Taiana Fortunato Araújo

Do Cedeplar/UFMG. A autora agradece o apoio financeiro da FAPEMIG.
taiana@cedeplar.ufmg.br

Alessandra Coelho de Oliveira

Do Cedeplar/UFMG. A autora agradece o apoio financeiro do CNPq.
acoelho@cedeplar.ufmg.br

Marco Flávio da Cunha Resende

Do Cedeplar/UFMG. O autor agradece o apoio financeiro do CNPq.
resende@cedeplar.ufmg.br

Sueli Moro

Do Cedeplar/UFMG.
smoro@cedeplar.ufmg.br

CEDEPLAR/FACE/UFMG

BELO HORIZONTE

2007

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	6
2. DÉFICIT PÚBLICO, TAXA DE CÂMBIO REAL E DÉFICIT EM CONTA CORRENTE	6
3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS, METODOLOGIA E RESULTADOS	9
3.1. Déficits gêmeos: evidências empíricas	9
3.2. Metodologia e Resultados	10
3.2.1. Testes de Estacionariedade	11
3.2.2. Modelos de dados em painel	13
3.2.3. Modelo Dinâmico de Arellano-Bond	14
4. CONCLUSÃO	15
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	17

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 conta corrente. Trata-se da tese dos déficits gêmeos. Porém, há estudos teóricos e empíricos que não corroboram esta tese. Através de estimativa de modelo com dados em painel para 35 países durante o período 1991-2000, este artigo conclui que não há uma relação sistemática de causalidade entre déficit público e déficit externo.

Palavras-Chave: déficits gêmeos, taxa de câmbio real, dados em painel.

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 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. However, there are theoretical and empirical studies, which do not corroborate the twin deficits hypothesis. This paper concludes that there is no regular causal relationship between public 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.

Keywords: Twins deficits, real exchange rate, panel data.

Classificação JEL: C23, E62, F41.

1. 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). O objetivo deste artigo é investigar a validade desta relação, buscando verificar, também, se mudanças na taxa de câmbio real correspondem ao mecanismo através do qual o déficit público resulta em um déficit externo.

Além desta breve introdução o artigo conta com outras 3 seções. Na seção 2 são apresentados argumentos pró e contra a tese dos déficits gêmeos (déficit público e externo) e os mecanismos através dos quais estes déficits poderiam estar vinculados. Na seção 3, é estimado um modelo com dados em painel para 35 países visando investigar a relação entre déficit público, taxa de câmbio real e déficit em transações correntes para o período 1991-2000. A seção 4 destina-se às conclusões do trabalho.

2. 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, este estudo baseia-se na seguinte identidade macroeconômica:¹ $CC \equiv S_N - I$. 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 na identidade macroeconômica supracitada.² 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

¹ Ver, por exemplo, Baharumshah et alii (2005), Baharumshah e Lau (2005), Winckler et alii (1999), Kasa (1994), McCoskey e Kao (1999), Krugman (1992), Feldstein (1992), Rosensweig e Tallman (1993), Oskooee (1995), Giambiagi e Amadeo (1990), Amadeo (1995), Resende (1995).

² Ver, por exemplo, Resende (1995) e Vamvoukas (1999).

supracitada “não é uma teoria econômica ou uma regularidade empírica, mas uma identidade contábil sobre a qual não pode haver nenhum debate” (Feldstein, 1992:4). 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, 1992:5).³

“O vínculo entre desequilíbrios orçamentários e desequilíbrios comerciais é muito fraco” (Krugman, 1992:4). Em primeiro lugar, o desequilíbrio fiscal pode apenas deslocar gastos privados (*crowding out*) e/ou estimular a poupança privada (Equivalência Ricardiana), sem afetar, portanto, o CC.⁴ Em segundo lugar, 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, sendo que tais alterações dependem de mudanças na taxa de câmbio real.⁵

Krugman (1992) ainda argumenta que para alguns autores, como McKinnon (1984)⁶, hiatos de poupança-investimento são diretamente refletidos na balança comercial, sem necessidade de alteração dos preços relativos, quando há mobilidade de capitais. Porém, este 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 (KRUGMAN, 1992:15). A última questão é uma questão sobre o mercado de bens, e, não, sobre o mercado de capitais. Krugman (1992:14) demonstra que a correção do desequilíbrio no CC num contexto de pleno emprego só é viável mediante mudanças na taxa de câmbio real.⁷

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. Isto 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, 1995:151) – e é contabilmente igual à soma das poupanças nacional e externa em equilíbrio macroeconômico (*ex post*) (Feijó et alii, 2001:8). 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 através dos quais este processo se manifesta não são claros. Segundo Resende (2005:4),

³ “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, 1995:165).

⁴ Sobre equivalência Ricardiana ver Barro (1989). Sobre o Crowding Out ver Krugman (1992).

⁵ Sobre o tema dos déficits gêmeos, Krugman (1992:24) 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 isto é definitivo. Porém, a contribuição dos desequilíbrios fiscais para ampliar os desequilíbrios externos seria apenas uma probabilidade.

⁶ Mckinnon, R. An International Standard for Monetary Stabilization. Washington: Institute for International Economics, 1984. *Apud* Krugman (1992).

⁷ Por meio do modelo de Mundell-Fleming, diversos autores, tais como Oskooee (1995), e Rosensweig e Tallman (1993), demonstram a importância da taxa de câmbio real para explicar os déficits gêmeos.

“Tavares et alli (1982:35) 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.⁸ 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 alli (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).”⁹

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 (1995:141), 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. Neste 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.¹⁰ 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.¹¹ 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,

⁸ “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 tevê 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 alli, 1982:35).

⁹ “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, 1992:24).

¹⁰ Sobre o modelo de *mark-up* ver, por exemplo, Pereira (1999).

¹¹ “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, 1995:135).

inibindo a oferta de bens de investimento (bens de capital) que ocorre por meio de importações, num contexto de equilíbrio externo. Para que tal oferta não se reduza, torna-se necessário manter o nível das importações de bens de capital, apesar da queda das exportações líquidas, deteriorando-se o saldo em conta corrente.

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.¹² 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, este autor não demonstra os canais através dos quais o déficit público provocaria uma mudança de preços relativos.

Esta tarefa foi desenvolvida em Resende (2005), que avaliou, no campo teórico, os efeitos do déficit público sobre a taxa de câmbio real, supondo ausência de *crowding out* e/ou Equivalência Ricardiana. Resende (2005:7) concluiu que “não há uma relação sistemática entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real”. Segundo este autor, apenas quando a economia opera a pleno emprego no âmbito do regime de taxa de câmbio fixa é que tal relação necessariamente se verifica. 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 causa uma mudança dos preços relativos, exceto quando a economia opera a pleno emprego no âmbito do regime de taxa de câmbio fixa.

A partir do exposto, na próxima seção será testada empiricamente a hipótese de existência de déficits gêmeos. Além disso, a relação entre déficit público, alterações da taxa de câmbio real e déficit em conta corrente também será testada.

3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS, METODOLOGIA E RESULTADOS

3.1. Déficits 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 (1999:1093), “Investigações empíricas recentes sobre a relação entre os déficits orçamentário e comercial geraram resultados dúbios”. Ainda, “Um grande número de artigos examina a relação entre déficits orçamentário e comercial. Cada artigo contribui com importantes *insights*, mas nenhum consenso ainda foi alcançado” (Rosensweig e Tallman, 1993:580).

Kasa (1994) e Normandin (1999) estimam, via vetor auto-regressivo (VAR), o modelo de gerações superpostas de Blanchard (1985) para o Japão, EUA e Alemanha, e para o Canadá,

¹² Krugman (1992), analisando os dados para a economia dos USA, não encontrou evidências de uma relação sistemática entre estas variáveis. Evans (1986) encontrou evidências de que os déficits públicos norte americanos depreciam o *dollar*, ao invés de apreciá-lo. Estes resultados podem advir da ocorrência de *crowding out* e/ou Equivalência Ricardiana.

respectivamente, visando analisar a relação entre déficit público e saldo em conta corrente. Os autores concluem pela validade desta relação e pela rejeição da hipótese de Equivalência Ricardiana. Porém, Winckler *et all* (1999) apresentam resultados que corroboram com 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 co-integração entre estas variáveis utilizando um painel com 13 países¹³ e 20 anos. Testou-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 co-integração para os modelos (1) e (2), não podendo ser estimada uma relação de longo prazo entre CC e DP.

Baharumshah *et all* (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, através de testes de cointegração com quebras estruturais, ao contrário de McCoskey e Kao (2001). A partir desta 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 bi-causal.

Assim como Baharumshah *et all* (2005), Baharumshah e Lau (2005) examinam a hipótese de déficits gêmeos para um painel de nove países asiáticos¹⁴, sendo encontrada evidência de cointegração entre os dois déficits. Uma relação bi-causal entre as duas variáveis foi verificada com a utilização dos Testes de Wald e de Causalidade de Granger.

3.2. 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).

¹³ Quais sejam: Áustria, Bélgica, Canadá, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

¹⁴ Malásia, Singapura, Tailândia, Indonésia, Coréia do Sul, Myanmar, Nepal, Sirilanka e Filipinas.

Todos os dados foram obtidos do *International Financial Statistics Yearbook 2003* do Fundo Monetário Internacional (FMI). O SG reflete déficit (superávit) público quando o sinal é negativo (positivo). A CRE é expressa em unidades de moeda nacional por dólar (ou por SDR, sendo este uma unidade de conta do FMI) e o CC e SG como percentual do Produto Interno Bruto (PIB). Dada a hipótese de déficits gêmeos, espera-se um sinal positivo entre SG e CC. Ademais, espera-se um sinal positivo entre CRE e CC.

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. Os países são: África do Sul, Bahrain, Canadá, Cingapura, Chile, China, Chipre, Colômbia, Costa Rica, Dinamarca, Equador, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Finlândia, Holanda, Hungria, Iran, Islândia, Israel, Itália, Lesoto, Marrocos, Noruega, Nova Zelândia, Paquistão, Paraguai, República Dominicana, Romênia, São Vicente, Suécia, Suíça, Togo, Uruguai e Venezuela.

3.2.1. 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). Os testes foram realizados para as séries em nível, utilizando-se a seleção automática de *lags* pelo método de Akaike e Schwarz. A TAB. 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 obtém indícios de não estacionariedade. No entanto, nas demais especificações os testes apontam para a estacionariedade desta série. Para as séries de SG e CC, a maioria dos testes também indica a estacionariedade das mesmas. Portanto, considera-se que as séries CC, SG e CRE são estacionárias, visto que os testes, em conjunto, rejeitaram a hipótese de raiz unitária (vide TAB. 1).

TABELA 1
Testes de Raízes Unitárias - CRE, SG Escal
N=35/T=10

Métodos	Schwarz								Akaike					
	CRE		SG		CC		CRE		SG		CC			
	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.	Estat.	Prob.
$H_0 : \alpha = 0$														
1	LLC	12,969	1	-3,769	0,0001	-726,9	0	12,751	1	-3,769	0,0001	-726,9	0	
	BTG	1,0053	0,8538	-1,217	0,1118	-3,274	0,0005	0,9705	0,8341	-1,217	0,1118	-3,274	0,0005	
$H_0 : \alpha_i = 0$ para cada i														
	Fisher-ADF	40,912	0,9979	114,44	0,0006	143,95	0	44,333	0,9929	114,44	0,0006	143,95	0	
	Fisher-PP	63,348	0,6999	111,06	0,0013	143,63	0	63,348	0,6999	111,06	0,0013	143,63	0	
$H_0 : \alpha = 0$														
2	LLC	-5,605	0	-3,172	0,008	-1089	0	-5,53	0	-3,172	0,0008	-1055	0	
	BTG	-1,061	0,1444	-1,922	0,0273	-1,973	0,0242	-1,019	0,1542	-1,922	0,0273	-1,784	0,0372	
$H_0 : \alpha_i = 0$ para cada i														
	IPS	-1,959	0,025	-1,187	0,1175	-167,7	0	-1,886	0,0297	-1,187	0,1175	-167,2	0	
	Fisher-ADF	113,2	0,0008	96,53	0,0195	132,1	0	113,12	0,0008	96,53	0,195	147,12	0	
	Fisher-PP	111,89	0,0011	93,451	0,0321	91,474	0,0435	111,89	0,0011	93,451	0,0321	91,474	0,0435	
$H_0 : \alpha < 0$														
	HA	8,1827	0	8,2929	0	6,0984	0	8,1927	0	8,2929	0	6,0984	0	
$H_0 : \alpha = 0$														
3	LLC	-13,73	0	-11,12	0	-839,7	0	-13,73	0	-11,12	0	-838,3	0	
	BTG	0,5897	0,7223	1,651	0,9506	0,9452	0,8277	0,5897	0,7223	1,651	0,9506	0,9391	0,8262	
$H_0 : \alpha_i = 0$ para cada i														
	IPS	-1,126	0,1302	-1,882	0,0299	-65,13	0	-1,126	0,1302	-1,882	0,0299	-64,65	0	
	Fisher-ADF	110,35	0,0015	119,01	0,0002	121	0,0001	110,35	0,0015	119,01	0,002	121,45	0,0001	
	Fisher-PP	126,32	0	172,8	0	101,14	0,0088	126,32	0	172,8	0	101,14	0,0088	
$H_0 : \alpha < 0$														
	HA	18,443	0	12,52	0	10,632	0	18,443	0	12,52	0	10,632	0	

1-sem intercepto e tendência

2-com intercepto

3-com intercepto e tendência

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

3.2.2. 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 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 ao nível de 5% em todos os modelos analisados. Nas três estimativas realizadas, os coeficientes estimados da variável SG não são significativos mesmo ao 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 (TAB. 2). O teste rejeitou a hipótese nula de que os coeficientes estimados por efeitos fixos são iguais aos estimados por efeitos aleatórios ao nível de 5% de significância. Desta forma, optou-se pelo modelo de efeitos aleatórios.

TABELA 2
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

Em seguida, testes de homoscedasticidade (Breusch-Pagan), de correlação serial (proposto em Wooldridge, 2002: 282) e de normalidade dos resíduos foram conduzidos. Tanto para a especificação 1, como para a especificação 2, os resultados sugerem que os resíduos são homoscedásticos, porém são autocorrelacionados e não apresentam uma distribuição normal. Isto implica estimadores inefficientes e torna os testes de hipótese (estatísticas t e F) não válidos.

Como a estimativa por *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS) pode ser utilizada em presença de erros autocorrelacionados, adotou-se este método de modo a verificar a relação entre os déficits, com e sem o mecanismo de transmissão, CRE (TAB. 3).

TABELA 3
Estimação por FGTS

Especificações	Const.	$\beta_2(\text{SG})$	$\beta_3(\text{CRE})$	$\beta_4(\text{tend})$
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 Prob > |z|

Para as duas especificações testadas, o coeficiente da variável SG possui o sinal esperado e apresenta significância estatística a 1%, ao contrário do câmbio real efetivo. Estes resultados corroboram o argumento de que o déficit público resulta em deterioração do saldo em conta corrente, embora o impacto estimado da melhora do saldo governamental sobre a variação do saldo externo seja muito pequeno. Ademais, o argumento de que variações no déficit público afetam variações no saldo em conta corrente por meio de mudanças na taxa de câmbio real efetiva não apresentou sustentação empírica. 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.

3.2.3. Modelo Dinâmico de Arellano-Bond

Devido às rigidezes nas variáveis econômicas no 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)¹⁵ 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 a heterocedasticidade, autocorrelação e viés de normalidade, estes dois últimos detectados no Modelo de Efeitos Aleatórios.

$$\hat{\delta}_2 = [(\Delta y_{-1}) W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} [(\Delta y_{-1}) W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y)] \quad (3)$$

onde W é a matriz de instrumentos e $V_N = \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta v_i) (\Delta v_i)' W_i$.

Infere-se 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 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 estimações e significância estatística a 1% (TAB. 4).

¹⁵ Arellano, M.; Bond, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58,1991, pp.277-297 Apud: Baltagi (1996).

TABELA 4
Resultados do modelo dinâmico Arellano-Bond para as especificações 1 e 2

	$\beta_2(\text{SG})$	$\beta_3(\text{CRE})$	$\beta_4[\text{SCC}(-1)]$	$\beta_5(\text{tend})$
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 > |z|

De acordo com os resultados reportados na TAB. 4, 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, este resultado não contradiz o argumento de que a vinculação entre 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.

4. 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. Isto ocorre por que bens de capital que produzem bens de capital não podem se metamorfosear em máquinas produtoras de 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 2, não há uma relação de causalidade sistemática entre déficit público e apreciação da taxa de câmbio real. No regime de taxa de câmbio fixa tal relação é válida apenas quando a economia opera a pleno emprego e há ausência de Equivalência Ricardiana e de *crowding out*. No regime de taxa de câmbio flexível esta relação não se verifica, necessariamente.

Visando 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 corroboraram fracamente com tal hipótese visto que, embora o coeficiente

estimado da variável saldo governamental (SG) apresente o sinal esperado e seja estatisticamente significativo a 1%, tal coeficiente está muito próximo de zero. Todavia, a presença de rigidez nas variáveis macroeconômicas no curto prazo sugere a necessidade de estimação de um modelo dinâmico. Deste modo, estimou-se o Modelo Dinâmico de Arellano e Bond. Os resultados obtidos não corroboram com a hipótese de déficits gêmeos.

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 Resende (2005). Baseando-se em Krugman (1992), aquele autor 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 desta assertiva.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMADEO, E.J. Nem câmbio nem ajuste fiscal. *Revista de Economia Política*, vol 15, n. 2, (58), abril-junho, 1995.
- 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, Robert J. The Ricardian Approach to Budget Déficits. *Journal of Economic Perspective, American Economic Association*, 3(2), 1989.
- BLACHARD, Olivier J. Debt, Deficits, and Finite Horizons. *Journal of Political Economy* 93,pp.223-47. Apud: Kasa (1994).
- 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, ed.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*, November, 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. Cambridge, NBER, *Working Paper n. 3966*, Janeiro de 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*, 10(1), 1990.
- GREENE, Willian H. *Econometrics Analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 5^a ed, 2003.
- HADRI, K. Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data. *Econometrics Journal*, 3, 2000,pp.148-161.
- HLOUSKOVA, J.; WAGNER, M. The Performance of Panel Unit Root and Stationary Tests: Results from a Large Scale Simulation Study. Universidade de Bern: Texto para discussão, 2005.
- IM, K. S., PESARAN, M.H.; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115,2003,pp.53-74.
- KASA, Kenneth. Finite Horizons and the Twin Deficits. *FRBSF Economic Review*, nº3,1994.

- KENNEDY, Peter. *A guide to econometrics*. USA: Mit Press, 5^a edição, ano 2003, pp 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 and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 2002, pp. 1-24.
- MADDALA, G.S. *Econometric methods and applications*. USA: Edward Elgar Publishing Company, vol. I, 1994, cap 16-26.
- MARQUES, L. D. Modelos dinâmicos com dados em painel: revisão de literatura. Faculdade de Economia do Porto: Texto para Discussão 1000, 2000.
- MÁTYÁS, László; SEVESTRE, Patrick (ed.). *The Econometrics of Panel Data*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1992.
- McCOSKEY, Suzanne; KAO, Chihwa. Comparing Panel Data Cointegration Tests with an Application to the “Twin Deficits” Problem. *Journal of Propagations in Probability and Statistics*, 1(2), 2001.
- NORMANDIN, Michel. Budget Deficit Persistence and the Twin Deficits Hypothesis. *Journal of International Economics*, Elsevier, 49 (1), 1999.
- OSKOOEE, M.B. The long-run determinants of U.S. trade balance revisited. *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 17, n. 3, 1995.
- PASTORE, A.C. & PINOTTI, M. C. Taxa cambial real e os saldos comerciais. *Revista de Economia Política*, vol 15, n. 2, (58), abril-junho, 1995.
- PEREIRA, T.R. *Endividamento externo e o ajuste financeiro da grande empresa industrial nos anos noventa*. Campinas, Dissertação de mestrado/Instituto de Economia da Unicamp, 1999.
- RESENDE, A. L. O México e o câmbio: tequila, câmbio e o velho cinismo. *Revista de Economia Política*, vol 15, n. 2, (58), abril-junho 1995.
- RESENDE, M.F.C. Déficits gêmeos e poupança nacional: abordagem convencional e pós Keynesiana. Natal, Anais do XXXIII Encontro nacional de Economia, dezembro de 2005.
- ROSENSWEIG, J.A. & TALLMAN, E.W. Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins? *Economic Inquiry*, vol. XXXI, October, 1993.
- SIMONSEN, M.H. & CYSNE, R.P. *Macroeconomia*. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 2^a edição, 1995.
- TAVARES, M.C., ASSIS, J.C. & TEIXEIRA, A. A questão da poupança: desfazendo confusões. In: TAVARES, M.C. e DAVID, M.D. (org) *A economia política da crise*, Rio de Janeiro, ed. Vozes, 1982.
- VAMVOUKAS, G. A. The twin deficits phenomenon: evidence from Greece. *Applied Economics*, 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* 9903. July,1999.

WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. England: Mit Press, 2002, cap.10.