

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.

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. 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.

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

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

Classificação JEL: C23, E62, F41.

Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

* Do Programa Estado para Resultados-SEPLAG-MG e CEPP-FJP, taiana.fortunato@fjp.mg.gov.br

** Do CEDEPLAR-UFMG, acoelho@cedeplar.ufmg.br

*** Do CEDEPLAR-UFMG. O autor agradece o apoio financeiro do CNPq, resende@cedeplar.ufmg.br

**** Do CEDEPLAR-UFMG, smoro@cedeplar.ufmg.br

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). A literatura teórica e empírica sobre este tema é muito extensa e é composta por autores de diversos matizes teóricos. Esta 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 desta literatura. Objetiva-se, tão somente, investigar por meio da estimação de um modelo de painel balanceado um dos argumentos presentes nesta 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.

Deste 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.¹ 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.²

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. Oskooee (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 enquanto 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 deste efeito, provoca um déficit em transações correntes, o modelo desenvolvido em McCoskey e Kao (2001) pode ser utilizado para tal propósito, pois contempla estas 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 corroborar, ou rejeitar, a citada hipótese.

Além desta introdução o artigo conta com outras 3 seções. Na seção 2 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 3, é feita uma revisão da literatura aplicada sobre a tese dos déficits gêmeos. Em

¹ Sobre estes 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).

seguida, é estimado o modelo desenvolvido em McCoskey e Kao (2001) pelo método de dados em painel balanceado para 35 países visando testar a citada hipótese 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:³

$$CC \equiv S_N - I,$$

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.⁴ 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).⁵

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, este 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, sendo que tais alterações dependem de mudanças na taxa de câmbio real.⁶

³ Ver, por exemplo, Baharumshah et alli (2005), Baharumshah e Lau (2005), Winckler et alli (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).

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.

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), 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.

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, p.151) – e é contabilmente igual à soma das poupanças nacional e externa em equilíbrio macroeconômico (*ex post*) (Feijó et alli, 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 através dos quais este processo se manifesta não são claros. Segundo Resende (2008),

“Tavares et alli (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.⁷ 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).”⁸

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. 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.⁹ O

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.

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 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, 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).

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.¹⁰ 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.¹¹ 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 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. Estes 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

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 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.

de *crowding out*.”

Portanto, segundo este autor, apenas nas situações acima 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 causa uma mudança dos preços relativos, nas demais situações possíveis.

Deste 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 déficits gêmeos só pode ser constatada empiricamente. Na próxima seção será testada empiricamente a hipótese de déficits 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.

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, 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 países¹² e 20 anos. Testou-se duas especificações:

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

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

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

¹² Quais sejam: Áustria, Bélgica, Canadá, Finlândia, França, Irlanda, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos.

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 asiáticos¹³, 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.

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

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).

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 este 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)*.¹⁴ 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 dados¹⁵. 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

¹³ Malásia, Singapura, Tailândia, Indonésia, Coréia do Sul, Myanmar, 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.

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)¹⁶. 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).

¹⁶ Uma breve discussão sobre as diferenças entre os testes de estacionariedade utilizados é apresentada no Apêndice A.

TABELA 1: Testes de Raízes Unitárias - CRE, SG e SCC

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.
$H_0 : \alpha = 0$												
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
1 $H_0 : \alpha_i = 0$ 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
$H_0 : \alpha = 0$												
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
2 $H_0 : \alpha_i = 0$ 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
$H_0 : \alpha < 0$												
HÁ	8,1827	0	8,2929	0	6,0984	0	8,1927	0	8,2929	0	6,0984	0
$H_0 : \alpha = 0$												
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
3 $H_0 : \alpha_i = 0$ 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
$H_0 : \alpha < 0$												
HÁ	18,443	0	12,52	0	10,632	0	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

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 estimações realizadas, os coeficientes estimados da variável SG não são significativos mesmo ao nível de 10% de significância.

TABELA 2: Resultados dos modelos para a 1ª especificação

Modelos		Const.	$\hat{\alpha}_2(DP)$	$\hat{\alpha}_3(tend)$	R ² (***)
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: Eleaboração 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)

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. 3). 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.

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 especificação 2, os resultados sugerem que os resíduos são homoscedásticos, porém são autocorrelacionados¹⁷ e não apresentam uma distribuição normal¹⁸ (TAB. 4 e 5). Isto implica

¹⁷ Testa-se, pois se há autocorrelação no Modelo de Efeitos Aleatórios pelo teste de correlação serial proposto Wooldridge (2002, pp.282) que consiste na estimação dos resíduos, por *pooled* MQO, de Δy_{it} em Δx_{it} e Teste de Wald, sob hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de primeira ordem, ou seja, $Corr(e_{it}, e_{i,t-1}) = -5$. De acordo com a TAB 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 cuja hipótese nula os resíduos são

estimadores ineficientes e torna os testes de hipótese (estatísticas t e F) não válidos.

TABELA 3: Resultados do Teste de Hausman

		1ª especificação	2ª especificação
Coefficiente fixo (b)	SG	0,00376	0,00365
	CRE		0,12309
	tendência	0,21055	0,19674
Coefficiente 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.

Como a estimação 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. 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. 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

normais. Os resultados do teste (TAB.5), para ambas as especificações, revelam que os resíduos são não normais.

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 2, 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.

TABELA 6: Estimação por FGLS

Especificações	Const.	β_2 (SG)	β_3 (CRE)	β_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 Prob > |z|

3.2.3. Modelo Dinâmico de Arellano-Bond

Os resultados da TAB. 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 cambio real efetiva e o saldo em conta corrente. Todavia, o sinal encontrado do coeficiente estimado da variável CRE (TAB 6) pode ter sido diferente daquele esperado em função da adoção de método inadequado de estimação. 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)¹⁹ 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.

Infer-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. 7).

De acordo com os resultados reportados na TAB. 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, 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.

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

	β_2 (SG)	β_3 (CRE)	β_4 [SCC(-1)]	β_5 (tend)
1 ^a especificação	0.00298 (0.116)*	-	0,40278 (0,000)*	0.21374 (0.148)*
2 ^a 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 $\text{Prob} > |z|$

Estes resultados corroboram o argumento elaborado em Krugman (1992) e em Resende (2008). Segundo estes 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.

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, quer no regime de taxa de câmbio fixa, quer no regime de taxa de câmbio flexível. 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 corroboram fracamente com 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 no curto prazo sugere a necessidade de estimação de um modelo dinâmico. Deste modo, estimou-se o Modelo Dinâmico de Arellano e Bond. Nesta estimação, os resultados obtidos não corroboram com a hipótese de déficits gêmeos, a despeito dos 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 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 desta assertiva, tal como McCoskey e Kao (2001).

5. 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.
- GODLEY, W. & CRIPPS, F. *Maroeconomics*. Oxford University Press, 1983.
- GREENE, Willian H. *Econometrics Analysis*. New Jersey: Prentice Hall, 5ª 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, 5ª 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 an 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.

- MÀTYÁS, László; SEVESTRE, Patrick(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*. New York, ST. Martin's Press, 1994.
- McCOSKEY, S & KAO, C. Comparing Panel Data Cointegration Tests with an Application to the "Twin Deficits" Problem. *Journal of Propagations in Probability and Statistics*, 1(2), 2001.
- MCKINNON, R. *An International Standard for Monetary Stabilization*. Washington: Institute for International Economics, 1984
- 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. Déficitos gêmeos e poupança nacional: abordagem convencional e pós Keynesiana. Natal, Anais do XXXIII Encontro nacional de Economia, dezembro de 2005.
- RESENDE, M.F.C. Déficitos 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*, vol. XXXI, October, 1993.
- SIMONSEN, M.H. & CYSNE, R.P. *Macroeconomia*. Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, 2ª 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.

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 a estrutura de dados em painel, pois a presença da dimensão cross-seccional gera séries múltiplas. Dessa maneira, o EViews realiza os testes acima citados para as séries, no nosso caso, do saldo em conta corrente, do déficit público e do câmbio real efetivo, em separado. Considerando um processo auto-regressivo 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, incluindo-se os efeitos fixos ou tendências individuais, ρ_i são os coeficientes auto-regressivos e ε_{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 ρ_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 ρ_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:

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

assumindo-se que $\alpha = \rho - 1$, permite-se que as defasagens dos diversos termos variem entre as *cross-sections*, ρ_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 α a partir de *proxies* para Δy_{it} e y_{it} , livres de autocorrelações e componentes determinísticos. Sob a hipótese nula, uma estatística t modificada para $\hat{\alpha}$ é assintoticamente normalmente distribuída²⁰:

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

Este 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 autoregressivas, e não os componentes determinísticos, são removidos ao se construir as *proxies* para α . Sendo estas *proxies* transformadas e extraídas suas tendências. O estimador resultante α^* , segundo o autor, segue distribuição

²⁰ Termos descritos em Levin *et al*(2003)

normal padrão assintoticamente. Este 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. Este 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, ρ_i pode variar entre as *cross-sections*.

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

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha_i &= 0 \text{ para cada } i \\ H_1 : \alpha_i &= 0 \text{ para } i=1,2,\dots,N_1 \\ H_1 : \alpha_i &< 0 \text{ para } i=N+1, N+2,\dots,N \end{aligned}$$

Após a estimação das regressões ADF em separado, ajusta-se a média das estatísticas t para α_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, requiere-se número idêntico de *lags* para todas as unidades cross-seccionais e que o painel seja balanceado. A estatística de teste é dada por:

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

Esta 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*.