

Textos para Discussão

Existem Déficits Gêmeos no Brasil?

Luciana Miyuki Ikuno
Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Existem Déficitos Gêmeos no Brasil?

Luciana Miyuki Ikuno[§]

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha^{§§}

Resumo

O objetivo desse estudo é investigar a hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil usando dados mensais cobrindo o período 1997 a 2012. Essa hipótese estabelece que um déficit orçamentário resulta em um déficit em conta corrente, e sua identificação é importante para os *policymakers* na tomada de decisões corretas para superar situações de instabilidade econômica. Os resultados empíricos obtidos a partir das funções de impulso resposta do modelo VAR e do teste de causalidade de Granger indicam a existência de uma relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis, sugerindo que essa hipótese não é confirmada para a economia brasileira.

Palavras-chaves: Déficitos Gêmeos, Teste de Causalidade de Granger.

Abstract

The aim of this study is to investigate the twin deficits hypothesis for Brazil using monthly data covering the period 1997 to 2012. This hypothesis states that a budget deficit leads to a current account deficit, and its identification is important for policymakers in order to take the correct decisions to overcome situations of economic turmoil. The empirical results obtained from the impulse response functions of the VAR model and the Granger-causality test indicate the existence of a bi-directional causality runs between the two variables, suggesting that this hypothesis is not confirmed for the Brazilian economy.

Keywords: Twin Deficits, Granger Causality test.

Classificação JEL: E62, F32, F41, H62

1. Introdução

Ao longo dos anos, pesquisadores e *policymakers* tem investigado a relação entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, uma vez que o controle da trajetória desses dois déficits é importante para a manutenção da estabilidade econômica e crescimento econômico sustentável.

Os estudos internacionais relacionados aos déficits gêmeos foram primeiramente impulsionados, por volta da década de 1980, pela identificação de que a deterioração fiscal ocorrida nos Estados Unidos foi acompanhada por déficits comerciais persistentes (CORSETTI; MULLER, 2006). Mankiw (2011) exemplifica os déficits gêmeos por meio dos déficits público e comercial que caracterizaram os Estados Unidos no início da década de 1980.

[§] Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental. E-mail para contato: luciana.miyuki@gmail.com.

^{§§} Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília. Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional. E-mail para contato: professor.sergio.gadelha@gmail.com.

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão da Secretaria do Tesouro Nacional.

Sob a administração Reagan, os EUA registraram grandes déficits orçamentários que reduziram a poupança nacional e provocaram pesados déficits no balanço em transações correntes (déficit na conta corrente do balanço de pagamentos). Na época, o Congresso Americano havia aprovado leis que reduziram substancialmente o imposto de renda sobre a pessoa física, mas essa redução de impostos não foi acompanhada por um corte igual nas despesas do governo, resultando em um déficit público. O governo americano tomou empréstimos externos para cobrir o déficit, reduzindo a poupança nacional, e provocando um déficit em Transações Correntes.

Frankel (2006) destaca que a preocupação em relação aos déficits gêmeos nos Estados Unidos voltou a ser foco de inquietação, descrevendo que o aumento do déficit em conta corrente, desde o ano de 2000, esteve associado a uma queda na poupança nacional e, conseqüentemente, ao aumento do déficit orçamentário.

Outros estudos empíricos (ARAÚJO *et al.*, 2009; CORSETTI e MULLER, 2006; KALOU e PALEOLOGOU, 2012; SALVATORE, 2006) testam a hipótese dos déficits gêmeos em diversos países e períodos distintos, assim como discutem as possíveis características desses países que podem estar relacionados à sua ocorrência.

De acordo com Kalou e Paleologou (2012), é possível se testar quatro hipóteses associadas à relação entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. A primeira hipótese está associada à relação de causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos ($DG \rightarrow DTC$), validando a hipótese dos déficits gêmeos, e se fundamenta em duas explicações teóricas, a saber, o Modelo Mundell-Fleming e a Teoria Keynesiana da Absorção.

A abordagem do Modelo Mundell-Fleming (FLEMING, 1962; MUNDELL, 1963) postula que, sob o regime de câmbio flexível, o aumento do déficit orçamentário resulta em um aumento da demanda agregada e da taxa real de juros doméstica que, por consequência, aumenta a entrada líquida de capitais internacionais no país. O excesso de moeda estrangeira no país resulta em uma apreciação real da moeda nacional e a deterioração da balança comercial por meio do desestímulo as exportações e aumento das importações, impactando em uma deterioração do saldo em conta corrente. A segunda explicação teórica da relação entre os déficits gêmeos é a Teoria Keynesiana da Absorção, a qual sugere que um aumento no déficit governamental irá provocar um aumento na absorção doméstica e, portanto, na renda

doméstica. O aumento na renda doméstica irá estimular as importações e, eventualmente, provocará déficits na balança comercial e em conta corrente do balanço de pagamentos¹.

Em resumo, tanto na abordagem do Modelo Mundell-Fleming quanto na Teoria Keynesiana da Absorção, elevados déficits orçamentários são a principal causa da existência de elevados déficits em transações correntes do balanço de pagamentos. Portanto, sob a hipótese dos déficits gêmeos, a política fiscal precisa ser mais prudente devido aos efeitos adversos que pode provocar nas contas externas do país.

Uma segunda hipótese informa que a deterioração do saldo em conta corrente do balanço de pagamentos resulta em um aumento do déficit orçamentário. Essa causalidade reversa, ou seja, a existência de uma relação de causalidade unidirecional do déficit em conta corrente do balanço de pagamentos para o déficit orçamentário ($DTC \rightarrow DG$) foi chamada de “meta de saldo em conta corrente” por Summers (1988). Esse resultado ocorre quando a deterioração do saldo em conta corrente do balanço de pagamentos leva a um ritmo mais lento de crescimento e, portanto, eleva o déficit governamental. Um país que experimenta uma crise financeira ou de solvência de sua dívida pública devido a excessivos déficits em conta corrente do balanço de pagamentos pode enfrentar uma situação em que grandes injeções de recursos públicos são necessários para reabilitar setores financeiros desestruturados, melhorar o sistema de governança corporativa e atenuar uma recessão, por exemplo. Portanto, sob essa hipótese, ajustamentos nas contas externas podem ser obtidos por meio da política fiscal, sendo relevante para países em desenvolvimento que acumularam altas dívidas externas. Trata-se de um resultado especificamente relacionado a economias pequenas e abertas que dependem principalmente do fluxo de entrada de capitais internacionais (por exemplo, investimentos diretos estrangeiros) para financiar seu desenvolvimento econômico e sustentar o seu crescimento (KALOU e PALEOLOGOU, 2010).

A hipótese da equivalência ricardiana, por sua vez, afirma que não há relação de causalidade entre o déficit orçamentário e o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos ($DTC \leftrightarrow DG$), de modo que a hipótese dos déficits gêmeos não encontraria respaldo teórico ou empírico (BARRO, 1974, 1989). De acordo com essa hipótese, a mudança intertemporal dos tributos não afeta as decisões de consumo das famílias, que são fundamentadas nas restrições orçamentárias intertemporais dessas famílias, não influenciando, portanto, a taxa de juros real,

¹ A partir da nova metodologia do balanço de pagamentos vigente no Brasil, segundo o Manual de Balanço de Pagamentos do Fundo Monetário Internacional, pode-se argumentar que um déficit na balança comercial poderá resultar em um déficit em conta corrente do balanço de pagamentos (isto é, um déficit em transações correntes) se os saldos da balança de renda, balança de serviços e de transferências unilaterais correntes não forem suficientes para reverter o déficit da balança comercial.

a quantidade de investimento e o equilíbrio da conta corrente do balanço de pagamentos (KALOU e PALEOLOGOU, 2012). Em outras palavras, mantendo-se constante a taxa de juros real, qualquer redução nos impostos determinam uma redução no consumo presente, o que eleva a poupança privada (SOBRINO, 2013). Quando o governo corta impostos e aumenta seu déficit, os cidadãos antecipam que esse corte nos impostos representará uma elevada carga tributária no futuro, e o ônus da dívida pública recairá sobre as gerações futuras. Logo, os cidadãos reduzem suas despesas com consumo e elevam a poupança privada para compensar a queda na poupança governamental, de modo que o déficit orçamentário não possui efeito sobre o déficit em conta corrente.

Finalmente, a quarta hipótese defende a existência de uma relação de bi-causalidade entre o déficit orçamentário e o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos ($DTC \leftrightarrow DG$). Essa estrutura sugere que déficits fiscais provocam efeitos adversos ao saldo em conta corrente do balanço de pagamentos, ao passo que a deterioração das contas externas pioram as contas fiscais de um país. As crises cambiais ocorridas em países da América Latina na década de 1980 são apontadas como um exemplo em que se observou a relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis. Feldstein e Horioka (1980) também obtiveram evidências empíricas de que poupança e investimentos são altamente correlacionados, resultando em uma trajetória comum entre déficit governamental e déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ou seja, essas duas variáveis podem estar caminhando juntas ao longo do tempo. Portanto, a constatação dessa relação de bi-causalidade entre déficit governamental e déficit em conta corrente pode estar associada ao nível de mobilidade de capitais internacionais de um país, de modo que o Enigma de Feldstein-Horioka poderia ser válido para a economia brasileira.

Para o caso brasileiro, algumas indagações surgem: a hipótese dos déficits gêmeos é válida para a economia brasileira? A presença de déficits gêmeos pode levar a uma massiva distorção nos recursos financeiros, acumulação de dívida e restrição ao desenvolvimento e ao crescimento da economia de uma nação. Além disso, pode-se gerar tensões políticas e mudanças na condução da política macroeconômica. Rubin *et al.* (2004) relata evidências que a presença desses déficits pode influenciar negativamente a expectativa e confiança dos agentes, gerando um ciclo negativo e retroalimentado entre déficits fiscais, mercados financeiros e economia real. Por exemplo, os participantes nos mercados de câmbio e nos mercados de crédito internacional podem ter perda de confiança à medida que se preocupam com a trajetória dos déficits orçamentários e de contas externas. Como resultado, os investidores e credores podem não realocar os fundos financeiros em investimentos em outros países, provocando uma

fuga de capitais que, eventualmente, pode provocar uma valorização/apreciação da moeda nacional. Logo, o estudo da hipótese dos déficits gêmeos para o caso brasileiro trata-se de tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica, uma vez que o entendimento desse assunto pode fornecer alguns importantes *insights* aos *policymakers* na implementação de políticas mais apropriadas para lidar com problemas associados a esses dois tipos de déficits.

O objetivo desse estudo é investigar a hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil usando dados mensais cobrindo o período 1997 a 2012. Essa hipótese estabelece que um déficit orçamentário resulta em um déficit em conta corrente, e sua identificação é importante para os *policymakers* na tomada de decisões corretas para superar situações de instabilidade econômica. Os resultados empíricos obtidos a partir das funções de impulso resposta do modelo VAR e do teste de causalidade de Granger indicam a existência de uma relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis, sugerindo que essa hipótese não é confirmada para a economia brasileira.

A principal contribuição desse estudo é analisar a relação de causalidade entre déficit público e déficit em transações correntes para o Brasil. Os resultados obtidos indicam que há uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis no período analisado, indicando que a política fiscal provoca efeito adversos sobre as contas externas do país, assim como a condução da política externa brasileira pode afetar o desempenho da política fiscal de um país, além de sugerir também indícios da validade do Enigma de Feldstein e Horioka para o caso brasileiro.

O presente trabalho é estruturado em cinco seções. Além desta introdução, a segunda seção disserta sobre as principais teorias relacionadas aos déficits gêmeos e as pesquisas relacionadas ao tema. A terceira seção descreve a hipótese dos déficits gêmeos a partir das identidades das contas nacionais. A quarta seção descreve a metodologia a ser utilizada neste estudo. A quinta seção apresenta as variáveis e o tratamento dos dados. A sexta seção reporta os resultados econométricos obtidos. Finalmente, na última seção serão apresentadas as considerações finais sobre os principais aspectos referentes ao tema analisado.

2. Revisão de Literatura

2.1 Hipótese dos Déficit Gêmeos

Os estudos que defendem a hipótese dos déficits gêmeos destacam dois principais meios de transmissão: (1) por meio da apreciação da taxa de câmbio real, que altera os preços relativos,

afetando a balança comercial e, conseqüentemente, o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos; e (2) por meio da insuficiência da poupança nacional, causada pelo desequilíbrio fiscal e excesso de investimento sobre a poupança, que causa a deterioração da conta corrente do balanço de pagamentos (RESENDE e VIEIRA, 2011).

Laney (1984) destacou a existência de uma relação de causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente ao investigar a relação entre essas duas variáveis para os Estados Unidos e outras nações em desenvolvimento. Usando estimações por mínimos quadrados ordinários, os resultados mostraram que o equilíbrio fiscal como um determinante do equilíbrio das contas externas era estatisticamente significativo e mais regular em países em desenvolvimento do que em nações industrializadas.

Para a economia dos Estados Unidos, Hutchinson e Pigott (1984), Zietz e Pemberton (1990) e Bacham (1992) encontraram evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos. Vyshnyak (2000) aplicou os testes de cointegração e de causalidade de Granger em dados trimestrais para a economia da Ucrânia, e os resultados mostraram que o déficit orçamentário e o déficit em conta corrente são cointegrados, e que o déficit governamental Granger-causa o déficit em conta corrente.

Akbostanci e Tunç (2002) estudaram a hipótese dos déficits gêmeos para a economia da Turquia entre 1987-2001, e as evidências obtidas indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, bem como uma relação de causalidade entre o saldo orçamentário e saldo das contas externas.

Bussière, Fratzscher e Muller (2005) encontram evidências de que os efeitos contemporâneos dos déficits fiscais sobre os déficits em conta corrente do balanço de pagamentos são significantes, mas pequenos.

Kouassi, Mougoué e Kymn (2004) defendem a hipótese dos déficits gêmeos para Israel, ao passo que Baharumshah, Lau e Khalid (2006) reportam o mesmo resultado para Tailândia. No que diz respeito aos países membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), Bartolini e Lahiri (2006) encontram evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos.

Corsetti e Muller (2006) encontram evidências dos déficits gêmeos para o Canadá e o Reino Unido. Argumentam que o canal de transmissão é dado pelas mudanças nos movimentos de preços relativos internacionais, destarte, a propensão e magnitude dos déficits gêmeos são influenciadas pelo grau de abertura do país e a persistência dos choques fiscais. Há no estudo evidências empíricas de que países maiores e menos abertos, como os Estados Unidos e

Austrália, e com choques fiscais menos persistentes possuem um impacto menor no balanço externo. Nesses países há uma resposta significativa dos investimentos privados.

Utilizando a metodologia de dados em painel, Chinn e Prasad (2003) e Chinn e Ito (2007) reportam que a hipótese dos déficits gêmeos ocorre para países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Considerando a apreciação da taxa de câmbio real como fator contribuinte para a hipótese dos déficits gêmeos, tanto Salvatore (2006) quanto Araújo *et al.* (2009) testam essa hipótese empiricamente. Contudo, os autores obtêm resultados distintos. Salvatore (2006) verifica que a hipótese dos déficits gêmeos é válida empiricamente para os países do G-7 durante o período de 1973 a 2006, enquanto Araújo *et al.* (2009) rejeitam a hipótese através da estimação de um modelo com dados em painel para 35 países durante os anos de 1991 e 2000.

Hakro (2009) verifica que, a partir da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) de dados de séries temporais multivariados para o Paquistão, há uma relação de causalidade fluindo do déficit fiscal para os preços, taxa de juros, fluxo de capital, taxa de câmbio e déficit comercial, sugerindo que sejam feitas intervenções governamentais mínimas no País, pois acredita-se que o orçamento equilibrado levaria ao auto ajuste desses desequilíbrios e ainda da confiança no comércio internacional.

Grier e Ye (2009) estudam os déficits gêmeos nos Estados Unidos e verificam no curto prazo um efeito significativamente positivo e persistente entre os déficits. Porém, esta relação é inexistente no longo prazo. Ganchev (2010) testa a hipótese de causalidade entre os dois tipos de déficits com dados da Bulgária. Os resultados obtidos indicam que, no curto prazo, superávits fiscais se relacionam com déficits em conta corrente maiores. No entanto, no longo prazo, pode-se esperar a correlação positiva entre os déficits fiscais e em conta corrente, desde que a poupança externa tenha influência significativa na economia doméstica (através do financiamento do déficit público e privado).

Ratha (2010) utilizou dados mensais cobrindo o período 1998-2009 para a economia indiana e, a partir da abordagem de cointegração, encontrou-se que a hipótese dos déficits gêmeos ocorria no curto prazo.

Dentre outros estudos que aderiram à proposição keynesiana em que um aumento no déficit orçamentário leva a uma deterioração das contas externas de um país incluem Ahmed (1986), Abell (1990), Bachman (1992), Rosensweig e Tallman (1993), Dibooglu (1997), Vamvoukas (1997), Piersanti (2000) e Leachman e Francis (2002).

Para o caso brasileiro, Por exemplo, Rezende (2001) cita a economia brasileira, no período da década de 1970 e início dos anos 1980 (que culminou com a crise externa), como um exemplo do surgimento dos déficits gêmeos. Além disso, Rezende (2001) destaca:

...dois principais mecanismos de transmissão dos déficits gêmeos. O primeiro é de absorção: um aumento do déficit público eleva a demanda agregada e as importações, contribuindo para o aumento do déficit em conta corrente. O segundo pode ocorrer por meio da taxa de juros e do câmbio. O aumento do déficit público pressiona o mercado monetário e eleva a taxa de juros. O diferencial dos juros interno e externo provoca o aumento na entrada de capitais, o que na hipótese de uma taxa de câmbio flexível, leva a sobrevalorização cambial. Finalmente, com câmbio sobrevalorizado há um estímulo para aumentar as importações e reduzir as exportações, gerando um déficit externo.

Silva *et al.* (2012) investigam empiricamente a relação entre saldo em transações correntes, investimentos e gastos públicos no Brasil, a fim de verificar como se comporta a conta corrente frente a choques advindos da política fiscal e da necessidade de investimentos, e como isso influencia o crescimento econômico do país no período entre a implementação do Plano Real até meados de 2010. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicam a existência de relação de causalidade unidirecional do gasto do governo para a conta corrente, evidenciando a hipótese dos déficits gêmeos para a economia brasileira.

2.2 Hipótese da Meta de Saldo em Conta Corrente

A literatura empírica também tem reportado resultados relacionados à causalidade unidirecional dos déficits em conta corrente para os déficits fiscais. Por exemplo, Summers (1988) encontrou evidências dessa relação de causalidade em nações que adotavam metas de saldos em conta corrente.

Já Reisen (1988), assim como Khalid e Teo (1999), a causalidade reversa é mais pronunciada em países em desenvolvimento, por exemplo, países da América Latina nas décadas de 1980 e 1990, os quais possuíam recursos domésticos limitados e uma forte dependência de recursos externos. Segundo Khalid e Teo (1999), nos países desenvolvidos, ou os déficits externo e público eram independentes, ou tinham uma relação unidirecional do déficit público para o déficit em conta corrente. Já para os países em desenvolvimento os resultados foram variados, ora se constatando causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ora se verificando causalidade

unidirecional do déficit em conta corrente para o fiscal, assim como relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis.

Alkswani e Al-Towaijari (1999) e Alkswani (2000) fornecem evidências empíricas de causalidade reversa entre déficit governamental e déficit em contas externas para a Arábia Saudita. Pode-se, também, mencionar Anoruo e Ramchander (1998) para a Índia, Indonésia, Korea, Malásia e as Filipinas; Khalid e Teo (1999) para Indonésia e Paquistão; Hatemi e Shukur (2002) para os Estados Unidos; Kouassi, Mougoué e Kymn (2004) para Coréia; Kim e Kim (2006) e Baharumshah, Lau e Khalid (2006) reportam esse resultado para a Indonésia.

Merza, Alawin e Bashayreh (2012) verificam se a hipótese dos déficits gêmeos é válida para o Kuwait utilizando dados trimestrais cobrindo o período de 1993:04 a 2010:04. Os resultados obtidos indicam que o déficit em conta corrente Granger causa o déficit orçamentário e que, no longo prazo, o estudo mostra uma relação negativa entre esses dois déficits, ou seja, um aumento no saldo em conta corrente implica na diminuição do superávit orçamentário ou um aumento do déficit orçamentário. Portanto, verifica-se que neste caso não se confirma a hipótese dos déficits gêmeos.

Kalou e Paleologou (2012) testam a hipótese para o caso da Grécia para o período de 1960-2007. O resultado encontrado mostra que há a causalidade do déficit externo para o déficit interno. Esses autores indicam a possibilidade do resultado decorrer do fato do país ser devedor, país da União Europeia com o índice dívida/PIB maior, pois uma parte significativa da receita do país é gasta com o pagamento da dívida e dos juros provenientes, o que levaria a deterioração da conta corrente. Assim, o contínuo crescimento da dívida do país levou a piora do déficit orçamentário.

Sobrino (2013) examinam a relação de causalidade entre o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos, assim como o superávit fiscal e o gasto governamental para o Peru. Usando dados trimestrais abrangendo o período 1980:01 a 2012:01, os resultados obtidos rejeitaram a hipótese dos déficits gêmeos. Por outro lado, as evidências empíricas indicaram causalidade reversa, isto é, déficits externos Granger-cause déficits fiscais.

2.3 Hipótese da Equivalência Ricardiana

Estudos empíricos elaborados por Miller e Russek (1989), Dewald e Ulan (1990), Enders e Lee (1990), Evans e Hasan (1994), Wheeler (1999) e Kaufman et al. (2002), dentre outros, encontram evidências para a validade da Teoria da Equivalência Ricardiana, em que os déficits fiscal e externo não são correlacionados.

Garcia e Ramajo (2004) argumentam que os déficits governamentais não provocam quaisquer mudanças na taxa de juros e na taxa de câmbio, de modo que não se observa qualquer efeito nos desequilíbrios do balanço de pagamentos.

Por outro lado, estudos teóricos em relação ao tema no Brasil, como o estudo de Resende (2009) e Resende e Vieira (2011), discutem as causas do déficit em conta corrente e as possíveis causas de ocorrência dos déficits gêmeos. Resende (2009), através de uma análise teórica, conclui que não há relação sistemática entre o déficit orçamentário e de conta corrente e a poupança nacional, explicando que, em uma economia aberta, a mudança nos preços relativos é o fator que faz com que o déficit público cause insuficiência da poupança nacional (dada uma taxa de investimento) e conseqüentemente a deterioração da conta corrente. Diferentemente, Resende e Vieira (2011) afirmam que essa relação, para economias abertas, se dá no âmbito do circuito *Finance-Investimento-Poupança-Funding*. Deste modo, verificam que o déficit público não leva a insuficiência da poupança nacional devido ao fato de ser válida a precedência do investimento à poupança.

2.4 Hipótese *Feedback*

Darrat (1988) utilizou o teste de causalidade de Granger em estrutural multivariada, combinado com o critério de informação de Akaike, para estudar a relação de causalidade entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente para os Estados Unidos em dados trimestrais cobrindo o período de 1960:01 a 1984:04. Os resultados empíricos obtidos mostraram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis.

Em relação ao caso brasileiro, Islam (1998) analisou a hipótese dos déficits gêmeos no Brasil, com dados trimestrais abrangendo o período de 1973:01 a 1991:04, e os resultados empíricos obtidos indicaram uma relação de bi-causalidade de Granger entre os déficits externo e público, em um período caracterizado por várias reformas estruturais e a instabilidade da economia, bem como elevada inflação.

Normandin (1999) também destaca que existe uma relação de bi-causalidade entre os déficits gêmeos para a economia do Canadá. Lau e Baharumshah (2004) analisaram a hipótese dos déficits gêmeos na Malásia, cobrindo o período de 1975 a 2000) e os resultados obtidos indicaram relação de bi-causalidade de Granger para a Malásia.

Mukhtar *et al.* (2007) utilizou a metodologia de mecanismo de correção de erro e testes de Causalidade de Granger para testar empiricamente a hipótese dos déficits gêmeos no Paquistão utilizando-se dados trimestrais para o período 1975-2005. Os resultados obtidos

confirmaram a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre os dois déficits, e que a causalidade de Granger bi-causalidade ocorre entre essas duas variáveis.

Mehara e Zamanzadeh (2011) examinaram a relação entre déficit orçamentário corrente e déficit em conta corrente não petrolífero para a economia Iraniana durante o período de 1959-2007 baseado na análise de cointegração e na estimação de modelos vetoriais autorregressivos com mecanismos de correção de erro (VECM). Os resultados obtidos mostraram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis.

A literatura empírica que defende esse resultado inclui outros estudos, como Kouassi, Mougoué e Kymn (2004) para a Tailândia; Baharumshah *et al.* (2006) para Malásia e as Filipinas; Jayaraman e Choong (2007) para Fiji; Arize e Malindretos (2008) para a África; e Lau e Tang (2009) para o Camboja.

3. Bases Teóricas da Hipótese dos Déficits Gêmeos nas Contas Nacionais

A hipótese dos déficits gêmeos surge da afirmação de que o déficit público resultaria em um déficit em transações correntes. Apesar de não haver um consenso nos resultados empíricos de estudos relacionados ao tema, essa relação é demonstrada teoricamente por meio das identidades macroeconômicas para uma economia aberta e com governo. Desse modo, partindo do pressuposto macroeconômico de que o investimento é igual à poupança, tem-se:

$$I = S \Rightarrow I_p + I_g = S_p + S_g + S_e \quad (1)$$

em que $I = investimento$ e $S = poupança$. Considerando que o investimento é formado pelo investimento privado (I_p) e pelo investimento do governo (I_g), bem como que a poupança é formada pela poupança privada (S_p), poupança governamental (S_g) e pela poupança externa (S_e), verifica-se que:

$$\begin{aligned} (I_g - S_g) &= (S_p - I_p) + S_e \Rightarrow S_e = -(S_p - I_p) + (I_g - S_g) \Rightarrow \underbrace{S_e}_{DTC} \\ &= (I_p - S_p) + \underbrace{(I_g - S_g)}_{DG} \end{aligned} \quad (2)$$

em que $DG = (I_g - S_g)$ é definido como sendo o déficit público (déficit orçamentário ou déficit governamental) e que $(I_p - S_p)$ é o excesso de investimento privado sobre a poupança privada.

Se, por hipótese, os investimentos privados sejam totalmente financiados pela poupança privada, tem-se a seguinte expressão:

$$DTC = DG \quad (3)$$

em que a poupança externa positiva igual ao déficit em transações correntes do balanço de pagamentos ($DTC = +S_e$). Uma nação com um déficit em conta corrente está tomando emprestado recursos do resto do mundo, os quais deverão ser pagos no futuro. Por exemplo, se essa nação estiver investindo os recursos dos empréstimos obtidos no exterior em investimentos mais produtivos disponíveis no resto do mundo, não haverá problemas porque um investimento lucrativo irá gerar um alto retorno para cobrir o montante principal e os juros desses empréstimos internacionais. Como resultado, a nação irá crescer apesar de seu estoque de dívida pública externa. Por outro lado, se o déficit em conta corrente ocorre por razão de se elevar a parcela de consumo, mas não há melhoria no estoque de capital, então esse déficit irá fazer com que a nação tenha menos capacidade de pagar sua dívida pública externa no futuro.

De acordo com o conceito de déficits gêmeos, movimentos no déficit orçamentário leva a mudanças similares no déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. Há uma outra forma alternativa de se analisar a relação entre esses dois déficits a partir da identidade da renda nacional para uma economia aberta:

$$Y = C + I + G + X - M \quad (4)$$

em que Y é a renda nacional (ou PIB nacional); C é o consumo privado ou consumo das famílias; I é o investimento agregado na economia, proveniente tanto do setor público quanto do setor privado; G são os gastos governamentais com bens e serviços finais; X são as exportações de bens e serviços; e M são as importações de bens e serviços.

A partir da equação (4), o saldo em conta corrente do balanço de pagamentos (TC) pode ser definido, de maneira bastante simplificada, como sendo a diferença entre exportações e importações, sendo representado por:

$$\underbrace{X - M}_{TC} = Y - C - I - G = Y - (C + I + G) \quad (5)$$

em que $(C + I + G)$ pode ser definido como sendo o gasto com residentes domésticos ou absorção doméstica. Em uma economia fechada, ou seja, uma economia sem comércio com o exterior, a poupança interna ou poupança doméstica, que é a soma da poupança bruta do setor privado mais a poupança governamental ($S = S_p + S_g$), representa a própria poupança nacional (poupança agregada) da economia, a qual é igual o investimento interno ou investimento agregado ($S = I$). Todavia, no caso de uma economia aberta, essa relação pode ser definida da seguinte forma:

$$S = I \Rightarrow S_p + S_g + S_e = I \Rightarrow S_p + S_g = I - S_e \Rightarrow \underbrace{S_p + S_g}_{S_i} = I + TC \quad (6)$$

Em que S_i é a poupança doméstica ou poupança interna, de modo que a poupança nacional ou poupança agregada passa a ser expressa por $S = S_p + S_g + S_e = S_i + S_e$. Em outras palavras, a poupança agregada (ou poupança nacional) passa a ser expressa como a soma da poupança interna (ou poupança doméstica) com a poupança externa (que, por definição, representa um déficit em transações correntes, isto é, $+S_e = -TC$).

A equação (6) estabelece que uma economia aberta utiliza poupança interna (doméstica) e poupança externa para financiar seu investimento agregado, composto por investimento privado e investimento público. Em outras palavras, o endividamento externo permite o financiamento do investimento agregado em níveis além daqueles que poderiam ser financiados através de poupança doméstica. A poupança bruta do setor privado é definida como sendo:

$$S_p = Y - T - C \quad (7)$$

em que T é a arrecadação tributária ou, simplesmente, tributação. Já a poupança governamental será definida por:

$$S_g = T - G \quad (8)$$

Substituindo as equações (7) e (8) na equação (6), tem-se:

$$\begin{aligned} S_p + S_g = I + TC &\Rightarrow S_p = I + TC - S_g \Rightarrow S_p = I + TC - (T - G) \Rightarrow S_p = I + TC + \\ (G - T) &\Rightarrow S_p = I + TC + (G - T) \Rightarrow \underbrace{-TC}_{=DTC} = I - S_p + \underbrace{(G - T)}_{=DG} \end{aligned} \quad (9)$$

A equação (9) postula que um aumento no déficit governamental irá causar um aumento similar no déficit em conta corrente se, e somente se, poupança privada e investimento sejam constantes ou iguais. Portanto, sob a hipótese dos déficits gêmeos, o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos é uma função do déficit governamental, isto é, $DTC = f(DG)$.

Todavia, Resende (2009) argumenta que as identidades das contas nacionais tem uma natureza contábil, e representam apenas uma situação de equilíbrio macroeconômico *ex-post*. Já Simonsen e Cysne (1995, p. 165) argumentam que:

A contabilidade nacional (...) não passa de um aglomerado de tautologias (...). As explicações da inflação e do déficit em transações correntes pelo déficit público (...) pecam extremamente 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.

Para Feldstein (1992), a identidade macroeconômica em que se baseia a hipótese dos déficits gêmeos “não é uma teoria econômica ou uma regularidade empírica, mas uma identidade contábil sobre a qual não pode haver nenhum debate”.

Krugman (1992) argumenta sobre a fragilidade do vínculo existente entre desequilíbrios orçamentários e desequilíbrios comerciais. Em primeiro lugar, o desequilíbrio fiscal pode apenas deslocar os investimentos privados, em outras palavras, provocar o efeito-deslocamento (*crowding-out*), ou então estimular a poupança privada sem afetar o saldo em conta corrente, conforme postula da Teoria da Equivalência Ricardiana. Além disso, Krugman (1992) argumenta que não são claros os canais de transmissão através dos quais um excesso da absorção doméstica sobre o produto nacional causaria efeitos adversos no saldo em conta corrente do balanço de pagamentos. Ao invés disso, mudanças no saldo em conta corrente dependem de alterações na distribuição dos gastos mundiais, sendo que tais alterações dependem de mudanças na taxa de câmbio real.

4. Estratégia Empírica

4.1 Teste de Raiz Unitária com Quebra Estrutural Endógena

O trabalho pioneiro de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias, uma vez que esses testes possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária, mesmo quando a série é estacionária. Perron (1989) mostrou que um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural.

Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados. Sob essa perspectiva, Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002) propõem que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos e expõe uma transição suave para um novo nível. Assim, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f(\theta)' \gamma$ é acrescentada ao termo determinístico $\mu_1 t$ do processo gerador de dados. Portanto, o modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)' \gamma + v_t \quad (10)$$

Onde θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, ao passo que v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária. A mudança na função $f(\theta)' \gamma$ pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponential shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*). Saikkonen e Lütkepohl (2002) e Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002) propuseram teste de raiz unitária baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e a subtração dessa tendência da série original. Em seguida, um teste ADF é desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, apanhar a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. Valores críticos foram tabulados por Lanne, Saikkonen e Lütkepohl (2002).

4.2 Causalidade Multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) envolvendo todas as variáveis mencionadas anteriormente. O conceito de causalidade

no sentido de Granger está associado à ideia de precedência temporal entre variáveis. Assim, se y_t contém informação passada que ajuda na previsão de z_t , e se essa informação não está contida em outras séries usadas no modelo, então y_t Granger-causa z_t (GRANGER, 1969). O modelo VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \zeta_t \quad (11)$$

onde, X_t é um vetor de variáveis estacionárias, p é o número de defasagens, A_0 é um vetor de interceptos, A_i são matrizes de coeficientes e ζ_t é um vetor de resíduos não-autocorrelacionados e homocedásticos. A seleção da ordem de defasagem é feita pelos usuais critérios de informação. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (11).

A causalidade de Granger da variável x para a variável y é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável x em todas as suas defasagens são, simultaneamente, estatisticamente iguais a zero na equação em que y é a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável x Granger-causa a variável y .

Além da causalidade de Granger, nessa etapa duas outras técnicas econométricas serão utilizadas na análise multivariada: as funções impulso-resposta (FIR) e a análise de decomposição de variância do erro de previsão (ADV).

As funções de impulso-resposta permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque em outra variável do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de sua variável no modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem à sua trajetória original. O efeito acumulado de uma mudança de uma unidade em diferentes inovações sobre uma variável é dado pelo somatório dos coeficientes das funções de impulso-resposta (ENDERS, 2010).

Com o objetivo de eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, a função de impulso-resposta generalizada (FIRG) é utilizada. O principal argumento para este procedimento é que o impulso-resposta generalizado não varia se houver reordenação de variáveis no VAR. Conforme apontado por Lutkepohl (1991), o método convencional para a

análise da função de impulso-resposta aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, por conseguinte, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no modelo VAR estimado. Koop, Pesaran e Potter (1996), e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função de impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no modelo VAR. Há duas vantagens potenciais na aplicação desse método (EWING, 2003): (i) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a função impulso-resposta generalizada permite interpretar de forma mais acurada a resposta do impacto inicial decorrente de cada choque causado por uma variável sobre as demais.

A análise de decomposição de variância (ADV) é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por este método, é possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. A ADV fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (ENDERS, 2010).

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

A estabilidade dinâmica de um processo autorregressivo pode ser verificada a partir da análise do comportamento das raízes inversas do polinômio característico de um sistema VAR (LÜTKEPOHL, 1991), de acordo com o seguinte entendimento: (i) se todas as raízes do polinômio característico se encontrarem dentro do círculo unitário, o sistema será estável, uma vez que todas as raízes devem ter módulo menor do que 1 (um); (ii) se alguma das raízes do polinômio característico estiverem fora do círculo unitário, isto é, apresentarem módulo maior do que 1 (um), então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva e; (iii) se, ao menos uma das raízes encontrar-se sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo apresentar uma trajetória de tendência estocástica ou um passeio aleatório (BIAGE, CORREA e NEDER, 2008).

5. Dados Utilizados no Estudo

Os dados utilizados no estudo possuem frequência mensal, e se referem ao período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012, sendo que as séries de saldo em conta corrente do balanço de pagamentos e de saldo orçamentário foram obtidas junto ao sítio eletrônico do IPEADATA².

A variável déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ou déficit em transações correntes, será representada pela série de saldo em transações correntes, em US\$ milhões, tem como fonte primária o Boletim do Banco Central do Brasil, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), código BPN12_STC12, de acordo com a metodologia do Manual de Balanço de Pagamentos do Fundo Monetário Internacional (5ª edição). Os valores em dólares foram convertidos para reais por meio da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) para compra, média (código BM12_ERC12).

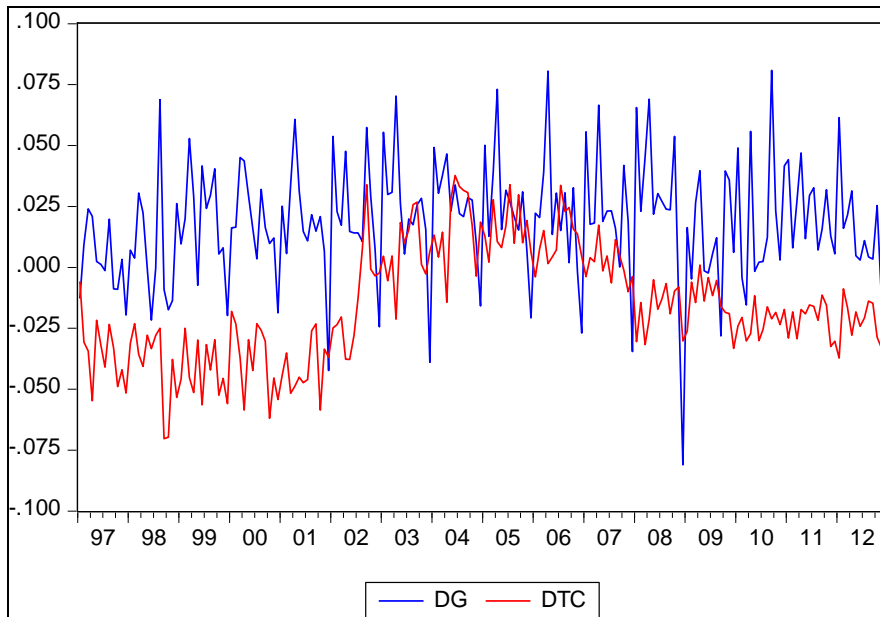
Já a variável déficit governamental será representada pela série de Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP), resultado primário do governo central, em R\$ milhões, tem como fonte primária o Ministério da Fazenda/ Secretaria do Tesouro Nacional (Min. Fazenda/STN, código STN12_NFRPGFTOT12), e corresponde ao critério acima da linha, em que são explicitados os principais fluxos de receitas e despesas.

A série de Produto Interno Bruto (PIB), em R\$ milhões, por sua vez, foi obtida junto ao sítio eletrônico do Banco Central do Brasil (código 4380).

As séries do saldo em transações correntes (DTC_t) e do saldo orçamentário (DG_t) são expressas em proporção do PIB. A Figura 1 a seguir reporta a trajetória temporal das duas séries em análise:

Figura 1 – Evolução do saldo em transações correntes/PIB (variável DTC) e da NFSP/PIB (variável DG).

² Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>



Nota: elaboração própria.

6. Análise dos Resultados

6.1 Teste de Raiz Unitária com Quebra Endógena

O resultado do teste de Saikkonen e Lütkepohl (2002), doravante denominado SL, é apresentado na Tabela 1 a seguir. A escolha do tipo de mudança foi baseada na análise gráfica e conjuntural de cada série, de maneira que as datas de quebras estruturais obtidas estão em conformidade com eventos econômicos adversos ocorridos em cada quebra.

O teste SL indica que as séries de NFSP e Transações Correntes, em proporção do PIB, são estacionárias em nível. A quebra estrutural de 1998 está relacionada à Crise Russa que afetou a série de Transações Correntes. Iahn e Missio (2009) afirmam que a crise russa, que ocorreu por volta de setembro de 1998, desencadeou um efeito contágio e contribuiu para apontar desequilíbrios da economia brasileira. Em outras palavras, observou-se a deterioração dos fundamentos macroeconômicos, culminando em um colapso na economia brasileira em 1999. Houve uma perda de reservas da ordem de US\$ 30 bilhões entre agosto e setembro de 1998 que, apesar da elevação da taxa de juros e do anúncio de um pacote fiscal, não mais se recuperou, o que refletia a descrença na possibilidade de manter a taxa de câmbio. Um indicador desse quadro foi a queda verificada no preço dos títulos da dívida externa brasileira (elevação dos spreads dos C-Bonds) logo após a crise russa (GREMAUD, VASCONCELLOS e TONETO Jr., 2009, cap. 18, p. 468).

Tabela 1 – Teste SL de Raiz Unitária com Quebra Estrutura Endógena

Variável	Modelo	Tipo de Quebra	Data da Quebra	Estatística Teste	Lags
DG_t	C	<i>Rational Shift</i>	2002:09	-6,61***	2
DG_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:09	-5,92***	2
DG_t	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	-6,22***	2
DG_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	-5,53***	2
DG_t	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	-6,35***	2
DG_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	-5,58***	2
DG_t	C	<i>Rational Shift</i>	2008:11	-6,15***	3
DG_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	2008:11	-7,75***	3
DG_t	C	<i>Shift Dummy</i>	2008:11	-2,42	3
DG_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2008:11	-4,82***	3
DG_t	C	<i>Exponential Shift</i>	2008:11	-2,74	3
DG_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2008:11	-4,63***	3
DTC_t	C	<i>Rational Shift</i>	1998:09	-1,67	5
DTC_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	1998:09	-1,63	5
DTC_t	C	<i>Shift Dummy</i>	1998:09	-2,66*	2
DTC_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	1998:09	-2,60	2
DTC_t	C	<i>Exponential Shift</i>	1998:09	-2,62*	2
DTC_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	1998:09	-2,55	2
DTC_t	C	<i>Rational Shift</i>	2002:09	-2,30	2
DTC_t	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:09	-2,19	2
DTC_t	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	-3,21**	2
DTC_t	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	-3,03**	2
DTC_t	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	-3,21**	2
DTC_t	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	-3,00*	2

Notas: Elaboração dos autores

1 - “Lags” significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (***) significância a 1%; (**) significância a 5%; (*) significância a 10%. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

2 - Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lutkepohl são os seguintes (Lanne *et al.* 2002) para os três tipos de quebra estrutural selecionada endogenamente: (i) modelo com constante: -3,48 (1%); -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%); -3,03 (5%) e -2,76 (10%).

A quebra estrutural de 2002 está relacionado ao período em que a taxa real de câmbio e o *embi* apresentaram tendência de aumento devido à crise de confiança externa sobre a evolução da economia brasileira no período pré-eleitoral. Naquele ano de 2002, observou-se que um aumento da taxa nominal de juros em resposta ao aumento da inflação acima da meta estipulada aumentou não só o estoque da dívida pública para além do seu limite sustentável, por meio do impacto sobre o serviço dessa dívida, mas também a probabilidade de *default* e os prêmios de riscos, levando a uma fuga de capitais externos e a uma depreciação do Real, ao invés de uma apreciação. Como uma grande parcela da dívida pública estava indexada ao dólar, a

desvalorização cambial provocou um aumento da dívida pública e afetou as expectativas de inflação, desencadeando um processo inflacionário e criando, então, um círculo vicioso.

Já a quebra estrutural de novembro de 2008 que afetou a série de déficit governamental está relacionada à crise do *subprime* de 2008. Os efeitos da crise financeira internacional de 2008-2009 sobre o desempenho da economia brasileira foram caracterizados por uma recessão econômica, a qual afetou o comportamento de vários indicadores macroeconômicos e fiscais no período indicado, e resultou na adoção de medidas fiscais como resposta a essa crise. Por exemplo, no lado das receitas, as autoridades governamentais reduziram as alíquotas do imposto sobre produto industrializado (IPI), sendo a redução no IPI Automóveis a mais significativa, resultando em uma forte recuperação das vendas nesse setor. No lado das despesas, as medidas incluíram a extensão dos benefícios do seguro-desemprego, a manutenção e a expansão dos gastos em programas de transferência de renda (por exemplo, programa Bolsa Família), o aumento do salário mínimo e a implantação do programa habitacional “Minha Casa, Minha Vida” destinado às famílias de rendimentos médios e baixos para estimular o setor da construção civil. Além disso, o governo federal aumentou o seu próprio investimento (Programa de Aceleração do Crescimento – PAC) e expandiu o volume de crédito disponível ao setor privado por meio de instituições financeiras federais. Observou-se, também, uma redução da meta de superávit primário em proporção do PIB, com a finalidade de não comprometer os planos de investimento público. Além disso, houve uma ampliação das transferências para estados e municípios com aportes financeiros feitos via bancos públicos.

6.2 Causalidade Multivariada

Na causalidade multivariada, o modelo autorregressivo (VAR) não limita, a priori, as variáveis dependentes e independentes. Assim, as variáveis são consideradas como potencialmente endógenas.

A dinâmica da causalidade de Granger pode ser analisada a partir do modelo VAR estimado:

$$\begin{bmatrix} DTC_t \\ DG_t \end{bmatrix} = A_0 + A_1 \begin{bmatrix} DTC_{t-1} \\ DG_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} DTC_{t-2} \\ DG_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_8 \begin{bmatrix} DTC_{t-8} \\ DG_{t-8} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{bmatrix} \quad (12)$$

onde A_0 é uma matriz identidade. Note que ξ_{1t} e ξ_{2t} são termos de erros aleatórios, normalmente distribuídos, serialmente independentes e não correlacionados, com média zero e matriz de covariância finita. A hipótese nula, onde $\beta_{12}^{(i)}$ são os coeficientes de DG_{t-i} , $i =$

1,2, ...,8 na primeira equação do sistema, é estabelecida a fim de determinar se DG_t não Granger causa DTC_t . A existência de causalidade de DG_t para DTC_t pode ser estabelecida a partir da rejeição da hipótese nula acima descrita. De maneira análoga, pode-se verificar se DTC_t não Granger causa DG_t , e quem a hipótese nula, onde $\beta_{21}^{(i)}$ são os coeficientes de DTC_{t-i} , $i = 1,2, \dots,8$ da segunda equação do sistema VAR.

Os resultados econométricos obtidos a partir da estimação do modelo VAR estão demonstrados na Tabela 2 a seguir. Devido aos resultados apresentados no teste SL de raiz unitária, houve a necessidade de se criar três variáveis *dummies* a fim de modelar as quebras estruturais identificadas. Em vista disso, a variável *dummy* de nível D1998 assume valor 1 (um) no período de 1998:09 a 2012:12, e zero no período restante. Já a variável *dummy* de impulso D2002 assume valor 1 (um) em 2002:09, e zero no período restante. Finalmente, a variável *dummy* de nível D2008 assume valor 1(um) no período de 2008:11 a 2012:12, e zero no período restante.

No caso do saldo em transações correntes como variável dependente, e suas defasagens como variáveis explicativas, observa-se que os coeficientes estimados nas primeira, segunda e sexta defasagens são positivos e, individualmente, estatisticamente significantes aos níveis de 1% e 5%, conforme resultados da estatística *t*. Já os parâmetros estimados da NFSP são positivos e, individualmente, estatisticamente significantes nas terceira e quarta defasagens a 1% e 5% de significância.

Por outro lado, no caso de NFSP como variável dependente, em relação as suas defasagens como variáveis explicativas, nota-se que os coeficientes estimados são negativos e, individualmente, estatisticamente significantes na segunda, quarta e oitava defasagens aos níveis de significância de 1% e 10%. Por outro lado, na terceira defasagem, o parâmetro estimado é positivo e estatisticamente significativo a 10%.

Mas no que diz respeito ao saldo em transações correntes, os parâmetros estimados nas terceira e oitava defasagens são, individualmente, estatisticamente significantes a 5%. Todavia, o parâmetro estimado na terceira defasagem é negativo, ao passo que o parâmetro estimado na oitava defasagem é positivo. O R^2 ajustado da primeira equação é de 0,76, indicando um bom ajuste dessa equação aos dados utilizados. Já na segunda equação do modelo VAR, o ajuste do modelo aos dados não é satisfatório, haja vista que $R^2 = 0,21$.

Tabela 2 – Estimação do vetor autorregressivo

	DTC_t	DG_t
--	---------	--------

DTC_{t-1}	0,341870 [4,45219]***	0,223105 [1,55180]
DTC_{t-2}	0,195444 [2,43757]**	-0,010835 [-0,07217]
DTC_{t-3}	0,078289 [1,00286]	-0,374107 [-2,55948]**
DTC_{t-4}	0,046098 [0,57569]	0,011112 [0,07411]
DTC_{t-5}	-0,077625 [-1,01445]	-0,114418 [-0,79862]
DTC_{t-6}	0,346973 [4,53994]***	-0,012228 [-0,08545]
DTC_{t-7}	-0,047114 [-0,59691]	0,144010 [0,97446]
DTC_{t-8}	0,043785 [0,60138]	0,300666 [2,20556]**
DG_{t-1}	0,035999 [0,87169]	-0,053524 [-0,69220]
DG_{t-2}	-0,021719 [-0,53405]	-0,126954 [-1,66723]*
DG_{t-3}	0,089924 [2,23824]**	0,139165 [1,85001]*
DG_{t-4}	0,127211 [3,09023]***	-0,267884 [-3,47558]***
DG_{t-5}	0,038127 [0,91190]	-0,001001 [-0,01279]
DG_{t-6}	-0,021927 [-0,54069]	-0,040789 [-0,53719]
DG_{t-7}	-0,060449 [-1,51006]	0,035507 [0,47373]
DG_{t-8}	-0,027723 [-0,68043]	-0,254066 [-3,33045]***
C	-0,002755 [-0,72618]	0,013527 [1,90412]*
D1998	-0,001531 [-0,36398]	0,022781 [2,89256]***
D2008	-0,000694	-0,006452

	[-0,34296]	[-1,70363]*
D2002	0,044335	0,033432
	[3,64875]***	[1,46949]
<hr/>		
R ² Ajustado	0,764102	0,206472
Estatística F	32,19790	3,506087
Akaike AIC	-5,983958	-4,729568
<hr/>		
Teste de Jarque-Bera ⁽¹⁾		1,882063 (0,3902)
Teste LM de Autocorrelação ⁽²⁾		3,447171 (0,4860)
Teste de Heterocedasticidade de White ⁽³⁾		105,3798 (0,4712)

Nota: elaboração própria. Selecionaram-se 8 defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final) e AIC (Critério de Informação de Akaike). Estatísticas-*t* entre colchetes. (***) representa significância estatística a 1% ($t = |2,57|$); (**) representa significância estatística a 5% ($t = |1,96|$); (*) representa significância estatística a 10% ($t = |1,64|$). Número de observações incluídas após ajustamento: 184.

1 – Método de Ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl). Valor obtido para o primeiro componente.

2 – Valor obtido para a segunda defasagem.

3 – Teste de Heterocedasticidade de White com termos cruzados.

Sob a hipótese nula de que os resíduos do modelo VAR estimado são normais na estrutura multivariada, o resultado da estatística Jarque-Bera no primeiro componente é de 1,88 (valor-p = 0,3902), aproximadamente, de modo que não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos com base neste teste.

No tocante à hipótese nula de ausência de autocorrelação (correlação serial) de ordem k , em que k é o número de defasagens, é possível verificar por meio dos resultados apresentados na Tabela 2 que não se pode rejeitar a referida hipótese nula, considerando 2 defasagens.

Quanto à hipótese nula de ausência de heterocedasticidade nos resíduos do modelo VAR estimado, os resultados do teste de White, não incluindo termos cruzados, indicam que não se pode mais rejeitar a hipótese nula, isto é, a hipótese de homocedasticidade da variância dos resíduos está presente na estimação econométrica.

A Figura 2 e a Tabela 3 a seguir mostram que não há raiz fora do círculo unitário, o que significa o modelo VAR que satisfaz a condição de estabilidade.

Figura 2 – Raízes Inversas do Polinômio Característico do Processo AR

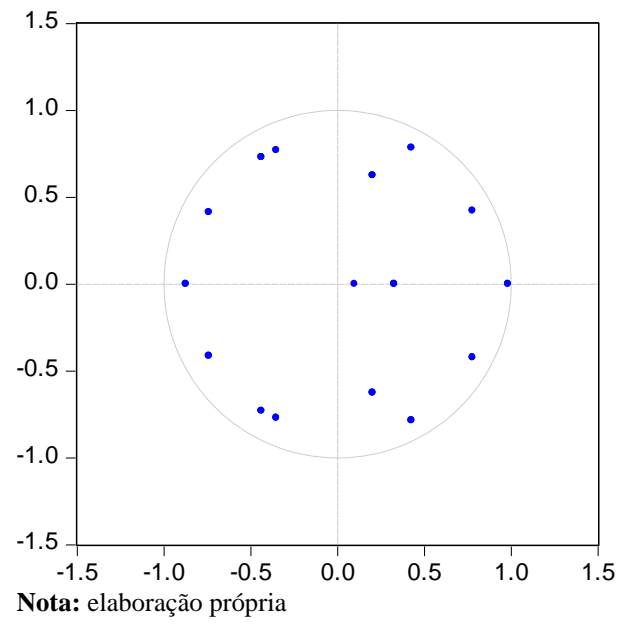


Tabela 3 - Raízes do Polinômio Característico

Raiz	Módulo
0,982766	0,982766
0,425663 - 0,783732i	0,891866
0,425663 + 0,783732i	0,891866
0,778807 - 0,422080i	0,885829

0,778807 + 0,422080i	0,885829
-0,873157	0,873157
-0,437924 - 0,730698i	0,851878
-0,437924 + 0,730698i	0,851878
-0,740513 - 0,413365i	0,848075
-0,740513 + 0,413365i	0,848075
-0,352225 - 0,769139i	0,845954
-0,352225 + 0,769139i	0,845954
0,202575 - 0,624778i	0,656799
0,202575 + 0,624778i	0,656799
0,327209	0,327209
0,098762	0,098762

Nota: elaboração própria. Observa-se que nenhuma raiz se encontra fora do círculo unitário, de modo que o modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade

Por fim, a Tabela 4 reporta os resultados da análise obtidos através do Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald para Exogeneidade por Blocos aplicado aos dados brasileiros, permitindo identificar quais as variáveis que são fortemente exógenas. Assim como no Teste de Causalidade de Granger a hipótese nula é de não causalidade, a hipótese nula do Teste de Wald para Exogeneidade por Blocos é que a variável excluída não influencia o modelo (ENDERS, 2010). Em outras palavras, esse teste permite verificar também se algumas das variáveis incluídas no modelo como endógenas poderiam ser consideradas exógenas.

Observa-se uma relação de bi-causalidade de Granger, ao nível de significância de 1%. Esse resultado corrobora as evidências obtidas por Islam (1998), mesmo que em período distinto ao deste estudo, da prevalência da hipótese de *feedback* entre essas duas variáveis. Por outro lado, os resultados aqui obtidos contradizem os argumentos apresentados por Silva *et al.* (2012) de que a hipótese dos déficits gêmeos era válida para a economia brasileira no período pós-Plano real.

Tabela 4 – Resultados do Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald para Exogeneidade por Bloco Aplicado ao VAR

Variáveis Independentes	Variáveis Dependentes	
	DTC_t	DG_t
DTC_t	-	22,85783*** (0,0036)
DG_t	23,09429*** (0,0032)	-

Nota: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 184. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros

valores são testes χ^2 da Causalidade de Granger. (***) significância estatística a 1%. Selecionaram-se 8 defasagens ótimas pelos critérios LR (estatística teste LR modificada sequencial), FPE (erro de previsão final) e AIC (Critério de Informação de Akaike). Inclusão de variáveis *dummies* de nível para os períodos 1998:09, 2002:09 e 2008:11.

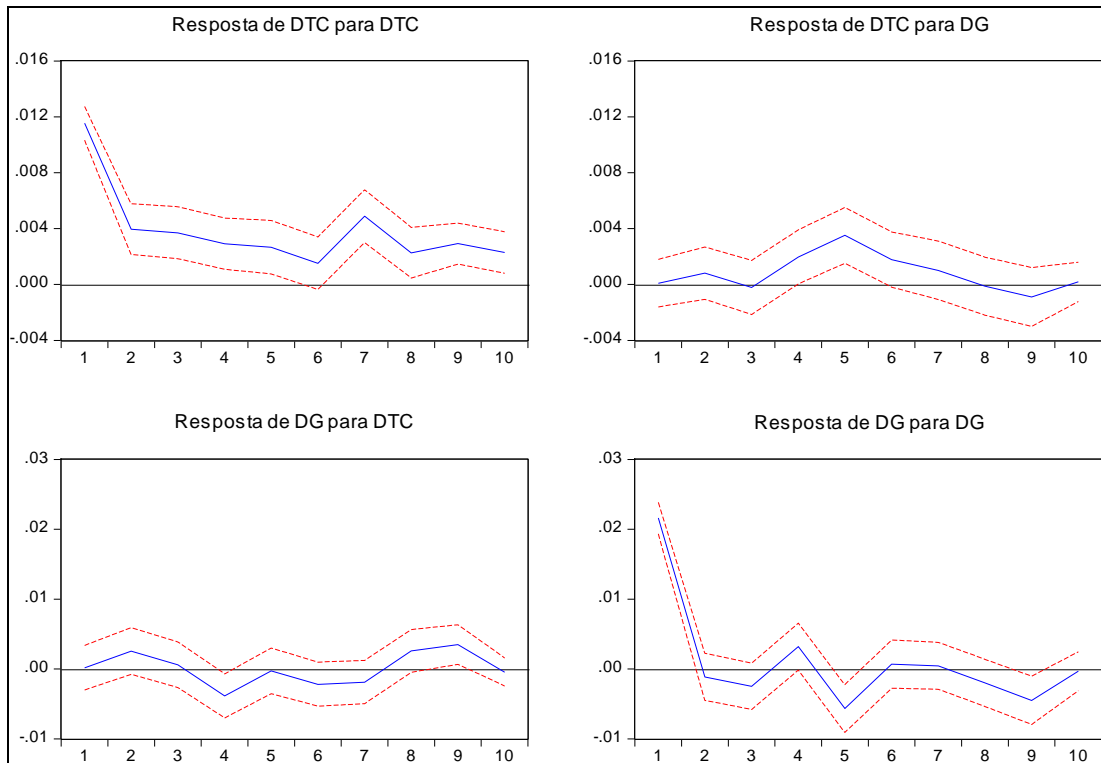
Em um contexto de modelagem VAR, embora a análise de causalidade de Granger seja bem propícia a essa investigação, é interessante também verificar como uma variável responde a um impulso em outra variável *ceteris paribus*, ou seja, em um exercício de estática comparativa. Isso é chamado de análise impulso-resposta. Nessa análise, é possível verificar o sentido dos efeitos de cada variável (impulso) sobre as outras variáveis (resposta). O efeito nesse caso pode ser positivo ou negativo.

A Figura 3 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas para o efeito provocado por um choque de um desvio padrão. Por exemplo, a resposta do saldo em conta corrente/PIB (variável DTC) em relação a sua própria dinâmica é estável e positiva ao longo de 10 meses. Já a resposta da NFSP/PIB (variável DG) é instável pois, inicialmente, a resposta é positiva, mas decrescente, tornando-se em seguida negativa (segundo e terceiro meses). No restante do período, observa-se alternância positiva e negativa na trajetória dessa variável.

A resposta da relação saldo em transações correntes/PIB a um choque de um desvio-padrão generalizado na relação NFSP/PIB é positiva até o segundo mês, tornando-se negativa no terceiro mês, e então retorna sua trajetória de crescimento até o oitavo mês, quando tende ao seu nível em estado estacionário.

Ademais, a resposta da relação NFSP/PIB a uma inovação de um desvio-padrão generalizado na relação transações correntes/PIB é positiva até o terceiro mês, tornando-se negativa logo em seguida.

Figura 3 – Função Impulso-Resposta Generalizada



Nota: elaboração própria.

Logo, os resultados das funções de impulso-resposta generalizada não fornecem suporte empírico para a validade da hipótese dos déficits gêmeos, a qual exigiria que se observasse apenas um impacto positivo do saldo orçamentário para o saldo em conta corrente, mas não vice-versa. Contudo, observa-se também que o inverso ocorre, em que um choque no saldo em transações correntes/PIB resulta em uma resposta positiva da relação NFSP/PIB.

Outra ferramenta que pode ser utilizada para interpretar os resultados obtidos de modelos VAR é a decomposição da variância do erro de previsão, a qual fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis. Essa ferramenta é utilizada para avaliar a importância relativa sobre os erros de previsão para uma determinada variável, fornecendo a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. A Tabela 5 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância.

Tabela 5 – Resultado da decomposição da variância de DTC e de DG

Decomposição da Variância de DTC

Período	S.E.	DTC	DG
1	0.011538	100.0000	0.000000
2	0.012221	99.59501	0.404985
3	0.012769	99.59226	0.407736
4	0.013242	97.46187	2.538128
5	0.013951	91.44475	8.555252
6	0.014144	90.11326	9.886736
7	0.014995	90.78560	9.214401
8	0.015166	90.98319	9.016811
9	0.015473	90.98058	9.019420
10	0.015642	91.16266	8.837342

Decomposição da Variância de DG:

Período	S.E.	DTC	DG
1	0.021604	0.005479	99.99452
2	0.021786	1.392288	98.60771
3	0.021938	1.447542	98.55246
4	0.022509	4.331964	95.66804
5	0.023211	4.089947	95.91005
6	0.023325	4.934757	95.06524
7	0.023405	5.551551	94.44845
8	0.023633	6.634305	93.36569
9	0.024316	8.314365	91.68563
10	0.024322	8.346251	91.65375

Ordenamento de Cholesky: DTC DG

Nota: elaboração própria.

Os resultados da decomposição da variância dos erros em DTC mostram que, decorridos 10 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 91,16% de seu comportamento decorrem dela própria e 8,83% são atribuídos ao DG. Se a hipótese dos déficits gêmeos fosse válida para o caso brasileiro, seria de se esperar que o comportamento de DTC estivesse sendo bastante afetado pelo choque em DG, mas não é isso que se observa.

Já os resultados da decomposição da variância dos erros em DG mostram que, decorridos esse mesmo período de tempo, aproximadamente 91,65% de seu comportamento decorrem dela própria e 8,35% são referentes à DTC.

Logo, os resultados conjuntos do teste de causalidade de Granger, das funções de impulso resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão não indicam evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil no período analisado.

7. Considerações Finais e Implicações de Políticas

O objetivo desse estudo é investigar a hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil usando dados mensais cobrindo o período 1997 a 2012. Essa hipótese estabelece que um déficit orçamentário resulta em um déficit em conta corrente, e sua identificação é importante para os *policymakers* na tomada de decisões corretas para superar situações de instabilidade econômica. Os resultados empíricos do teste de causalidade de Granger desenvolvido em estrutura multivariada indicam a existência de uma relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis, corroborando as evidências obtidas por Islam (1998), mesmo que em período distinto ao deste estudo. Esses resultados são confirmados a partir da análise das funções de impulso resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão do modelo VAR estimado. Por outro lado, as evidências empíricas aqui obtidas contradizem os argumentos apresentados por Silva *et al.* (2012) de que a hipótese dos déficits gêmeos é válida para a economia brasileira.

Em termos de formulação de políticas, os resultados obtidos indicam que a política fiscal provoca efeito adversos sobre as contas externas do país, assim como a condução da política externa brasileira pode afetar o desempenho da política fiscal de um país, além de sugerir também indícios da validade do Enigma de Feldstein e Horioka para o caso brasileiro.

Referências

- ABELL, J. D. Twin déficits during the 1980's: an empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, v. 12, p. 81-96, 1990.
- AHMED, S. Temporary and permanente government spending in na open economy: some evidence for the United Kingdom. *Journal of Monetary Economics*, v. 17, p. 1997-224, 1986.
- AKBOSTANCI, E.; TUNC, G. I. Turkish twin déficits: an error correction model of trade balance. *Economic Research Center Working Paper in Economics*, n. 6, 2002.
- ARAÚJO, T. F.; OLIVEIRA, A. C.; RESENDE, M. F. C.; MORO, S. Déficit gêmeos e taxa de câmbio real. *Revista Economia Contemporânea*, v. 13, p. 5-30, 2009.

ANORUO, A.; RAMCHANDER, S. Current account and fiscal déficits: evidence from five developing economies of Asia. *Journal of Asian Economics*, v. 9, n. 3, p. 487-501, 1998.

ALKSWANI, M. A. The twin déficits phenomenon in petroleum economy: evidence from Saudi Arabia. Estudo apresentado no “Seventh Annual Conference”. Economic Research Forum, 26 a 29 de outubro, Amman, Jordânia, 2000.

ALKSWANI, M. A.; AL-TOWAIJARI, H. A. Cointegration, error correction and the demand for money in Saudi Arabia. *Economia Internazionale*, v. 52, n. 3, p. 299-308, 1999.

ARIZE, A. C.; MALINDRETOS, J. Dynamics linkages and granger causality test between trade and budget déficits: evidence from Africa. *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research*, v. 2, n. 2, p. 1-19, 2008.

BACHAM, D. D. Why is the US current account déficit so large? Evidence from vector autoregressions. *Southern Economic Journal*, v. 59, n. 2, p. 232-240, 1992.

BAHARUMSHAH, A. Z.; LAU, E.; KHALID, A. M. Testing twin déficits hypothesis using VARs and variance decomposition. *Journal of the Asia Pacific Economy*, v. 11, n. 3, p. 331-354, 2006.

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, v. 82, p. 1095-1117, 1974.

_____. The Ricardian approach to budget déficits. *Journal of Economic Perspectives*, v. 3, p. 37-54, 1989.

BARTOLINI, L.; LAHIRI, A. Twin déficits: twenty years later. Federal Reserve Bank of New York. *Current Issues in Economics and Finance*, v. 12, n. 7, 2006.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco país, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. *Economia*, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan./abr. 2008.

BUSSIÈRE, M.; FRATZSCHER, M.; MULLER, G. J. Productivity shocks, budget déficits and the current account. *European Central Bank, Working Paper Series* n. 509, 2005.

CHINN, M. D.; PRASAD, E. S. Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration. *Journal of International Economics*, v. 59, n. 1, p. 47-76, 2003.

CHINN, M. D.; ITO, H. Current account balances, financial development and institutions: assaying the world “saving glut”. *Journal of International Money and Finance*, v. 26, n. 4, p. 546-569, 2007.

CORSETTI, G.; MULLER, G. F. Twin déficits: squaring theory, evidence and common sense. *Economic Policy*, v. 21, n. 48, p. 597-638, 2006.

- DARRAT, A. F. Have large budget deficits caused rising trade deficits? *Southern Economic Journal*, v. 54, n. 4, p. 879-886, 1988.
- DEWALD, W. G.; ULAN, M. The twin deficit illusion. *Cato Journal*, v. 10, p. 689-707, 1990.
- DIBOGLU, X. Accounting for U.S. current account deficits: an empirical investigation. *Applied Economics*, v. 29, p. 787-793, 1997.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series – third edition*. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.
- EWING, B.T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 43, p. 261-272, 2003.
- ENDERS, W.; LEE, B. S. Current account and budget deficits: twin or distant cousins? *The Review of Economics and Statistics*, v. 72, p. 373-381, 1990.
- EVANS, P.; HASAN, I. Are consumers Ricardian? Evidence for Canada. *Quarterly Review of Economics and Finance*, v. 34, p. 25-40, 1994.
- FELDSTEIN, M. The budget and trade deficits aren't really twins. *Cambridge, NBER, Working paper* n. 3966, 1992.
- FLEMING, J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *Staff Papers of International Monetary Fund*, v. 10, p. 369-380, 1962.
- FRANKEL, J. Could the twin deficits jeopardize US hegemony? *Journal of Policy Modeling*, v. 28, p. 653-663, 2006.
- GANCHEV, G. T. The twin deficit hypothesis: the case of bulgaria. *Financial Theory and Practice*, v. 34, p. 357-377, 2010.
- GARCIA, A.; RAMAJO, J. Budget deficit and interest rates: empirical evidence for Spain. *Applied Economics Letters*, v. 11, n. 11, p. 715-718, 2004.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, v. 34, p. 541-551, 1969.
- GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO Jr.; *Economia brasileira contemporânea*. 7ª edição. 4ª reimpressão. São Paulo: Atlas, 2009.
- GRIER, K.; YE, H. Twin sons of different mothers: The long and the short of the twin deficits debate. *Economic Inquiry*, v. 47, p. 625-638, 2009.
- HAKRO, A. N. Twin deficits causality link-evidence from Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, v. 24, p. 54-70, 2009.
- HATEMI, A.; SHUKUR, G. Multivariate-based causality tests of twin deficits in US. *Journal of Applied Statistics*, v. 29, n. 6, p. 817-824, 2002.

- HUTCHINSON, M. M.; PIGOTT, C. Budget déficits, Exchange rate and current account: theory and US evidence. Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review*, v. 4, p. 5-25, 1984.
- IAHN, J. F.; MISSIO, F. J. Uma revisão da macroeconomia brasileira nos anos 90: O mix da política fiscal, monetária e cambial. *Pesquisa & Debate*, SP, v. 20, n. 1, p. 1-29, 2009.
- ISLAM, M. F. Brazil's twin deficits: an empirical examination. *Atlantic Economic Journal*, v. 26, n. 2, p. 121-128, 1998.
- JAYARAMAN, T, K.; CHOONG, C. K. Do fiscal deficits cause current account deficits in the Pacific island countries? A case study of Fiji. *University of South Pacific Working Paper* n. 8, 2007.
- KALOU, S.; PALEOLOGOU, S. M. The twin deficits hypothesis: Revising an EMU country. *Journal of Policy Modeling*, v. 34, p. 230-241, 2012.
- KHALID, A. M.; TEO, W. G. Causality tests of budget and current account deficits: Cross-country comparisons. *Empirical Economics*, v. 24, p. 389-402, 1999.
- KAUFMANN, S.; SCHARLER, J.; WINCKLER, G. The Austrian current account deficit: driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation? *Empirical Economics*, v. 27, p. 529-542, 2002.
- KIM, C. H.; KIM, D. Does Korea have twin deficits? *Applied Economic Letters*, v. 13, n. 10, p. 675-680, 2006.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.
- KOUASSI, E.; MOUGOUÉ, M.; KYMN, K. O. Causality tests of the relationship between the twin deficits. *Empirical Economics*, v. 29, n. 3, p. 503-525, 2004.
- KRUGMAN, P. R. *Currencies and crises*. Cambridge, MIT Press, 1992.
- LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23, p. 667-685, 2002.
- LANEY, O. L. The strong dollar, the current account, and the federal deficits: cause and effect. Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review*, p. 1-14, Janeiro, 1984.
- LAU, E.; BAHARUMSHAH, A. Z. On the twin deficits hypothesis: is Malaysia different? *Pertanika Journal of Social Sciences and Humanities*, v. 12, n. 2, p. 87-100, 2004.
- LAU, E.; TANG, T. C.; Twin deficits in Cambodia: an empirical study. *Economics Bulletin*, v. 29, n. 4, p. 2783-2794, 2009.
- LEACHMAN, L. L.; FRANCIS, B. Twin déficits: apparition or reality? *Applied Economics*, v. 34, p. 1121-1132, 2002.

- MANKIWI, N. G. *Macroeconomia – 7ª edição*. Rio de Janeiro, LTC: 2011.
- MEHRARA, M.; ZAMANZADEH, A. Testing twin deficits hypothesis in Iran. *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, v. 1, issue 9, p. 7-11, 2011.
- MERZA, E.; ALAWIN, M.; BASHAYREH, A. The relationship between current account and government budget balance: The case of Kuwait. *International Journal of Humanities and Social Science*, v. 2, p. 168-177, 2012.
- MILLER, S. M.; RUSSEK, F. S. Are the twin deficits really related? *Contemporary Policy Issues*, v. 7, p. 91-115, 1989.
- MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, v. 29, n. 4, p. 475-485, 1963.
- MUKHTAR, T.; ZAKARIA, M.; AHMAD, M. An empirical investigation for the twin deficits hypothesis in Pakistan. *Journal of Economic Cooperation*, v. 24, n. 4, p. 63-80, 2007.
- NORMANDIN, M. Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis. *Journal of International Economics*, v. 49, n. 1, p. 171-193, 1999.
- PAPADOGONAS, T.; STOURNARAS, Y. Twin deficits and financial integration in EU member-states. *Journal of Policy Modeling*, v. 28, p. 595-602, 2006.
- RESENDE, M. F. C. Déficitos gêmeos e a poupança nacional: abordagem teórica. *Revista da Economia Política*, v. 29, p. 24-42, 2009.
- RESENDE, M. F. C.; VIEIRA, F. A. C. Taxa de câmbio real e deficitos gêmeos na economia monetária: relações de Causalidade. *Economia & Tecnologia*, ano 07, v. 24, janeiro/março, 2011.
- REZENDE, F. *Finanças Públicas – 2ª edição*. São Paulo, Atlas: 2001.
- ROSENEWEIG, J. A.; TALLMAN, E. W. Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins? *Economic Inquiry*, v. 31, p. 580-594, 1993.
- RUBIN, R. E.; ORZAG, P. R.; SINAI, A. Sustained budget deficits: long run U.S. economics performance and the risk of financial and fiscal disarray. In: Allied Social Science Associations Annual Meeting, sessão conjunta AEA-NAEFA, The Andrew Brimmer Policy Forum, National Economic and Financial Policies for Growth and Stability. San Diego, 2004.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.
- PIERSANTI, G. Current account dynamics and expected future budget deficits: some international evidence. *Journal of International Money and Finance*, v. 19, n. 2, p. 255-271, 2000.

- REISEN, H. Sustainable and excessive current account déficits. *OECD Development Centre, Technical Paper*, n. 132, 1988.
- SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, 18, p. 313-348, 2002.
- SALVATORE, D. Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances. *Journal of Policy Modeling*, v. 28, p. 701-712, 2006.
- SILVA, C. G.; LOPES, D. T.; ALVES, V. S. V. Deficit em conta corrente, investimentos e gasto público no Brasil: uma análise empírica. *Revista Economia Ensaios*, Uberlândia, v. 26, n. 2, p. 49-62, 2012.
- SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. *Macroeconomia – 2ª Edição*. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 1995.
- SOBRINO, C. R. The twin deficits hypothesis and reverse causality: a short-run analysis of Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Finance*, v. 18, n. 34, p. 9-15, 2013.
- SUMMERS, L. H. Tax policy and international competitiveness. In: Frenkel, J. (Ed.), *International aspects of fiscal policies*, p. 349-375. National Bureau of Economic Research Conference Report Series. Chicago and London: University of Chicago Press, 1988.
- VAMVOUKAS, G. A. Have large budget deficits caused increasing trade deficits? Evidence from a developing country. *Atlantic Economic Journal*, v. 25, n. 1, p. 80-90, 1997.
- WHEELER, M. The macroeconomic impacts of government debt: an empirical analysis of the 1980s e 1990s. *Atlantic Economic Journal*, v. 27, p. 273-284, 1999.
- ZIETZ, J.; PEMBERTON, D. K. The US budget and trade deficits: a simultaneous equation model. *Southern Economic Journal*, v. 57, n. 1, p. 23-34, 1990.