

# Havia déficits gêmeos no Brasil entre 1997 e 2012?\*

Sergio R. B. Gadelha\*\*

*Doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília, Analista de Finanças e Controle da Secretaria do Tesouro Nacional*

Luciana Miyuki Ikuno\*\*\*

*Especialista em Economia e Finanças pelo Centro de Estudos e Pesquisa em Economia e Gestão Governamental, em convênio com a Faculdade JK, Mestre em Ciências Contábeis pela Universidade de Brasília*

## Resumo

O objetivo deste estudo é investigar a relação de causalidade temporal entre déficit orçamentário e déficit em conta corrente, uma vez que o gerenciamento desses déficits é importante na promoção da estabilidade macroeconômica e no crescimento econômico sustentável, no caso brasileiro. Os resultados empíricos obtidos a partir da análise das funções de impulso-resposta e do teste de causalidade de Granger de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) estimado mostra a existência de relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis, rejeitando a hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil, no período pós-Plano Real. Nesse caso, uma política de corte de déficit público não é suficiente para reduzir o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. Ações adicionais são necessárias e

---

\* As opiniões expressas neste artigo são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a posição da Secretaria do Tesouro Nacional. Quaisquer erros ou omissões são de exclusiva responsabilidade dos autores. Uma versão preliminar deste estudo foi submetida na forma de *working paper* na série Textos para Discussão da Secretaria do Tesouro Nacional ([www.tesouro.fazenda.gov.br](http://www.tesouro.fazenda.gov.br)).

Artigo recebido em mar. 2014 e aceito para publicação em out. 2015.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.

*Open Acces* (Acesso Aberto)

Revisora de Língua Portuguesa: Elen Azambuja

\*\* *E-mail:* professor.sergio.gadelha@gmail.com

\*\*\* *E-mail:* luciana.miyuki@gmail.com

compreendem diversas políticas, como, por exemplo, política de determinação das taxas de juros, política cambial e política de incentivo às exportações.

## **Palavras-chave**

**Política fiscal; déficits gêmeos; teste de causalidade de Granger**

### ***Abstract***

*The aim of this study is to investigate the temporal causality relationship between budget deficit and current account deficit, since tackling these deficits is important to promote macroeconomic stability and sustainable economic growth, in the case of Brazil. The empirical results obtained from the impulse-response functions analysis and the Granger causality test of an estimated vector autoregressive (VAR) model shows that bi-directional causality runs between these two variables, rejecting the twin deficit hypothesis for Brazil, in the post-Real Plan period. In this case, it is not sufficient for the Government to cut the budget deficit in order to reduce the current account deficit on the balance of payments. Additional actions are needed and they comprise various policies, namely, the exchange rate policy, the interest rates determination and export promotion policies.*

### ***Keywords***

***Fiscal policy; twin deficits; Granger causality test***

**Classificação JEL: C32, E62, F32, F41, H62**

## **1 Introdução**

A hipótese dos déficits gêmeos, baseada na crença de que os déficits fiscais são positivamente relacionados com os déficits externos, tem sido o pilar da política fiscal em diversos países. Os estudos internacionais relacionados a eles foram primeiramente impulsionados, por volta da década de 80, pela identificação de que a deterioração fiscal ocorrida nos Estados

Unidos sob a Administração Reagan havia sido acompanhada por déficits comerciais persistentes (CORSETTI; MULLER, 2006).

A presença de déficits gêmeos pode levar a uma massiva distorção nos recursos financeiros, à acumulação de dívida e à restrição ao desenvolvimento e ao crescimento da economia de uma nação.<sup>1</sup> Além disso, podem-se gerar tensões políticas e mudanças na condução da política macroeconômica. Rubin, Orzag e Sinai (2004) relatam evidências de que a presença desses déficits pode influenciar negativamente a expectativa e a confiança dos agentes, levando a 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, na medida em que se preocupam com a trajetória dos déficits orçamentários e de contas externas. Como resultado, os investidores e os 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.

O estudo da relação de causalidade entre déficit governamental e déficit externo trata-se de tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações para a política econômica, uma vez que um requisito fundamental para o crescimento econômico sustentável de uma nação é que esses déficits estejam sob controle. Além disso, a questão se o déficit externo é um bom preditor do déficit governamental, e vice-versa, é de alta importância para a análise de se e como esses déficits podem ser financiados (BOHN; INMAN, 1996). De acordo com Kalou e Paleologou (2012), é possível 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 (BUSIÈRE; FRATZSCHER; MULLER, 2005; CHINN; ITO, 2007; CHINN; PRASAD, 2003), e fundamenta-se 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 crescimento da demanda agregada e da taxa real de juros doméstica, o que, por consequência, eleva a entrada líquida de capitais internacionais no País. O excesso de moeda estrangeira no País resulta em uma apreciação real da moeda nacional e na deterioração da balança co-

---

<sup>1</sup> É preciso ressaltar que esse argumento é válido exceto para o país emissor da moeda de referência internacional, ou seja, os Estados Unidos, única nação que não precisa se preocupar com a restrição externa.

mercantil, por meio do desestímulo às exportações e do aumento das importações, levando a 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 provoca uma elevação na absorção doméstica e, portanto, na renda doméstica. O aumento na renda doméstica estimula as importações e, eventualmente, provocará déficits na balança comercial e em conta corrente do balanço de pagamentos (ABELL, 1990; AHMED, 1986; BACHMAN, 1992; DIBOGLU, 1997; LEACHMAN; FRANCIS, 2002; PIERSANTI, 2000; ROSENSWEIG; TALLMAN, 1993; VAMVOUKAS, 1997).<sup>2</sup>

Uma segunda hipótese informa que a deterioração do saldo em conta corrente do balanço de pagamentos resulta em um aumento do déficit orçamentário (ANORUO; RAMCHANDER, 1998; BAHARUMSHAH; LAU; KHALID, 2006; HATEMI; SHUKUR, 2002; KHALID; TEO, 1999; KIM; KIM, 2006; KOUASSI; MOUGOUÉ; KYMN, 2004). 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 necessárias para reabilitar setores financeiros desestruturados, melhorar o sistema de governança corporativa e atenuar uma recessão, por exemplo. Trata-se de um resultado especificamente relacionado a pequenas economias abertas, que dependem principalmente do fluxo de entrada de capitais internacionais (por exemplo, investimentos diretos estrangeiros) para financiar seu desenvolvimento e sustentar o seu crescimento econômico (KALOU; PALEOLOGOU, 2012).

A terceira hipótese, baseada na teoria da equivalência ricardiana, mostra 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). Krugman (1992) destaca a fragilidade do vínculo

---

<sup>2</sup> A partir da nova metodologia do balanço de pagamentos vigente no Brasil, segundo o Manual de Balanço de Pagamentos do Fundo Monetário Internacional ([1993]), 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, da balança de serviços e de transferências unilaterais correntes não forem suficientes para reverter o déficit da balança comercial.

existente entre desequilíbrios orçamentários e desequilíbrios comerciais. Em primeiro lugar, o desequilíbrio fiscal pode apenas deslocar os investimentos privados, isto é, provocar o efeito-deslocamento (*crowding-out*), ou estimular a poupança privada sem afetar o saldo em conta corrente, conforme postula a 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. Em vez disso, mudanças no saldo em conta corrente dependem de alterações na distribuição dos gastos mundiais, que, por sua vez, dependem de mudanças na taxa de câmbio real. A força condutora por trás da conta corrente do balanço de pagamentos é a resposta do consumo a vários choques na economia (KAUFMANN; SCHARLER; WINCKLER, 2002).

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 piora as contas fiscais de um país (ARIZE; MALINDRETOS, 2008; BAHARUMSHAH; LAU; KHALID, 2006; JAYARAMAN; CHOONG, 2007; KOUASSI; MOUGOUÉ; KYMN, 2004; LAU; TANG, 2009). As crises cambiais ocorridas em países da América Latina na década de 80 são apontadas como um exemplo em que se observou a relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis.

A motivação para a realização deste estudo reside no fato de que a literatura empírica brasileira ainda é escassa em responder ao seguinte questionamento: a hipótese dos déficits gêmeos é válida para a economia brasileira no período pós-Plano Real?

A relação de causalidade entre déficit orçamentário e déficit externo continua sendo tema não consensual entre pesquisadores e formuladores de políticas, e, apesar da existência de inúmeros estudos empíricos e teóricos sobre o assunto, os resultados ainda permanecem inconclusivos para o caso brasileiro. Por exemplo, enquanto Rezende (2001)<sup>3</sup>, Silva, Lopes e

---

<sup>3</sup> Rezende (2001, p. 293) cita o período da década de 70 e início dos anos 80 como um exemplo da validade da hipótese dos déficits gêmeos no Brasil e também destaca dois principais mecanismos de transmissão: “[...] 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”.

Alves (2012) defendem a existência da hipótese dos déficits gêmeos, Islam (1998) acredita em uma relação de bi-causalidade entre esses dois déficits no Brasil. Por essa razão, o presente estudo visa preencher uma lacuna existente na literatura sobre o tema, tomando como referência o período pós-Plano Real.

Em vista disso, o objetivo geral deste estudo é testar empiricamente a relação de causalidade entre déficit orçamentário e déficit externo, a fim de verificar qual das quatro hipóteses citadas anteriormente é válida para o caso brasileiro, usando dados mensais que cobrem o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012. Para a realização dessa investigação empírica, propõe-se, como objetivos específicos, o uso de técnicas de econometria de séries temporais, a partir da estimação de um modelo vetorial autorregressivo (VAR), como, por exemplo, o teste de causalidade de Granger, as análises das funções de impulso-resposta generalizadas e a decomposição da variância dos erros de previsão. O teste de causalidade de Granger, em particular, se revela adequado nesse contexto, sendo importante para os formuladores de políticas econômicas na tomada de decisões corretas para superar situações de instabilidade econômica. Por exemplo, se os desequilíbrios orçamentários causam efeitos adversos no saldo da conta corrente do balanço de pagamentos, então a política fiscal precisa ser mais prudente.

Este estudo contribui à literatura empírica por identificar a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre déficit orçamentário e déficit em transações correntes no Brasil, no período analisado, corroborando as evidências obtidas por Islam (1998). Os resultados alcançados a partir das funções de impulso-resposta e da análise da decomposição da variância dos erros de previsão corroboram essas evidências, sugerindo que a hipótese dos déficits gêmeos não é confirmada para a economia brasileira.

O presente trabalho é estruturado em cinco seções. Além desta **Introdução**, a segunda seção trata da revisão de literatura sobre as principais teorias relacionadas aos déficits gêmeos e as pesquisas relacionadas ao tema. A terceira seção descreve a metodologia utilizada neste estudo. A quarta seção aborda a descrição das variáveis e o tratamento dos dados. A quinta seção reporta os resultados econométricos obtidos. Finalmente, a última seção apresenta as considerações finais e as implicações de políticas econômicas sobre os principais aspectos referentes ao tema analisado.

## 2 Revisão de literatura

### 2.1 Hipótese dos déficits gêmeos

A hipótese dos déficits gêmeos surge da afirmação de que o déficit público resulta 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:

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

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

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

em que  $DG = (I_g - S_g)$  é definido como o déficit público (déficit orçamentário ou déficit governamental), e  $(I_p - S_p)$  é o excesso de investimento privado sobre a poupança privada. Por hipótese, os investimentos privados devem ser totalmente financiados pela poupança privada. Uma nação com um déficit em conta corrente acaba por tomar emprestados recursos do resto do mundo, os quais deverão ser pagos no futuro. Por exemplo, se essa nação estiver aplicando 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, sem que haja 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 levam a mudanças similares no déficit em conta corrente do balanço de pagamentos. Contudo, 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:

$$Y = C + I + G + X - M \Rightarrow \underbrace{X - M}_{TC} = Y - C - I - G \Rightarrow TC = Y - (C + I + G) \quad (3)$$

em que  $Y$  é a renda nacional — ou Produto Interno Bruto (PIB) —;  $C$  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 (3), 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, em que  $(C + I + G)$  pode ser interpretado como 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 (ou poupança agregada) da economia, a qual é igual ao investimento interno, ou investimento agregado ( $S = I$ ). Todavia, no caso de uma economia aberta, essa relação pode ser definida da seguinte forma:

$$S = I \Rightarrow S_p + S_g + S_e = I \Rightarrow S_p + S_g = I - S_e \Rightarrow \underbrace{S_p + S_g}_{S_i} = I + TC \quad (4)$$

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

A equação (4) estabelece que uma economia aberta utiliza poupança interna e poupança externa para financiar seu investimento agregado, que é 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:

$$S_p = Y - T - C \quad (5)$$

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

$$S_g = T - G \quad (6)$$

Substituindo (6) em (4), tem-se:

$$S_p + S_g = I + TC \Rightarrow S_p = I + TC - S_g \Rightarrow S_p = I + TC - (T - G) \Rightarrow S_p = I + TC + (G - T) \Rightarrow \underbrace{-TC}_{=DTC} = I - S_p + \underbrace{(G - T)}_{=DG} \quad (7)$$

A equação (7) 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 forem 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,  $DTC = f(DG)$ .<sup>4</sup>

Por sua vez, Resende (2009) argumenta que as identidades das contas nacionais têm uma natureza contábil e representam apenas uma situação de equilíbrio macroeconômico *ex-post*. Para Feldstein (1992, p. 4), 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”. Esse argumento é reforçado por Simonsen e Cysne (1995, p. 165), ao comentarem 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.

Apesar de haver argumentos contrários à sua existência, a hipótese dos déficits gêmeos sempre esteve na vanguarda do debate político-econômico em diversas nações, sendo tema de constante investigação empírica. Por exemplo, 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, o autor mostrou 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

<sup>4</sup> Rezende (2001), através de uma análise teórica, conclui que não há relação sistemática entre os déficits 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 na poupança nacional (dada uma taxa de investimento) e, consequentemente, 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*. Desse modo, verificam que o déficit público não leva à insuficiência da poupança nacional, devido ao fato de ser válida a precedência do investimento à poupança.

industrializadas. Esse resultado foi corroborado para a economia dos Estados Unidos por Hutchinson e Pigott (1984), Zietz e Pemberton (1990) e Bacham (1992).

Akbostanci e Tunç (2002) estudaram a hipótese dos déficits gêmeos para a economia da Turquia entre 1987 e 2001, e as evidências obtidas indicaram a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, bem como umnexo de causalidade entre o saldo orçamentário e o saldo das contas externas. 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 a Tailândia. No que diz respeito aos países membros da Organização Para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), Bartolini e Lahiri (2006) encontram evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos.

Corsetti e Muller (2006) constataram a ocorrência de déficits gêmeos no Canadá e no Reino Unido. Argumentam que o canal de transmissão é dado pelas mudanças nos movimentos de preços relativos internacionais; destarte, a propensão e a magnitude dos déficits gêmeos são influenciadas pelo grau de abertura do país e pela persistência dos choques fiscais. Há, no estudo, evidências empíricas de que países maiores e menos abertos, como os Estados Unidos e a Austrália, e com choques fiscais menos persistentes possuem um impacto menor no balanço externo. Nesses países, há uma resposta significativa dos investimentos privados.

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) testaram essa hipótese empiricamente. Contudo, os autores obtiveram resultados distintos. Salvatore (2006) verificou que a hipótese dos déficits gêmeos foi válida empiricamente para os países do G-7 durante o período de 1973 a 2006, enquanto Araújo *et al.* (2009) rejeitaram a hipótese, através da estimação de um modelo com dados em painel para 35 países, durante os anos de 1991 a 2000.

Hakro (2009) verificou que, a partir da estimação de um modelo VAR de dados de séries temporais multivariados para o Paquistão, havia uma relação de causalidade fluindo do déficit fiscal para os preços, a taxa de juros, o fluxo de capital, a taxa de câmbio e o déficit comercial, sugerindo que fossem feitas intervenções governamentais mínimas no País, pois acreditava que o orçamento equilibrado levaria ao autoajuste desses desequilíbrios e à confiança no comércio internacional.

Grier e Ye (2009) estudaram os déficits gêmeos nos Estados Unidos e verificaram, no curto prazo, um efeito significativamente positivo e persistente entre os déficits, que era inexistente no longo prazo. Ganchev (2010) testou a hipótese de causalidade entre os dois tipos de déficits com dados

da Bulgária. Os resultados obtidos indicaram 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.

## **2.2 Hipótese da meta de saldo em conta corrente**

Essa hipótese postula que uma queda nas exportações líquidas, causada por outros fatores que não os déficits orçamentários, resulta em um baixo crescimento da economia, impondo pressões crescentes para que o governo expanda os gastos em diversos programas, em um patamar acima de sua arrecadação tributária e que, dessa forma, provoque desequilíbrios no orçamento público. Por exemplo, efeitos adversos no desempenho comercial do setor de agricultura provocados por uma crise econômica e financeira internacional, o que resulta em déficits na balança comercial, poderão exigir um maior aporte de recursos governamentais, para estimular as exportações de produtos agrícolas e diminuir o impacto de uma recessão econômica. Logo, a relação de causalidade unidirecional ocorreria dos déficits em conta corrente do balanço de pagamentos para os déficits fiscais. Summers (1988) encontrou evidências dessa relação de causalidade em nações que adotavam metas de saldos em conta corrente. Já para Reisen (1998), assim como para Khalid e Teo (1999), a causalidade reversa é mais pronunciada em nações em desenvolvimento, como, por exemplo, países da América Latina nas décadas de 80 e 90, os quais possuíam recursos domésticos limitados e 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 apresentando causalidade unidirecional do déficit orçamentário para o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ora mostrando causalidade unidirecional do déficit em conta corrente para o fiscal, assim como relação de bi-causalidade entre essas duas variáveis.

Alkswani e Al-Towajjari (1999) e Alkswani (2000) fornecem evidências empíricas de causalidade reversa entre déficit governamental e déficit em contas externas para a Arábia Saudita. 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 a 2010. Os resultados obtidos indicam que o déficit em conta corrente Granger-causa o déficit orça-

mentário e que, no longo prazo, há uma relação negativa entre esses dois déficits, ou seja, um aumento no saldo em conta corrente implica a diminuição do superávit orçamentário ou o aumento do déficit orçamentário. Portanto, verifica-se que, nesse caso, não se confirma a hipótese dos déficits gêmeos.

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

Sobrino (2013) examinou 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 entre o primeiro trimestre de 1980 e o primeiro trimestre de 2012, os resultados obtidos rejeitaram a hipótese dos déficits gêmeos. Por outro lado, as evidências empíricas indicaram causalidade reversa, isto é, déficits externos Granger-causam déficits fiscais.

## 2.3 Hipótese da equivalência ricardiana

De acordo com a teoria da equivalência ricardiana, a mudança intertemporal dos tributos não afeta as decisões de consumo das famílias, que são fundamentadas nas suas restrições orçamentárias intertemporais, não influenciando, portanto, a taxa de juros real, a quantidade de investimento e o equilíbrio da conta corrente do balanço de pagamentos (KALOU; PALEOLOGOU, 2012). Assim, mantendo-se constante a taxa de juros real, qualquer redução nos impostos determina uma redução no consumo presente, o que eleva a poupança privada (SOBRINO, 2013). Quando o Governo corta impostos e aumenta seu déficit público, os cidadãos antecipam que esse corte nos impostos representará uma elevada carga tributária no futuro, e o ônus dessa carga tributária 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.

Estudos empíricos elaborados por Miller e Russek (1989), Dewald e Ulan (1990), Enders e Lee (1990), Evans e Hasan (1994), Wheeler (1999) e Kaufman, Scharler e Winckler (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.

## 2.4 Hipótese de *feedback*

A hipótese de *feedback* postula uma relação de bi-causalidade entre déficit orçamentário e déficit externo. Na linha dessa pesquisa, Darrat (1988) utilizou o teste de causalidade de Granger em estrutura 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 do primeiro trimestre de 1960 ao quarto trimestre de 1984. Os resultados empíricos obtidos mostraram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis.

Islam (1998) analisou a hipótese dos déficits gêmeos no Brasil, abrangendo desde o primeiro trimestre de 1973 ao quarto trimestre de 1991, e os resultados empíricos encontrados indicaram uma relação de bi-causalidade de Granger entre os déficits externo e público, em um período caracterizado por várias reformas estruturais, instabilidade na economia e elevada inflação. Normandin (1999) também destaca que existe uma relação de bi-causalidade entre os déficits gêmeos na 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 a que chegaram indicaram relação de bi-causalidade de Granger para esse país.

Mukhtar, Zakaria e Ahmad (2007) utilizaram a metodologia de mecanismo de correção de erro e testes de Causalidade de Granger para verificar empiricamente a hipótese dos déficits gêmeos no Paquistão, utilizando-se de 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 a ocorrência de bi-causalidade de Granger 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 a 2007, baseados na análise de cointegração e na estimação de modelos vetoriais autorregressivos com mecanismos de correção de erro (VECM). Os resultados mostraram a existência de uma relação de bi-causalidade de Granger entre essas duas variáveis.

Silva, Lopes e Alves (2012) investigaram 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 e meados de 2010. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram 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.

## 3 Estratégia empírica

### 3.1 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. 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 expõem 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. O modelo é expresso pela seguinte regressão:

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f(\theta)' \gamma + v_t \quad (8)$$

em que  $\theta$  e  $\gamma$  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: (a) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança  $T_b$  (*shift dummy*); (b) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período  $T_b$  (*exponencial shift*); (c) 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 um 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 de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi desenvolvido para as séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se escolher 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).

## 3.2 Causalidade multivariada

A análise de causalidade inicia-se pela estimação de um modelo 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-cause  $z_t$  (GRANGER, 1969). O modelo VAR em forma reduzida de dimensão  $p$  pode ser escrito como:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + \zeta_t \quad (9)$$

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  $\zeta_t$  é um vetor de resíduos não autocorrelacionados e homoscedásticos. 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 (9).

A causalidade de Granger da variável  $x$  para a variável  $y$  é avaliada testando-se 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-cause a variável  $y$ .

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

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 esse instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis, por meio de simulação, a choques específicos em um determina-

do período. Dessa 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 esse 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), assim como 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): (a) a função de impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado, e (b) 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 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, apresentando, isoladamente, 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: (a) 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; (b) se alguma das raízes do polinômio característico estiverem fora do círculo unitário, isto é, apresentarem módulo maior do que 1, então o sistema é instável, com um comportamento de divergência explosiva; e (c) 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; NEDER, 2008).

## **4 Descrição das variáveis e tratamento dos dados**

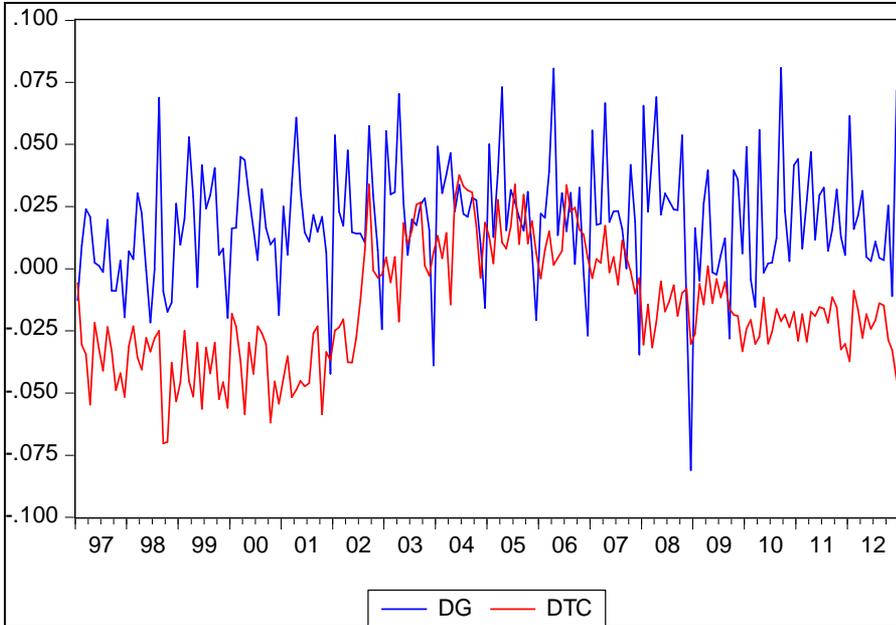
Os dados utilizados no estudo possuem frequência mensal e se referem ao período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012, e as séries de saldo em conta corrente do balanço de pagamentos e de saldo orçamentário foram obtidas junto ao sítio eletrônico do IPEA (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, 2016). A Figura 1 reporta a trajetória temporal das duas séries em análise. É importante destacar que, entre 1997 e o final do primeiro semestre de 2002, assim como a partir do segundo semestre de 2007, o Brasil conviveu com superávit nas contas públicas e déficit na conta corrente do balanço de pagamentos, em proporção do PIB, o que, a princípio, contraria a validade da hipótese dos déficits gêmeos.

A variável déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, ou déficit em transações correntes, 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 ([1993]). Os valores em dólares foram convertidos para reais por meio da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$) para compra, valor médio (código BM12\_ERC12).

Já a variável déficit governamental, 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 (código STN12\_NFRPGFTOT12) e corresponde ao critério acima da linha, em que são explicitados os principais fluxos de receitas e despesas.

Figura 1

Evolução do saldo em transações correntes/Produto Interno Bruto (variável  $DTC_t$ ) e da necessidade de financiamento do setor público/PIB (variável  $DG_t$ ) — 1997-2012

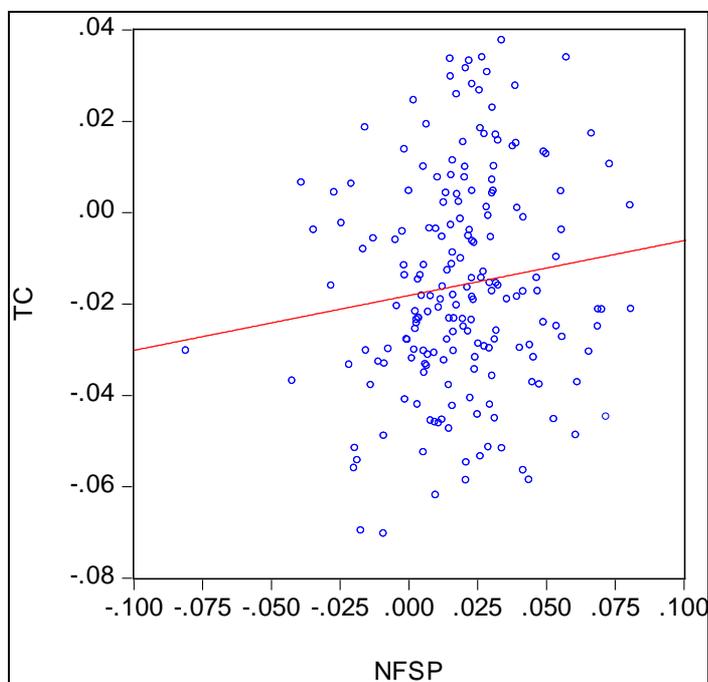


A série do PIB, em R\$ milhões, por sua vez, foi obtida junto ao sítio eletrônico do Banco Central do Brasil (código 4380). As séries do saldo em transações correntes ( $DTC_t$ ) e do saldo orçamentário ( $DG_t$ ) são expressas em proporção do PIB.

A Figura 2 a seguir mostra um diagrama de dispersão, estando o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos em função do déficit público, ambos em proporção do PIB. Com a inclusão da linha de tendência linear, os resultados evidenciam a baixa correlação entre as variáveis analisadas. O coeficiente de correlação encontrado foi de 0,12, ou seja, foi bastante baixo. É interessante notar que, quando o coeficiente de correlação é calculado considerando um período de defasagem no tempo, isto é, quando se analisa o impacto do superávit primário/PIB de um ano sobre o saldo em transações correntes/PIB do ano subsequente, o valor do coeficiente de correlação é ainda baixo, 0,14, sugerindo que a teoria dos déficits gêmeos não é observada, quando se considera a existência de um efeito defasado. Entretanto, na próxima seção, uma investigação empírica mais profunda será realizada, para verificar a validade da hipótese dos déficits gêmeos para a economia brasileira.

Figura 2

Diagrama de dispersão dos pontos e linha de tendência linear



## 5 Análise dos resultados

### 5.1 Teste de raiz unitária com quebra estrutural endógena

Diversos estudos já realizados com o intuito de investigar a validade da hipótese dos déficits gêmeos ignoram os efeitos de quebras estruturais no comportamento das variáveis, quando se analisam suas propriedades de séries temporais. Em vista disso, neste estudo, aplicou-se o teste de Saikkonen e Lütkepohl (SL) (2002), cujo resultado apresentado no Quadro 1 indica que as séries de déficit governamental e de déficit externo, em proporção do PIB, são estacionárias em nível. O teste SL possibilita modelar as quebras estruturais e, dessa forma, identificar a estacionariedade das séries históricas analisadas de quatro maneiras distintas: *impulse dummy*, *shift dummy*, *exponential shift* e *rational shift*. Dada a característica volátil da série  $DTC_t$ , a sua ordem de integração somente foi possível de ser identi-

cada por meio das opções *shift dummy* e *exponential shift*, aos níveis de significância de 5% e 10% para a quebra estrutural de setembro de 2002, e ao nível de significância de 10% para a quebra estrutural de setembro de 1998. Haja vista que, das quatro opções fornecidas, duas delas já foram suficientes para identificar que a ordem de integração da série  $DTC_t$  é  $I(0)$ , os resultados obtidos são úteis ao indicar que a referida série atinge sua estacionariedade em nível. Já a série  $DG_t$  é  $I(0)$ , ou seja, atinge a estacionariedade em nível, sendo estatisticamente significativa ao nível de 1% nas quatro opções de modelagem de quebra e nas duas quebras estruturais consideradas.

A quebra estrutural de setembro de 1998 está relacionada à crise russa, a qual desencadeou um efeito-contágio e contribuiu para apontar desequilíbrios na economia brasileira (IAHN; MISSIO, 2009). 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; TONETO JUNIOR, 2009, p. 468).

A quebra estrutural de setembro de 2002 está relacionada ao período em que a taxa real de câmbio e o índice Embi+Brasil<sup>5</sup> apresentaram tendência de aumento, devido à crise de confiança externa sobre a evolução da economia brasileira no período pré-eleitoral. Observou-se que um aumento da taxa nominal de juros em resposta ao crescimento da inflação acima da meta estipulada elevou 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 levar a 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.

---

<sup>5</sup> O índice Embi+ (*emerging markets bond index plus*) é a medida mais utilizada pelo mercado para expressar o nível de risco de um país e é calculado pelo banco de investimentos americano J. P. Morgan. O Embi+Brasil mede a diferença entre o rendimento de um título expresso em dólar emitido pelo Governo brasileiro e um título correspondente emitido pelo Tesouro dos Estados Unidos da América.

## Quadro 1

Teste de Saikkonen e Lütkepohl (SL) de raiz unitária, com quebra estrutura endógena, para o Brasil — 1997-2012

VARIÁVEIS	MODELOS	TIPOS DE QUEBRA	DATAS DA QUEBRA	ESTATÍSTICAS-TESTE	LAGS
$DG_t$	C	<i>Rational Shift</i>	2002:09	(1) -6,61	2
$DG_t$	C,T	<i>Rational Shift</i>	2002:09	(1) -5,92	2
$DG_t$	C	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(1) -6,22	2
$DG_t$	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(1) -5,53	2
$DG_t$	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(1) -6,35	2
$DG_t$	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(1) -5,58	2
$DG_t$	C	<i>Rational Shift</i>	2008:11	(1) -6,15	3
$DG_t$	C,T	<i>Rational Shift</i>	2008:11	(1) -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	(1) -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	(1) -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) -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) -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) -3,21	2
$DTC_t$	C,T	<i>Shift Dummy</i>	2002:09	(3) -3,03	2
$DTC_t$	C	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(3) -3,21	2
$DTC_t$	C,T	<i>Exponential Shift</i>	2002:09	(2) -3,00	2

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2016).

Banco Central do Brasil.

NOTA: 1. *Lags* significa defasagens. Variáveis na forma de logaritmos naturais. "C" significa constante. "T" significa tendência determinística.

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: (a) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%) e -2,58 (10%); (b) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,0 (5%) e -2,76 (10%).

3. Contagem inicial máxima de 10 defasagens.

(1) Significância a 1%. (2) Significância a 10%. (3) Significância a 5%.

Já a quebra estrutural de novembro de 2008, que afetou a série de déficit governamental, está relacionada aos efeitos adversos da crise financeira internacional de 2008 a 2009 sobre o desempenho da economia brasileira, que afetou o comportamento de vários indicadores macroeconômicos e fiscais no período indicado, resultando na adoção de medidas fiscais para

enfrentar a recessão econômica. Como exemplo disso, pode-se citar as desonerações tributárias em setores específicos da economia, como o setor automobilístico, e aumento de gastos governamentais em programas sociais, como a extensão dos benefícios do seguro-desemprego, a manutenção e a expansão dos gastos no 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 através do 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. Por fim, houve uma ampliação das transferências para estados e municípios com aportes financeiros feitos via bancos públicos.

## 5.2 Causalidade multivariada

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

$$\begin{bmatrix} DTC_t \\ DG_t \end{bmatrix} = A_0 + A_1 \begin{bmatrix} DTC_{t-1} \\ DG_{t-1} \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} DTC_{t-2} \\ DG_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + A_8 \begin{bmatrix} DTC_{t-8} \\ DG_{t-8} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_{1t} \\ \xi_{2t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

onde  $A_0$  é uma matriz-identidade. Note que  $\xi_{1t}$  e  $\xi_{2t}$  são termos de erros aleatórios, normalmente distribuídos, serialmente independentes e não correlacionados, com média zero e matriz de covariância finita. A hipótese nula é estabelecida a fim de determinar se  $DG_t$  não Granger-cause  $DTC_t$ , onde  $\beta_{12}^{(i)}$  são os coeficientes de  $DG_{t-i}$ ,  $i = 1, 2, \dots, 8$  na primeira equação do sistema. A existência de causalidade de Granger de  $DG_t$  para  $DTC_t$  pode ser estabelecida a partir da rejeição da hipótese nula descrita na equação (10). De maneira análoga, pode-se verificar a hipótese nula de que  $DTC_t$  não Granger-cause  $DG_t$ , onde  $\beta_{21}^{(i)}$  são os coeficientes de  $DTC_{t-i}$ ,  $i = 1, 2, \dots, 8$  da segunda equação do sistema VAR. Assim, a existência de causalidade de Granger de  $DTC_t$  para  $DG_t$  pode ser estabelecida a partir da rejeição de sua hipótese nula.

Os resultados econométricos obtidos a partir da estimação do modelo VAR estão demonstrados no Quadro 2. 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 no período de setembro de 1998 a dezembro de 2012, e zero no período restante. Já a

variável *dummy* de impulso D2002 assume valor 1 em setembro de 2002, e zero no período restante. Finalmente, a variável *dummy* de nível D2008 assume valor 1 no período de novembro de 2008 a dezembro de 2012, e zero no período restante.

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

Por outro lado, no caso de  $DG_t$  como variável dependente, em relação às suas defasagens como variáveis explicativas, nota-se que os coeficientes estimados são negativos e, individualmente, estatisticamente significantes na segunda, na quarta e na 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%.

Contudo, no que diz respeito ao saldo em transações correntes, os parâmetros estimados na terceira e na 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 coeficiente  $R^2$  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  $R^2 = 0,21$ .

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 nesse 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 no Quadro 2, que não se pode rejeitar a referida hipótese nula, considerando 2 defasagens. Quanto à hipótese nula de ausência de heteroscedasticidade 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 homoscedasticidade da variância dos resíduos está presente na estimação econométrica.

Quadro 2

Estimação do modelo de vetores autorregressivos (VAR) bivariados para o Brasil — 1997-2012

DISCRIMINAÇÃO	$DTC_t$	$DG_t$
$DTC_{t-1}$	0,341870 (1) [ 4,45219]	0,223105 [ 1,55180]
$DTC_{t-2}$	0,195444 (2) [ 2,43757]	-0,010835 [-0,07217]
$DTC_{t-3}$	0,078289 [ 1,00286]	-0,374107 (2) [-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 (1) [ 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) [ 2,20556]
$DG_{t-1}$	0,035999 [ 0,87169]	-0,053524 [-0,69220]
$DG_{t-2}$	-0,021719 [-0,53405]	-0,126954 (3) [-1,66723]
$DG_{t-3}$	0,089924 (2) [ 2,23824]	0,139165 (3) [ 1,85001]
$DG_{t-4}$	0,127211 (1) [ 3,09023]	-0,267884 (1) [-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 (1) [-3,33045]
C	-0,002755	0,013527
D1998	[-0,72618]	(3) [ 1,90412]
D2008	-0,001531 [-0,36398]	0,022781 (1) [ 2,89256]
D2002	-0,000694 [-0,34296]	-0,006452 (3) [-1,70363]
R <sup>2</sup> ajustado	0,044335 (1) [ 3,64875]	0,033432 [ 1,46949]
Estatística F	0,764102	0,206472
Critério de informação de Akaike	32,19790	3,506087
Teste de Jarque-Bera (4)	-5,983958	-4,729568
Teste LM de autocorrelação (5)		1,882063 (0,3902)
Teste de heteroscedasticidade de White (6)		3,447171 (0,4860)
		105,3798 (0,4712)

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2016). Banco Central do Brasil.

NOTA: 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). Estatísticas-t entre colchetes.

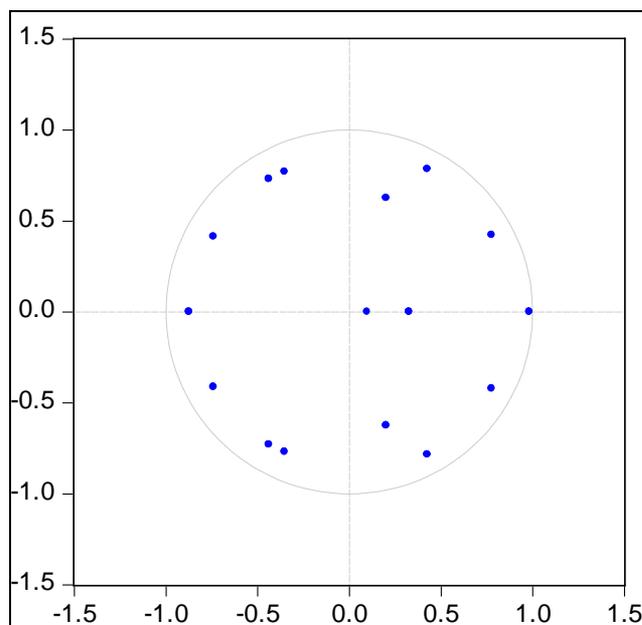
2. Número de observações incluídas após ajustamento: 184.

(1) Representa significância estatística a 1% ( $t = |2,57|$ ). (2) Representa significância estatística a 5% ( $t = |1,96|$ ). (3) Representa significância estatística a 10% ( $t = |1,64|$ ). (4) Método de ortogonalização: Cholesky (Lutkepohl). Valor obtido para o primeiro componente. (5) Valor obtido para a segunda defasagem. (6) Teste de heteroscedasticidade de White com termos cruzados.

A Figura 3 mostra que não há raiz fora do círculo unitário, o que significa que o modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade.

Figura 3

Raízes inversas do polinômio característico do processo autorregressivo (AR)



NOTA: Observa-se que nenhuma raiz se encontra fora do círculo unitário, de modo que o modelo de vetor autorregressivo (VAR) satisfaz a condição de estabilidade.

A Tabela 1 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 (ENDERS, 2010). Observa-se uma relação de bi-causalidade de Granger, ao nível de significância de 1%.

Tabela 1

Resultados do teste de causalidade de Granger/teste de Wald para Exogeneidade por bloco, aplicado ao vetor autorregressivo (VAR) para o Brasil — 1997-2012

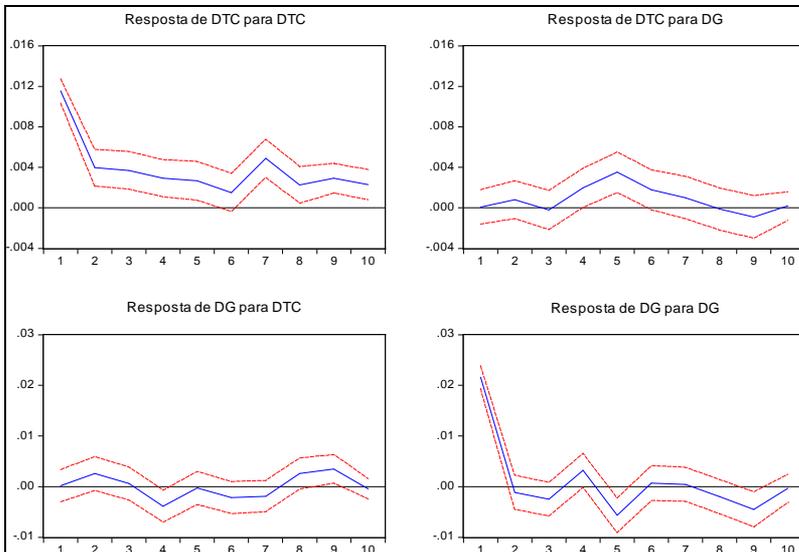
VARIÁVEIS INDEPENDENTES	VARIÁVEIS DEPENDENTES	
	$DTC_t$	$DG_t$
$DTC_t$ .....	-	(1) 22,85783 (0,0036)
$DG_t$ .....	(1) 23,09429 (0,0032)	-

NOTA: VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Observações incluídas: 184. Os valores em parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são estatísticas  $\chi^2$  da causalidade de Granger. 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.  
(1) Significância estatística a 1%.

Em um contexto de modelagem VAR, 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 4 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas para o efeito provocado por um choque de um desvio-padrão.

Figura 4

Função impulso-resposta generalizada



A resposta de  $DTC_t$  em relação à sua própria dinâmica, por exemplo, é estável e positiva ao longo de 10 meses. Já a resposta de  $DG_t$  é instável, pois, inicialmente, 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 de  $DTC_t$  a um choque de um desvio-padrão generalizado em  $DG_t$  é positiva até o segundo mês, tornando-se negativa no terceiro mês, e, então, retoma sua trajetória de crescimento até o oitavo mês, quando tende ao seu nível em estado estacionário. Ademais, a resposta de  $DG_t$  a uma inovação de um desvio-padrão generalizado em  $DTC_t$  é positiva até o terceiro mês, tornando-se negativa em seguida. Logo, os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas não fornecem suporte empírico para a validade da hipótese dos déficits gêmeos.

A análise da decomposição da variância do erro de previsão fornece informação sobre o percentual de variação de uma dada variável que pode ser explicado pelos seus próprios valores defasados e por outras variáveis, ou seja, a proporção de movimentos de uma sequência que é devida a choques nela mesma contra choques de outras variáveis. A Tabela 2 reporta os resultados para a análise de decomposição da variância.<sup>6</sup>

Conforme a Tabela 2, os resultados da decomposição da variância dos erros em  $DTC_t$  mostram que, passados 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  $DG_t$ . Se a hipótese dos déficits gêmeos fosse válida para o caso brasileiro, seria de se esperar que o comportamento de  $DTC_t$  estivesse sendo bastante afetado pelo choque em  $DG_t$ , mas não é isso que se observa. Já os resultados da decomposição da variância dos erros em  $DG_t$  mostram que, após esse mesmo período de tempo, aproximadamente 91,65% de seu comportamento decorrem dela própria, e 8,35% são referentes à  $DTC_t$ . Logo, os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão não indicam evidências da validade da hipótese dos déficits gêmeos para o Brasil.

---

<sup>6</sup> É importante destacar que os resultados da análise de decomposição da variância dos erros de previsão são sensíveis à inversão do ordenamento de Cholesky.

Tabela 2

Resultado da análise de decomposição da variância do saldo em transações correntes/  
Produto Interno Bruto ( $DTC_t$ ) e da necessidade de financiamento do setor  
público/Produto Interno Bruto ( $DG_t$ ) para o Brasil — 1997-2012

PERÍODOS	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DE $DTC_t$		
	Erros-Padrão	$DTC_t$	$DG_t$
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

PERÍODOS	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DE $DG_t$		
	Erros-Padrão	$DTC_t$	$DG_t$
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

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IPEA (2016).

Banco Central do Brasil.

NOTA: Ordenamento de Cholesky:  $DTC_t$  e  $DG_t$ .

## 6 Considerações finais e implicações de políticas

O pressuposto da hipótese dos déficits gêmeos é que poupança e investimento se equivalem *ex-post*, e, portanto, em condições de equilíbrio macroeconômico, o excesso de gasto público em relação à tributação, sem a devida compensação por parte da poupança interna, resulta em absorção de poupança externa para financiamento da economia, ou seja, em déficits na conta corrente do balanço de pagamentos.

Este estudo procurou responder ao seguinte questionamento de maneira empírica: a hipótese dos déficits gêmeos é válida para a economia brasileira no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2012? A resposta é não, pois os resultados obtidos indicam que há uma relação de bi-causalidade de Granger entre déficit orçamentário e déficit externo, em proporção do PIB, no período analisado, indicando que variações no comportamento fiscal precedem temporalmente variações nas contas externas do País, assim como mudanças na condução da política externa brasileira precedem temporalmente variações no desempenho da política fiscal brasileira, não validando, assim, a hipótese dos déficits gêmeos. Os resultados obtidos a partir das funções de impulso-resposta e da análise de decomposição da variância dos erros de previsão mostram que o desempenho de uma das variáveis analisadas não é afetado por choques na outra variável, mas, sim, pela trajetória da própria variável.

Em resumo, os resultados aqui obtidos corroboram as evidências obtidas por Islam (1998), mesmo que em período distinto ao deste estudo, de que existe uma relação de bi-causalidade de Granger entre déficit público e déficit externo, validando a hipótese de *feedback*. Em termos de implicações econômicas, um corte no déficit público não será efetivo para reduzir o déficit em conta corrente do balanço de pagamentos, pois há outras variáveis de controle que podem afetar o comportamento dessas duas variáveis, como, por exemplo, a taxa de câmbio, o tipo de regime cambial, a taxa de juros e a renda do resto do mundo. Assim, a redução do déficit governamental precisa vir acompanhada de outras medidas, como, por exemplo, política de determinação das taxas de juros, política cambial e política de incentivo às exportações.

## Referências

ABELL, J. D. Twin deficits during the 1980s: an empirical investigation. **Journal of Macroeconomics**, [S.l.], v. 12, n. 1, p. 81-96, 1990.

AHMED, S. Temporary and permanent government spending in an open economy: some evidence for the United Kingdom. **Journal of Monetary Economics**, [S.l.], v. 17, n. 2, p. 197-224, 1986.

AKBOSTANCI, E.; TUNC, G. I. **Turkish twin deficits**: an error correction model of trade balance. Ankara: Economic Research Center, 2002. (ERC Working Paper in Economics, n. 6).

ALKSWANI, M. A. The twin deficits phenomenon in petroleum economy: evidence from Saudi Arabia. In: ECONOMIC RESEARCH FORUM ANNUAL CONFERENCE, 7., 2000, Amman. [**Anais...**]. Amman: Economic Research Forum, 2000. Disponível em: <<http://www.mafhoum.com/press2/79E15.pdf>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

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

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

ARAÚJO, T. F. *et al.* Déficitos gêmeos e taxa de câmbio real. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 5-30, 2009.

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

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

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

BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? **Journal of Political Economy**, Chicago, IL, v. 82, n. 6, p. 1095-1117, 1974.

BARRO, R. J. The Ricardian approach to budget deficits. **Journal of Economic Perspectives**, Pittsburgh, PA, v. 3, n. 2, p. 37-54, 1989.

BARTOLINI, L.; LAHIRI, A. Twin deficits: twenty years later. **Current Issues in Economics and Finance**, New York, 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**, Brasília, DF, v. 9, n. 1, p. 63-113, jan./abr. 2008.

BOHN, H.; INMAN, R. P. Balanced-budget rules and public deficits: evidence from the U.S. States. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, [S.l.], v. 45, n. 1, p. 13-76, 1996.

BUSSIÈRE, M.; FRATZSCHER, M.; MULLER, G. J. **Productivity shocks, budget deficits and the current account**. Frankfurt am Main: European Central Bank, 2005. (Working Paper Series, n. 509).

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

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

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

DARRAT, A. F. Have large budget deficits caused rising trade deficits? **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 54, n. 4, p. 879-886, 1988.

DEWALD, W. G.; ULAN, M. The twin deficit illusion. **Cato Journal**, Washington, DC, v. 10, p. 689-707, 1990.

DIBOGLU, X. Accounting for U.S. current account deficits: an empirical investigation. **Applied Economics**, Abingdon, UK, v. 29, p. 787-793, 1997.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: Wiley series in probability and mathematical statistics, 2010.

ENDERS, W.; LEE, B. S. Current account and budget deficits: twin or distant cousins? **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, MA, v. 72, n. 3, p. 373-381, 1990.

EVANS, P.; HASAN, I. Are consumers Ricardian? Evidence for Canada. **Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, IL, v. 34, n. 1, p. 25-40, 1994.

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, IL, v. 43, n. 2, p. 261-272, 2003.

FELDSTEIN, M. **The budget and trade deficits aren't really twins**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1992. (NBER Working paper, n. 3966).

FLEMING, J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. **Staff Papers of International Monetary Fund**, [S.l.], v. 9, n. 3, p. 369-380, 1962.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Manual de Balanço de Pagamentos**. 5. ed. [S.l.], [1993]. Disponível em:

<<http://www.imf.org/external/pubs/ft/bopman/bopman.pdf>>. Acesso em 30 abr. 2016.

GANCHEV, G. T. The twin deficit hypothesis: the case of Bulgaria. **Financial Theory and Practice**, Zagreb, v. 34, n. 4, p. 357-377, 2010.

GARCIA, A.; RAMAJO, J. Budget deficit and interest rates: empirical evidence for Spain. **Applied Economics Letters**, London, v. 11, n. 11, p. 715-718, 2004.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. **Econometrica**, New York, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A. S.; TONETO JUNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 7. ed. 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**, Fountain Valley, CA, v. 47, n. 4, p. 625-638, 2009.

HAKRO, A. N. Twin deficits causality link-evidence from Pakistan. **International Research Journal of Finance and Economics**, Victoria Mahé, v. 24, p. 54-70, 2009.

HATEMI, A.; SHUKUR, G. Multivariate-based causality tests of twin deficits in US. **Journal of Applied Statistics**, Abingdon, v. 29, n. 6, p. 817-824, 2002.

HUTCHINSON, M. M.; PIGOTT, C. Budget deficits, exchange rate and current account: theory and US evidence. **Economic Review**, San Francisco, 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**, São Paulo, v. 20, n. 1, p. 1-29, 2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Ipeadata**. 2016. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

ISLAM, M. F. Brazil's twin deficits: an empirical examination. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, 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. Suva: University of South Pacific, 2007. (Working Paper, n. 8).

KALOU, S.; PALEOLOGOU, S. M. The twin deficits hypothesis: revising an EMU country. **Journal of Policy Modeling**, [S.l.], v. 34, n. 2, p. 230-241, 2012.

KAUFMANN, S.; SCHARLER, J.; WINCKLER, G. The Austrian current account deficit: driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation? **Empirical Economics**, Vienna, v. 27, n. 3, p. 529-542, 2002.

KHALID, A. M.; TEO, W. G. Causality tests of budget and current account deficits: cross-country comparisons. **Empirical Economics**, Vienna, v. 24, n. 3, p. 389-402, 1999.

KIM, C. H.; KIM, D. Does Korea have twin deficits? **Applied Economics Letters**, London, 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**, [S.l.], 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**, Vienna, v. 29, n. 3, p. 503-525, 2004.

KRUGMAN, P. R. **Currencies and crises**. Cambridge: MIT Press, 1992.

LANEY, O. L. The strong dollar, the current account, and the federal deficits: cause and effect. **Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review**, Dallas, p. 1-14, Jan. 1984.

LANNE, M.; SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, Malden, MA, v. 23, n. 6, p. 667-685, 2002.

LAU, E.; BAHARUMSHAH, A. Z. On the twin deficits hypothesis: is Malaysia different? **Pertanika Journal of Social Sciences and Humanities**, Selangor, v. 12, n. 2, p. 87-100, 2004.

LAU, E.; TANG, T. C. Twin deficits in Cambodia: an empirical study. **Economics Bulletin**, [S.l.], v. 29, n. 4, p. 2783-2794, 2009.

LEACHMAN, L. L.; FRANCIS, B. Twin déficits: apparition or reality? **Applied Economics**, Abingdon, UK, v. 34, p. 1121-1132, 2002.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

MEHRARA, M.; ZAMANZADEH, A. Testing twin deficits hypothesis in Iran. **Interdisciplinary Journal of Research in Business**, [S.l.], v. 1, n. 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**, New York, v. 2, n. 7, p. 168-177, 2012.

MILLER, S. M.; RUSSEK, F. S. Are the twin deficits really related? **Contemporary Policy Issues**, [S.l.], v. 7, n. 4, p. 91-115, 1989.

MUKHTAR, T.; ZAKARIA, M.; AHMAD, M. An empirical investigation for the twin deficits hypothesis in Pakistan. **Journal of Economic Cooperation**, Ankara, v. 24, n. 4, p. 63-80, 2007.

MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, [S.l.], v. 29, n. 4, p. 475-485, 1963.

NORMANDIN, M. Budget deficit persistence and the twin deficits hypothesis. **Journal of International Economics**, [S.l.], v. 49, n. 1, p. 171-193, 1999.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, New York, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics Letters**, [S.l.], 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**, [S.l.], v. 19, n. 2, p. 255-271, 2000.

REISEN, H. **Sustainable and excessive current account deficits**. [S.l.]: OECD, 1998. (OECD Development Centre Technical Paper, n. 132). Disponível em:

<<http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/5lgsjhvj7chc.pdf?expires=1461874978&id=id&accname=guest&checksum=FDA9AC304CBD2D37717897CA1D1B80F0>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

RESENDE, M. F. C. Déficitos gêmeos e a poupança nacional: abordagem teórica. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 29, n. 1, p. 24-42, 2009.

RESENDE, M. F. C.; VIEIRA, F. A. C. Taxa de câmbio real e déficits gêmeos na economia monetária: relações de causalidade. **Economia & Tecnologia**, Curitiba, v. 7, n. 1, p. 27-42, 2011.

REZENDE, F. **Finanças Públicas**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2001.

ROSENEWEIG, J. A.; TALLMAN, E. W. Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins? **Economic Inquiry**, Fountain Valley, CA, v. 31, n. 4, 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: THE ANDREW BRIMMER POLICY FORUM, 2004, San Diego. **National Economic and Financial Policies for Growth and Stability**. San Diego: [s.n.], 2004. Disponível em: <<http://www.brookings.edu/~media/research/files/papers/2004/1/05budgetdeficit-orszag/20040105.pdf>>. Acesso em: 30 abr. 2016.

SAIKKONEN, P.; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. **Econometric Theory**, New York, v. 18, n. 2, p. 313-348, 2002.

SALVATORE, D. Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances. **Journal of Policy Modeling**, [S.l.], v. 28, n. 6, p. 701-712, 2006.

SILVA, C. G.; LOPES, D. T.; ALVES, V. S. V. Déficit 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**. 2. ed. 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 Science**, Lima, 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**. Chicago; London: University of Chicago Press, 1988. p. 349-375. National Bureau of Economic Research Conference Report Series.

VAMVOUKAS, G. A. Have large budget deficits caused increasing trade deficits? Evidence from a developing country. **Atlantic Economic Journal**, Atlanta, 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**, Atlanta, v. 27, n. 3, p. 273-284, 1999.

ZIETZ, J.; PEMBERTON, D. K. The US budget and trade deficits: a simultaneous equation model. **Southern Economic Journal**, Chattanooga, TN, v. 57, n. 1, p. 23-34, 1990.