Causalidade Temporal entre Receita e Despesa Governamentais*

Temporal Causality between Government's Revenue and Expenditure

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha**

Resumo: Neste artigo, investiga-se a relação de equilíbrio de longo prazo e a causalidade de Granger, em estruturas bivariada e multivariada, entre as variáveis receita governamental, despesa governamental, produto interno bruto e dívida pública, a fim de testar as hipóteses “arrecadar e gastar”, “gastar e arrecadar” e “sincronização fiscal” para o Brasil. Usando dados mensais abrangendo o período de janeiro de 1997 a junho de 2009, os resultados do teste de causalidade de Engle-Granger (1987) sugerem a existência de relação de bi-causalidade entre receita e despesa governamentais, de acordo com a hipótese de sincronização fiscal.

Palavras-chave: “Arrecadar e gastar”. “Gastar e arrecadar”. Sincronização fiscal. Teste de causalidade de Engle-Granger.

Abstract: In this paper, we investigate the long run equilibrium relationship and Granger causality, in bivariate and multivariate frameworks, among the variables government revenue, government expenditure, gross domestic product and public debt, in order to test the hypothesis of tax-and-spend, spend-and-tax, or fiscal synchronization for Brazil. Using monthly data for the period January 1997 to June 2009, the results of Engle-Granger (1987) causality test suggest bidirectional causality between government revenue and government expenditure, according to fiscal synchronization hypothesis.

Keywords: Tax-and-spend. Spend-and-tax. Fiscal synchronization. Engle-Granger causality test.

JEL Classification: C32; E62; H62.

* O autor agradece ao editor e ao parecerista anônimo pelos comentários e sugestões. As opiniões expressas neste artigo são de exclusiva responsabilidade do autor, não expressando necessariamente a opinião da Secretaria do Tesouro Nacional.

** Analista da Secretaria do Tesouro Nacional. Mestre e doutorando em Economia pela Universidade Católica de Brasília. E-mail: professor.sergio.gadelha@gmail.com

1 Introdução

Um ajuste fiscal pode ser compreendido como um conjunto de medidas destinadas a reconduzir as finanças públicas a uma trajetória de solvência intertemporal. A análise de experiências recentes internacionais em países como Itália, Rússia, México, Nova Zelândia, Índia, Turquia e Irlanda tem apontado a importância dos ajustes fiscais na promoção do crescimento econômico sustentado desses países (CYSNE; SOBREIRA, 2007, p. 15-42).

Na busca por essa solvência intertemporal, há três maneiras de se implementar um ajuste fiscal. A primeira maneira ocorre através de cortes nas despesas correntes (por exemplo, salários do funcionalismo público, transferências de renda e custeio da máquina pública). A segunda maneira ocorre por meio do aumento da arrecadação tributária. Finalmente, pode-se utilizar uma combinação de resultados advindos da adoção conjunta de políticas de gasto e de tributação.

Entretanto, diversos estudos postulam que, sob determinadas circunstâncias, uma política fiscal contracionista pode ter efeitos expansionistas sobre o produto da economia. Por um lado, os ajustes fiscais executados através do corte de despesas têm maior probabilidade de provocar um estímulo sobre o crescimento econômico porque, quando o governo sinaliza que o ajuste não será repassado aos agentes econômicos por meio de um aumento de impostos, isso gera uma expectativa futura positiva nos consumidores e empresários, que passarão a consumir e produzir mais. Dentre os mais citados artigos dessa linha de pesquisa encontram-se Alesina e Perotti (1995, 1997), Giavazzi e Pagano (1990, 1996) e Perotti (1999). Por outro lado, ajustes fiscais baseados em aumento de impostos podem afetar negativamente o crescimento econômico. Por exemplo, a teoria neoclássica postula que programas governamentais apoiados no aumento da tributação, especialmente sobre a renda do trabalho, tendem a reduzir a oferta de trabalho e serem recessivos.

No caso brasileiro, apesar do maior esforço fiscal do governo federal na geração de superávit primário a partir de 1999, um número de autores atribui o baixo crescimento brasileiro a uma política fiscal caracterizada por elevadas receitas e despesas correntes, sendo esse fator apontado como a origem da vulnerabilidade para o crescimento econômico de longo prazo e que inviabiliza o ajuste fiscal (GIAMBIAGI, 2008; RAMOS, 2001; ROCHA; PICCHETTI, 2003).

O objetivo deste estudo é investigar a relação de equilíbrio de longo prazo e a causalidade entre receita e despesa governamentais no produto agregado e na dívida pública, usando o teste de causalidade de Engle-Granger (1987), desenvolvido em estruturas multivariada e bivariada, o qual se revela adequado nesse contexto porque permite investigar a direção de causalidade, no sentido de precedência temporal, entre essas variáveis. Nessa abordagem, uma variável independente Granger-cause uma variável dependente se os

coeficientes defasados na variável independente são conjuntamente significantes, representando existência de causalidade no curto prazo, e/ou o coeficiente do termo de correção de erro defasado em um período é estatisticamente significativo, representando existência de causalidade de longo prazo.

Apesar de vários estudos já terem sido realizados sobre sustentabilidade da política fiscal brasileira, este estudo pretende fornecer uma nova contribuição à literatura por utilizar uma metodologia distinta que traz novos resultados a respeito da relação de precedência temporal entre receita e despesa governamentais. O tema abordado possui relevância aos formuladores de política econômica, haja vista a importância do ajuste fiscal como um dos elementos capazes de auxiliar na promoção do crescimento econômico sustentado. Não obstante, a relação de causalidade entre essas variáveis fiscais continua sendo um tema não consensual no atual debate acadêmico, mas com importantes implicações de política econômica.

Os resultados obtidos indicam que o Brasil encontra-se sob a hipótese de sincronização fiscal no período analisado porque existe uma relação de bi-causalidade de Granger entre as séries de receita e despesa governamentais. Esse resultado é robusto às versões bivariada e multivariada do teste de causalidade de Engle-Granger (1987) e sugere a adoção de medidas conjuntas de políticas de gasto e de tributação voltadas à sustentabilidade fiscal.

O estudo está organizado da seguinte forma: a segunda seção discute as principais hipóteses teóricas a serem investigadas no estudo. A terceira seção apresenta uma breve revisão da literatura sobre o tema. A quarta seção descreve os dados a serem utilizados no estudo. A quinta seção relata o tratamento econométrico, em que são apresentados os testes de raízes unitárias e as abordagens de causalidade de Granger multivariada e bivariada. A sexta seção reporta e analisa os resultados. Finalmente, a sétima seção conclui o estudo.

2 A Direção da Causalidade

Existe uma vasta literatura que examina a relação de causalidade entre receita e despesa governamentais e, sob o aspecto teórico, quatro hipóteses têm sido testadas. A primeira hipótese surge em duas distintas versões. Na primeira versão, Friedman (1978, 1982) defende a hipótese “arrecadar e gastar”, segundo a qual existe uma relação positiva entre tributação e gastos públicos, de modo que a elevação da tributação iria falhar em reduzir os déficits orçamentários porque elevaria os gastos públicos. Por essa razão, propõe-se corte nos impostos como uma forma de reduzir os déficits orçamentários, uma vez que elevados déficits orçamentários resultantes dessa redução da tributação exerceriam pressão no governo no sentido de reduzir os gastos públicos.

A segunda versão dessa hipótese é apresentada por Buchanan e Wagner (1977, 1978), em que a redução de impostos causa um aumento dos gastos públicos por causa da relação negativa existente entre essas variáveis, ao contrário da versão defendida por Friedman. Devido à ilusão fiscal, a população interpretaria uma redução das receitas públicas como uma redução dos preços dos serviços públicos ou uma redução do custo de programas governamentais. Assim, os eleitores aumentariam a demanda por serviços e programas governamentais, provocando um aumento dos gastos públicos. Os cortes na tributação em conjunto com o aumento dos gastos governamentais levariam a um aumento do déficit orçamentário. Portanto, defende-se um aumento da tributação que, por sua vez, elevaria o custo dos gastos governamentais como percebido pelos eleitores, resultando na redução desses gastos e do déficit público.

A segunda hipótese, denominada “gastar e arrecadar”, é apresentada por Peacock e Wiseman (1979) e Barro (1974, 1979), os quais sugerem que os gastos públicos causam um aumento da receita pública. Segundo Peacock e Wiseman (1979), os aumentos temporários nos gastos públicos devido a situações de crises severas como eventos da natureza ou ajudas humanitárias, levariam a um aumento permanente dos impostos para financiar esses gastos excessivos. Por outro lado, em seu modelo de estabilização da carga tributária (*tax-smoothing hypothesis*), Barro (1974, 1979) considera a trajetória dos gastos governamentais como exógena, de modo que a arrecadação tributária é ajustada para minimizar as distorções causadas nas finanças públicas, enquanto o orçamento é equilibrado intertemporalmente. De forma específica, o governo toma suas decisões sobre gastos públicos primeiro, e então aumenta os impostos para financiar o déficit público, de modo que a solução ótima encontrada para controlar esse déficit seria cortar gastos públicos.

A terceira hipótese indica a existência de sincronização fiscal, em que o governo escolhe simultaneamente um conjunto de programas governamentais prioritários e a receita necessária para financiá-los. Esse argumento é defendido por Musgrave (1966) e Meltzer e Richard (1981), em que as receitas e gastos governamentais são determinados em um processo de equalização de receitas e custos marginais dos serviços públicos para a população.

A quarta hipótese postula que não há relação causal entre receitas e gastos governamentais, refletindo a visão da separação institucional das funções de alocação e de tributação do governo (BAGHESTANI; MCNOW, 1994). Logo, as decisões de políticas sobre essas duas variáveis são tomadas de maneira independente.

Sob o aspecto de formulação de política econômica, a natureza da relação de causalidade entre receita e despesa governamentais é essencial por quatro razões. Primeiro, uma relação de causalidade de Granger unidirecional da receita para o gasto governamental fornece suporte à hipótese “arrecadar e gastar” ($t \rightarrow g$), sugerindo que aumentos de receita podem resultar em aumento

ou redução de despesa governamental, o que dependerá de qual versão dessa hipótese está prevalecendo, afetando, dessa forma, o equilíbrio orçamentário (CHANG; HO, 2002; DARRAT, 1998; HOLTZ-EAKIN; NEWEY; ROSEN, 1989). Segundo, a relação de causalidade de Granger unidirecional do gasto para as receita governamentais indica a prevalência da hipótese “gastar e arrecadar” ($g \rightarrow t$), significando que a decisão de políticas de gasto governamental é tomada primeiramente, e, em seguida, o ajuste é realizado elevando-se a arrecadação tributária de maneira a equilibrar as contas públicas (NARAYAN; NARAYAN, 2006; VON FURSTENBERG; GREEN; JEONG, 1986). Terceiro, a relação de bi-causalidade de Granger apoia a hipótese de sincronização fiscal entre essas duas variáveis ($g \leftrightarrow t$), em outras palavras, a receita e a despesa governamentais são afetadas mutuamente (MILLER; RUSSEK, 1990). E, quarto, a ausência de causalidade de Granger sugere que essas duas variáveis são determinadas de maneira independente uma da outra ($g \nleftrightarrow t$), o que pode levar a sérios problemas de déficits orçamentários caso o gasto público aumente mais rapidamente do que a arrecadação tributária (HOOVER; SHEFFRIN, 1992).

3 “Arrecadar e Gastar” ou “Gastar e Arrecadar”? Evidências Empíricas para o Brasil

3.1 Artigos que não usam causalidade

Pastore (1995) avaliou a sustentabilidade da política fiscal brasileira, testando a existência de uma raiz unitária na série da primeira diferença da dívida pública para uma amostra que vai do primeiro trimestre de 1974 ao quarto trimestre de 1989. O referido autor conclui que a dívida pública total (interna e externa) foi sustentável devido à política monetária acomodativa implementada, que utilizou a senhoriagem como forma adicional de arrecadação.

Issler e Lima (1997) utilizaram a metodologia proposta por Bohn (1991) para testar a hipótese de estacionariedade do déficit público ao nível do governo federal. Os resultados mostraram que a senhoriagem foi usada de forma sistemática para garantir o equilíbrio orçamentário de longo prazo no Brasil para os anos do estudo (1947 a 1992), e que o modelo brasileiro de finanças públicas seguia a hipótese “gastar e arrecadar”.

Issler e Lima (2000), usando dados de receitas (com e sem senhoriagem) e despesas (incluindo juros) do governo de 1947 a 1992 como proporção do PIB, testaram a existência de cointegração entre tais variáveis. Primeiramente, testaram a presença de raiz unitária usando os testes ADF e Phillips-Perron (PP). Em seguida, aplicaram os testes de cointegração de Engle-Granger e de Johansen. Os resultados mostraram que variáveis somente cointegravam

quando se incluía a senhoriagem como fonte de receita governamental. Além disso, os autores estudaram qual a reação da política fiscal a desequilíbrios nas contas públicas. Utilizando-se dos testes de exogeneidade, os autores concluíram que os gastos eram fracamente exógenos e que, portanto, os eventuais desequilíbrios orçamentários eram corrigidos via elevação de impostos e não com corte de gastos.

3.2 Artigos que usam causalidade

Ao analisarem dados anuais de receitas e despesas governamentais do Brasil, entre os anos 1907-1985, Baffes e Shan (1994) encontraram evidências da existência de relação de causalidade de Granger unidirecional das receitas para os gastos públicos no caso brasileiro, evidenciando a hipótese “arrecadar e gastar”.

Cheng (1999), por sua vez, encontrou evidências empíricas que apoiaram a hipótese de sincronização fiscal para o Brasil de 1962-1991. A amostra do estudo abrangeu oito países da América Latina, e observou-se também relação de bi-causalidade de Granger para Chile, Panamá e Peru. No tocante à Colômbia, à República Dominicana, a Honduras e ao Paraguai, a relação de causalidade encontrada partia da arrecadação tributária para os gastos públicos.

4 Dados Usados no Estudo

As séries de dados mensais de receita governamental, despesa governamental, dívida pública e produto agregado são apresentadas em termos reais, deflacionadas pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI, preços jun. 2009 = 1), abrangendo o período de janeiro de 1997 a junho de 2009. Com exceção da série de dívida pública, todas as demais séries são ajustadas sazonalmente utilizando o método Census X12. Todas as variáveis estão expressas na forma de logaritmos naturais, de modo que os coeficientes estimados podem ser interpretados como as elasticidades de longo prazo.

A receita e despesa governamentais são representadas pelas séries de dados históricos da receita líquida total (t_t) e da despesa total (g_t), sendo obtidas no site da Secretaria do Tesouro Nacional (STN).¹

O produto agregado é representado pela série histórica do produto interno bruto ou PIB (y_t), obtida no Banco Central do Brasil (BCB/DEPEC). A dívida pública é representada pela série de dívida líquida do setor público (d_t), a qual compreende governo federal e Banco Central, governos estaduais, governos municipais e empresas estatais (federais, estaduais e municipais), sendo obtida no site do Banco Central do Brasil.²

1 Informação disponível em: <<http://www.tesouro.fazenda.gov.br>>. Esses dados de receitas e despesas são referentes ao conceito de Governo Central, que abrange Tesouro Nacional, Banco Central e Previdência Social, conforme apuração realizada pela STN, e encontram-se compilados nos Relatórios Mensais do Tesouro Nacional.

2 Informação disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>.

As variáveis de receitas e gastos governamentais são potencialmente sensíveis às mudanças no nível da atividade econômica ou ciclo de negócios, conforme medido pelo PIB real. Por essa razão, a inclusão do PIB real será importante para investigar a relação de causalidade entre ajuste fiscal e estabilização macroeconômica, uma vez que permitirá distinguir a relação de causalidade direta entre receita e despesa governamentais e os efeitos da causalidade indireta via PIB, assim como para evitar o viés de omissão de variáveis relevantes no sistema a ser modelado. A inclusão da dívida pública neste estudo é justificada devido a sua importância no financiamento do déficit público no Brasil.

Investiga-se, portanto, o comportamento dessas variáveis fiscais no período pós-Plano Real pelos seguintes motivos. Primeiro, esse período é caracterizado pela estabilidade macroeconômica, a qual tem sido acompanhada de rigoroso ajuste fiscal das contas públicas. Segundo, os conceitos de receita e despesa governamentais, segundo o critério “acima-da-linha”, têm sido utilizados pela STN desde 1995. Finalmente, optou-se por não utilizar dados no período anterior ao Plano Real, uma vez que a relação de causalidade entre receita e despesa pode ser severamente alterada caso se analise períodos caracterizados por hiperinflações (CHENG, 1999).

5 Tratamento Econométrico

5.1 Testes de Raízes Unitárias

Os testes modificados de Dickey-Fuller ($MADF^{GLS}$) e de Phillips-Perron (MPP^{GLS}), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001) são aplicados para verificar a estacionariedade das séries porque superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey-Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips-Perron (1988).

As modificações no teste padrão de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente; e, (b) a importância de uma seleção apropriada para a ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

No primeiro caso, (a), Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) para extrair a tendência estocástica da série. Emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, indicando a presença de raiz unitária, da seguinte regressão estimada por mínimos quadrados ordinários:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária. Na equação (1), $\tilde{y}_t$ é a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ é o operador de primeiras diferenças, e_{tk} é o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, (b), Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores para a defasagem k , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a sérias distorções. Isso motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) para a seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação (1).

Ng e Perron (2001) propõem que as mesmas modificações sejam aplicadas também ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste MPP^{GLS} . Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder e menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais ADF e PP. Entretanto, neste estudo a aplicação de OLS será mantida no teste modificado de Phillips-Perron (MPP^{OLS}), conforme recomendações sugeridas por Perron e Qu (2007).

5.2 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 VAR em forma reduzida de dimensão p pode ser escrito com:

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

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. No caso, o vetor X_t contém as séries do PIB, receita líquida total e despesa total, em termos reais. A seleção da ordem de defasagem, p , é feita pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz. Como a análise de causalidade não requer a estimação de parâmetros estruturais, não há necessidade de se adotar alguma estratégia de identificação em (2).

A causalidade de Granger da variável j para a variável h é avaliada testando a hipótese nula de que os coeficientes da variável j em todas as suas defasagens são, de forma simultânea, estatisticamente iguais a zero na equação em que h é

a variável dependente. Caso a hipótese nula seja rejeitada, conclui-se que a variável j Granger-cause a variável h .

Caso as variáveis em X_t não sejam estacionárias, deve-se testar cointegração. Nesse caso, havendo cointegração entre as variáveis, utiliza-se o vetor cointegrante para obter uma combinação linear estacionária entre as variáveis e estima-se um modelo vetorial autorregressivo de correção de erros, chamado VEC. A significância estatística do termo de correção de erros também deve ser considerada na condução do teste de causalidade.

A cointegração pode ser testada seguindo o procedimento proposto por Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991). O teste consiste em modelar séries temporais como uma regressão de posto reduzido em que se calculam as estimativas de máxima verossimilhança do vetor cointegrante no modelo de correção de erros multivariado com erros gaussianos. O teste requer a estimação da representação de correção de erros dada por:

$$\Delta X_t = \mu + \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde X_t é um vetor coluna (3 x 1) de variáveis, μ é um vetor (3 x 1) de termos constantes, π e π_i representam matrizes de coeficientes, p é a ordem das defasagens e o resíduo ε_t é não autocorrelacionado e homocedástico. A matriz coeficiente π é conhecida como matriz cointegrante e contém informações sobre o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O número de autovalores de π que são estatisticamente diferentes de zero, o que corresponde ao posto de π , fornece o número de vetores cointegrantes no sistema. Johansen propõe as estatísticas do traço e do autovalor máximo para se testar quantos vetores cointegrantes existem em (3). Essas estatísticas são:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5)$$

onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados dos autovalores obtidos da matriz π e T é o número de observações. O teste segue um procedimento recursivo, onde a hipótese nula é de que há, no máximo, r vetores cointegrantes. Valores críticos foram tabulados por Johansen e Juselius (1990) e Johansen (1991).

5.3 Causalidade Bivariada

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ADL) para pares de variáveis. A modelagem ADL é abrangente e permite capturar a

dinâmica do sistema sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de VAR. Contudo, causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger, descrito na seção 4.2.

O teorema da representação de Granger postula que se as séries de tempo y_t e z_t são cointegradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros (ENGLE; GRANGER, 1987). Logo, quando as variáveis são cointegradas, a causalidade de Granger deve ser investigada inserindo-se o resíduo defasado de um período da regressão cointegrante, chamado mecanismo de correção de erros (MCE), nos modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ADL) em primeiras diferenças. Isto é,

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{yz,t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (6)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{zy,t-1} + \sum_{i=1}^l \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (7)$$

onde ε_{yt} e ε_{zt} são resíduos não autocorrelacionados, $\hat{e}_{yz,t-1} = (y_{t-1} - \beta z_{t-1})$ e $\hat{e}_{zy,t-1} = (z_{t-1} - \theta y_{t-1})$ são os mecanismos de correção de erros (MCE).

Nas equações (6) e (7), a hipótese nula $H_0 : \alpha_{12}(i) = 0$ e $\alpha_y = 0$ significa que Δz_t não Granger-causa Δy_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A : \alpha_{12}(i) \neq 0$ e $\alpha_y \neq 0$ significa que Δz_t Granger-causa Δy_t . Alternativamente, a hipótese nula $H_0 : \alpha_{21}(i) = 0$ e $\alpha_z = 0$ significa que Δy_t não Granger-causa Δz_t , ao passo que a hipótese alternativa $H_A : \alpha_{21}(i) \neq 0$ e $\alpha_z \neq 0$ significa que Δy_t Granger-causa Δz_t . Com base nessas hipóteses, são possíveis quatro resultados para cada par de variáveis.

O teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas nos modelos ADL, influenciando na direção da causalidade. Por esse motivo, foram utilizados critérios rigorosos de seleção de defasagens, baseados nos critérios AIC e SIC.

6 Resultados

6.1 Testes de Raízes Unitárias

Os resultados dos testes modificados de Dickey-Fuller aumentado (MADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MPP^{OLS}), apresentados na Tabela 1, indicam que as séries são integradas de primeira ordem, I(1). A hipótese nula de raiz unitária não foi rejeitada para todas as variáveis em nível. Em primeiras diferenças, contudo, as séries se tornam estacionárias.

Tabela 1 – Resultados dos testes de raiz unitária

Variável	Modelo	MADF ^{GLS}		MPP ^{OLS}
		Estatística-t	Defasagem	
t_t	C	0,07	3	0,18
t_t	C,T	-1,80	6	-1,49
Δt_t	C	-0,62	12	-5,37*
Δt_t	C,T	-1,55	12	-5,43*
g_t	C	0,00	2	-0,02
g_t	C,T	-1,49	2	-1,06
Δg_t	C	-0,42	7	-3,84*
Δg_t	C,T	-2,18	8	-4,76*
y_t	C	-1,35	3	-1,20
y_t	C,T	-1,35	3	-1,30
Δy_t	C	-0,49	5	-1,83***
Δy_t	C,T	-2,34	7	-3,20**
div_t	C	-0,02	-	0,06
div_t	C,T	-1,02	-	-0,95
Δdiv_t	C	-3,50*	7	-3,46*
Δdiv_t	C,T	-3,61*	7	-4,81*

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Séries dessazonalizadas (exceto estoque da dívida pública). “C” significa constante. “T” significa tendência determinística. (*) significância a 1%; (**) significância a 5%; (***) significância a 10%. A seleção ótima de defasagens segue o critério MAIC. Contagem inicial máxima de 12 defasagens. Os valores críticos do teste MADF^{GLS} são: (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,94 (5%); -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,53 (1%); -2,99 (5%); -2,70 (10%). Os valores críticos do teste MPP^{OLS} são: (i) modelo com constante: -2,58 (1%); -1,98 (5%); -1,62 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%); -2,91 (5%); -2,62 (10%).

6.2 Causalidade Multivariada

Na análise multivariada, consideram-se cada variável no sistema como potencialmente endógena, e cada variável é relacionada aos seus próprios valores passados e aos valores passados de outras variáveis.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen são reportados na Tabela 2. Usaram-se quatro defasagens no VAR estimado em nível, selecionada pelos critérios Akaike (AIC, Akaike Information Criterion) e Erro de Previsão Final (FPE, Final Prediction Error). Os valores calculados das estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$

e λ_{max} indicam que as variáveis no sistema são cointegradas e que há apenas um vetor cointegrante. Esse resultado indica que a análise de causalidade multivariada deve ser conduzida sob a estimação de um VEC, conforme descrito na seção 5.2.

Tabela 2 – Resultados do teste de cointegração de Johansen

H0: <i>rank</i> (r) cointegrante	$\lambda_{traço}$	Prob.	λ_{max}	Prob.
$r = 0$	62,29**	0,0013	32,55**	0,0106
$r \leq 1$	29,74	0,0507	19,75	0,0770
$r \leq 2$	9,99	0,2814	9,90	0,2186
$r \leq 3$	0,09	0,7624	0,09	0,7624

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: ** Significa rejeição da hipótese nula de posto r cointegrante ao nível de significância de 5% e também a rejeição da hipótese nula de posto r cointegrante ao nível de significância de 5%. “Prob.” significa *valor-p*. Assume-se a hipótese de tendência determinística linear nos dados, com intercepto na equação cointegrante.

A Tabela 3 apresenta os resultados do teste de causalidade de Granger baseado na estimação de um VEC, considerando-se três defasagens ótimas. Os coeficientes dos termos de correção de erros são estatisticamente significantes para as variáveis receita, despesa e dívida pública, as quais se tornam endógenas no sistema (Tabela 7, no Apêndice). Quanto maior for o valor da estatística t , em módulo, desses coeficientes nas respectivas equações, mais significativa estatisticamente é a contribuição da receita e da despesa na redução do déficit orçamentário. Como o termo de correção de erros mede o desvio da relação de equilíbrio cointegrante, então essas variáveis devem ser ajustadas para restaurar a relação de equilíbrio de longo prazo.

Observa-se a existência de relação de bi-causalidade de Granger entre receita e despesa governamentais, aos níveis de significância de 1% ($\chi^2 = 20,35$) e 5% ($\chi^2 = 9,25$). Note que a relação de causalidade da receita para a despesa governamental é negativa no longo prazo, conforme indicada pelo sinal do termo de correção de erro (-0,35) mostrado na Tabela 7, no Apêndice, apoiando a hipótese “arrecadar e gastar” de Buchanan e Wagner (1977, 1978), os quais argumentam que uma redução da arrecadação tributária não necessariamente leva a uma redução dos gastos públicos, porque os políticos escolhem financiar os gastos por meio da emissão de títulos públicos, ao invés de optarem pelo financiamento por meio da tributação. Nesse sentido, a história da economia brasileira é destacada por um elevado grau de endividamento do setor público, o que confirma o argumento de financiamento de déficits públicos mediante a emissão de dívida pública.

Todavia, a relação de causalidade da despesa para a receita governamental é positiva no longo prazo, segundo o sinal do termo de correção de erro (+ 0,41) mostrado na Tabela 7, no Apêndice, apoiando a hipótese “gastar e arrecadar” de Peacock e Wiseman (1979) e Barro (1974, 1979), que consideram trajetória dos gastos públicos como exógena, de modo que a arrecadação tributária é ajustada para minimizar as distorções, enquanto o orçamento é equilibrado intertemporalmente.

Logo, a combinação desses resultados sugere a prevalência da terceira hipótese, ou seja, a existência de sincronização fiscal entre essas variáveis, uma vez que os valores correntes da receita podem ser explicados pelos valores passados da despesa, assim como os valores passados da receita afetam a trajetória corrente da despesa.

O PIB Granger-cause a receita governamental ao nível de significância de 1% ($\chi^2 = 12,47$) unidirecionalmente. Esse resultado mostra que o nível da atividade econômica exerce influência na arrecadação tributária do governo.

Observa-se relação de causalidade de Granger unidirecional da receita governamental para a dívida pública ao nível de significância de 1% ($\chi^2 = 17,01$). Além disso, a despesa governamental Granger-cause a dívida pública ao nível de significância de 1% ($\chi^2 = 36,83$). Esses resultados indicam que as informações sobre o comportamento passado da receita e da despesa governamentais são úteis na análise da trajetória da dívida pública.

Observa-se ausência de causalidade de Granger entre despesa governamental e PIB, assim como entre dívida pública e PIB. Contudo, esses resultados não serão mantidos na análise bivariada a ser apresentada na seção seguinte.

Tabela 3 – Resultados do Teste de Causalidade de Engle-Granger aplicado ao VEC

Variável Independente	Variável Dependente			
	Δt_t	Δg_t	Δy_t	Δdiv_t
Δt_t	-	20,35* (0,0001)	0,90 (0,8240)	17,01* (0,0007)
Δg_t	9,25** (0,0261)	-	3,41 (0,3319)	36,83* (0,0000)
Δy_t	12,47* (0,0059)	3,24 (0,3558)	-	0,44 (0,9304)
Δdiv_t	4,79 (0,1877)	4,96 (0,1741)	3,96 (0,2651)	-

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests. Os valores entre parênteses são os valores-p. Todos os outros valores são testes Qui-Quadrado da Causalidade de Granger. (*) significância a 1%, (**) significância a 5%, (***) significância a 10%. Selecionaram-se 3 defasagens ótimas no VEC estimado.

Em resumo, as evidências mostram que as decisões de política tributária e de gastos públicos devem ser tomadas simultaneamente pelo governo, evidenciando a hipótese de sincronização fiscal para o período analisado.

Entretanto, na estimação de VAR, impõe-se a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, o que pode afetar os resultados da análise de causalidade de Granger, a qual é sensível ao número de defasagens utilizadas. Por essa razão, a próxima seção apresenta os resultados da análise de causalidade de Granger bivariada realizada a partir da estimação de modelos ADL, cujos resultados reforçam a principal conclusão obtida na análise multivariada.

6.3 Causalidade Bivariada

A análise bivariada de causalidade no sentido de Granger envolve a estimação de modelos autorregressivos de defasagens distribuídas (ADL) para pares de variáveis. A modelagem ADL é abrangente e permite capturar a dinâmica do sistema, sem incorrer no viés de omissão de defasagens relevantes. Além disso, não impõe a restrição de que todas as equações tenham o mesmo número de defasagens em cada variável, como ocorre na estimação de VAR. Contudo, a causalidade bivariada pode ser afetada por omissão de variável no sistema. Essa limitação foi superada pelo teste multivariado de causalidade de Granger, descrito na seção 5.2. Em resumo, uma vez que o teste de causalidade de Granger é sensível ao número de defasagens incluídas na modelagem, as duas abordagens tornam-se complementares no sentido de entender as relações de causalidade entre as variáveis analisadas, pois uma abordagem consegue superar as limitações apresentadas na outra abordagem, e vice-versa.

Pelo teorema da representação de Granger, se as séries de tempo y_t e z_t são cointegradas, então a regressão entre elas pode ser expressa com um modelo de correção de erros (ENGLE; GRANGER, 1987). Como as variáveis envolvidas no teste de causalidade são $I(1)$, a possibilidade de cointegração entre os pares de variáveis é investigada inserindo-se o mecanismo de correção de erros nos modelos ADL estimados em primeiras diferenças. Esse procedimento é equivalente a testar a estacionariedade do resíduo da equação cointegrante de longo prazo. Os resultados do teste de cointegração de Engle-Granger (ADF-EG), apresentados na Tabela 4, indicam que a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre os pares das variáveis, exceto para os pares que incluem a variável dívida pública. Engle e Yoo (1987) fornecem os valores críticos para o teste de cointegração de Engle-Granger.

Tabela 4 - Resultado dos Testes de Cointegração de Engle-Granger

Variável Dependente	Variável Independente	ADF-EG	Defasagem
t_t	g_t	-4,63*	2
g_t	t_t	-5,44*	1
t_t	y_t	-4,18*	1
y_t	t_t	-3,11***	1
g_t	y_t	-4,35*	1
y_t	g_t	-4,20*	1
div_t	g_t	-3,08***	6
g_t	div_t	-1,15	1
div_t	t_t	-2,16	3
t_t	div_t	-0,99	3
div_t	y_t	-2,72	-
y_t	div_t	-1,46	-

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Número de observações: 150. (*) significativo a 1%; (**) significativo a 5%; (***) significativo a 10%. Os valores críticos do teste ADF-EG são os seguintes (ENGLE; YOO, 1987): 3,37 (1%); 3,17(5%); e 2,91 (10%).

Os resultados da análise de causalidade bivariada de Engle-Granger são reportados na Tabela 5. O mecanismo de correção de erros comparece significativamente em quase todas as equações dos modelos ADL, indicando a existência de cointegração em alguns pares de variáveis (Tabela 8, Apêndice). O teste de causalidade inclui o MCE na significância conjunta dos coeficientes defasados de cada modelo ADL, tornando-se o teste de causalidade de Engle-Granger. A seleção das defasagens nos modelos ADL se deu pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz.

Da mesma forma, na Tabela 3, o resultado fundamental que direcionou a conclusão para existência da hipótese de sincronização fiscal no período analisado se manteve. Assim, observa-se relação de bi-causalidade de Granger entre receita e despesa governamentais, aos níveis de significância de 1% e 5%, mostrando que valores passados da receita ajudam a prever a despesa governamental, assim como valores passados da despesa alteram a trajetória futura da receita governamental.

Por um lado, a relação de causalidade de Granger de longo prazo, da receita para a despesa governamental é negativa, mas não significativa (-0,12), mas sendo consistente com a visão de Buchanan e Wagner (1977, 1978), na qual os eleitores consideram que os aumentos temporários dos gastos governamentais tendem a aumentar de maneira permanente os impostos para financiar esses gastos excessivos. Logo, a elevada carga tributária é capaz de

mobilizar a opinião pública a respeito dos custos dos programas governamentais, o que pode resultar na cobrança da sociedade aos governantes no sentido de cortar gastos públicos desnecessários. Finalmente, é importante observar que a relação de causalidade da receita para a despesa é uma característica de países com disciplina fiscal (ISSLER; LIMA, 1997).

Por outro lado, a relação de causalidade de Granger da despesa para a receita governamental apoia a hipótese “gastar e arrecadar” de Peacock e Wiseman (1979) e Barro (1974, 1979), em que o governo toma suas decisões sobre gastos públicos primeiro, e então aumenta os impostos para financiar o déficit público.

Tabela 5 - Teste de Causalidade de Engle-Granger

Hipótese Nula	Obs.	F.	Valor-p	Causa	ADL
Δt_t não Granger-Causa Δg_t	146	4,92*	0,0010	SIM	ADL(2,3)
Δg_t não Granger-Causa Δt_t	146	3,21**	0,0251	SIM	ADL(3,2)
Δt_t não Granger-Causa Δy_t	146	0,71	0,4931	NÃO	ADL(3,1)
Δy_t não Granger-Causa Δt_t	146	3,25**	0,0418	SIM	ADL(3,1)
Δg_t não Granger-Causa Δy_t	146	3,81**	0,0244	SIM	ADL(3,1)
Δy_t não Granger-Causa Δg_t	147	1,33	0,2672	NÃO	ADL(2,1)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: * - significância a 1%; ** - significância a 5%. Observa-se a contagem inicial máxima de 12 defasagens. “Obs.” é o nº de observações.

O PIB Granger-causa a receita governamental unidirecionalmente, ao nível de significância de 5%, confirmando o resultado obtido na análise multivariada. Esse resultado mostra que o nível de atividade econômica exerce influência na dinâmica da receita governamental.

Ao contrário do resultado apresentado na análise multivariada, observa-se relação de causalidade de Granger unidirecional da despesa governamental para o PIB, ao nível de significância de 5%. Essa relação é negativa no longo prazo (-0,13), sugerindo a prevalência da hipótese dos efeitos não keynesianos da política fiscal sobre o crescimento econômico.

A Tabela 6, por sua vez, reporta os resultados da análise de causalidade de Granger no curto prazo envolvendo os pares de variáveis relacionados com a dívida pública, uma vez que o teste de Engle-Granger (Tabela 4) indicou ausência de cointegração entre esses pares.

A despesa governamental Granger-causa unidirecionalmente a dívida pública ao nível de significância de 1%, confirmando o resultado obtido na análise multivariada, no sentido de que as informações passadas sobre gastos públicos influenciam a trajetória futura da dívida pública.

Tabela 6 - Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Obs.	F	Valor-p	Causa	ADL
Δdiv_t não Granger-Causa Δg_t	147	0,76	0,4662	NÃO	ADL(2,2)
Δg_t não Granger-Causa Δdiv_t	147	7,76*	0,0006	SIM	ADL(2,2)
Δdiv_t não Granger-Causa Δt_t	145	3,24**	0,0141	SIM	ADL(4,4)
Δt_t não Granger-Causa Δdiv_t	145	4,83*	0,0011	SIM	ADL(4,4)
Δdiv_t não Granger-Causa Δy_t	135	1,56***	0,1028	SIM	ADL(14,14)
Δy_t não Granger-Causa Δdiv_t	135	0,54	0,9036	NÃO	ADL(14,14)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: * - significância a 1%; ** - significância a 5%; *** - significância a 10%. Observa-se a contagem inicial máxima de 12 defasagens. "Obs." é o n°. de observações.

Ao contrário do resultado obtido na análise multivariada, observa-se relação de bi-causalidade de Granger entre receita governamental e dívida pública aos níveis de significância de 1% e 5%. Por um lado, a existência da relação de causalidade da receita para dívida pública mostra a importância dos recursos oriundos da arrecadação tributária para o pagamento de dívida pública. Já a relação de causalidade no sentido inverso, da dívida pública para a receita governamental, por sua vez, mostra que o grau de endividamento público influencia o desempenho da política tributária no Brasil.

A dívida pública Granger-causa unidirecionalmente o PIB ao nível de significância de 10% na margem, contrariando o resultado obtido na análise multivariada. Esse resultado demonstra que a elevada dívida pública provocou efeitos adversos sobre o crescimento econômico brasileiro.

7 Considerações Finais

Este estudo investiga a relação de causalidade entre receita governamental, despesa governamental, produto agregado e dívida pública, em termos reais, testando as hipóteses "arrecadar e gastar", "gastar e arrecadar" e "sincronização fiscal" para o Brasil no período 1997-2009.

Na análise multivariada, o teste de cointegração de Johansen e Juselius (1990) indicou a existência de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Assim, esse resultado apresentado sugere que, se o hiato entre receita governamental e despesa governamental é maior em termos de sua relação de longo prazo, então o hiato pode ser reduzido da seguinte forma: (i) um aumento na receita governamental ou uma redução na despesa governamental; (ii) um aumento da receita governamental que exceda um aumento nos gastos governamentais; ou (iii) uma redução na receita governamental que seja menor que uma redução na despesa governamental (CHANG; HO, 2002).

Os resultados empíricos do teste de causalidade de Engle-Granger (1987), desenvolvido em estruturas multivariada e bivariada, mostraram a existência de

relação de bi-causalidade entre receita e despesa governamentais, sugerindo a prevalência da hipótese de sincronização fiscal no Brasil.

Sob o aspecto teórico, esse resultado apoia a suposição de equivalência entre receita e custo marginais obtida a partir da maximização da utilidade de demandantes e ofertantes de serviços públicos. Sob o aspecto de formulação de política econômica, esse resultado demonstra que um ajuste fiscal bem-sucedido deve levar em consideração a relação de causalidade entre receita e despesa governamentais devido à existência da relação de precedência temporal entre essas variáveis; em outras palavras, políticas de gasto e de tributação devem ser tomadas conjuntamente. Como a economia brasileira encontra-se atualmente em um contexto de elevada carga tributária, o governo deve adotar medidas visando o controle rígido da trajetória crescente da despesa governamental a fim de restaurar a disciplina fiscal e o controle do déficit público.

Dessa forma, ao se utilizar uma metodologia distinta, os resultados aqui encontrados corroboram as evidências obtidas por Cheng (1999), mesmo que em período distinto ao desse estudo, de que a economia brasileira encontra-se sob a hipótese de sincronização fiscal.

Referências

ALESINA, A.; PEROTTI, R. Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. *Economic Policy*, v. 21, p. 205-248, 1995.

_____. Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomics effects. *IMF Staff Papers*, v. 44, n. 2, p. 210-248, 1997.

BAFFES, J.; SHAN, A. Causality and comovement between taxes and expenditures: historical evidence from Argentina, Brazil, and México. *Journal of Development Economics*, v. 44, n. 2, 311-331, 1994.

BAGHESTANI, H.; MCNOWN, R. Do revenues or expenditures respond to budgetary disequilibria? *Southern Economic Journal*, v. 60, p. 311-322, 1994.

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

_____. On the determination of public debt. *Journal of Political Economy*, v. 87, n. 5, p. 940-971, 1979.

BOHN, H. Budget balance through revenue or spending adjustments? Some historical evidence for the United States. *Journal of Monetary Economics*, v. 27, n. 3, p. 333-359, 1991.

BUCHANAN, J.; WAGNER, R. *Democracy in deficit: the political legacy of Lord Keynes*. New York: Academic Press, 1977.

_____. Dialogues concerning fiscal religion. *Journal of Monetary Economics*, v. 4, n. 3, p. 627-636, 1978.

CHANG, T.; HO, Y-H. Tax or spend, what causes what: Taiwan's experience. *International Journal of Business and Economics*, v. 1. n. 2, p. 157-165, 2002.

CHENG, B. S. Causality between Taxes and Expenditures: Evidence from Latin American Countries. *Journal of Economics and Finance*, v. 23, n. 2, p. 184-192, 1999.

CYSNE, R. P.; SOBREIRA, R. *Ajustes fiscais: experiências recentes de países selecionados*. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2007.

DARRAT, A. F. Tax and spend, or spend and tax? An inquiry into the Turkish budgetary process. *Southern Economic Journal*, v. 64, n. 4, p. 940-956, 1998.

DICKEY, D. A.; FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p.1057-1072, 1981.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, v. 64, n. 4, p.813-836, 1996.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

ENGLE, R. F.; YOO S. Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, v. 35, n. 1, p. 143-159, 1987.

FRIEDMAN, M. The limitations of tax limitation. *Policy Review*, v. 5, n. 78, p. 7-14, 1978.

_____. *Supply-side polices: where do we go from here in supply-side economics in the 1980s: Conference proceedings*. Westport, CT: Quorum Books, 1982.

GIAMBIAGI, F. 18 anos de política fiscal no Brasil: 1991/2008. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 12, n. 4, p. 535-580, out./dez. 2008.

GIAVAZZI, F.; PAGANO, M. Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small european countries. In: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Org.). *NBER Macroeconomics Annual 1990*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1990.

_____. Non-keynesian effects of fiscal policy changes: international evidence and the Swedish experience. *Swedish Economic Policy Review*, v. 3, n. 1, p. 67-103, 1996.

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

HOLTZ-EAKIN, D. H.; NEWHEY, W.; ROSEN, H. The revenues-expenditures nexus: evidence from local government data. *International Economic Review*, v. 30, n. 2, p 415-429, 1989.

HOOVER, K.; SHEFFRIN, S. Causation, spending, and taxes: sand in the sandbox or tax collector for the welfare state? *American Economic Review*, v. 82. n. 1, p. 225-248, 1992.

ISSLER, J. V.; LIMA, L. R. Como se equilibra o orçamento do governo no Brasil: aumento de receitas ou corte de gastos? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 27, n. 3, p. 519-540, 1997.

_____. Public Debt Sustainability and Endogenous Seigniorage in Brazil: Time Series Evidence from 1947-92. *Journal of Development Economics*, USA, v. 62, n. 1, p. 131-147, 2000.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis test of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v. 59, n. 6, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications for the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

MELTZER, A.; RICHARD, S. A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, v. 89, n. 5, p. 914-927, 1981.

MILLER, S. M.; RUSSEK, F. S. Co-integration and error-correction models: the temporal causality between government taxes and spending. *Southern Economic Journal*, v. 57, n. 1, p.221-229, 1990.

MUSGRAVE, R. Principles of budget determination. In *Public Finance: Selected Readings*, edited by H. Cameron and W. Henderson. New York: Random House, p. 15-27, 1966.

NARAYAN, P. K.; NARAYAN, S. Government revenue and government expenditure nexus: evidence from developing countries. *Applied Economics*, v. 38, n. 3, p. 285-291, 2006.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PASTORE, A. C. Déficit público, a sustentabilidade do crescimento das dívidas interna e externa, senhoriagem e inflação: uma análise do regime monetário brasileiro. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 177-234, 1995.

PEACOCK, A. T; WISEMAN, J. Approaches to the analysis of government expenditure growth. *Public Finance Quarterly*, v. 7, n. 1, p. 3-23, 1979.

PEROTTI, R. Fiscal policy in good times and bad. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 114, n. 4, p. 1399-1436, 1999.

PERRON, P.; QU, Z. A Simple Modification to Improve the Finite Sample Properties of Ng and Perron's Unit Root Tests. *Economics Letters*, v. 94, n. 1, p. 12-19, 2007.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n.2, p. 335-346, 1988.

RAMOS, A. P. A política fiscal do plano real e o ajuste fiscal para 1999/2001. *Revista de economia política*, v. 21, n. 4 (84), p. 46-62, out./dez. 2001.

ROCHA, F.; PICCHETTI, P. Fiscal adjustment in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, n. 1, p. 239-252, jan./mar. 2003.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, v. 71, n.3, p. 559-607, 1984.

VON FURSTENBERG, G. M.; GREEN, J.; JEONG, J-H. Tax and spend, or spend and tax? *The Review of Economics and Statistics*, v. 68, n. 2, p. 179-188, 1986.

Tabela 7 - Modelo VEC

Vetor de Cointegração		Equação Cointegrante			
g_{t-1}		1,0000			
		-1,0434			
t_{t-1}		[-10,25*]			
		0,1749			
div_{t-1}		[2,74*]			
		-0,04			
y_{t-1}		[-0,2014]			
C		-1,4222			
Variável Independente	Variável Dependente				
	(Δg_t)	(Δt_t)	(Δdiv_t)	(Δy_t)	
MCE_{t-1}	-0,35 [-2,78*]	0,42 [2,62*]	0,28 [4,46*]	0,02 [0,33]	
(Δg_{t-1})	-0,45 [-3,71*]	-0,38 [-2,52*]	-0,31 [-5,07*]	0,01 [0,21]	
(Δg_{t-2})	-0,17 [-1,42]	-0,13 [-0,85]	-0,09 [-1,59]	0,04 [0,79]	
(Δg_{t-3})	-0,03 [-0,34]	-0,12 [-1,12]	-0,00 [0,05]	0,06 [1,73]	
(Δt_{t-1})	-0,19 [-1,52]	-0,37 [-2,37*]	0,24 [3,84*]	0,00 [0,02]	
(Δt_{t-2})	-0,08 [-0,87]	-0,35 [-2,83*]	0,18 [3,73*]	-0,02 [-0,40]	
(Δt_{t-3})	0,16 [2,16*]	-0,11 [-1,26]	0,07 [1,98*]	0,00 [0,17]	
(Δdiv_{t-1})	0,35 [1,95]	0,20 [0,91]	-0,13 [-1,47]	0,00 [0,05]	
(Δdiv_{t-2})	0,18 [1,08]	0,32 [1,47]	-0,12 [-1,37]	0,10 [1,44]	
(Δdiv_{t-3})	-0,06 [-0,40]	-0,25 [-1,26]	-0,07 [-0,96]	-0,08 [-1,27]	
(Δy_{t-1})	0,31 [1,43]	0,06 [0,21]	-0,02 [-0,23]	-0,13 [-1,52]	
(Δy_{t-2})	0,19 [0,23]	-0,001 [-0,005]	-0,04 [-0,37]	-0,08 [-1,02]	
(Δy_{t-3})	0,23 [1,13]	0,90 [3,48*]	0,04 [0,44]	0,11 [1,39]	
Constante	0,00 [0,71]	0,00 [1,12]	0,00 [1,73]	0,00 [0,67]	
R ² Ajustado	0,40	0,46	0,16	0,02	
F	8,70	10,72	3,22	1,26	

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Os termos entre colchetes representam as estatísticas *t*. Os termos entre parênteses são os erros padrão. Os demais valores são os coeficientes estimados das diferenças defasadas e do termo de correção de erros. (*) representa significância ao nível de 5% segundo o teste *t*.

Tabela 8 - Modelos ADL

Modelos ADL	Estatísticas
$\Delta g_t = 0,004 - 0,12 \hat{e}_{gt,t-1} - 0,55 \Delta g_{t-1} - 0,23 \Delta g_{t-2} + 0,02 \Delta t_{t-1} + 0,05 \Delta t_{t-2} + 0,23 \Delta t_{t-3} + \varepsilon_{gt}$ <p>(0,3839) (0,1342) (0,0000) (0,0067) (0,7364) (0,4687) (0,0003)</p>	$\bar{R}^2 = 0,38$ $F = 16,36$ (0,0000)
$\Delta t_t = 0,01 - 0,30 \hat{e}_{tg,t-1} - 0,49 \Delta t_{t-1} - 0,46 \Delta t_{t-2} - 0,13 \Delta t_{t-3} - 0,22 \Delta g_{t-1} - 0,02 \Delta g_{t-2} + \varepsilon_{tt}$ <p>(0,1714) (0,0047) (0,0000) (0,0000) (0,1178) (0,0637) (0,8338)</p>	$\bar{R}^2 = 0,40$ $F = 19,62$ (0,0000)
$\Delta t_t = 0,01 - 0,15 \hat{e}_{ty,t-1} - 0,61 \Delta t_{t-1} - 0,53 \Delta t_{t-2} - 0,16 \Delta t_{t-1} - 0,18 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_{tt}$ <p>(0,1769) (0,0120) (0,0000) (0,0000) (0,0393) (0,5328)</p>	$\bar{R}^2 = 0,39$ $F = 17,09$ (0,0000)
$\Delta y_t = 0,001 - 0,04 \hat{e}_{yt,t-1} - 0,11 \Delta y_{t-1} - 0,05 \Delta y_{t-2} + 0,16 \Delta y_{t-3} - 0,003 \Delta t_{t-1} + \varepsilon_{yt}$ <p>(0,4154) (0,2409) (0,2265) (0,5362) (0,0387) (0,8940)</p>	$\bar{R}^2 = 0,03$ $F = 1,91$ (0,0950)
$\Delta g_t = 0,005 - 0,11 \hat{e}_{gy,t-1} - 0,60 \Delta g_{t-1} - 0,28 \Delta g_{t-2} + 0,03 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_{gt}$ <p>(0,1972) (0,1282) (0,0000) (0,0007) (0,8643)</p>	$\bar{R}^2 = 0,32$ $F = 18,63$ (0,0000)
$\Delta y_t = 0,001 - 0,14 \hat{e}_{yg,t-1} - 0,06 \Delta y_{t-1} - 0,02 \Delta y_{t-2} + 0,18 \Delta y_{t-3} - 0,02 \Delta g_{t-1} + \varepsilon_{yt}$ <p>(0,4275) (0,0068) (0,4737) (0,7555) (0,0186) (0,4269)</p>	$\bar{R}^2 = 0,07$ $F = 3,23$ (0,0086)
$\Delta div_t = 0,003 + 0,05 \Delta div_{t-1} - 0,01 \Delta div_{t-2} - 0,12 \Delta g_{t-1} + 0,01 \Delta g_{t-2} + \varepsilon_{gt}$ <p>(0,1359) (0,5513) (0,8515) (0,0020) (0,6882)</p>	$\bar{R}^2 = 0,07$ $F = 3,93$ (0,0046)
$\Delta g_t = 0,005 - 0,67 \Delta g_{t-1} - 0,30 \Delta g_{t-2} + 0,19 \Delta div_{t-1} + 0,07 \Delta div_{t-2} + \varepsilon_{gt}$ <p>(0,2652) (0,0000) (0,0006) (0,2581) (0,6605)</p>	$\bar{R}^2 = 0,32$ $F = 18,21$ (0,0000)
$\Delta div_t = 0,003 + 0,02 \Delta div_{t-1} + 0,01 \Delta div_{t-2} + 0,06 \Delta div_{t-3} + 0,11 \Delta div_{t-4} - 0,04 \Delta t_{t-1} - 0,06 \Delta t_{t-2} - 0,10 \Delta t_{t-3} - 0,14 \Delta t_{t-4} + \varepsilon_{divt}$ <p>(0,1145) (0,8238) (0,9000) (0,4715) (0,1832) (0,2841) (0,1695) (0,0148) (0,0000)</p>	$\bar{R}^2 = 0,07$ $F = 2,55$ (0,0125)
$\Delta t_t = 0,01 - 0,78 \Delta t_{t-1} - 0,67 \Delta t_{t-2} - 0,28 \Delta t_{t-3} - 0,12 \Delta t_{t-4} + 0,41 \Delta div_{t-1} + 0,56 \Delta div_{t-2} - 0,11 \Delta div_{t-3} - 0,17 \Delta div_{t-4} + \varepsilon_{tt}$ <p>(0,2938) (0,0000) (0,0000) (0,0081) (0,1478) (0,0422) (0,0069) (0,6032) (0,4117)</p>	$\bar{R}^2 = 0,41$ $F = 13,59$ (0,0000)
$\Delta y_t = 0,002 - 0,20 \Delta y_{t-1} - \dots - 0,02 \Delta y_{t-14} + 0,06 \Delta div_{t-1} - \dots - 0,20 \Delta div_{t-14} + \varepsilon_{yt}$ <p>(0,1732) (0,0362) (0,7898) (0,2666) (0,0019)</p>	$\bar{R}^2 = 0,12$ $F = 1,68$ (0,0311)
$\Delta div_t = 0,002 - 0,06 \Delta div_{t-1} - \dots - 0,05 \Delta y_{t-1} - \dots - 0,03 \Delta y_{t-14} + \varepsilon_{divt}$ <p>(0,4217) (0,5625) (0,7335) (0,8536)</p>	$\bar{R}^2 = -0,15$ $F = 0,37$ (0,9979)

Fonte: Elaborada pelo autor.

Nota: Os termos entre parênteses representam os *valores-p* ou probabilidades. Observe que os valores correntes são omitidos das estimações para manter a estrita conformidade com o conceito de causalidade de Granger (isto é, o passado pode causar o futuro, mas o futuro não pode causar o passado).

Recebido em: 08/02/2010.

Aceito em: 15/03/2011.