

GASTO PÚBLICO E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TESTANDO A HIPÓTESE DA LEI DE WAGNER À ECONOMIA BRASILEIRA (1996-2016)

Reisoli Bender Filho¹

Foi examinada a relação entre o gasto público e o crescimento econômico na economia brasileira nas últimas duas décadas (1996-2016), as quais foram marcadas por constantes rupturas político-econômicas, de origem tanto interna como externa. À dinâmica desta relação, teoricamente interpretada como Lei de Wagner, encontram-se vinculadas diversas formulações, sendo aqui tratadas três delas: Peacock e Wiseman (1961), Gupta (1967) e Goffman (1968). Os resultados de tais formulações não permitem ratificar a hipótese proposta pela Lei de Wagner, apesar da evidente expansão dos gastos públicos nas décadas recentes, resultado que sugere que a parcela do gasto público na renda se manteve no longo prazo. De outro modo, no curto prazo, a elasticidade do gasto público indica que mudanças transitórias incrementaram o tamanho das despesas governamentais em relação ao crescimento da renda agregada, condicionando com isso a dinâmica dos gastos públicos.

Palavras-chave: gasto público; Lei de Wagner; economia brasileira.

PUBLIC EXPENDITURE AND ECONOMIC GROWTH: TESTING WAGNER'S LAW HYPOTHESIS TO THE BRAZILIAN ECONOMIC (1996-2016)

In this paper we examined the relation between the public expenditure and the economic growth in the Brazilian economy in the last two decades (1996-2016), which were marked by political-economic ruptures, both internal and external. Under the dynamic of this relation, theoretically interpreted as Wagner's Law, there are several formulations, being here treated three of them: Peacock and Wiseman (1961), Gupta (1967) and Goffman (1968). The results of all three formulations do not allow to ratify the hypothesis proposed by the Wagner's Law, despite the evident expansion of the public expenditure in the last decades, result that suggests that the share of the public expenditure in income has maintained in the long term. In contrast, in the short term, the elasticity of public expenditure shows that transitory changes increased the size of governmental expenditure in relation to the income growth, conditioning consequently the dynamic of public expenditure.

Keywords: public expenditure; Wagner's Law; Brazilian economy.

EL GASTO PÚBLICO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO: LA HIPÓTESIS DE LA LEY WAGNER APLICADA AL ANÁLISIS DE LA ECONOMÍA BRASILEÑA (1996-2016)

En este trabajo se ha examinado la relación entre el gasto público y el crecimiento económico en la economía de Brasil en las últimas dos décadas (1996-2016), las cuales fueron marcadas por constantes interrupciones políticas y económicas, tanto de origen interna como externa.

1. Professor adjunto do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). *E-mail:* <reisolibender@yahoo.com.br>.

La dinámica de esta relación, teóricamente interpretada como la Ley de Wagner, se puso a prueba utilizando tres formulaciones: Peacock e Wiseman (1961), Gupta (1967) e Goffman (1968). Los resultados de estas formulaciones no ratifican la hipótesis propuesta por la Ley Wagner, a pesar de la evidente expansión del gasto público en las últimas décadas, un resultado que sugiere que la proporción del gasto público en los ingresos se mantuvo en el largo plazo. De lo contrario, en el corto plazo, la elasticidad del gasto público indica que los cambios transitorios aumentaron el tamaño del gasto público en relación con el crecimiento de la renta agregada, lo que afecta la dinámica del gasto público.

Palavras chave: gasto público; Lei de Wagner; economía brasileña.

LES DEPENSES PUBLIQUES ET LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE: L'HYPOTHÈSE DE LA LOI DE WAGNER APPLIQUÉE À L'ANALYSE DE L'ÉCONOMIE BRÉSILIENNE (1996-2016)

Dans cet article on a examiné la relation entre les dépenses publiques et la croissance économique dans l'économie du Brésil au cours des deux dernières décennies (1996-2016), qui ont été marquées par des perturbations politiques et économiques constantes, tant d'origine interne et externe. La dynamique de cette relation, théoriquement interprétées comme la Loi de Wagner, a été testé en utilisant trois formulations: Peacock e Wiseman (1961), Gupta (1967) et Goffman (1968). Les résultats de ces formulations ne ratifient pas la proposition de la Loi de Wagner, malgré l'expansion évidente des dépenses publiques au cours des dernières décennies, un résultat qui suggère que la part des dépenses publiques sur les recettes a resté à long terme. Sinon, à court terme, l'élasticité de la dépense publique indique que des changements transitoires ont augmenté la taille des dépenses publiques par rapport à la croissance du revenu global, ce qui affecte la dynamique des dépenses publiques.

Mots-clés: les dépenses publiques; Lei Wagner; économie brésilienne.

JEL: H50; E01; C31.

1 INTRODUÇÃO

A expansão das despesas públicas constitui-se em fenômeno ainda controverso, principalmente quanto a sua relação com o crescimento econômico, se endógena ao processo de crescimento, ou se instrumento de política fiscal que pode ser utilizada para estimular a atividade econômica. A despeito dessas proposições, as evidências mostram que as despesas públicas em termos globais cresceram continuamente ao longo das últimas décadas (Bağdigen e Çetintaş, 2003; Magazzino, Giolli e Mele, 2015).

Entretanto, a contribuição seminal para esse debate foi estruturalmente proposta por Wagner (1958), quando argumentou que, durante o processo de desenvolvimento econômico, a parcela dos gastos públicos na renda nacional tende a se expandir. A ideia por trás desta relação é que o crescimento dos gastos públicos é consequência natural do crescimento da atividade econômica agregada. Dessa forma, o gasto público apresentar-se-ia como um bem superior, dado que cresce mais que proporcionalmente com a expansão da renda. Estes argumentos fundamentaram a denominada Lei de Wagner, ou lei dos dispêndios públicos crescentes.

As razões para a aceitação dessa proposição seguem diferentes linhas, conforme discute Magazzino (2011), entre elas: *i*) as funções públicas são utilizadas para substituir atividades privadas; e *ii*) quando o desenvolvimento econômico resulta em uma expansão dos gastos em cultura e bem-estar, a intervenção pública deve ser necessária para gerir os monopólios naturais.

Todavia, as evidências empíricas acerca da Lei de Wagner têm encontrado resultados conflitantes, diferindo de país para país (Bağdigen e Çetintaş, 2003; Arpaia e Turrini, 2008; Verma e Arora, 2010; Magazzino, Giolli e Mele, 2015). No caso da economia brasileira, embora o gasto público esteja na linha de frente da argumentação concernente à crise fiscal (Silva e Siqueira, 2014; Almeida Junior, Lisboa e Pessoa, 2015), sua relação com o crescimento econômico encontra-se pouco discutida, não sendo inclusive consensual, devido às suas importantes implicações em termos de política econômica (Gadelha, 2011).

Entre os trabalhos, citam-se o de Moretto (1994), que investigou a relação entre os gastos públicos em educação e a renda; o de Santana, Cavalcanti e Paes (2012), que objetivou encontrar o nível ótimo de gasto público; e o de Silva e Siqueira (2014), que pesquisou se a ilusão fiscal contribui para explicar o forte crescimento do gasto público. Em termos de conclusões, excetuando-se o primeiro dos estudos citados, que encontrou inelasticidade dos gastos públicos, todos sugerem a validação da Lei de Wagner.

Estas diferentes posições encontradas em relação à economia brasileira suscitam novas investigações a respeito da dinâmica do gasto público, em grande medida por este agregado constituir-se em variável de equilíbrio governamental no atual contexto de ajuste fiscal. Deste modo, o problema proposto consiste em investigar como o gasto público se relacionou com o crescimento econômico no Brasil nas duas últimas décadas.

Decorrente desta problemática, buscando evidências estatísticas a respeito da hipótese de Wagner, propôs-se, como objetivo geral, analisar o relacionamento entre o gasto público e o produto agregado na economia brasileira, no período entre 1996 e 2016. Período em que se contrapõem conjunturas econômicas que, se por um lado, apresentou a estabilidade macroeconômica como característica predominante, caso do período pós-estabilização de preços, por outro apresentou um crescente desequilíbrio das contas públicas, puxado, entre outros fatores, pelo crescente gasto público – caso do período posterior à crise econômica internacional de 2007-2008.

Teoricamente, a hipótese formulada por Wagner (1958) pauta-se na condição de bem superior dos gastos governamentais, sendo essa condição tecnicamente confirmada quando o resultado da elasticidade for elástico, o que indica que os gastos públicos respondem mais que proporcionalmente aos movimentos

crescentes da atividade agregada. Esta proposta foi testada empiricamente em relação à economia brasileira no período compreendido entre 1996 e 2016. Para tanto, decorrente dos processos econômicos distintos das duas últimas décadas, a dinâmica gasto público/produto interno bruto (PIB) pode não ter apresentado comportamento estável, de forma que, complementarmente, testou-se a hipótese da ocorrência de mudanças nesse relacionamento a partir de análise de rupturas ou quebras estruturais. Metodologicamente, ambas as hipóteses foram testadas a partir da estimação de modelos econométricos baseados nas formulações propostas por Peacock e Wiseman (1961), Gupta (1967) e Goffman (1968).

A justificativa se pauta no entendimento de que a dinâmica entre o gasto público e o produto agregado é relevante em dois aspectos principais, conforme discutem Arpaia e Turrini (2008). Primeiro, porque melhora o entendimento do longo prazo quanto aos problemas estruturais das finanças públicas; e segundo, devido à necessidade de compreender as questões relevantes para a política em um horizonte de curto a médio prazo. Afora isso, a discussão entre o gasto e o crescimento econômico na economia brasileira ainda se encontra em estágio de desenvolvimento, com resultados divergentes que limitam as conclusões quanto à evolução e aos determinantes, tanto conjunturais quanto estruturais.

Além desta introdução, o artigo está estruturado em outras cinco seções. Na segunda, faz-se uma exposição teórica da Lei de Wagner. Na terceira, apresenta-se a evolução da despesa pública brasileira ao longo das últimas duas décadas. A quarta descreve os dados e a proposta metodológica. E nas duas últimas, quinta e sexta, discutem-se os resultados e delinham-se as conclusões.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Em termos teóricos, a Lei de Wagner (1958) está fundamentada na hipótese de que os bens públicos são bens superiores. Logo, conforme discutido por Verma e Arora (2010) e Magazzino, Giolli e Mele (2015), a parcela da despesa pública é incrementada naturalmente com uma expansão no PIB, com o primeiro agregado expandindo-se mais rapidamente que o segundo. Portanto, a elasticidade das despesas públicas é superior à unidade – em outras palavras, a elasticidade é elástica.

Outro aspecto a ser destacado na proposição de Wagner consiste no horizonte de longo prazo. Sobre isso, Bağdigen e Çetintaş (2003) comentam que a expansão da despesa pública deriva principalmente das consequências do progresso social dos países em desenvolvimento, sendo o progresso resultado de mudanças de longo prazo. Por outro lado, a proposição de Wagner não objetiva qualquer interesse em mudanças de curto prazo, uma vez que qualquer dessas mudanças, como as restrições financeiras, faria com que a despesa pública não fosse derivada do que a lei sugere, mas de causas impermanentes.

Todavia, Bağdigen e Çetintaş (2003) ressaltam que é necessário considerar as implicações da Lei de Wagner para as restrições financeiras que surgem no curto prazo. A razão para isso é que a restrição de recursos pode dificultar a expansão das atividades públicas, fazendo com que sua extensão esteja condicionada pela receita e não pelo contrário, como é mais usual. Porém, no longo prazo, economias em processo de desenvolvimento tenderão a superar tais insuficiências de recursos.

Nessa discussão, Bird (1971) e Magazzino, Giolli e Mele (2015) destacam que Wagner apontou três principais razões para o incremento das despesas governamentais decorrente do crescimento econômico. Primeiro, com o crescimento econômico ocorreria industrialização e modernização, situações que reduziriam o papel do setor público em relação ao privado. Por outro lado, este processo de diminuição levaria a uma maior despesa governamental para regulação o setor privado. Segundo, o aumento na renda real determinaria uma maior demanda por infraestrutura básica, particularmente educação e saúde, caso em que o Estado teria que ofertar mais eficientemente ou em maior quantidade estes bens. Finalmente, para minimizar os efeitos de monopólios naturais e aumentar a eficiência econômica, o que requer elevados recursos, o Estado deveria investir em áreas específicas que não aumentariam continuamente as despesas públicas.

No entanto, embora a sua hipótese tenha sido fundamentada e discutida teoricamente, Wagner não a formulou matematicamente. Assim, diferentes formulações têm sido utilizadas para testar a validade dessa proposição. Bağdigen e Çetintaş (2003) e Verma e Arora (2010) apresentam algumas formas estruturais prevalentes nos estudos acerca da relação entre o gasto público e o crescimento econômico. A primeira delas foi empiricamente investigada por Peacock e Wiseman (1961), a partir de:

$$\ln(GE) = a + b\ln(GDP) \quad (1)$$

em que GE expressa a o gasto público total e GDP o produto interno bruto.

Formulação similar foi testada por Pryor (1969), porém utilizou como variável dependente o consumo do governo, conforme exposto em (2):

$$\ln(GCE) = a + b\ln(GDP) \quad (2)$$

Outra variação foi apresentada por Gupta (1967), a qual testou a proposição de Wagner considerando-se o crescimento populacional, de forma a serem analisadas as relações em termos *per capita*, conforme se encontra em (3):

$$\ln(GE/P) = a + b\ln(GDP/P) \quad (3)$$

Adicionalmente, Goffman (1968) propôs outra forma matemática, conforme apresentado em (4):

$$\ln(GE) = a + b\ln(GDP/P) \quad (4)$$

Além dessas, outras variações da Lei de Wagner foram testadas, como as encontradas em Musgrave (1969) e em Mann (1980), os quais propuseram versões em sentido relativo e não absoluto, segundo interpretação dos modelos anteriores. Assim sendo, além de encontrarem-se distintas formulações, são utilizadas diferentes variáveis; todavia, a hipótese formulada por Wagner (1958) será confirmada desde que o coeficiente b apresente resultado superior à unidade (elasticidade elástica), confirmando a condição de bem superior dos gastos governamentais.

Embora largamente discutida na literatura, tanto teoricamente quanto empiricamente, ainda não há consenso sobre a dinâmica da relação gasto público/atividade agregada, como também se ela mantém-se estável em conjunturas econômicas distintas. Tais discussões encontram-se tangencialmente tratadas para a economia brasileira e, portanto, constituem-se na linha principal deste trabalho, seja pela validade da lei dos dispêndios públicos crescentes ou pela utilização de diferentes formulações teóricas.

Cabe também destacar que as evidências recentes quanto à economia brasileira seguem linha distinta relativamente à discussão do comportamento dos gastos públicos, seja em termos teóricos ou empíricos. Em relação à fundamentação teórica, não analisam especificamente a validade da hipótese proposta por Wagner, enquanto empiricamente fazem uso de metodologias voltadas à análise de alterações da carga tributária sobre os investimentos públicos, a partir da modelagem de equilíbrio geral (caso de Santana, Cavalcanti e Paes, 2012) e focada em aspectos de natureza política, baseada no modelo do eleitor mediado (caso de Silva e Siqueira, 2014).

3 GASTO PÚBLICO NO BRASIL: ALGUNS FATOS ESTILIZADOS

A magnitude do gasto público é uma das formas aplicadas de medir o tamanho do governo na economia (Bağdigen e Çetintaş, 2003). Esta definição ganha importância na economia brasileira, na qual o Estado exerceu durante muito tempo o papel de agente produtor responsável não só pelos serviços públicos, mas também pela produção de setores-chaves para o desenvolvimento do país, conforme ressaltam Santana, Cavalcanti e Paes (2012). Decorrente deste propósito, faz-se importante examinar a evolução do gasto, não somente em termos absolutos, mas também como proporção da atividade econômica. Estas relações são apresentadas nos gráficos 1 e 2.

Ao longo dos últimos vinte anos, a atividade econômica (produto agregado) e o gasto público evoluíram de forma crescente e muito próxima, em termos absolutos, o que demonstra que, a longo prazo, tais variáveis tendem a seguir trajetória equilibrada. Desta dinâmica, os períodos de 2000-2002, 2008-2009

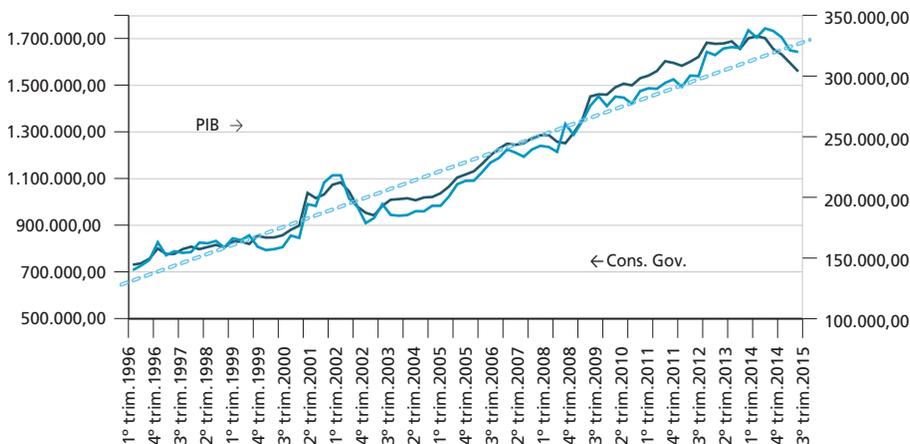
e 2013-2016 distanciaram-se da tendência observada (linha pontilhada), o que decorreu de conjunturas econômicas e/ou políticas distintas, de natureza tanto interna como externa.

Comum a estes períodos está o fato de os gastos públicos superarem a atividade econômica, considerando-se a magnitude das mudanças, relação oposta à observada ao longo do restante do período (ou da relação natural). Disto, destacam-se dois pontos: *i*) os gastos públicos tendem a crescer de forma mais acelerada em momentos de crises e/ou desequilíbrios, como também tendem a ser mais rígidos para baixo em diferentes conjunturas; e *ii*) a atividade econômica mostra-se mais suscetível a mudanças econômicas e políticas, absorvendo mais rapidamente tais efeitos.

GRÁFICO 1

Comportamento do gasto público e do produto interno bruto (PIB) trimestral dessazonalizado (1996-2016)

(Em R\$ milhões)



Elaboração do autor.

Considerando-se o período pós-estabilização, iniciado em 1994, o país tem enfrentado crises econômicas eventuais, como em 1999 e 2003. A primeira, decorrente tanto de problemas externos quanto internos, que exigiu mudanças drásticas em termos de política cambial e monetária; ao passo que a segunda, de carácter inerentemente doméstico, originou-se na incerteza em torno da política econômica a ser adotada pelo novo governo (Giambiagi *et al.*, 2011). Em ambas as situações, o gasto público refletiu tais instabilidades, geralmente com trajetória crescente, de forma que, nas duas situações, após um ajuste relativamente curto, a atividade econômica retomou uma trajetória de crescimento, conforme discutido em Almeida Junior, Lisboa e Pessoa (2015).

Exceção desses anos ocorreu em 2001, quando a recuperação foi precocemente interrompida pela crise da energia. Todavia, essa descontinuidade resultou, segundo Giambiagi *et al.* (2011), de uma combinação de eventos, incluindo-se, além da própria crise energética, o contágio argentino e os atentados terroristas, os quais afetaram a disponibilidade de capitais e as relações comerciais internacionais. Neste cenário, a relação gasto público/PIB elevou-se sistematicamente por três a quatro trimestres, atingindo no final de 2001/início de 2002 proporções próximas de 20,5%.

Transcorridos quase cinco anos de estabilidade econômica, o ano de 2007 estabeleceu nova ruptura econômica. Naquele momento, a economia brasileira – em grande parte sustentada pela expansão das exportações de *commodities* – caminhava para níveis de renda elevados, reduzindo a diferença em relação aos países desenvolvidos, com fundamentos macroeconômicos consistentes, associados a um cenário econômico externo favorável.

A crise financeira originada no mercado imobiliário norte-americano (ou crise do *subprime*) determinou novos contornos para as economias internacionalmente, as quais passaram a enfrentar restrições de comércio e de capitais. Como forma de atenuar tais efeitos sobre os mercados domésticos, os governos iniciaram políticas expansionistas, denominadas anticíclicas, caso do Brasil, que se utilizou de medidas fiscais (isenções fiscais e concessão de subsídios e benefícios públicos) e monetárias (expansão do crédito e da liquidez). O resultado desta política foi imediato, com as medidas contribuindo para o aumento do consumo e, conseqüentemente, para a manutenção da renda, de forma que a atividade econômica, já nos períodos seguintes apresentou resultados positivos, diferentemente da maioria das economias globais, cujo processo de recuperação foi mais lento.

Entretanto, por outro lado, já no primeiro semestre de 2009, começaram a surgir críticas às políticas anticíclicas decorrentes das conseqüências prejudiciais sobre o equilíbrio fiscal. Sobre isso, Gadelha (2011) enfatiza que há um consenso de que a adoção de uma política fiscal anticíclica baseada na expansão dos gastos como reação à atual crise financeira internacional tem o seu limite imposto pelo seu impacto sobre o crescimento de longo prazo, assim como apresenta o risco de renascerem dúvidas quanto à sustentabilidade fiscal de países com dívida e *deficit* públicos elevados. Dessa forma, é relevante questionar em que condições os benefícios de curto prazo de uma política fiscal expansionista de combate à desaceleração econômica contribuirão para o crescimento de longo prazo da economia brasileira.

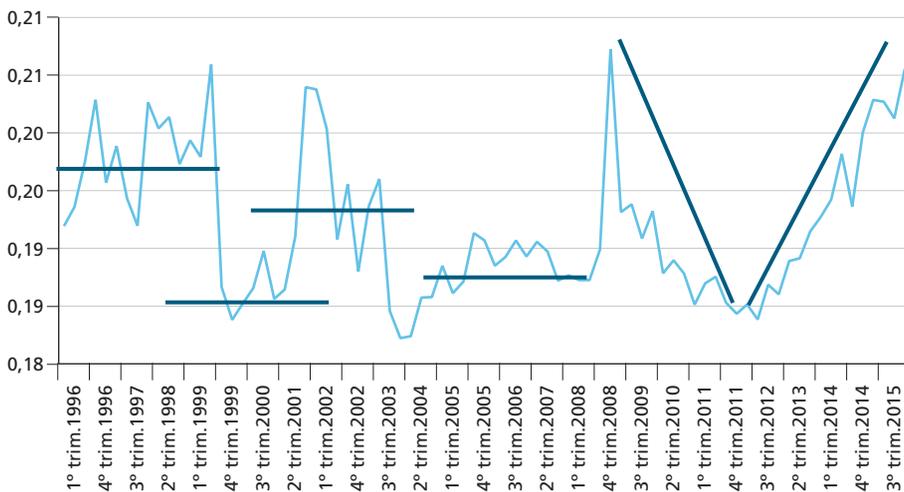
Assunção (2011) destaca que este tipo de política estimula a atividade econômica no curto prazo, porém o mesmo não ocorre no longo prazo, quando pode gerar efeitos sobre a sustentabilidade fiscal. Essas discussões têm sido bastante profícuas, sendo que estudos sobre a política macroeconômica, após o arrefecimento da crise global, mostram uma ruptura com a referida política anticíclica.

Nesta mesma linha, Cagnin *et al.* (2013) complementam, ressaltando que somente ao final de 2011, após o aprofundamento da deterioração dos fundamentos macroeconômicos, foram adotadas novas medidas expansionistas, mais brandas e que surtiram pouco efeito sobre a crise que então se instalara. Assim, à medida que os fundamentos macroeconômicos se deterioravam, os efeitos ganhavam amplitude, entre eles destacando-se o agravamento do desequilíbrio fiscal e o aumento da taxa de inflação. Ainda, Farhi (2012) aponta os desequilíbrios fiscais e os estoques de dívida pública, os quais podem atuar em uma dinâmica perversa em que as expectativas privadas e a supremacia dos mercados transformaram uma crise financeira privada em uma crise financeira pública.

Por fim, o terceiro período (2012-2016) diferencia-se totalmente dos demais, tanto em termos de causas como em consequências. Estes quatro últimos anos mostram nova dinâmica da relação, com os gastos públicos como proporção do PIB elevando-se substancialmente, superando os 20,5% – a maior proporção encontrada para o período analisado. Resultado em linha com o exposto por Guardia (2016), quando esse autor afirma que, naqueles quatro anos, a despesa pública como proporção do PIB cresceu mais do que nos doze anos anteriores. Neste ínterim, alguns fatos devem ser ressaltados, como o processo de eleição presidencial, que comumente determina instabilidades, associado aos seguidos escândalos de corrupção envolvendo empresas públicas e privadas, e ao *impeachment* presidencial.

GRÁFICO 2

Razão gasto público/PIB dessazonalizada, entre o primeiro trimestre de 1996 e o primeiro trimestre de 2016
(Em %)



Elaboração do autor.

Paralelamente, e em velocidade acelerada, observa-se o agravamento da situação das contas públicas, que se constitui no estopim da mais recente crise, ao acirrar o desequilíbrio entre despesas e receitas fiscais. Nestes últimos quatro anos, a receita recorrente cresceu 1,5% ao ano (a.a.), aproximadamente o crescimento verificado para o PIB, enquanto a despesa manteve crescimento de 5,4%, sendo inclusive superior à inflação. Afonso e Lukic (2016) explicam este crescimento a partir do intenso processo de desoneração tributária, iniciado em 2010, que resultou na expansão dos gastos tributários. Sobre isso, Almeida Junior, Lisboa e Pessoa (2015) comentam que a normalização do crescimento da receita, simultaneamente com a manutenção do crescimento acelerado da despesa, resultou no grave desequilíbrio das contas públicas.

Em suma, a relação gasto público/PIB apresentou trajetória peculiar nas últimas duas décadas, tanto o primeiro íterim (2000-2002) quanto o segundo (2008-2009) evidenciando intercorrências de crises econômicas internacionais com efeitos internos. Por sua vez, o período recente tem apresentado características notadamente distintas, decorrentes de problemas políticos e institucionais que fragilizam cada vez mais a capacidade efetiva de medidas econômicas gerarem condições de recuperação.

4 METODOLOGIA E DADOS

A metodologia proposta à análise da relação entre gasto público e crescimento econômico na economia brasileira envolveu três etapas. A primeira consistiu na aplicação de testes de estacionariedade das séries, considerando as especificações com e sem quebras estruturais; a segunda compreendeu a aplicação do teste de cointegração; e a terceira consistiu na estimação da modelagem do Vetor de Correção de Erros (VCE).

Inicialmente, para se obter adequadamente o processo de geração das séries, utilizou-se um conjunto de testes de estacionariedade, tanto lineares quanto com quebras estruturais. Foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MZ_{α}^{GLS}), propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), os quais suplantam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988), Kwiatowski *et al.* (1992).

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

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística ADF^{GLS} como sendo a estatística t para testar a hipótese nula $H_0: \beta_0 = 0$, de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_0 < 0$, de que a série é estacionária (Bueno, 2008). A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (5)$$

Em (5), \tilde{y}_t define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados, Δ o operador de primeiras diferenças e e_{tk} o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à 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 importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a serem minimizadas as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação em (5). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de se evitarem distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste ADF^{GLS} usa a estatística t OLS correspondente a β_0 na referida equação.

Nessa mesma linha de discussão, Ng e Perron (2001) sugeriram que as modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$. Particularmente, as versões modificadas definem os testes $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$, \overline{MSB} e \overline{MZ}_t^{GLS} , os quais baseiam-se em:

$$\overline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d))^{-1} \quad (6)$$

$$\overline{MSB} = (T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^d / \hat{\lambda}^2)^{1/2} \quad (7)$$

$$\overline{MZ}_t^{GLS} = \overline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \overline{MSB} \quad (8)$$

A partir destas expressões, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de Augmented Dickey e Fuller e Phillips-Perron.

Contudo, mesmo os testes modificados ADF^{GLS} e \overline{MZ}_a^{GLS} , \overline{MSB} e \overline{MZ}_t^{GLS} possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. O trabalho de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias, ao mostrar que um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural.

Para tanto, Perron (1989) considerou inicialmente três modelos de quebra estrutural. O modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o modelo C, que é conhecido como o modelo *growth path*, inclui mudança de um período em ambos (nível e tendência).

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja τ o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série y_t segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período $t = \tau + 1$, contra a hipótese alternativa de que y_t é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo C considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Em (9), a variável *dummy* de impulso $D_P = 1$ se $t = \tau + 1$ e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível $D_L = 1$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência $D_T = t - \tau$ se $t > \tau$ e zero, caso contrário; a_0 é o intercepto; a_2 é o coeficiente da tendência determinística t ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico, $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$; k é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens. μ_1, μ_2, μ_3 e β são parâmetros a serem estimados.² Os resíduos obtidos na equação em (9) são usados para estimar a equação por meio de mínimos quadrados ordinários:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de a_1 é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de a_1 dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por $\lambda = \tau/T$, em que T é o número total de observações. Assim sendo, o termo λ determina a fração de quebra no teste de Perron (1989), representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutural, em relação ao número total de observações.

2. A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (10): $a_1 = 1, \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0$ e $a_2 = \mu_3 = 0$, ao passo que a hipótese alternativa, tem-se: $|a_1| < 1, a_2 \neq 0, \mu_2 \neq 0, \mu_3 \neq 0$ e $\mu_1 = 0$. Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a equação em (10) na forma do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), com seleção apropriada de defasagens para se corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), em que se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ($p_{\text{máximo}}$), as quais vão sendo eliminadas uma a uma caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, mais recentemente, a hipótese de Perron (1989), de quebra estrutural conhecida *a priori*, foi alterada pelo entendimento de que o ponto de quebra estrutural decorre de um procedimento endógeno. Nesse contexto, Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também por meio de uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral $f_t(\theta)' \gamma$, é acrescentada ao termo determinístico μ_t do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão em (11):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (11)$$

Na expressão, θ e γ são parâmetros escalares desconhecidos, t é uma tendência temporal e v_t são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função $f_t(\theta)' \gamma$ pode ser: *i*) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b (*shift dummy*); *ii*) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período T_b (*exponencial shift*); *iii*) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF 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, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

Sintetizando, à existência de raiz unitária sem quebra estrutural foram aplicados os testes ADF^{GLS} e \overline{MZ}_a^{GLS} e \overline{MZ}_t^{GLS} , conforme proposto por Ng e Perron (2001), enquanto para os testes de raiz unitária com quebra estrutural foram aplicados os testes de raízes unitárias com quebra estrutural determinadas exogenamente (Perron, 1989) e endogenamente (Lanne, Saikkonen e Lutkepohl, 2002, 2003; Saikkonen e Lutkepohl, 2002).

Após a definição das propriedades das séries, estimaram-se os testes de cointegração (segunda etapa). No caso de as séries temporais serem não estacionárias em nível, então elas são ditas cointegradas se alguma combinação linear das variáveis não estacionárias fornecer uma série estacionária em nível, relacionamento conhecido como equilíbrio de longo prazo. Enders (2010) complementa que, sendo as variáveis cointegradas, suas trajetórias são influenciadas por qualquer desvio do equilíbrio de longo prazo. Logo, se o sistema retornar ao equilíbrio de longo prazo, os movimentos de ao menos alguma das variáveis devem responder à magnitude dos desequilíbrios.

A partir desta definição, e sendo as variáveis integradas de mesma ordem, pode-se utilizar a representação formal proposta por Engle e Granger (1987) para analisar o relacionamento de longo prazo entre um conjunto de séries econômicas – processo que é obtido pela estimação de um modelo de correção de erros (ECM). Formalmente, a representação de Engle e Granger (1987), baseada na regressão de cointegração, parte da estimação de um modelo em nível, seguido da obtenção dos resíduos, ε_t , os quais são inseridos na equação em diferença com uma defasagem, conforme as equações (12) e (13).

$$Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_t + \sum_{i=1}^n \gamma_{i+1} X_{t-i} + e_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta X_t + \sum_{i=1}^n \gamma_{i+1} \Delta X_{t-i} + \Pi_{t-1} + e_t \quad (13)$$

Em (12), Π_{t-1} representa o coeficiente da velocidade de ajustamento (*speed-of-adjustment*) ou o termo de correção de erro (ECM).

Considerando-se a formulação de Engle e Granger (1987), o relacionamento de longo prazo entre o gasto público e o crescimento econômico na economia brasileira seguiu o modelo empírico definido em (14).

$$LGP_t = \rho_1 + \gamma_2 LGDP_t + \gamma_3 D_{2003} + \gamma_4 DI_{2003} + e_t \quad (14)$$

Por sua vez, o modelo de correção de erro (VEC) seguiu a forma em (15):

$$\Delta LGP_t = \varphi_1 + \delta_2 \Delta LGDP_t + \delta_3 D_{2003} + \delta_4 DI_{2003} + \delta_5 \Pi_{t-1} + e_t \quad (15)$$

Nesse modelo, GP representa o gasto público e GDP indica o crescimento econômico (ou a atividade agregada).

Adicionalmente, considerando-se que o período analisado apresentou trajetória com importantes instabilidades, as quais decorreram de conjunturas econômicas e políticas distintas, tanto internas quanto externas, buscaram-se evidências de mudanças estruturais na relação gasto público/PIB na economia brasileira. Para isso, foram introduzidas variáveis *dummies*.

Quanto aos dados, para a variável gasto público, foram utilizadas duas medidas: as despesas totais do governo (*GPT*) e as despesas de consumo da administração pública (*CG*); para o produto agregado, utilizou-se o PIB a preços de mercado (*GDP*). Ambas as variáveis possuem periodicidade trimestral, estão em milhões de reais e compreendem o período de 1996 ao primeiro trimestre de 2016, tendo como fonte as contas nacionais disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Economia e Estatística (IBGE). No que tange à variável população, considerou-se a estimativa anual, disponibilizada pelo IBGE, a qual também foi considerada para o cálculo dos valores *per capita*, sendo que foi mantido constante o quantitativo populacional anual para a obtenção dos valores *per capita* trimestrais. E para eliminar o efeito inflacionário, os dados foram atualizados pelo IPCA, tendo primeiro como base julho de 2016 (IBGE, 2016).

Todavia, antes de se explorar propriamente a relação entre o produto agregado e o gasto público, faz-se importante estabelecer que a variável correspondente aos gastos públicos apresenta várias definições e categorias, sendo que os estudos sobre a temática fazem uso de diversas medidas, conforme já discutido por Arpaia e Turrini (2008). A partir disso, tem-se que as dinâmicas das diferentes categorias de despesa são naturalmente explicadas por diferentes determinantes, de forma que a relação analisada, em parte, pode estar condicionada pela escolha das medidas de gasto. Considerando-se tais aspectos, optou-se pelas medidas *GPT* e *CG*, dado que estas: *i*) contemplam a totalidade dos gastos públicos, correspondente ao resultado ampliado das despesas, incluindo todas as formas de dispêndio; e *ii*) correspondem ao valor específico das despesas efetuadas em serviços individuais e coletivos.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As séries usadas para a obtenção das estimativas foram, inicialmente, ajustadas sazonalmente pelo método Census X-13. Em seguida, foram empregados os testes de estacionariedade, considerando processos de geração de dados lineares – testes modificados de Dickey-Fuller (ADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (\overline{MZ}_a^{GLS} e \overline{MZ}_t^{GLS}) – e contendo quebras estruturais, para se determinar a existência de raiz unitária. Os resultados de ambos os testes encontram-se nas tabelas 1 e 3.

TABELA 1
Resultados dos testes de estacionariedade, sem quebra estrutural

	Nível			Diferença		
	ADF^{GLS}	\overline{MZ}_a^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	ADF^{GLS}	\overline{MZ}_a^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}
GPT	-2.7751	-13.7182	-2.6152	-3.1204**	2.7263	4.7487***
CG	-2.4259	-10.2926	-2.2618	-10.2738***	-25.6603***	-3.5781***
GDP	-2.0411	-5.4695	-1.4860	-6.9195***	-12.7496	-2.4497
CG/P	-2.6121	-9.5621	-2.1715	-10.4786***	-25.3838***	-3.5596***
GDP/P	-1.6398	-6.2459	-1.5765	-7.4670***	-12.2082	-2.4054

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração do autor.

Obs.: ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Quanto ao teste de Elliot, Rottemberg e Stock (1996), considerou-se a estimação a partir do método de mínimos quadrados ordinários, com constante e tendência, definido pelo critério de informação de Schwarz (Schwarz Information Criterion – SIC). Por seu turno, os testes de Phillips-Perron (\overline{MZ}_a^{GLS} e \overline{MZ}_t^{GLS}) foram estimados usando-se como janela ótima espectral o GLS-*detrended* AR com constante e tendência, definido pelo critério Akaike modificado (MAIC).

Os resultados dos testes indicaram que as séries analisadas apresentam raiz unitária em nível, pela não rejeição da hipótese nula. Entretanto, quando aplicados os testes em diferença, todas as séries foram estacionárias aos níveis de significância de 1% e 5%, quando considerado o teste ADF^{GLS} . Diferentemente, os resultados dos testes \overline{MZ}_a^{GLS} e \overline{MZ}_t^{GLS} foram, de certa forma, divergentes entre si quanto à definição de raiz unitária. Apesar desta indefinição, para as variáveis *GPT*, *CG* e *CG/P*, encontraram-se resultados de estacionariedade, enquanto para *GDP* e *GDP/P* os resultados não permitiram a rejeição da hipótese nula.

TABELA 2
Valores críticos

(%)	Nível			Diferença		
	ADF^{GLS}	\overline{MZ}_a^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}	ADF^{GLS}	\overline{MZ}_a^{GLS}	\overline{MZ}_t^{GLS}
1	-3.659800	-23.8000	-3.42000	-3.659800	-23.8000	-3.42000
5	-3.097200	-17.3000	-2.91000	-3.097200	-17.3000	-2.91000
10	-2.803000	-14.2000	-2.62000	-2.803000	-14.2000	-2.62000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração do autor.

Complementando, aplicaram-se os testes de estacionariedade com quebra estrutural de Perron (1989) e de Lanne, Lutkepohl e Saikkonen (2002). Para o primeiro, consideraram-se as formas *innovation outlier* (IO) e *addictive outlier* (AO), enquanto para o segundo utilizou-se a função de mudança *shift dummy*. Os resultados do primeiro teste, cujo ponto de quebra é determinado exogenamente, indicaram que a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada para as variáveis *GPT* e *CG*, sendo assim estacionária com quebra estrutural em 2002.04 e 2002.02, respectivamente; para as demais variáveis, não é possível rejeitar a hipótese nula de não estacionariedade. O segundo teste, cuja quebra é definida endogenamente, confirmou os resultados, exceto para a variável *CG*.³ Dessa forma, conclui-se pela evidência de mudança estrutural para a série dos gastos públicos totais no quarto trimestre de 2002 e no primeiro trimestre de 2003.

TABELA 3

Resultados dos testes de estacionariedade, com quebra estrutural determinada endógena e exógena

	Perron (1989)				Lanne, Lutkepohl e Saikkonen (2002)			
	Modelos				Estat.	P. Q.	Estat.	P. Q.
	IO	P. Q.	AO	P. Q.				
GPT	-4.6938*	2002.04	-8.5641***	2003.01	-3.4076**	2002.04	-3.4415**	2003.01
CG	-4.7922*	2002.02	-3.8420	2002.04	-2.5872	2002.02	-2.3149	2002.04
GDP	-3.5985	2009.01	-3.1134	2008.04	-1.6553	2009.01	-1.5848	2008.04
CG/P	-4.0768	2002.01	-3.7681	2002.04	-2.5633	2002.01	-2.4118	2002.04
GDP/P	-3.3946	2009.01	-3.3225	2006.04	-1.6526	2009.01	-1.7429	2006.04

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

2. -5.347598, -4.859812 e -4.607324 indicam os valores críticos do teste de Perron (1989) a 1%, 5% e 10%, respectivamente, para os modelos *IO* e *AO*.

3. -3.55, -3.03, -2.76 indicam os valores críticos do teste de Lanne, Saikkonen e Lutkepohl (2002) a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

4. O teste de Perron (1989) foi estimado com constante e tendência em ambos os modelos: *innovation outlier* (IO) e *addictive outlier* (AO).

As estimativas indicaram um processo gerador de dados de ordem um, com mudança estrutural nos trimestres de 2002.04 e 2003.01. Este período coincide com a instabilidade do contexto político-econômico, ocasionada pelo processo eleitoral do final de 2002. Com a mudança de governo, o foco recaiu sobre a manutenção das políticas de estabilidade e austeridade fiscal, incertezas que foram sendo gradualmente eliminadas com a continuidade das políticas, compromissadas pelas propostas de reformas estruturais (Giambiagi *et al.*, 2011).

3. Foram também testados os modelos *exponential shift* e *rational shift*, os quais corroboram os resultados encontrados quando considerada uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança T_b .

Estes resultados permitem examinar a existência de equilíbrio de longo prazo e, em consequência, a validade da Lei de Wagner para a economia brasileira. Entretanto, buscando evidências mais robustas, essa hipótese foi testada considerando a estimação de três formulações teóricas distintas – quais sejam, Peacock e Wiseman (1961), Gupta (1967) e Goffman (1968) –, as quais têm seus resultados apresentados na tabela 4.

TABELA 4
Resultados das estimações de longo prazo

Versões da Lei de Wagner	Intercepto	Elasticidade de longo prazo	Mudança estrutural		Teste ADF resíduos ⁴
			Dummy Intercepto	Dummy Inclinação	
	ρ_1	γ_2	γ_3	γ_4	
Peacock e Wiseman (1961)	-0.9897 (2.3173)	0.8269*** (0.1718)	2.7940* (1.5845)	-0.2061* (0.1160)	-7.2866***
Gupta (1967)	-1.2030* (0.6983)	0.6273*** (0.0957)	-0.0078 (-0.7884)	-0.0015 (-0.0922)	-2.3448**
Goffman (1968)	2.9088** (1.4521)	0.9698*** (0.1529)	3.9914*** (0.9886)	-0.4703*** (0.1166)	-7.8191***

	Testes de diagnóstico – Teste F(Prob.)		
	Heterocedasticidade	Autocorrelação	Normalidade
	BPG	LM §	JB
Peacock e Wiseman (1961)	1.4266 (0.2253)	1.7991 (0.1842)	221.9567 (0.0000)
Gupta (1967)	0.8226 (0.5562)	2.2346 (0.0610)	4.3340 (0.1142)
Goffman (1968)	1.2447 (0.2909)	0.6178 (0.4346)	260.8754 (0.0000)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os parênteses indicam os erros-padrão.

2. \forall A estacionariedade dos resíduos foi testada a partir do teste de Dickey-Fuller modificado – ADF^{OLS}. Os valores críticos a 1% e 5% de significância, para os três modelos, são -2.5957 e -1.9451, respectivamente.

3. Modelo 1 – $LN(GPT)_t = \rho_1 + \gamma_2 LN(GDP_t) + \gamma_3 LN(GPT_{t-2}) + \gamma_4 D_{2003} + \gamma_5 DI_{2003} + \gamma_6 T_t + \mu_t$

Modelo 2 – $LN(CG/P_t) = \rho_1 + \gamma_2 LN(GDP_t/P_t) + \gamma_3 LN(CG/P_{t-1}) + \gamma_4 L(CG/P_{t-2}) + \gamma_5 LN(CG/P_{t-3}) + \gamma_6 D_{2003} + \gamma_7 DI_{2003} + \mu_t$

Modelo 3 – $LN(GPT_t) = \rho_1 + \gamma_2 LN(GDP_t/P_t) + \gamma_3 LN(CG/P_{t-2}) + \gamma_4 LN(CG/P_{t-3}) + \gamma_5 LN(CG/P_{t-4}) + \gamma_6 D_{2003} + \gamma_7 DI_{2003} + \rho_8 T_t + \mu_t$

4. § estimado com 1 lag.

A equação de longo prazo pode ser analisada desde que as séries sejam cointegradas, relação que foi testada a partir dos resíduos das equações estimadas. Conforme se verifica, para os três modelos, os resíduos mostraram-se estacionários ao nível de 5%, confirmando a existência de cointegração. Assim sendo, os resultados são passíveis de interpretação estatística e análise econômica.⁴ Além disso, os resultados dos testes de diagnóstico – heterocedasticidade (teste Breusch-

4. Ressalta-se que não foram apresentados, na tabela 2, todos os parâmetros dos três modelos estimados, caso dos parâmetros defasados, em função de não serem objeto de discussão deste artigo, porém sua inclusão deveu-se ao ajustamento dos modelos.

-Pagan-Godfrey), autocorrelação (teste Lagrange Multiplier) e normalidade (teste Jarque-Bera) – encontram-se na parte inferior da tabela 4 e indicam a adequação dos modelos estimados em termos de especificação e ajustamento, exceto quanto à normalidade para os modelos 1 e 3.

Das estimações, três evidências são destacadas: *i*) a significância estatística dos parâmetros de longo prazo (γ_2) confirma a relação positiva entre o produto agregado e os gastos públicos, entretanto o crescimento dos gastos públicos tem demonstrado expansão inferior ao crescimento do PIB, não possibilitando validar a hipótese da Lei de Wagner para a economia brasileira no período 1996-2016 ($\gamma_2 < 1$); *ii*) as mudanças estruturais originadas nas incertezas do cenário político-econômico de 2002/2003, medidas pelas *dummies*, confirmam em dois dos três modelos a existência de quebra estrutural na relação gasto público/produto agregado; e *iii*) para os modelos que consideraram as despesas totais do governo, correspondentes ao resultado ampliado das despesas, caso dos modelos de Peacock e Wiseman (1961) e Goffman (1968), encontraram-se maiores elasticidades comparativamente ao modelo com gastos de consumo da administração pública (caso do modelo de Gupta, 1967).

A partir desses resultados, algumas proposições podem ser construídas. Primeiramente, tanto a atividade agregada quanto os gastos públicos cresceram de forma contínua, à exceção de alguns períodos, em que a renda expandiu-se em maior magnitude. Condição que leva à conclusão de que o crescimento econômico não decorreu integralmente da atividade governamental, mas sim de outros determinantes, no caso, o cenário externo favorável de grande parte do período analisado. Segundo, caso o crescimento resulte de fatores exógenos ao setor público, quais as causas do crescente desequilíbrio fiscal? Seriam fatores estruturais ou conjunturais? Uma explicação certamente passaria pela análise da natureza dos gastos públicos e sua relação com atividades de alta e baixa capacidade produtiva (produtividade das despesas). Outra estaria relacionada com a gestão eficiente dos gastos públicos, consistente com eficiência alocativa na produção de bens públicos e minimização do custo das atividades improdutivas.

Complementando, a existência de um vetor de cointegração implica também a possibilidade de uma dinâmica de curto prazo que, por sua vez, conduzirá ao equilíbrio de longo prazo – condição que definiu a estimação do mecanismo de correção de erro como forma de se conhecer a dinâmica de curto prazo entre o crescimento econômico e os gastos públicos. Os resultados das três formulações teóricas quanto a elasticidade de curto prazo, quebras estruturais, velocidade de ajustamento, além dos testes de diagnóstico, encontram-se na tabela 5. Especificamente, para os testes de diagnóstico heterocedasticidade (teste Breusch-Pagan-Godfrey), autocorrelação (teste Lagrange multiplier) e normalidade (teste Jarque-Bera), apresentados na parte inferior da tabela 5, os resultados indicam a adequação dos modelos estimados em termos de especificação e ajustamento.

TABELA 5
Resultados da estimação do vetor de correção de erro

Versões da Lei de Wagner	Intercepto	Elasticidade de longo prazo	Mudança estrutural		Coeficiente Ajustamento Π_{t-1}
			Dummy Intercepto	Dummy Inclinação	
			δ_3	δ_4	
	φ_1	δ_2			
Peacock e Wiseman (1961)	0.0089 (0.0407)	1.0407*** (0.1619)	-0.2208 (0.5668)	0.0153 (0.0403)	-0.8444***
Gupta (1967)	-0.0006 (0.0067)	0.8947*** (0.1119)	-0.1215 (-0.1562)	0.0139 (0.0177)	-0.5043***
Goffman (1968)	0.0126** (0.0053)	1.0330*** (0.1485)	-0.1304 (0.3884)	0.0141 (0.0442)	-0.9222***

Testes de diagnóstico – Teste F(Prob.)			
	Heterocedasticidade	Autocorrelação	Normalidade
	<i>BPG</i>	<i>LM</i> §	<i>JB</i>
Peacock e Wiseman (1961)	1.0777 (0.3741)	0.7646 (0.3849)	256.0103 (0.0000)
Gupta (1967)	1.2066 (0.3155)	0.0490 (0.8255)	17.5450 (0.0002)
Goffman (1968)	1.3075 (0.2755)	2.7693 (0.1006)	251.3037 (0.0000)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Elaboração do autor.

Obs.: 1. ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Os parênteses indicam os erros-padrão.

2. § estimado com 1 lag.

Analisando-se as elasticidades de curto prazo, além da significância estatística, observa-se que as estimativas foram superiores à unidade, exceto para o modelo proposto por Gupta (1967). Logo, a relação de curto prazo entre o crescimento econômico e os gastos públicos mostrou-se muito mais sensível, caso do primeiro e do terceiro modelos. Estes resultados, em certa medida, repercutem as chamadas políticas anticíclicas adotadas pelo governo nos anos recentes, como forma de minimizar os choques externos, as quais fracassaram em conter tais efeitos, ao mesmo tempo que geraram instabilidades internas, principalmente pelo manifestado desequilíbrio das contas públicas, atualmente de difícil controle. Na perspectiva wagneriana, seria uma causa não permanente, não alterando a relação de gastos públicos de longo prazo.

As *dummies*, indicativas de quebras estruturais, por sua vez, não apresentaram significância estatística para nenhum dos modelos estimados. No que tange à velocidade de ajustamento, como esperado, os coeficientes foram negativos e estatisticamente diferentes de zero, sugerindo que qualquer desvio do gasto público de seu valor de longo prazo implicará processos de correção em direção oposta. Em outras palavras, elevações do gasto público acima de sua trajetória de longo prazo determinaram movimentos em direção oposta da atividade econômica, processo que ocorrerá até que os desvios sejam integralmente corrigidos. Conforme estimativas, o processo de ajuste ocorre de forma relativamente rápida, com correções entre um e dois períodos.

As evidências estabelecem, ainda que em parte, a dinâmica encontrada para os anos recentes (gráfico 2), com a trajetória em queda como resposta aos efeitos da crise externa, processo que somente foi interrompido com os primeiros sinais dos desequilíbrios internos, os quais agravaram-se posteriormente, ao mesmo tempo que a relação gasto público respondia cada vez mais positivamente. Resultados que encontram discussão em Almeida Junior, Lisboa e Pessoa (2015) quando ressaltam que, a partir de 2009, ocorreu um severo descontrole dos gastos públicos, como forma de atender à política anticíclica, acelerando o descompasso entre as receitas e despesas, relação desproporcional que vem se acentuando ao longo da última década.

Sumarizando, a tabela 6 expõe as elasticidades do gasto público de curto e longo prazos da economia brasileira para o período correspondente às duas últimas décadas (1996-2016). Evidencia-se a maior sensibilidade do gasto público às variações na renda agregada no curto prazo, quando a relação mostrou predominância elástica. Todavia, as alterações de curto prazo são consideradas mudanças transitórias, sendo frequentemente causadas por algum tipo de restrição financeira, distintamente daquelas de longo prazo, que decorrem de mudanças no processo de desenvolvimento econômico.

TABELA 6
Elasticidades do gasto público de curto e longo prazos à economia brasileira (1996-2015)

Versões da Lei de Wagner	Curto prazo	Longo prazo
	(δ_2)	(γ_2)
Peacock e Wiseman (1961)	1.0407	0.8269
Gupta (1967)	0.8947	0.6273
Goffman (1968)	1.0330	0.9698

Fonte: Resultados da pesquisa.
Elaboração do autor.

Diferentemente, no longo prazo, considerando-se a dinâmica de equilíbrio, a elasticidade-renda da demanda do gasto público situou-se entre 0,63% e 0,97%, nos diferentes modelos estimados, resultados próximos dos de Morretto (1994), que também encontrou evidências de inelasticidade dos gastos públicos (0,92%); porém, inferiores ao obtido por Silva e Siqueira (2014), os quais estimaram elasticidade do gasto público de 1,65%. Todavia, segue-se que a dinâmica do gasto público na economia brasileira, embora de relevância ímpar na formulação de políticas públicas e, por consequência, essencial para o crescimento econômico, constitui variável ainda pouco entendida quanto aos seus determinantes e efeitos.

6 CONCLUSÕES

O trabalho analisou a relação entre o gasto público e o crescimento econômico na economia brasileira nas últimas duas décadas, as quais foram transversalmente marcadas por constantes rupturas político-econômicas, fossem internas ou externas. Em outras palavras, discutiu-se a capacidade da economia em ajustar a dinâmica dos gastos ao crescimento da atividade agregada, de forma a se manter o equilíbrio fiscal e a capacidade de expansão econômica. Na literatura, esta proposta analítica é interpretada como Lei de Wagner.

A partir da estimação das três formulações (Peacock e Wiseman, 1961; Gupta, 1967; Goffman 1968), os resultados não permitem ratificar a hipótese proposta pela lei dos dispêndios públicos crescentes nas duas últimas décadas. Apesar da evidente expansão dos gastos públicos, a estrutura crescente de mudanças sugeridas por Wagner, baseada no progresso e desenvolvimento das economias, parece não prevalecer a ponto de alterar a relação dos gastos públicos na economia brasileira.

Decorrente disso, evidencia-se que a ampliação dos gastos públicos em si não se faz condição suficiente para a expansão da atividade agregada e, por conseguinte, do crescimento econômico. De outro modo, é de extrema urgência a revisão da natureza dos gastos públicos, priorizando aqueles com efeitos sobre a renda agregada (pró-crescimento ou produtividade), em detrimento do financiamento de atividades improdutivas.

Diferentemente do curto prazo, observou-se elasticidade na demanda do gasto público elástica, indicativo de que mudanças transitórias incrementaram o tamanho das despesas governamentais em relação ao crescimento da renda agregada. Tal resultado é frequentemente associado a restrições financeiras provocadas pela insuficiência de arrecadação que, por sua vez, condiciona a dinâmica dos gastos públicos.

Tais mudanças transitórias apontam, especificamente, para situações em que o governo amplia o gasto público como forma de suavizar os efeitos de instabilidades econômicas e/ou políticas. Para tanto, o resultado desta expansão está num limiar, visto que, se por um lado atua como instrumento de política para a minimização dos efeitos de curto prazo, por outro, opera automaticamente como desestabilizador fiscal, com consequências contraproducentes sobre a capacidade de crescimento de longo prazo.

Embora importantes, os resultados encontrados são passíveis de questionamentos. Assim, sugere-se, além de serem trabalhadas outras formulações e medidas de gasto público, que também se estimem versões em sentido relativo, como proposto em Musgrave (1969) e Mann (1980).

REFERÊNCIAS

- AFONSO, J. R. R.; LUKIC, M. R. **Tributação da renda das pessoas jurídicas no Brasil e os juros sobre o capital próprio**. Curitiba: Juruá, 2016.
- ALMEIDA JUNIOR, M.; LISBOA, M. B.; PESSOA, S. **O ajuste inevitável ou o país que ficou velho antes de se tornar desenvolvido**. jul. 2015. Disponível em: <<https://bit.ly/2qRwJyT>>.
- ARPAIA, A.; TURRINI, A. **Government expenditure and economic growth in the EU: long-run tendencies and short-term adjustment**. Bruxelas: European Commission, 2008. (European Economy – Economic Papers, n. 300).
- ASSUNÇÃO, M. C. Incentivos fiscais em tempos de crise: impactos econômicos e reflexos financeiros. **Revista da Procuradoria Geral da Fazenda Nacional**, n. 1, p. 99-121, jan./jun. 2011.
- BAĞDIGEN, M.; ÇETINTAŞ, H. Causality between public expenditure and economic growth: the Turkish case. **Journal of Economic and Social Research**, v.1, n. 6, p. 53-72, 2003.
- BIRD, R. M. Wagner's 'Law' of expanding state activity. **Public Finance**, v. 26, n. 1, p. 1-26, 1971.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CAGNIN, R. F. *et al.* A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012). **Novos Estudos CEBRAP**, São Paulo, n. 97, p. 169-185, 2013.
- CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. *In*: BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. (Orgs.). **NBER Macroeconomics Annual**. The MIT Press, 1991. p. 141-201.
- 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. 336, p. 427-431, 1979.
- _____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with 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.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 3. ed. New York: John Wiley, 2010.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FARHI, M. Os dilemas da política econômica no pós-crise. *In*: CINTRA, M. A. M.; GOMES, K. R. G. (Orgs.). **As transformações no sistema financeiro internacional**. 1. ed. Brasília: Ipea, 2012. v. 1. p. 123-176.

GADELHA, S. R. B. Política fiscal anticíclica, crise financeira internacional e crescimento econômico no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 5, p. 794-812, 2011. Edição especial.

GIAMBIAGI, F. *et al.* **Economia brasileira contemporânea: [1945-2010]**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus; Elsevier, 2011.

GOFFMAN, I. J. On the empirical testing of Wagner's Law: a technical note. **Public Finance**, v. 23, n. 3, p. 359-364, 1968.

GUARDIA, E. R. Conta única do tesouro: flexibilidade necessária e seus bons e maus usos. *In*: BACHA, E. (Org.). **A crise fiscal e monetária brasileira**. 1. ed. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2016.

GUPTA, S. Public expenditure and economic growth: a time series analysis. **Public Finance**, v. 22, n. 4, p. 423-461, 1967.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais Trimestrais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2016. Disponível em: <<https://bit.ly/389I9OL>>. Acesso em: 15 mar. 2016.

KWIATOWSKI, D. *et al.* Testing the alternative of stationary against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178, 1992.

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

_____. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, n. 1, p. 91-115, 2003.

MAGAZZINO, C. Disaggregated public spending, GDP and money supply: evidence for Italy. **European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences**, v. 41, n. 41, p. 118-131, 2011.

MAGAZZINO, C.; GIOLLI, L.; MELE, M. Wagner's Law and Peacock and Wiseman's displacement effect in European Union countries: a panel data study. **International Journal of Economics and Financial Issues**, v. 5, n. 3, p. 812-819, 2015.

MANN, A. J. Wagner's Law: an econometric test for Mexico, 1925-76. **National Tax Journal**, v. 33, n. 2, p. 189-201, 1980.

MORETTO, C. F. A elasticidade-renda dos gastos públicos em educação no Brasil. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, v. 2, n. 3, p. 7-27, 1994.

MUSGRAVE, R. A. **Fiscal Systems**. New Haven; London: Yale University Press, 1969.

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.

PEACOCK; A. T.; WISEMAN, J. **The growth of public expenditure in the United Kingdom**. Cambridge: NBER; Princeton: Princeton University Press, 1961.

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

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

PRYOR, F. L. **Public expenditure in communist and capitalist nations**. London: Allen and Unwin Ltd, 1969.

SAID, S.; DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

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

SANTANA, P. J.; CAVALCANTI, T. V. V.; PAES, N. Impactos de longo prazo de reformas fiscais sobre a economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 66, n. 2, p. 247-269, 2012.

SILVA, A. M. A.; SIQUEIRA, R. B. Demanda por gasto público no Brasil no período pós-redemocratização: testes da hipótese de Mill de ilusão fiscal e da lei de Wagner. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 43, p. 45-60, 2014.

VERMA, S.; ARORA, S. Does the Indian economy support Wagner's Law? An econometric analysis. **Eurasian Journal of Business and Economics**, v. 3, n. 5, p. 77-91, 2010.

WAGNER, A. Three extracts on public finance. *In*: MUSGRAVE, R. A.; PEACOCK, A. T. (Eds.). **Classics in the theory of public finance**. London: Palgrave Macmillan, 1958.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ASTERIOU, D.; HALL, S. G. **Applied econometrics: a modern approach using EViews and Microfit**. New York; Hampshire: Palgrave Macmillan, 2007.

Data da submissão: 7/11/2017

Primeira decisão editorial em: 29/3/2018

Última versão recebida em: 3/4/2018

Aprovação final em: 16/4/2018

