

# LEI DE WAGNER E ILUSÃO FISCAL NA AMÉRICA LATINA<sup>1</sup>

Pedro Henrique Martins Prado<sup>2</sup>

Francielly de Fátima Almeida<sup>3</sup>

Este trabalho investiga o papel exercido pela Lei de Wagner e pela ilusão fiscal na evolução das despesas públicas de um conjunto de quinze países latino-americanos. Foram estimados diversos modelos de dados em painel para o período de 2001 a 2012. Os principais resultados contestam a validade da Lei de Wagner, indicam a presença de efeitos de ilusão fiscal, e apontam para uma forte presença de gastos com bens privados. Conjuntamente, esses resultados indicam a possibilidade de que a tendência de expansão do dispêndio público esteja beneficiando principalmente determinados grupos de interesse.

**Palavras-chave:** Lei de Wagner; ilusão fiscal; América Latina; modelos de dados em painel.

## WAGNER'S LAW AND FISCAL ILLUSION IN LATIN AMERICA

This article analyses Wagner's Law and Fiscal Illusion effects on the dynamics of government spending in a panel of fifteen Latin-American countries. We estimate several panel data models for the period 2001-2012. The main results indicate: evidences of fiscal illusion effects; no support for Wagner's Law; and low publicness degree of governmental expenditure. Together, these results indicate that the growth of public spending in Latin America may be benefiting mainly some lobby groups.

**Keywords:** Wagner's Law; fiscal illusion; Latin America; panel data models.

## LEY DE WAGNER E ILUSIÓN FISCAL EN AMÉRICA LATINA

Este trabajo analiza los efectos de la Ley de Wagner y de la Ilusión Fiscal sobre la dinámica del gasto gubernamental en un panel de quince países latinoamericanos. Estimamos varios modelos de datos de panel para el período de 2001 a 2012. Los principales resultados indican: evidencias de efectos de ilusión fiscal; no hay apoyo para la Ley de Wagner; bajo grado de publicidad del gasto gubernamental. En conjunto, estos resultados indican que el crecimiento del gasto público en América Latina puede estar beneficiando principalmente a algunos grupos de presión.

**Palabras clave:** Ley de Wagner; ilusión fiscal; América Latina; modelos de datos de panel.

**JEL:** C23; E62; H40.

---

1. DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/ppp57art7>

2. Economista no Centro de Pesquisas Econômico-Sociais do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (Cepes/UFU). *E-mail:* <pradophm@ufu.br>.

3. Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto da Universidade de São Paulo (Fearp/USP). *E-mail:* <franciellydefatima@hotmail.com>.

## 1 INTRODUÇÃO

A elevação do dispêndio público é entendida por Wagner (1883) como inevitável, pois interpreta que o crescimento da demanda por ampliação da quantidade de bens e serviços providos pelo governo tem uma íntima relação com a industrialização. A chamada Lei de Wagner indica a existência de uma tendência de longo prazo ao aumento mais que proporcional das despesas governamentais em relação à produção, visto que o aumento da renda nacional fomenta o crescimento da demanda por bens e serviços providos pelo setor público.

Outra explicação para a ampliação do dispêndio público reside nas características do financiamento do setor público, devido ao efeito conhecido como *ilusão fiscal*. Decisões a respeito do orçamento são tomadas a partir da interação entre ofertantes (governantes) e demandantes de bens e serviços do setor público (eleitores-contribuintes), que possuem interesses conflitantes. Como os gestores são capazes de manipular a estrutura fiscal para alterar a percepção dos eleitores-contribuintes sobre os verdadeiros benefícios e custos dos bens e serviços providos pelo Estado, escolhe-se uma cesta de gastos e tributos diferente da desejável sob informações corretas.

Compreender a dinâmica das despesas governamentais é de grande relevância para conceber projetos de políticas públicas, definir as características da estrutura fiscal e planejar a alocação dos recursos. O histórico de crises de endividamento e o atual cenário de problemas fiscais dos governos da América Latina reforçam a necessidade de apreender os detalhes a respeito dos determinantes da dinâmica fiscal na região. Sob esta motivação, o desenvolvimento deste trabalho busca responder o seguinte problema de pesquisa: quais são os determinantes da dinâmica dos gastos públicos dos governos latino-americanos?

A primeira hipótese deste estudo é que a ilusão fiscal impactou consideravelmente o comportamento recente das despesas públicas na América Latina. A segunda hipótese é a validade da Lei de Wagner, ou seja, o crescimento econômico induziu um crescimento mais que proporcional do dispêndio governamental na região. Para testar tais hipóteses, a investigação baseia-se na fundamentação teórica apresentada por Gemmill, Morrissey e Pinar (1999).

Diante disso, o objetivo norteador deste trabalho é analisar a dinâmica dos gastos dos governos latino-americanos para o período referente aos anos de 2001 a 2012. Para tanto, a pesquisa busca: i) elaborar um modelo que permita testar as hipóteses elencadas; ii) testar estacionariedade por meio de testes de raízes unitárias em dados em painel; iii) estimar modelos econométricos em dados em painel estático; iv) realizar estimações de modelos econométricos em dados em painel dinâmico via método dos momentos generalizados (*GMM System*); v) estimar modelos econométricos em dados em painel dinâmico via método *pooled mean*

*group* (PMG); e vi) testar causalidade, no sentido de precedência temporal, em base de dados em painel.

Este estudo contribui para a literatura de finanças públicas ao abordar o impacto da ilusão fiscal sobre o dispêndio público nas economias latino-americanas, debate ainda incipiente para a região. Análises empíricas adicionais que abordem o tema são importantes, já que, como indicado por Dell'Anno e Mourão (2012), os países da região apresentam elevados índices de ilusão fiscal. Desse modo, os governos da América Latina utilizam, vastamente, estratégias que distorcem a percepção dos eleitores-contribuintes para promover seus projetos políticos.

Diante dos problemas associados à construção da amostra e aos resultados encontrados, realiza-se o esforço de construir uma análise econométrica ampla para garantir maior robustez dos resultados. Dentre as metodologias utilizadas, a abordagem por PMG é a que apresenta maior vantagem e aplicabilidade para as investigações pretendidas. Além de capturar a dinâmica associada ao crescimento do dispêndio governamental, a restrição de homogeneidade é imposta apenas aos coeficientes de longo prazo. O estimador permite que os ajustes de curto prazo e as velocidades de convergência difiram entre os países, o que é coerente com a dinâmica das despesas numa análise que contempla um conjunto heterogêneo de países.

Os resultados das estimações apontam: i) ausência de validade da Lei de Wagner; ii) efeitos de ilusão fiscal causada pela baixa visibilidade tributária e pelo financiamento via dívida pública; e iii) forte presença de gastos com bens privados. Por outro lado, os testes de causalidade questionam tanto a importância da participação da tributação indireta na demanda por bens e serviços providos pelo Estado quanto a validade da hipótese keynesiana de que ampliação de gastos seja uma ferramenta eficaz para a expansão do produto na região. Conjuntamente, os resultados permitem conjecturar que os governos latino-americanos mantêm uma série de despesas que beneficiam determinados grupos de interesse em detrimento da vontade da maioria da sociedade, cuja percepção dos valores efetivamente pagos para a manutenção dos gastos públicos é prejudicada pela ilusão fiscal.

Além desta introdução e das considerações finais, este artigo contém outras quatro seções. A seção 2 compreende um breve levantamento da literatura teórica e empírica a respeito dos determinantes do dispêndio governamental. Na seção 3, realiza-se a modelagem teórica da função de demanda por bens e serviços providos pelo governo, que é usada como base para as análises econométricas. A seção seguinte apresenta a metodologia e os dados utilizados, enquanto a seção 5 destina-se à análise dos resultados obtidos por intermédio dos procedimentos empíricos realizados.

## 2 A DINÂMICA DAS DESPESAS GOVERNAMENTAIS E O EFEITO DA ILUSÃO FISCAL

Segundo Wagner (1883), fatores históricos, relacionados às alterações na estrutura econômica e ao processo de desenvolvimento do país, são fundamentais na determinação do nível de despesas governamentais. O surgimento da sociedade industrial moderna leva ao aumento da pressão dos indivíduos por “progresso social”, de forma que a quantidade demandada de bens e serviços providos pelo governo aumenta com a industrialização. Bird (1971) aponta três fatores explicativos para essa constatação: i) avanço da industrialização aprofunda a complexidade das relações jurídicas e de comunicação, passando a exigir a ampliação das funções administrativas e de proteção do Estado; ii) geração de uma maior demanda por bens e serviços sociais e culturais providos pelo governo; e iii) interesse em uma atuação do setor público que vise garantir o bom funcionamento do mercado.

Desse modo, o crescimento econômico leva à expansão dos gastos do governo. Na medida em que o dispêndio público se expande mais que proporcionalmente ao aumento da renda nacional, tem-se a denominada Lei de Wagner. Esse fenômeno pode ser entendido como uma tendência de longo prazo de ampliação da parcela do produto destinada às despesas públicas. Dito de outra forma, a elasticidade-renda da demanda por bens e serviços providos pelo setor público supera a unidade (Bird, 1971).

Diversos trabalhos recentes indiciam a validade da Lei de Wagner para uma variedade de países e períodos, como: Payne e Ewing (1996); Kolluri, Panik e Wahab (2000); Chang (2002); Tobin (2005); Narayan, Nielsen e Smyth (2008); Karagianni e Pempetzoglou (2011); Tasseven (2011); Jaén-García (2011); Narayan, Rath e Narayan (2012); Bayrakdar, Demez e Yapar (2015); Magazzino, Giolli e Mele (2015); Funashima e Hiraga (2017); e Keho (2017). Os estudos para a América Latina, que convencionalmente realizam estimações com séries temporais para países individualmente, encontram evidências mistas quanto ao fenômeno. Alguns deles são: Murthy (1993); Asworth (1994); Hayo (1994); Lin (1995); Thornton (1998); Iyare e Lorde (2004); Akitoby *et al.* (2006); Gadelha (2011); Silva e Siqueira (2014); e Prado e Silva (2018).

Já a ilusão fiscal é a percepção sistematicamente equivocada de parâmetros fiscais, em que há a superestimação dos benefícios das despesas públicas e/ou a subestimação da contribuição para seu financiamento.<sup>4</sup> Como afirmam Dell’Anno e Dollery (2014), essa percepção errada ocorre persistente, recorrente e consistentemente ao longo do tempo e leva a um viés expansionista nas decisões orçamentárias do governo. O conceito foi introduzido na literatura pelo estudo de Puviani (1903), que busca analisar como governantes podem utilizar o poder para promover seus

---

4. Este trabalho busca utilizar o conceito de ilusão fiscal no sentido seminal dado por Puviani (1903) e Buchanan (1960; 1967). Mourão (2007) realiza uma revisão de perspectivas alternativas e de conceitos semelhantes.

projetos políticos. Segundo o autor, eles organizam deliberadamente a estrutura fiscal para gerar ilusões que minimizem a resistência dos contribuintes para qualquer nível de arrecadação.

Buchanan (1960; 1967), a partir da teoria do eleitor mediano, amplia o estudo de Puviani (1903) e sugere que o eleitor-contribuinte escolhe sua cesta de gastos e tributos com base em um conjunto incorreto de informações sobre preços-tributos e benefícios dos bens e serviços providos pelo governo. Portanto, “a percepção sistematicamente errada de parâmetros fiscais chaves pode distorcer significativamente as escolhas fiscais do eleitorado” (Oates, 1988, p. 65), de modo que possibilita aos governantes impelir as escolhas fiscais do eleitor-contribuinte em determinada direção.

Em democracias, cada voto individual não impacta significativamente os resultados das decisões públicas. Por outro lado, o governo é capaz de ampliar os custos para que o eleitor-contribuinte obtenha informações sobre sua parcela de contribuição para o financiamento do setor público. A combinação desses dois fatores gera um cenário em que esse eleitor não tem incentivos para investir tempo e dinheiro na obtenção de informação completa sobre o financiamento das despesas públicas.<sup>5</sup> Nesta situação, como alertam Buchanan e Wagner (1977), pode-se escolher racionalmente continuar mal informado e votar se guiando apenas por suas percepções.

Como sugerem Edelman (2001) e Caplan (2007), políticos criam ilusões buscando maximizar a probabilidade de sucesso de suas práticas oportunistas. A ilusão fiscal permite que governantes, de maneira autointeressada, mantenham e ampliem despesas que satisfaçam grupos e interesses específicos sem a percepção completa dos eleitores-contribuintes. Esse comportamento leva a um nível de gastos superior ao desejado sob informação completa, ou seja, a ilusão fiscal leva a um nível de despesas que seria considerado “excessivo” pela sociedade, caso conhecesse completamente a estrutura fiscal.

A ilusão fiscal é classificada como “positiva” quando ocorre o superdimensionamento da quantidade ou do benefício de bens e serviços providos pelo governo. Objetivando aproveitar esse efeito, os *policymakers* atuam para induzir o eleitor-contribuinte a acreditar, erroneamente, que determinado gasto é capaz de contribuir positivamente para o bem-estar social (Tanzi, 2011).

---

5. Evitar os custos de obtenção de informações utilizando informações incompletas na tomada de decisões é um aspecto já enfatizado na teoria econômica, por exemplo, Hayek (1945) e Stigler (1961). O conceito de “ignorância racional”, desenvolvida por Downs (1957), explica essa prática a partir da decisão dos eleitores de reunir informações até que o benefício esperado adicional seja igual ao custo marginal de obtenção. Para um modelo de ilusão fiscal baseado na noção de ignorância racional, ver Congleton (2001).

Por outro lado, a ilusão fiscal é “negativa” quando o eleitor-contribuinte subdimensiona os preços-tributos. Diversas estratégias podem ser utilizadas por governantes para explorar a ilusão fiscal negativa, com destaque para a baixa visibilidade da tributação e a realização de déficits fiscais. Primeiramente, os tributos indiretos são relativamente menos visíveis que os tributos diretos, uma vez que sua cobrança está incorporada nos preços de bens e serviços. Logo, uma fração do financiamento dos gastos públicos está encoberta nos preços privados, de forma que a tributação indireta induz o eleitor-contribuinte a subestimar sistematicamente sua parcela de contribuição para o financiamento público.

Esse fenômeno foi relatado pela primeira vez por Mill (1996 [1848], p. 437-438), o qual afirma que “no sistema de taxação direta, cada um sabe quanto realmente paga, [de modo que] se todos os impostos e taxas fossem diretos, a taxação seria muito mais notada do que atualmente, e haveria uma certeza que atualmente não existe: economia nos gastos públicos”. Dentre os vários estudos empíricos que encontram indícios de utilização dessa estratégia pelos governos estão: Gemmell, Morrissey e Pinar (1999); Sausgruber e Tyran (2005); Chetty, Looney e Kroft (2009); Dell’anno e Mourão (2012); Silva e Siqueira (2014); Abbott e Jones (2016); e Prado e Silva (2018).

Em segundo lugar, um sistema de financiamento do dispêndio público por emissão de dívida reduz o preço-tributo percebido de bens e serviços do setor público. O eleitor-contribuinte compreende mais facilmente os gastos do governo custeados pela tributação, já que o financiamento via endividamento gera somente o pagamento de juros referentes à dívida. Oates (1988) afirma que essa diluição dos custos ao longo do tempo no passivo fiscal distorce a percepção das reais despesas com bens e serviços providos pelo governo. Assim, como indicam Buchanan e Wagner (1977), déficits públicos elevados induzem a geração corrente de eleitores-contribuintes a subestimar o preço-tributo de bens e serviços providos pelo governo e, conseqüentemente, a demandar níveis mais elevados de despesas públicas.<sup>6</sup> Diversas investigações empíricas observam efeitos de ilusão de dívida, dentre eles: Dollery e Worthington (1995a, 1995b); Gemmell, Morrissey e Pinar (1999); Christopoulos e Tsonas (2003); Dell’anno e Mourão (2012); Banzhaf e Oates (2012); Dell’Anno e Dollery (2014); e Vitorino (2016).

Vale ressaltar que Dell’Anno e Mourão (2012), considerando um amplo conjunto de fatores, calculam um índice de ilusão fiscal para 47 países entre 2000 e 2008. Os autores encontram evidências de que os governos latino-americanos se

---

6. A hipótese de ilusão de endividamento nega a validade do modelo de determinação do endividamento público proposto por Barro (1974; 1979), o qual afirma que o financiamento via emissão de dívida tem efeitos idênticos sobre a demanda e a taxa de juros aos de um financiamento por intermédio de impostos. Essa interpretação se baseia no entendimento de que a poupança presente dos consumidores seria impactada pela perspectiva de futuras ampliações da tributação, que ocorreriam como resposta ao aumento do passivo do governo.

destacam no uso de estratégias para distorcer a percepção dos eleitores-contribuintes, enquanto que os países europeus apresentam os menores índices de ilusão fiscal. Diante da importância do tema para a América Latina e da escassez de análises empíricas a respeito, o esforço realizado neste estudo contribui com a literatura de finanças públicas ao permitir identificar fatores comuns na determinação das despesas governamentais da região, fornecendo, também, importantes apontamentos para a definição de projetos de políticas públicas e para a melhora do gerenciamento da alocação dos recursos públicos nas economias latino-americanas.

### 3 ILUSÃO FISCAL E A DINÂMICA DOS GASTOS PÚBLICOS

Embora existam poucos trabalhos voltados para análises dos efeitos da ilusão fiscal na América Latina, a literatura empírica internacional a respeito é ampla, geralmente consistindo em estudos econométricos que estimam algum tipo de modelo para despesas públicas. Como aponta Oates (1988), os modelos vão desde equações *ad hoc*, especificadas para despesas, até modelagens de funções de demanda para bens e serviços providos pelo setor público. Os estudos estimam uma medida para o tamanho do orçamento público ( $E$ ) como:

$$E = \alpha X + \beta F + u, \quad (1)$$

em que  $X$  é um vetor de variáveis que determinam as decisões orçamentárias na ausência de ilusão fiscal (renda, preços, e variáveis sociais e demográficas);  $F$  é um vetor de variáveis que alteram a percepção do eleitor-contribuinte sobre os preços-tributos dos bens e serviços do governo (utilizado para captar os efeitos da ilusão fiscal); e  $u$  é um termo de distúrbio.

Com algumas alterações, o modelo padrão de eleitor mediano permite testar – de maneira compatível com o formato convencionalmente utilizado pela literatura, representado pela equação (1) – a validade da Lei de Wagner e a existência de efeitos de ilusão fiscal causados pela baixa visibilidade da receita e pelo endividamento. Conforme Borchering e Deacon (1972) e Bergstrom e Goodman (1973), a demanda por bens e serviços providos pelo governo ( $G$ ) é dado por:

$$G = G_i N^\eta, \quad (2)$$

em que  $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $G_i$  é a demanda do eleitor-contribuinte  $i$ ;  $N$  é a população; e  $\eta$  é o grau em que os bens e serviços providos pelo governo são bens públicos (assumindo valor igual a zero, se  $G$  é um bem público puro, e valor unitário, se  $G$  é um bem privado puro).

Seguindo, Gemmill, Morrissen e Pinar (1999), a demanda individual por esses bens e serviços pode ser escrita como:

$$G_i = a Y_i^\alpha P_{gi}^\beta, \quad (3)$$

em que  $Y_i$  é a renda de  $i$ ; e  $P_{gi}$  é o preço-tributo de  $G_i$  pago por  $i$ . Os parâmetros  $\alpha$  e  $\beta$  são as elasticidades renda e preço da demanda por  $G$ , respectivamente. O preço-tributo pode ser especificado como:

$$P_{gi} = T_i C N^\eta, \quad (4)$$

em que  $T_i$  é a fração da tributação paga por  $i$ ; e  $C$  é o custo unitário dos bens e serviços do governo. Adotando a suposição de Borchering e Deacon (1972) de que a tributação é não discriminatória ( $T_i = 1/N$ ), e substituindo  $P_{gi}$ , obtém-se:

$$G_i = \alpha Y_i^\alpha C^\beta N^{\beta(\eta-1)}. \quad (5)$$

Como alertam Gemmell, Morrissey e Pinar (1999), a especificação anterior assume que a razão entre os preços públicos e privados permanece constante ao longo do tempo. Utilizando uma divisão das atividades econômicas, inspirada em Baumol (1967) e Borge *et al.* (2018), é possível relaxar esta hipótese. Os setores classificados como “progressistas” são aqueles em que a produtividade aumenta constantemente devido à acumulação de capital, inovação e economias de escala (por exemplo, atividades industriais). Já nos “não-progressistas”, a produtividade aumenta apenas esporadicamente, como é o caso do setor público. As remunerações do setor privado tendem a aumentar de acordo com o crescimento da produtividade neste setor. Por outro lado, apesar de a produtividade do setor público aumentar lentamente, os salários não podem crescer substancialmente menos do que os salários privados, uma vez que as ocupações devem permanecer atraentes para os trabalhadores. Por conseguinte, as remunerações dos dois setores crescem na mesma proporção:

$$w = A w_0, \quad (6)$$

em que  $w$  é o salário;  $A$  é a produtividade no setor privado; e  $w_0$  é uma constante.

Borge *et al.* (2018) especifica uma função de produção em que trabalho é o único insumo e calcula o custo unitário como:

$$c_p = \frac{w_p L_p}{Y_p} = \frac{A w_0 L_p}{A L_p} = w_0. \quad (7)$$

$$c_n = \frac{w_n L_n}{Y_n} = \frac{A w_0 L_n}{B L_n} = \frac{A}{B} w_0, \quad (8)$$

em que  $w$ ,  $L$  e  $Y$  representam, respectivamente, salário, trabalho e produção;  $B$  é a produtividade no setor público; e os subscritos  $n$  e  $p$  representam os setores público e privado. Desse modo, o preço relativo é dado por:

$$p_r = \frac{c_n}{c_p} = \frac{A B^{-1} w_0}{w_0} = \frac{A}{B}. \quad (9)$$



Assumir um crescimento mais lento da produtividade no setor público implica que  $P_r$  aumenta com o tempo. Por simplicidade, assume-se que  $B$  é constante e normalizado como 1.

Substituindo os custos unitários pelo preço relativo na equação (5) e agregando a demanda individual, obtém-se a seguinte expressão para o gasto total do governo:

$$G = \alpha Y^\alpha A^\beta N^\phi, \quad (10)$$

em que  $\phi = (\beta + 1)(\eta - 1) + \eta - \alpha$ ; e  $Y$  é a renda total.

A equação (10) representa a demanda por bens e serviços providos pelo setor público. Gemmell, Morrissey e Pinar (1999) incorporam a possibilidade de subestimação dos preços-tributos, devido aos efeitos de ilusão fiscal, assumindo que o preço-tributo percebido ( $\hat{P}_{gi}$ ) é uma função de um parâmetro de percepção ( $\Pi$ ) e do verdadeiro preço-tributo ( $P_{gi}$ ), isto é,  $\hat{P}_{gi} = \Pi P_{gi}$ . O parâmetro de percepção pode ser especificado como:

$$\Pi = D^{\pi_1} V^{\pi_2}, \quad (11)$$

em que  $D$  é a razão entre receitas e despesas governamentais; e  $V$  é a visibilidade da receita tributária, entendida como a proporção de receitas menos visíveis no total arrecadado pelo governo.<sup>7</sup> Substituindo  $P_{gi}$  por  $\hat{P}_{gi}$  na equação (2), a equação (10) se torna a função de demanda utilizada para as análises deste estudo:

$$G = \alpha Y^\alpha D^{\delta_1} V^{\delta_2} A^\beta N^\phi, \quad (12)$$

em que  $\delta_1 = \beta \pi_1$ ; e  $\delta_2 = \beta \pi_2$ .

#### 4 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Com o propósito de verificar os principais determinantes do crescimento das despesas públicas dos governos latino-americanos, a seção 4 estima inicialmente a demanda por bens e serviços providos pelo Estado por painéis estáticos (efeitos fixo e aleatório) e por painel dinâmico, via *GMM System*. Os resultados revelam que os diferentes controles utilizados são incapazes de superar as dificuldades impostas por trabalhar com um conjunto de países altamente heterogêneo, de modo que diferentes modelos são estimados por PMG, que permite controlar a heterogeneidade da amostra. Uma revisão das características e vantagens das metodologias empregadas é apresentada na próxima subseção, enquanto a subseção 4.2 apresenta os dados utilizados.

7. A opção por seguir a formulação original de Gemmell, Morrissey e Pinar (1999) torna  $V$  uma medida de "invisibilidade" tributária.

#### 4.1 Considerações metodológicas

Para as estimações da função de demanda para bens e serviços ofertados pelo setor público, utiliza-se a metodologia econométrica de dados em painel na sua forma estática (efeitos fixo e aleatório) e dinâmica (*GMM System*), além de estimações por PMG. A comparação entre os resultados obtidos, a partir desses diferentes métodos, permite obter uma maior robustez e confiabilidade dos resultados.

Os modelos de dados em painel caracterizam-se pela combinação de dimensões temporais e *cross sections*, e sua representação básica pode ser especificada como:

$$y_{it} = \alpha + \beta X'_{it} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{it}, \quad (13)$$

em que  $Y_{it}$  é a variável dependente;  $X'_{it}$  é um vetor de regressores; e  $\mu_{it}$  são os termos de erro para  $i = 1, 2, \dots, M$  unidades transversais observadas para os períodos  $t = 1, 2, \dots, T$ . O parâmetro  $\alpha$  representa a constante global no modelo, enquanto  $\delta_i$  e  $\gamma_t$  representam os efeitos específicos do período (aleatório ou fixo).

Os modelos de efeitos fixos (EF) e efeitos aleatórios (EA) são as especificações principais da forma estática. No modelo de EF, permite-se o controle de efeitos de variáveis omitidas que variam entre indivíduos, mas que possuem características invariantes ao longo do tempo. Para isso, elimina-se o efeito não observado através da diferença entre cada variável e sua média temporal. A estimação do modelo de EF é realizada, de forma consistente, por mínimos quadrados ordinários (MQO) bem como por mínimos quadrados com variáveis *dummy* (MQVD) para cada unidade transversal  $i$ . Já o modelo de EA é estimado por mínimos quadrados generalizados (MQG). Este modelo assume o efeito individual como uma variável aleatória e pressupõe a ausência de correlação entre o efeito não observado e as variáveis explicativas do modelo (Gujarati e Porter, 2011). A escolha entre os modelos de EF e EA é baseada no efeito não observado,  $a_{it}$ , sendo definida a partir dos resultados do teste de Hausman, cuja hipótese nula é a consistência dos estimadores de efeitos aleatórios.

Os dois modelos apresentados não permitem lidar com o problema de endogeneidade, que gera inconsistência e viés dos estimadores. É possível superar essa limitação por intermédio de modelos de dados em painel, na sua forma dinâmica, via estimações por GMM.

Tal metodologia de painel dinâmico permite que todas as variáveis explicativas sejam endógenas no modelo. Adicionalmente, há a possibilidade de presença da variável dependente defasada como variável explicativa. Esse aspecto concede caráter dinâmico ao modelo e fornece um controle para a possível existência de correlação entre os valores passados da variável dependente e os valores contemporâneos das demais variáveis explicativas. Assim, elimina-se possíveis fontes de viés dos estimadores (Baltagi, 2005).

A representação básica do modelo pode ser retratada pela seguinte especificação:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta X'_{it} + u_{it}, \quad (14)$$

em que  $X'_{it}$  representa o vetor de variáveis explicativas que podem ser estritamente exógenas, endógenas ou pré-determinadas; e  $u_{it}$  é o termo de erro.

Duas opções de metodologia para a estimação de um painel dinâmico são o GMM *Difference*, desenvolvido por Arellano e Bond (1991), e o GMM *System*, desenvolvido por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998). No estimador GMM *Difference* são utilizadas variáveis defasadas como instrumentos. No entanto, esses instrumentos podem ser fracos para variáveis que não forem estritamente exógenas, caso as defasagens estejam próximas de um passeio aleatório. Baum (2006) ainda aponta que, na maioria dos casos, o termo de erro aparece correlacionado com a variável dependente defasada. Portanto, no estimador GMM *System*, incorpora-se a hipótese adicional de que as primeiras diferenças das variáveis instrumentais não são correlacionadas com os efeitos fixos individuais. Isso permite lidar com possíveis problemas de inconsistência e de viés do estimador GMM *Difference*, que podem ocorrer quando os valores defasados das variáveis explicativas se tornam instrumentos fracos.<sup>8</sup>

Um dos problemas relacionados às estimações por GMM *System* se refere ao número de instrumentos. Conforme a dimensão temporal aumenta, o número de instrumentos pode se tornar grande em relação ao tamanho da amostra. Roodman (2009) discute essa questão, apresentando-a como problema de proliferação de instrumentos, que pode implicar a invalidação de alguns resultados assintóticos e testes de especificação. Muitos instrumentos podem sobreajustar as variáveis endógenas e não eliminar seus componentes endógenos, tornando os coeficientes viesados. A presença de muitos instrumentos também pode tornar fracos os testes Hansen e Diff-Hansen. Neste estudo, a estratégia empregada para lidar com o problema de proliferação é a combinação de instrumentos em conjuntos menores, conforme detalhado por Roodman (2009).

Já a metodologia PMG assume a forma cointegrada de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL), adaptada para o contexto de dados em painel. Segundo Pesaran, Shin e Smith (1999), os estimadores para os parâmetros de longo prazo e de correção de erros, estimados por máxima verossimilhança, são chamados de estimadores PMG para ressaltar i) o empilhamento causado pelas restrições de homogeneidade nos coeficientes de longo prazo; e ii) o cálculo da média entre os grupos usados para obter as estimativas do termo de correção de erros e dos outros parâmetros de curto prazo do modelo.

8. Com o objetivo de avaliar a consistência do estimador GMM *System*, alguns testes de especificação baseados em Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) são considerados: testes Hansen e Diff-Hansen de validade dos instrumentos e teste Arellano-Bond de correlação serial. A hipótese deste último é ausência de correlação serial, de forma que pode ocorrer autocorrelação de primeira ordem no termo de erro, mas não de segunda ordem.

Inicialmente, suponha-se uma especificação simples de um modelo ARDL ( $p, q, q, \dots, q$ ) para determinados períodos de tempo,  $t = 1, 2, \dots, T$ , e grupos,  $i = 1, 2, \dots, N$ :

$$y_{i,t} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^* y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (15)$$

em que  $X_{i,t}$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de variáveis independentes para o grupo  $i$ ;  $\mu_i$  representa os efeitos fixos;  $\lambda_{ij}$  são escalares para as defasagens das variáveis dependentes; e  $\delta_{ij}^*$  são vetores ( $k \times 1$ ) de coeficientes. Para simplificar a apresentação, são utilizados  $T$  e  $p$  iguais entre os grupos e  $q$  iguais entre grupos e regressores.

Os coeficientes de longo e curto prazos podem ser obtidos estimando o modelo na forma de correção de erros (ARDL-ECM) especificada reparametrizando a equação (15):

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' X_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (16)$$

em que  $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$  é um termo de correção de erros para o grupo  $i$ ;  $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$  são os parâmetros de longo prazo para o grupo  $i$ ;  $\lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, p-1$ ; e  $\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}$ ,  $j = 1, 2, \dots, q-1$ .

Em suma, a metodologia permite que os ajustes de curto prazo sejam diferentes entre os grupos, impondo restrições de homogeneidade apenas nos coeficientes de longo prazo. Logo, sua utilização é vantajosa, em comparação às metodologias anteriores, por considerar a eventual heterogeneidade existente entre diferentes grupos, o que pode ser essencial quando se estuda a dinâmica de gastos públicos em países tão distintos.

Para as estimações econométricas, utiliza-se a forma logarítmica da equação (12):

$$\ln G = \ln a + \alpha \ln Y + \delta_1 \ln D + \delta_2 \ln V + \beta \ln A + \phi \ln N + u. \quad (17)$$

Espera-se que  $\alpha$  seja positivo, enquanto  $\beta$  seja negativo. Além disso,  $\alpha$  maior que a unidade indicia a validade da Lei de Wagner, enquanto  $\delta_1$  negativo e  $\delta_2$  positivo apontam para a presença de ilusão fiscal causada, respectivamente, pelo endividamento e pela baixa visibilidade tributária.

## 4.2 Base de dados

Dadas as dificuldades relacionadas à disponibilidade de alguns dados, como impostos indiretos e produtividade, realizou-se o esforço de construir a amostra para um período de tempo contínuo e que incluísse um conjunto amplo de países da região da América Latina. Dessa forma, para a análise econométrica,

considera-se um painel de quinze países latino-americanos,<sup>9</sup> com diferentes níveis de desenvolvimento econômico e características territoriais e demográficas, para o período entre 2001 e 2012. Diante disso, a utilização de uma metodologia que possibilite o controle dessa heterogeneidade se mostra relevante para a confiabilidade dos resultados.

A maioria das variáveis utilizadas foi obtida no banco de dados World Development Indicators (WDI) do Banco Mundial.<sup>10</sup> Apenas os Gastos do Governo são provenientes da base do Fundo Monetário Internacional (FMI).<sup>11</sup> O conjunto de dados é composto pelas séries descritas a seguir.

- gastos do governo (G) – despesa total do governo geral, em dólares, a preços constantes de 2010;
- produto interno bruto (Y) – PIB em dólares a preços constantes de 2010;
- população (N) – população total do país;
- produtividade (A) – produtividade do trabalho no setor industrial, dada pelo valor adicionado por trabalhador na indústria, em dólares de 2010;
- déficit público (D) – receita total de impostos/despesas do governo; e
- visibilidade da receita tributária (V) – porcentagem de impostos sobre bens e serviços em relação ao total da receita fiscal do governo.

A tabela 1 reporta os resultados da estatística descritiva das variáveis convertidas na forma logarítmica.

TABELA 1  
Estatística descritiva

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão
lnG	21,989	22,144	27,493	18,788	2,096
lnY	23,578	23,664	28,482	20,133	2,038
lnN	14,836	15,021	19,117	11,591	2,053
lnA	5,240	5,265	6,437	3,777	0,660
lnD	-0,173	-0,145	0,312	-0,811	0,194
lnV	3,464	3,573	4,070	2,259	0,456

Elaboração dos autores.

9. Bahamas, Belize, Brasil, Chile, República Dominicana, El Salvador, Guatemala, Jamaica, Nicarágua, Peru, St. Lucia, São Vicente e Granadinas, Suriname, Trinidad e Tobago, Uruguai.

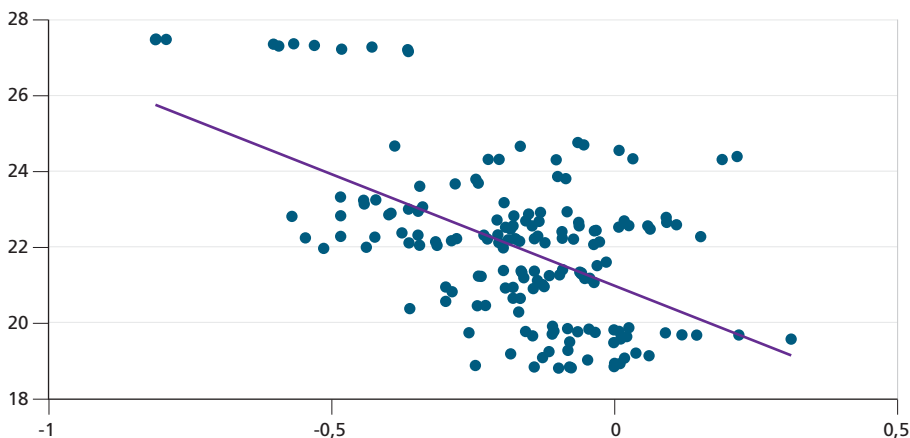
10. As séries podem ser obtidas em: WORLD BANK. *World development indicators*. 2018. Disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator?tab=all>>. Acesso em: 13 mar. 2018.

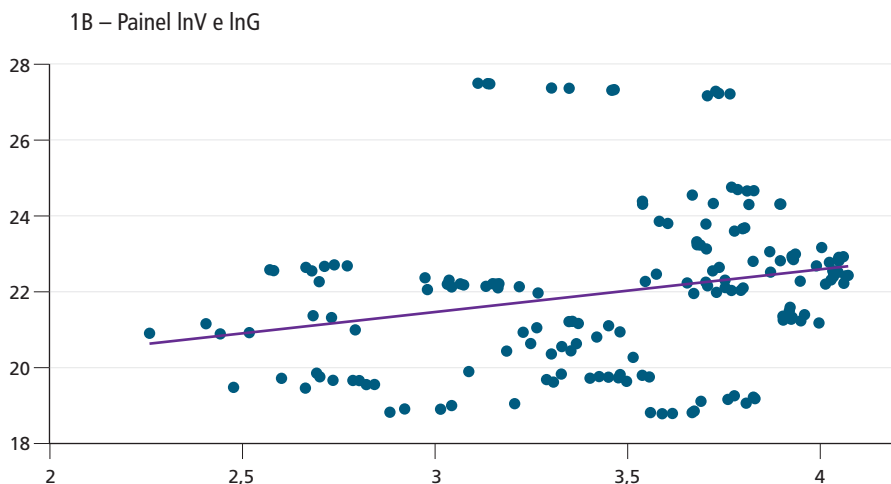
11. A série pode ser obtida em: INTERNATIONAL MONETARY FUND. *World economic outlook database*. 2018. Disponível em: <<https://bit.ly/3o2NErH>>. Acesso em: 19 mar. 2018.

A variável associada ao déficit público apresenta os menores valores para as diferentes medidas estatísticas apresentadas na tabela 1. Os valores negativos da média e mediana de  $\ln D$  apontam déficits públicos recorrentes na região. Os gastos do governo e o PIB, convertidos na forma logarítmica, apresentam resultados próximos, porém, como esperado,  $\ln Y$  possui maiores valores de média, mediana, máximo e mínimo. Por outro lado,  $\ln G$  apresenta a maior dispersão entre todas as variáveis (desvio-padrão de 2,096), indicando que as despesas públicas variam consideravelmente na amostra. Já as estatísticas descritivas da visibilidade tributária revelam a importância da tributação indireta para os governos analisados.

Dada a descrição das variáveis e dos dados utilizados nas estimações, o gráfico 1 apresenta uma relação simples entre os gastos do governo (eixo Y) e as duas variáveis utilizadas para captar o impacto da ilusão fiscal (eixo X). Os gráficos indicam a existência de uma importante correlação entre  $\ln D$  e  $\ln G$  (-0,165) e entre  $\ln V$  e  $\ln G$  (0,079), isto é, ampliações do déficit público e reduções da visibilidade tributária estão relacionados a expansões das despesas, conforme evidenciado pelos gráfico 1A e 1B, respectivamente. Para determinar em detalhes a relação entre as variáveis, são estimados modelos de demanda por dispêndio governamental e realizados testes de causalidade na próxima seção.

GRÁFICO 1

**Despesas governamentais, déficit público e visibilidade tributária**1A – Painel  $\ln D$  e  $\ln G$ 



Fontes: World economic outlook database (2018), disponível em: <<https://bit.ly/3o2NErH>>; e World development indicators (2018), disponível em: <<https://data.worldbank.org/indicator?tab=all>>. Acesso em: 13 mar. 2018.  
Elaboração dos autores.

## 5 RESULTADOS

### 5.1 Uma breve análise das séries

Antes de executar as estimações dos modelos, são realizados diversos testes para analisar as séries utilizadas. O objeto é identificar e corrigir eventuais problemas que comprometam o atendimento das condições necessárias para a aplicação dos métodos propostos e a validade dos resultados.

Para as estimações de painel por EF, EA e GMM é essencial a constatação da estacionariedade das séries. A tabela 2 apresenta os valores dos testes para as variáveis utilizadas no modelo. Os resultados lançam dúvidas sobre a estacionariedade das diversas séries, de modo que as estimações desta seção são realizadas utilizando suas primeiras diferenças.

TABELA 2  
Testes de raiz unitária

Variáveis	Teste	Estatística	Probabilidade	Estacionariedade
InG	Levin, Lin e Chu	-3,271	0,001	estacionária
	Im, Pesaran e Shin W-stat	-0,560	0,288	não-estacionária
	ADF - Fisher Chi-square	39,144	0,123	não-estacionária
	PP - Fisher Chi-square	91,895	0,000	estacionária

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Teste	Estatística	Probabilidade	Estacionariedade
lnY	Levin, Lin e Chu	-5,449	0,000	estacionária
	Im, Pesaran e Shin W-stat	-1,227	0,110	não-estacionária
	ADF - Fisher Chi-square	42,376	0,066	estacionária
	PP - Fisher Chi-square	44,306	0,045	estacionária
lnN	Levin, Lin e Chu	-2,278	0,011	estacionária
	Im, Pesaran e Shin W-stat	0,534	0,703	não-estacionária
	ADF - Fisher Chi-square	61,824	0,001	estacionária
	PP - Fisher Chi-square	36,668	0,187	não-estacionária
lnD	Levin, Lin e Chu	-3,326	0,000	estacionária
	Im, Pesaran e Shin W-stat	0,321	0,626	não-estacionária
	ADF - Fisher Chi-square	23,729	0,784	não-estacionária
	PP - Fisher Chi-square	50,690	0,011	estacionária
lnV	Levin, Lin e Chu	-2,332	0,010	estacionária
	Im, Pesaran e Shin W-stat	0,231	0,592	não-estacionária
	ADF - Fisher Chi-square	31,108	0,410	não-estacionária
	PP - Fisher Chi-square	32,004	0,367	não-estacionária
lnA	Levin, Lin e Chu	-4,690	0,000	estacionária
	Im, Pesaran e Shin W-stat	-0,815	0,208	não-estacionária
	ADF - Fisher Chi-square	38,512	0,137	não-estacionária
	PP - Fisher Chi-square	65,537	0,000	estacionária

Elaboração dos autores.

Obs.: Todos os testes foram realizados com intercepto e tendência.

Ainda na análise das variáveis, foram realizados procedimentos para detectar a presença de multicolinearidade. O primeiro teste utilizado considera o fator de inflação da variância (VIF), que é uma medida inversamente relacionada ao valor de tolerância, dado por  $1 - R_i^2$ , em que  $R_i^2$  representa o coeficiente de determinação para predição da variável  $i$  por outros regressores. Um valor de tolerância próximo a zero (VIF elevado) indica existência de colinearidade entre os regressores. Usualmente, VIFs superiores a dez são considerados como forte indicício de presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes (Hair *et al.*, 2010).

Os resultados encontram-se apresentados na tabela 3. Inicialmente, são realizados testes para as variáveis originais. Os resultados apontam presença de multicolinearidade entre as variáveis e indicam que o problema decorre principalmente da colinearidade entre as formas logarítmicas do PIB (lnY) e da população (lnN).



TABELA 3  
**Teste de multicolinearidade: fator de inflação da variância (VIF)**

Variáveis	Original		Centralizada		Primeira diferença	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
lnY	61,02	0,02	2,53	0,39	1,18	0,85
lnN	60,09	0,02	2,31	0,43	1,01	1,00
lnA	5,56	0,18	1,24	0,81	1,11	0,90
lnD	1,39	0,72	1,03	0,97	1,10	0,91
lnV	2,07	0,48	1,06	0,94	1,04	0,96
Média VIF	26,03		1,63		1,09	

Elaboração dos autores.

Dois estratégias podem ser adotadas nessa situação. Primeiramente, como a multicolenaridade não está concentrada entre os principais regressores de interesse, mas sim indica uma relação natural entre duas variáveis (renda total de um país e o tamanho de sua população), é possível manter a utilização das séries originais. A segunda possibilidade é padronizar as séries para contornar o problema da multicolinearidade estrutural. Este trabalho utiliza as duas estratégias, isto é, realiza as estimações com as séries originais e com as séries centralizadas (subtraídas de suas médias). A vantagem desse tipo de padronização é que a interpretação dos parâmetros não se altera, já que os coeficientes continuam representando a mudança média na variável dependente dada uma variação unitária em uma variável independente.

Assim, as séries padronizadas são testadas para avaliar se a multicolinearidade estrutural entre as variáveis é eliminada. Os resultados indicam que o problema não se verifica nas séries centralizadas. A presença de colinearidade também não foi detectada entre as variáveis em primeiras diferenças, as quais são utilizadas nas estimações que exigem séries estacionárias.

A segunda técnica utilizada para diagnosticar a presença de colinearidade é o *condition index* (índice de condição), que representa a colinearidade de combinações de variáveis no conjunto dos dados. A análise dos resultados se baseia em verificar se há altos *condition indexes* associados a uma proporção da variância elevada para dois ou mais coeficientes. Comumente, detecta-se a presença de colinearidade quando o *condition index* excede o valor de trinta e está associado a uma proporção de variância igual ou acima de 90% para dois ou mais regressores (Hair *et al.*, 2010).

Os resultados para as variáveis originais, centralizadas e em primeira diferença estão retratadas na tabela 4.<sup>12</sup> Seguindo a inferência obtida a partir do teste VIF, os resultados do teste *condition index* também apontam para a presença de multicolinearidade entre as variáveis originais e a ausência de multicolinearidade entre as variáveis centralizadas ou em primeira diferença. Dessa forma, para estimação dos modelos por EF, EA e GMM não é necessário adotar o procedimento de centralização das séries, uma vez que elas são não colineares em primeira diferença.

TABELA 4  
Teste de multicolinearidade: *condition index*

Dimensão	Original	Centralizada	Primeira diferença
1	1,00	1,00	1,00
2	3,65	1,30	1,30
3	16,34	1,36	1,36
4	25,87	1,46	1,46
5	43,63	1,58	1,58
6	68,17	1,77	1,77
7	294,84	3,04	3,04

Elaboração dos autores.

## 5.2 Evidências para a América Latina: estimações em painel estático e GMM

Inicialmente, duas versões da equação (17) são estimadas: a especificação original e uma versão sem a variável de produtividade, que permite considerar a dificuldade de encontrar uma *proxy* adequada para os custos do setor público. Em ambos os casos, foram acrescentadas *dummies* para controlar a heterogeneidade dos países e o impacto da crise do *subprime*. As variáveis binárias utilizadas são: *pibpc*, com valor 1 para países com PIB *per capita* maior que US\$ 10,3 mil; e *crise*, que assume valor 1 para o período pós-crise (de 2008 a 2012).

Os resultados das estimações por EF e EA, apresentados na tabela 5, indicam ausência de relação entre renda/visibilidade e despesas públicas, visto que os coeficientes não são estatisticamente significantes em ambas as especificações. Por outro lado, a inclusão da variável referente à produtividade mostrou-se relevante, pois o parâmetro estimado para  $\Delta \ln A$  é significativo nas estimações do modelo completo. Adicionalmente, o sinal negativo revela que um aumento do preço relativo reduz a demanda por bens e serviços governamentais. Já, o coeficiente para o déficit público

12. As decomposições de variância não foram reportadas, porém estão disponíveis, caso necessário. Apenas na combinação com todas as variáveis da série original foram encontrados, simultaneamente, *condition index* maior que trinta e variáveis com proporção de variância acima de 90% ( $\ln Y$  com 100% e  $\ln N$  com 96%).

é negativo e significativo em todas as estimações por EF e EA, sugerindo que um aumento do déficit público (redução de  $\Delta \ln D$ ) diminui o preço percebido e, por conseguinte, amplia a demanda pelos bens e serviço ofertado pelo setor público.

A função de demanda também é estimada por GMM, entretanto nenhum coeficiente pode ser considerado estatisticamente diferente de zero nos dois modelos estimados por esse método. O coeficiente da *dummy* para PIB *per capita* é, também, estatisticamente insignificante em todas as estimações, apontando para a baixa capacidade de controle da heterogeneidade das séries por meio da inclusão desta variável.

Para solucionar o problema, são estimados modelos incluindo termos de interação entre diferentes *dummies* e as variáveis do modelo original para controlar as diferenças existentes entre os países (tabelas 6 a 9). Essa estratégia permite verificar se os efeitos das variáveis diferem entre países com características distintas, por exemplo, se o efeito de uma variação do PIB diverge entre países pouco habitados e aqueles com grande população.

TABELA 5  
Resultados EF, EA e GMM: modelos com *dummies*, *pibpc* e *crise*

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
L. $\Delta \ln G$	-	-	-0,308* (0,183)	-	-	-0,249 (0,399)
$\Delta \ln Y$	-0,873 (1,779)	-1,338 (2,101)	-0,208 (1,089)	-0,525 (1,671)	-1,093 (2,029)	-0,309 (2,428)
$\Delta \ln N$	-5,403 (13,915)	-0,743 (1,370)	-27,356 (73,206)	-7,427 (12,659)	-0,831 (1,323)	-28,454 (80,956)
$\Delta \ln D$	-0,278*** (0,074)	-0,297*** (0,077)	-0,251 (0,327)	-0,308*** (0,068)	-0,314*** (0,074)	-0,262 (0,363)
$\Delta \ln V$	-0,118 (0,125)	-0,096 (0,105)	-0,095 (0,260)	-0,146 (0,130)	-0,117 (0,111)	-0,145 (0,291)
$\Delta \ln A$	-	-	-	-0,382* (0,181)	-0,292* (0,150)	-0,272 (1,125)
C	0,148 (0,225)	0,098 (0,084)	0,382 (0,841)	0,161 (0,215)	0,090 (0,082)	0,477 (0,842)
<i>pibpc</i>	-	0,051 (0,046)	-	-	0,054 (0,047)	-0,237 (1,002)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
<i>crise</i>	-0,107 (0,108)	-0,111 (0,110)	-0,066 (0,089)	-0,102 (0,107)	-0,107 (0,109)	-0,064 (0,118)
Observações	165	165	150	165	165	150
Teste Hausman	0,887	0,887	-	0,944	0,944	-
AR(2)	-	-	0,350	-	-	0,584
Hansen Test	-	-	1,000	-	-	1,000
Diff-Hansen Test	-	-	0,990	-	-	0,980

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representa significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

3. Apenas os p-valores dos testes são apresentados.

4. *Dummy* no modelo de EF foi omitida por colinearidade.5. No modelo GMM, as estimações foram feitas utilizando o comando *collapse* para lidar com problema de proliferação de instrumentos.

A primeira especificação testada inclui a interação entre a *dummy pib*, que assume valor unitário para países com renda superior a US\$ 49 bilhões, e todas as variáveis do modelo (tabela 6). Na estimação da especificação completa por EF, o coeficiente para PIB (1,010) é significativo, mas não é estaticamente maior que 1, lançando dúvidas sobre a validade da Lei de Wagner. Já no modelo sem a inclusão da produtividade, o coeficiente associado ao PIB (0,827) é estatisticamente inferior à unidade. Ademais, os parâmetros estimados para o déficit público (-0,275 na especificação sem a produtividade, e -0,301 na especificação completa) são significantes e negativos, apontando para efeitos de ilusão fiscal causados por endividamento. As demais variáveis não são estatisticamente diferentes de zero, e os termos de interação insignificantes, mesmo quando considerados em conjunto (teste F).

TABELA 6

**Resultados EF, EA e GMM: modelos com termos de interação entre *dummy pib* e variáveis explicativas**

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
L. $\Delta$ lnG	-	-	-0,459 (0,584)	-	-	-0,165 (0,328)
$\Delta$ lnY	0,827*** (0,149)	0,651** (0,279)	0,417 (0,873)	1,010*** (0,190)	0,854*** (0,253)	0,574 (1,138)
$\Delta$ lnN	-0,731 (4,426)	-1,956 (1,859)	17,382 (19,796)	-2,447 (4,880)	-1,681 (1,810)	43,556 (47,094)
$\Delta$ lnD	-0,275*** (0,086)	-0,269*** (0,088)	1,005 (0,966)	-0,301*** (0,086)	-0,294*** (0,087)	0,056 (0,822)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
$\Delta \ln V$	-0,029 (0,036)	-0,035 (0,038)	0,309 (0,405)	-0,046 (0,039)	-0,047 (0,039)	-0,101 (0,178)
$\Delta \ln A$	-	-	-	-0,203 (0,116)	-0,171 (0,111)	-0,295 (0,233)
C	-0,144 (0,139)	0,050 (0,035)	0,293* (0,164)	-0,121 (0,134)	0,042 (0,031)	0,352 (0,000)
$\text{pib}^* \Delta \ln Y$	-4,389 (4,956)	-4,172 (4,323)	-5,541 (4,759)	-3,699 (4,506)	-3,670 (4,160)	-3,351 (4,436)
$\text{pib}^* \Delta \ln N$	43,084 (44,537)	6,222 (8,497)	-78,342 (53,461)	39,419 (42,676)	4,826 (8,116)	-154,165 (151,386)
$\text{pib}^* \Delta \ln D$	0,428 (0,530)	0,254 (0,363)	0,147 (1,075)	0,416 (0,536)	0,299 (0,423)	-0,227 (0,937)
$\text{pib}^* \Delta \ln V$	-0,869 (1,147)	-0,662 (1,013)	-1,166 (2,032)	-0,841 (1,149)	-0,683 (1,037)	-1,069 (2,101)
$\text{pib}^* \Delta \ln A$	-	-	-	-0,844 (0,720)	-0,746 (0,666)	-0,674 (2,502)
Observações	165	165	150	165	165	150
Teste F	0,621	0,000	0,180	0,456	0,000	0,000
Teste Hausman	0,891	0,891	-	0,995	0,995	-
AR(2)	-	-	0,575	-	-	0,667
Teste Hansen	-	-	1,000	-	-	1,000
Teste Diff-Hansen	-	-	1,000	-	-	1,000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representa Significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

3. Apenas os p-valores dos testes são apresentados.

4. *Dummy* no modelo de EF foi omitida por colinearidade.5. No modelo GMM, as estimações foram feitas utilizando o comando *collapse* para lidar com problema de proliferação de instrumentos.

Da mesma forma, nas estimações por EA, apenas os coeficientes associados a produto (0,651 e 0,854) e déficit (-0,269 e -0,294) apresentam significância estatística. O efeito da ilusão fiscal da dívida é novamente observado, todavia o valor para  $\Delta \ln Y$  é menor que 1 nas duas especificações estimadas, contestando a presença do fenômeno descrito por Wagner (1883). Embora os termos de interação não sejam estatisticamente diferentes de zero, são significantes quando considerados em conjunto. Por outro lado, todos os parâmetros estimados por GMM são insignificantes estatisticamente, com exceção da constante, significativa a 10% no modelo sem inclusão da variável de produtividade. Por fim, os testes Hansen e Diff-Hansen mostraram p-valores iguais a 1, mesmo após realizado o procedimento de controle do problema de proliferação de instrumentos, sugerindo que o tamanho da amostra pode ser pequeno em relação à quantidade de instrumentos.

A seguir é estimada a especificação que inclui a interação entre a *dummy* para países com renda *per capita* elevada (*pibpc*) e todas as variáveis do modelo (tabela 7). Nas estimações em EF e EA, mesmo a 10%, apenas o coeficiente para produtividade (-0,474 e -0,431) é significativo, no caso do modelo completo. As elasticidades-preço indicam que preços relativos mais elevados estão relacionados à menor demanda por bens e serviços providos pelo Estado. Uma vez mais, todos os parâmetros estimados via GMM não são estatisticamente diferentes de zero e, novamente em função do tamanho pequeno da amostra, resultados dos testes Hansen e Diff-Hansen apresentaram p-valores iguais a 1, apesar da utilização da combinação de instrumentos em conjuntos menores. Além disso, os termos de interação não são significantes, individual e conjuntamente, em todas as metodologias utilizadas.

TABELA 7  
Resultados EF, EA e GMM – modelos com termos de interação entre *dummy pibpc* e variáveis explicativas

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
L.ΔlnG	-	-	-0,215 (0,216)	-	-	-0,144 (0,401)
ΔlnY	-1,703 (2,588)	-2,313 (3,038)	1,962 (1,864)	-1,252 (2,431)	-1,767 (2,823)	0,301 (1,459)
ΔlnN	21,151 (30,287)	2,282 (3,281)	53,020 (143,112)	20,141 (30,286)	1,849 (3,129)	15,556 (24,864)
ΔlnD	-0,021 (0,279)	-0,117 (0,230)	-0,254 (0,555)	-0,080 (0,255)	-0,135 (0,227)	-0,183 (0,456)
ΔlnV	-0,241 (0,262)	-0,087 (0,164)	-0,085 (0,309)	-0,198 (0,247)	-0,099 (0,177)	-0,479 (0,734)
ΔlnA	-	-	-	-0,474* (0,253)	-0,431* (0,240)	-0,632 (0,621)
C	-0,133 (0,193)	0,040 (0,031)	-0,053 (0,399)	-0,131 (0,194)	0,029 (0,025)	-0,082 (0,215)
<i>pibpc</i> *ΔlnY	2,658 (2,591)	2,946 (2,872)	-2,592 (2,355)	2,314 (2,436)	2,565 (2,723)	3,313 (5,321)
<i>pibpc</i> *ΔlnN	-19,404 (30,583)	-3,341 (4,603)	-169,938 (363,941)	-19,552 (30,626)	-2,356 (4,208)	-27,954 (50,868)
<i>pibpc</i> *ΔlnD	-0,297 (0,285)	-0,162 (0,222)	-0,247 (0,480)	-0,259 (0,263)	-0,167 (0,226)	-1,623 (1,636)
<i>pibpc</i> *ΔlnV	0,230 (0,263)	0,081 (0,168)	0,066 -	0,165 (0,249)	0,081 (0,180)	0,046 (0,381)
<i>pibpc</i> *ΔlnA	-	-	-	0,326 (0,253)	0,352 (0,246)	-0,014 (0,923)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
Observações	165	165	150	165	165	150
Teste F	0,862	0,707	0,740	0,135	0,207	0,276
Teste Hausman	0,864	0,864	-	0,993	0,993	-
AR(2)	-	-	0,470	-	-	0,808
Teste Hansen	-	-	1,000	-	-	1,000
Teste Diff-Hansen	-	-	0,997	-	-	1,000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representa significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

3. Apenas os p-valores dos testes são apresentados.

4. *Dummy* no modelo de EF foi omitida por colinearidade.5. No modelo GMM, as estimações foram feitas utilizando o comando *collapse* para lidar com problema de proliferação de instrumentos.

Quatro outras especificações são apresentadas pelas tabelas 8 e 9: nas duas primeiras, os modelos estimados contam com termos de interação entre a *dummy pop* para os países mais populosos da América Latina (mais de 16 milhões de habitantes) e todas as variáveis originais do modelo; enquanto, nas demais, os modelos são acrescidos de termos de interação entre a *dummy* para países de renda elevada (acima de US\$ 49 bilhões) e as variáveis originais.

Nas estimações por EF, a elasticidade-renda é significativa a 1% em todas as especificações, mas é superior à unidade apenas nas estimações para o modelo completo (1,044 e 1,010). Entretanto, os valores não são estatisticamente diferentes de 1, levantando indícios mistos quanto à validade da Lei de Wagner. Por outro, nas estimações por EA, a elasticidade é menor que a unidade e significativa apenas a 10%, na especificação reduzida, e a 5%, na especificação completa, questionando novamente a existência da relação apregoada pela Lei de Wagner na América Latina.

TABELA 8

**Resultados EF, EA e GMM: modelos com termos de interação entre *dummy pop* e variáveis explicativas**

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
L. $\Delta$ lnG	-	-	-0,151 (0,156)	-	-	-0,699 (0,827)
$\Delta$ lnY	0,819*** (0,114)	0,533* (0,308)	1,868 (1,138)	1,044*** (0,167)	0,707** (0,315)	8,255 (5,340)
$\Delta$ lnN	-1,522 (3,302)	-2,452 (2,076)	-5,251 (18,891)	-3,850 (3,992)	-2,240 (1,922)	-84,639 (0,000)
$\Delta$ lnD	-0,255*** (0,078)	-0,247*** (0,082)	0,206 (0,000)	-0,289*** (0,077)	-0,274*** (0,079)	0,326 (0,335)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
$\Delta \ln V$	-0,024 (0,033)	-0,031 (0,036)	0,066 (0,000)	-0,045 (0,036)	-0,047 (0,036)	0,145 (0,18)
$\Delta \ln A$	-	-	-	-0,244* (0,114)	-0,193* (0,106)	-0,604 (1,012)
C	0,059 (0,083)	0,062 (0,041)	0,252 (0,277)	0,070 (0,072)	0,056 (0,036)	0,652 (0,483)
$\rho \rho^* \Delta \ln Y$	-17,409 (14,815)	-12,269 (8,318)	-13,252 (9,443)	-16,614 (14,164)	-11,867 (7,814)	-8,758 (14,387)
$\rho \rho^* \Delta \ln N$	34,937 (33,953)	23,801 (19,319)	-29,283 (121,031)	34,865 (33,547)	22,336 (17,623)	32,316 (155,976)
$\rho \rho^* \Delta \ln D$	1,315 (1,254)	0,834 (0,776)	-0,089 (1,018)	1,371 (1,341)	0,954 (0,892)	-3,556 (2,205)
$\rho \rho^* \Delta \ln V$	-2,454 (2,396)	-2,201 (1,945)	-1,749 (1,812)	-2,373 (2,380)	-2,174 (1,955)	-0,141 (2,038)
$\rho \rho^* \Delta \ln A$	-	-	-	-1,178 (1,413)	-1,738 (1,868)	3,269 (6,595)
Observações	165	165	150	165	165	150
Teste F	0,426	0,000	0,295	0,008	0,000	0,007
Teste Hausman	0,936	0,936	-	0,959	0,959	-
AR(2)	-	-	0,214	-	-	0,326
Teste Hansen	-	-	1,000	-	-	1,000
Teste Diff-Hansen	-	-	1,000	-	-	1,000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representa significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

3. Apenas os p-valores dos testes são apresentados.

4. *Dummy* no modelo de EF foi omitida por colinearidade.5. No modelo GMM, as estimações foram feitas utilizando o comando *collapse* para lidar com problema de proliferação de instrumentos.

TABELA 9

**Resultados EF, EA e GMM: modelos com termos de interação entre *dummies pib* e *pop* e variáveis explicativas**

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
L. $\Delta \ln G$	-	-	-1,400* (0,739)	-	-	-1,261 (1,174)
$\Delta \ln Y$	0,827*** (0,151)	0,553* (0,332)	4,659 (5,529)	1,010*** (0,193)	0,686** (0,336)	-27,612 (29,050)
$\Delta \ln N$	-0,731 (4,484)	-2,588 (2,124)	-59,489 (75,952)	-2,447 (4,961)	-2,368 (1,962)	314,204 (385,052)

(Continua)



(Continuação)

Variáveis	Especificação reduzida			Especificação completa		
	EF	EA	GMM	EF	EA	GMM
$\Delta \ln D$	-0,275*** (0,087)	-0,264*** (0,091)	1,621 (1,159)	-0,300*** (0,087)	-0,285*** (0,090)	6,770 (8,135)
$\Delta \ln V$	-0,029 (0,036)	-0,038 (0,041)	1,306 (0,976)	-0,046 (0,039)	-0,050 (0,041)	-0,109 (0,238)
$\Delta \ln A$	–	–	–	-0,203 (0,118)	-0,152 (0,110)	5,665 (5,511)
C	0,053 (0,085)	0,063 (0,041)	1,356 (1,208)	0,068 (0,075)	0,057 (0,037)	-2,944 (3,668)
$\text{pib}^* \Delta \ln Y$	-0,083 (0,223)	-0,135 (0,167)	1,119 (7,425)	0,459* (0,241)	0,330 (0,232)	-69,742 (66,328)
$\text{pib}^* \Delta \ln N$	0,855 (8,309)	0,548 (1,107)	-198,133 (548,944)	-8,819 (9,085)	-0,886 (0,996)	–
$\text{pib}^* \Delta \ln D$	0,148 (0,096)	0,084 (0,228)	7,646 (10,324)	-0,080 (0,098)	-0,062 (0,214)	-34,103 (34,456)
$\text{pib}^* \Delta \ln V$	0,134 (0,087)	0,242** (0,096)	-1,412 (9,768)	0,200** (0,088)	0,293*** (0,094)	6,927 (7,870)
$\text{pib}^* \Delta \ln A$	–	–	–	-0,422* (0,227)	-0,426** (0,170)	16,706 (14,171)
$\text{pop}^* \Delta \ln Y$	-17,334 (15,009)	-12,160 (8,452)	-16,348 (15,470)	42,281 (34,707)	23,302 (18,195)	–
$\text{pop}^* \Delta \ln N$	33,291 (34,941)	23,365 (19,875)	75,442 (522,804)	-17,039 (14,399)	-12,189 (7,978)	132,146 (128,899)
$\text{pop}^* \Delta \ln D$	1,187 (1,269)	0,768 (0,837)	-6,087 (11,860)	1,462 (1,362)	1,029 (0,953)	44,022 (41,982)
$\text{pop}^* \Delta \ln V$	-2,582 (2,429)	-2,437 (2,020)	2,468 (10,613)	-2,571 (2,420)	-2,463 (2,029)	-11,769 (8,157)
$\text{pop}^* \Delta \ln A$	–	–	–	-0,797 (1,445)	-1,353 (1,883)	-44,903 (38,566)
Observações	165	165	150	165	165	150
Teste F	0,120	0,000	0,000	0,001	0,000	0,247
Teste Hausman	0,996	0,996	–	0,999	0,999	–
AR(2)	–	–	0,192	–	–	0,430
Teste Hansen	–	–	1,000	–	–	1,000
Teste Diff- -Hansen	–	–	1,000	–	–	1,000

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representa significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

3. Apenas os p-valores dos testes são apresentados.

4. *Dummy* no modelo de EF foi omitida por colinearidade.5. No modelo GMM, as estimações foram feitas utilizando o comando *collapse* para lidar com problema de proliferação de instrumentos.

Tanto por EF, quanto por EA, conforme apresentado nas tabelas 8 e 9, o parâmetro estimado para déficit é significativo a 1%, apontando para a presença de efeitos de ilusão fiscal causados por endividamento. Já o coeficiente para produtividade é significativo apenas na especificação completa, quando se incluem termos de interação da população com todas as variáveis do modelo e somente a 10%.

Os termos de interação apresentam significância conjunta em todos os modelos estimados por EA. Por outro lado, nos modelos estimados por EF, eles são conjuntamente significantes apenas nas duas especificações em que se inclui a variável de produtividade. Todavia, há significância individual de alguns desses termos apenas nas especificações com maior quantidade de interações. No caso do GMM, os resultados para a significância conjunta dos termos de interação se diferem entre os modelos. Por fim, novamente, nenhum parâmetro estimado por GMM é significativo. A única exceção é a variável dependente defasada na especificação mais ampla para o modelo sem produtividade.

Além das especificações cujos resultados foram apresentados, são testadas dezenas de outros modelos com diferentes combinações de termos de interação como exercício de robustez.<sup>13</sup> As estimações por GMM apresentam, frequentemente, todos os coeficientes insignificantes estatisticamente. Já as estimações por EF e EA fornecem indícios mistos sobre a ocorrência do fenômeno descrito por Wagner (1883) e sobre o comportamento do eleitor-contribuinte frente a uma alteração do preço relativo dos bens e serviços governamentais. Os efeitos de ilusão fiscal causada por dívida são recorrentes e consistentes. Por outro lado, casos de significância individual dos termos de interação são escassas, enquanto de significância conjunta estão mais presentes.

Em conjunto, as estimações por EF e EA permitem algumas considerações importantes. Em primeiro lugar, os resultados apontam, de maneira robusta, para efeitos de ilusão fiscal causada pelo endividamento. Por outro lado, existem indícios mistos sobre a validade da Lei de Wagner e sobre a importância da flutuação dos preços relativos nas decisões dos eleitores-contribuintes. Em relação à escolha entre os modelos de EF e EA, os resultados do teste de Hausman apontaram consistência dos estimadores de EA em todas as especificações.

Apesar da relevância dos resultados, as estimações encontram importantes obstáculos. Os termos utilizados para controlar a heterogeneidade entre os países são corriqueiramente insignificantes. Em todas as estimações por GMM, as variáveis originais da função de demanda por bens e serviços providos pelo setor público não são estatisticamente diferentes de zero. Adicionalmente, mesmo utilizando combinações de instrumentos em conjuntos menores para evitar o problema de

---

13. Os resultados não são reportados, porém estão disponíveis, caso necessário.

proliferação, as probabilidades para os testes Hansen e Diff-Hansen são muito próximos a 1 em todos os modelos, evidenciando que o número de instrumentos ainda pode ser grande em relação ao tamanho da amostra e os componentes endógenos podem não ter sido totalmente expurgados. Como resposta a esses problemas, diferentes especificações da função de demanda são estimadas por PMG, que permite controlar melhor as diferenças entre as nações e obter de coeficientes de longo prazo e de ajustamentos de curto prazo.

### 5.3 Evidências para a América Latina: estimações em PMG

A tabela 10 apresenta os resultados dos testes de cointegração de Pedroni (1999). Na maioria dos casos, a hipótese nula de ausência de cointegração pode ser rejeitada a 1%. Dessa forma, os testes indiciam a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as despesas governamentais e as demais variáveis do modelo.

TABELA 10  
Teste de cointegração de Pedroni

Original					
Within-dimension			Between-dimension		
Teste	Estatística	Probabilidade	Teste	Estatística	Probabilidade
<i>Panel v-Statistic</i>	-2,851	0,998	<i>Group <math>\rho</math>-Statistic</i>	5,385	1,000
<i>Panel <math>\rho</math>-Statistic</i>	3,819	1,000	<i>Group PP-Statistic</i>	-13,544	0,000
<i>Panel PP-Statistic</i>	-9,413	0,000	<i>Group ADF-Statistic</i>	-5,009	0,000
<i>Panel ADF-Statistic</i>	-3,991	0,000			
Centralizado					
Within-dimension			Between-dimension		
Teste	Estatística	Probabilidade	Teste	Estatística	Probabilidade
<i>Panel v-Statistic</i>	-3,527	1,000	<i>Group <math>\rho</math>-Statistic</i>	4,236	1,000
<i>Panel <math>\rho</math>-Statistic</i>	3,193	0,999	<i>Group PP-Statistic</i>	-13,936	0,000
<i>Panel PP-Statistic</i>	-11,464	0,000	<i>Group ADF-Statistic</i>	-8,552	0,000
<i>Panel ADF-Statistic</i>	-6,153	0,000			

Elaboração dos autores.

A tabela 11 exibe os coeficientes de longo prazo estimados via PMG. A parte superior apresenta os resultados das estimações com as séries originais, enquanto a inferior relata os resultados para as séries centralizadas. Inicialmente, com as séries originais, considera-se a possibilidade de que a demanda por despesas governamentais seja determinada apenas pelo nível de produto e o tamanho da população. A elasticidade-renda da demanda (1,049) é estatisticamente significativa e indica que um aumento percentual da renda leva a um aumento de 1,049% do dispêndio

público. Por ser superior à unidade, o coeficiente indica que o fenômeno descrito por Wagner (1883) pode ser observado na região.

TABELA 11  
PMG: coeficientes de longo prazo

Especificação	lnY	lnN	lnV	lnD	lnA	
Original	Modelo 1	1,049*** (0,055)	1,321*** (0,151)	-	-	-
	Modelo 2	0,880*** (0,043)	0,1250 (0,245)	-0,255*** (0,033)	-	-
	Modelo 3	1,027*** (0,035)	1,387*** (0,116)	-	-0,118*** (0,030)	-
	Modelo 4	0,949*** (0,108)	-0,647** (0,253)	0,319*** (0,038)	-0,442*** (0,048)	-
	Modelo 5	0,981*** (0,139)	-2,759*** (0,550)	0,116* (0,061)	-0,760*** (0,103)	0,103 (0,096)
Centralizado	Modelo 1	1,049*** (0,055)	1,321*** (0,151)	-	-	-
	Modelo 2	1,020*** (0,043)	1,411*** (0,157)	-0,014 (0,013)	-	-
	Modelo 3	1,027*** (0,035)	1,387*** (0,116)	-	-0,118*** (0,030)	-
	Modelo 4	0,949*** (0,108)	-0,647** (0,253)	0,319*** (0,038)	-0,442*** (0,048)	-
	Modelo 5	0,512*** (0,066)	0,259 (0,168)	-0,013 (0,028)	-0,005 (0,039)	0,704*** (0,054)

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. \*, \*\*, \*\*\* representa significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

2. Erros-padrão robustos entre parênteses.

O modelo 2 adiciona à especificação anterior uma variável para captar efeitos de ilusão fiscal causados pela baixa visibilidade da tributação (lnV). Os resultados não apontam para a importância da Lei de Wagner na explicação das despesas públicas, pois a elasticidade-renda estimada (0,880) indica que um aumento percentual do PIB induz um crescimento menos que proporcional dos gastos públicos. Por outro lado, o coeficiente para lnV (-0,255) é significativo e assinala que uma redução da participação de tributos indiretos na arrecadação total leva a uma ampliação das despesas. Esse efeito é oposto ao esperado pela interpretação da teoria da ilusão fiscal. Porém, é possível que o resultado seja fruto da omissão de importantes variáveis que são testadas a seguir.

No modelo 3, a causa de ilusão fiscal testada é alterada, substituindo a visibilidade da tributação pelo termo de déficit fiscal (lnD). A mudança torna a elasticidade-renda superior à unidade novamente. Já o parâmetro estimado para o déficit (-0,118) é negativo e significativo estatisticamente. Logo, os resultados indicam tanto a presença do fenômeno descrito por Wagner (1883) quanto de efeitos de ilusão fiscal causados pelo financiamento público via endividamento.

A possibilidade de presença de ilusão fiscal gerada por ambas as causas é testada no modelo 4. O coeficiente para lnV (0,319) é significativo e, agora, positivo. Seu valor indica que um aumento de 1% na participação da tributação indireta amplia em 0,319% o dispêndio dos governos latino-americanos. Outra vez, o parâmetro estimado para lnD (-0,442) é significativo e negativo, indicando que um aumento do déficit público prejudica a percepção do eleitor-contribuinte quanto ao preço-tributo cobrado e, desse modo, amplia os gastos governamentais. O impacto da dívida é muito superior ao encontrado no modelo anterior, indicando que considerar individualmente as causas de ilusão fiscal induz uma análise que ignora a influência da baixa visibilidade da tributação e subestima o efeito da ilusão por endividamento. Nessa estimação, o coeficiente para a renda (0,949) é, uma vez mais, inferior a 1, indicando a invalidade da Lei de Wagner para a América Latina.

Por último, o modelo 5 avalia se desconsiderar o efeito da flutuação do preço relativo (lnA) prejudica a interpretação dos determinantes das despesas públicas. Os efeitos de ilusão fiscal causada pela baixa visibilidade tributária (0,116) se tornaram significantes apenas a 10%. A elasticidade-renda (0,981) se mantém inferior, contudo muito próximo à unidade, enquanto o coeficiente para endividamento (-0,760) aumenta razoavelmente. O parâmetro estimado para a produtividade (0,103) é estatisticamente insignificante e possui sinal oposto ao esperado, gerando questionamentos sobre a importância de sua inclusão nas investigações para a América Latina.

As interpretações não se alteram nos modelos 1, 3 e 4 estimados com as séries centralizadas (painel inferior da tabela 11). No modelo 2, o coeficiente para lnV se torna insignificante, reforçando a possibilidade de omissão de importantes variáveis testadas nos demais modelos. No modelo 5, os parâmetros estimados para população, visibilidade tributária e déficit público são estatisticamente insignificantes, enquanto a elasticidade-renda permanece significativa, mas assume o menor valor estimado entre todas as especificações (0,512). Por fim, a elasticidade preço relativo (0,704) se torna significativa a 1%, porém permanece com o sinal oposto ao esperado e assume um valor elevado: um aumento percentual do custo dos bens e serviços do setor público amplia em 0,7% a demanda por tais bens. Assim, os resultados com as séries centralizadas robustecem as observações originais.

Ressalta-se, portanto, os resultados dos modelos 4 na explicação da despesa pública na América Latina. A estimação econométrica revela a forte presença de efeitos de ilusão fiscal causada pela baixa visibilidade tributária e pelo financiamento via dívida pública. Além disso, a elasticidade-renda da demanda por bens e serviços providos pelo Estado sugerem que a Lei de Wagner não possui um papel importante na explicação da evolução dos gastos públicos na região. A conclusão é compatível com os resultados obtidos por Iyare e Lorde (2004) e Akitoby *et al.* (2006), que encontram indícios contra a presença do fenômeno nos gastos públicos totais da maioria dos governos caribenhos e latino-americanos, respectivamente. As exceções encontradas pelos autores parecem fruto de questões locais, uma vez que os dois trabalhos não fornecem evidências de que haja uma tendência de crescimento do dispêndio público, explicada pela Lei de Wagner, na região.

Por fim, o termo de publicidade dos bens e serviços governamentais, calculado a partir da expressão  $\phi = (\beta + 1)(\eta - 1) + \eta - \alpha$ , é igual a 0,651 nas estimações para a quarta especificação, indicando a forte presença de gastos com bens privados. Os resultados, conjuntamente, permitem conjecturar que os governos latino-americanos mantêm uma série de despesas que beneficiam determinados grupos de interesse em detrimento do desejo da maioria da sociedade, que não possui uma percepção clara, devido à ilusão fiscal, dos valores efetivamente pagos para a manutenção dos gastos públicos.

A tabela 12 reporta os termos de correção de erros (ECM) estimados, que permite analisar a estabilidade da relação de longo prazo e a velocidade do ajustamento.<sup>14</sup> Os resultados indicam uma relação estável, visto que todos os coeficientes são significantes a 1%, e que entre 44,6% e 74,8% dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo são corrigidos no ano seguinte.

TABELA 12  
PMG: dinâmica de curto prazo

Especificação		ECM(-1)	Probabilidade
Original	Modelo 1	-0,746	0,000
	Modelo 2	-0,648	0,000
	Modelo 3	-0,712	0,000
	Modelo 4	-0,557	0,001
	Modelo 5	-0,446	0,002

(Continua)

14. Apenas os valores de ECM são reportados, uma vez que os coeficientes de curto-prazo se diferem entre os países. Os coeficientes médios e individuais estão disponíveis, caso necessário.

(Continuação)

Especificação		ECM(-1)	Probabilidade
	Modelo 1	-0,746	0,000
	Modelo 2	-0,748	0,000
Centralizado	Modelo 3	-0,712	0,000
	Modelo 4	-0,557	0,001
	Modelo 5	-0,593	0,000

Elaboração dos autores.

Finalmente, cabe analisar se há indícios de causalidade, já que as estimações são baseadas apenas em correlações. Para tanto, foram realizados dois tipos de testes de causalidade. O primeiro deles possui o formato convencional de um teste de causalidade de Granger, ampliado para o caso de painéis, e assume que todos os parâmetros são similares entre todos os países. O outro teste foi desenvolvido por Dumitrescu e Hurlin (2012) e se baseia na estimação individual da regressão de causalidade de Granger, ou seja, assume que todos os parâmetros se diferem entre os países. As estatísticas de teste são calculadas como médias dos testes individuais de significância (Estatística- $\bar{W}$ ) e uma versão padronizada da estatística (Estatística- $\bar{Z}$ ).

Como os testes são baseados em estimações entre duas variáveis, eles geram resultados idênticos quando aplicados às séries centralizadas e originais. De tal forma, os resultados reportados na tabela 13 se aplicam a ambos os conjuntos de dados.

TABELA 13  
Testes de causalidade

Hipótese nula	Teste de causalidade de Granger		Teste de causalidade de Dumitrescu-Hurlin		
	Estatística-F	Probabilidade	Estatística-W	Estatística-Z	Probabilidade
InY → InG	0,154	0,695	5,656	6,712	0,000
InG → InY	1,531	0,218	1,112	-0,343	0,732
InN → InG	0,685	0,409	6,408	7,878	0,000
InG → InN	9,195	0,003	2,689	2,104	0,035
InF → InG	0,008	0,928	2,138	1,249	0,212
InG → InF	1,174	0,280	2,369	1,608	0,108
InD → InG	0,186	0,667	3,657	3,607	0,000
InG → InD	7,336	0,007	2,012	1,053	0,292
InA → InG	0,301	0,584	2,389	1,639	0,101
InG → InA	0,153	0,696	2,285	1,477	0,140

Elaboração dos autores.

Ao desconsiderar completamente a heterogeneidade entre os países, o teste convencional conclui incorretamente que nenhuma das variáveis causa os gastos públicos. Os resultados do teste de Dumitrescu-Hurlin indicam que as variações do produto, da população e do endividamento causam variações do dispêndio governamental. Novamente, a importância das flutuações de preços relativo na demanda por despesas públicas é contestada, reforçando que as análises devem ser centradas no modelo 4. Adicionalmente, rejeita-se a hipótese keynesiana de que ampliações de despesas sejam eficazes para estimular a atividade econômica. Dessa forma, os resultados contestam tanto a hipótese keynesiana quanto a Lei de Wagner. Por fim, o teste questiona a existência de efeitos de ilusão fiscal causadas pela redução da visibilidade tributária.

## 6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo buscou contribuir para a literatura empírica relacionada à ilusão fiscal realizando uma aplicação para economias da América Latina. Segundo Dell’Anno e Mourão (2012), os países da região apresentam elevados índices de ilusão fiscal, possibilitando o uso de estratégias que resultam no aumento dos gastos do governo. Embora essa constatação mostre a relevância do tema para a região, poucos são os estudos empíricos voltados para análise das economias latino-americanas.

Na estratégia empírica, buscou-se construir uma análise econométrica ampla que permitisse lidar com os problemas associados à composição da amostra e às limitações dos métodos utilizados. A disponibilidade de dados restringiu a amostra a um conjunto pequeno de países. Além disso, os países apresentam grande heterogeneidade de tamanho e nível de desenvolvimento. Nesse sentido, foram estimados diversos modelos de dados em painel, com base em diferentes métodos e especificações.

Os resultados obtidos a partir das estimações por efeito fixo e efeito aleatório indicam, de maneira robusta, a existência de efeitos de ilusão fiscal associados ao endividamento público. Por outro lado, não há consenso quanto à validade da Lei de Wagner e à importância da flutuação dos preços relativos nas decisões dos eleitores-contribuintes.

As estimações por GMM se mostraram inconclusivas, visto que os coeficientes estimados não são significantes estatisticamente e que os testes Diff-Hansen revelaram que componentes endógenos podem não ter sido totalmente expurgados. Ademais, a grande maioria dos termos utilizados para controlar as diferenças entre os países não se mostrou estatisticamente diferente de zero. Em conjunto, as diversas dificuldades enfrentadas revelaram a necessidade de uma estratégia mais adequada para contornar a heterogeneidade que caracteriza as nações latino-americanas.



O estimador PMG, ao permitir lidar com a heterogeneidade da amostra fornecendo controles para as diferenças entre os países, mostrou-se mais apropriado às investigações pretendidas neste estudo. Os resultados encontrados nas estimações indicam a presença de efeitos de ilusão fiscal causada tanto pela baixa visibilidade tributária quanto pelo financiamento via dívida pública. Por outro lado, não há indícios de validade da Lei de Wagner, ou seja, de que a demanda por progresso social possua um papel central na explicação da expansão dos gastos públicos na região. Ou seja, os resultados respondem ao problema de pesquisa sugerindo que os efeitos de ilusão fiscal são importantes determinantes da dinâmica do dispêndio público na América Latina, uma vez que apenas a hipótese de Lei de Wagner pode ser rejeitada.

As evidências encontradas permitem conjecturar que a percepção incorreta do financiamento governamental, devido à baixa visibilidade tributária e aos déficits públicos, possibilita que os governos das nações latino-americanas realizem uma série de despesas que beneficiam especialmente determinados grupos de interesse, como revelado pela elevada presença de gastos com bens privados. Assim, orçamentos públicos equilibrados e estruturas tributárias mais simples e visíveis podem ser importantes mecanismos para tornar o tamanho e a alocação dos gastos governamentais mais compatíveis com os anseios gerais da sociedade.

Pesquisas adicionais são importantes para avançar a discussão na região. Sugere-se que os próximos trabalhos estendam a modelagem para considerar outras possíveis fontes de ilusão fiscal, em especial a complexidade do sistema tributário, ou seja, se a concentração da estrutura tributária tem impactado a percepção dos eleitores-contribuintes. Além disso, outras *proxies* para o custo dos bens e serviços providos pelo setor público podem ser testadas a fim de contornar as dificuldades encontradas neste estudo.

## REFERÊNCIAS

ABBOTT, A.; JONES, P. Fiscal illusion and cyclical government expenditure: State Government Expenditure in the United States. **Scottish Journal of Political Economy**, v. 63, n. 2, p. 177-193, 2016.

AKITOBY, B. *et al.* Public spending, voracity, and Wagner's Law in developing countries. **European Journal of Political Economy**, v. 22, n. 4, p. 908-924, 2006.

ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations. **Review of Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.

ARELLANO, M.; BOVER, O. Another look at the instrumental-variable estimation of error-components models. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.

ASHWORTH, J. Spurious in Mexico: a comment on Wagner's law. **Public Finance = Finances publiques**, v. 49, n. 2, p. 282-286, 1994.

\_\_\_\_\_. The empirical relationship between budgetary deficits and government expenditure growth: An examination using cointegration. **Public Finance**, v. 50, n. 1, p. 1-18, 1995.

BALTAGI, H. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. New Delhi: Tech Books, 2005.

BANZHAF, H. S.; OATES, W. E. On fiscal illusion and Ricardian equivalence in local public finance. **National Bureau of Economic Research**, n. W18040, p. 1-34, 2012.

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

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

BAUM, C. F. **An introduction to modern econometrics using stata**. Boston: Stata Press, 2006.

BAUMOL, W. J. Macroeconomics of unbalanced growth: the anatomy of urban crisis. **The American Economic Review**, v. 57, n. 3, p. 415-426, 1967.

BAYRAKDAR, S.; DEMEZ, S.; YAPAR, M. Testing the validity of Wagner's Law: 1998-2004, the case of Turkey. **Procedia-Social and Behavioral Sciences**, v. 195, p. 493-500, 2015.

BERGSTROM, T. C.; GOODMAN, R. D. Private demands for public goods. **American Economic Review**, v. 63, n. 3, 1973.

BIRD, R. M. Wagner's Law of expanding state activity. **Public Finance**, v. 26, n. 1, p. 1-26, 1971.

BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, n. 1, p.115-143, 1998.

BORCHERDING, T. E.; DEACON, R. T. The demand for the services of non-federal governments. **American Economic Review**, v. 62, n. 5, p. 891-901, 1972.

BORGE, L. E. *et al.* Cost disease in defense and public administration: Baumol and politics. **Public Choice**, v. 175, n. 1, p. 1-18, 2018.

BUCHANAN, J. **Fiscal theory and political economy**. Chapel Hill: The University of North Carolina Press, 1960.

\_\_\_\_\_. **Public finance in democratic process: fiscal institutions and individual choice**. Chapel Hill: University of North Carolina Press, 1967.

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

CAPLAN, B. **The myth of the rational voter**. Princeton: Princeton University Press, 2007.

CHANG, T. An econometric test of Wagner's law for six countries based on cointegration and error-correction modelling techniques. **Applied economics**, v. 34, n. 9, p. 1157-1169, 2002.

CHETTY, R.; LOONEY, A.; KROFT, K. Salience and taxation: theory and evidence. **American Economic Review**, v. 99, n. 4, p. 1145-1177, 2009.

CHRISTOPOULOS, D.; TSIONAS, E. Testing the Buchanan-Wagner hypothesis: European evidence from panel unit root and cointegration tests. **Public Choice**, v. 115, n. 3-4, p. 439-453, 2003.

CONGLETON, R. D. Rational ignorance, rational voter expectations, and public policy: a discrete informational foundation for fiscal illusion. **Public Choice**, v. 107, n. 1-2, p. 35-64, 2001.

CRAIGWELL, R. Government Deficits and Spending in Barbados: an empirical test of the Buchanan-Wagner Hypothesis. **Public Finance**, v. 46, p. 373-381, 1991.

DELL'ANNO, R.; DOLLERY, B. E. Comparative fiscal illusion: a fiscal illusion index for the European Union. **Empirical Economics**, v. 46, n. 3, p. 937-960, 2014.

DELL'ANNO, R.; MOURÃO, P. R. Fiscal illusion around the World: an analysis using the structural equation approach. **Public Finance Review**, v. 40, n. 2, p. 270-299, 2012.

DOLLERY, B. E.; WORTHINGTON, A. The impact of fiscal illusion on housing values: an Australian test of the debt illusion hypothesis. **Public Budgeting & Finance**, v. 15, n. 3, p. 63-73, 1995a.

\_\_\_\_\_. State expenditure and fiscal illusion in Australia: a test of the revenue complexity, revenue elasticity and paper hypotheses. **Economic Analysis & Policy**, v. 25, n. 2, p. 125-140, 1995b.

\_\_\_\_\_. The empirical analysis of fiscal illusion. **Journal of Economic Surveys**, v. 10, n. 3, p. 261-297, 1996.

DOWNS, A. An economic theory of political action in a democracy. **Journal of Political Economy**, v. 65, n. 2, p. 135-150, 1957.

DUMITRESCU, E.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. **Economic Modelling**, v. 29, n. 4, p. 1450-1460, 2012.

EDELMAN, M. **The politics of misinformation**: communication, society and politics. Cambridge: Cambridge University Press, 2001.

FUNASHIMA, Y.; HIRAGA, K. Wagner's law, fiscal discipline, and intergovernmental transfer: empirical evidence at the US and German state levels. **International Tax and Public Finance**, v. 24, n. 4, p. 652-677, 2017.

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.

GEMMELL, N.; MORRISSEY, O.; PINAR, A. Fiscal illusion and the demand for government expenditures in the UK. **European Journal of Political Economy**, v. 15, n. 4, p. 687-704, 1999.

\_\_\_\_\_. Fiscal illusion and political accountability: theory and evidence from two local tax regimes in Britain. **Public Choice**, v. 110, n. 3-4, p. 199-224, 2002.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.

HAIR, J. F. *et al.* **Multivariate Data Analysis**. 7. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2010.

HAYO, B. No further evidence of Wagner's law for Mexico. **Public Finance = Finances publiques**, v. 49, n. 2, p. 287-294, 1994.

HAYEK, F. A. The use of knowledge in society. **The American Economic Review**, v. 35, n. 4, p. 519-530, 1945.

HEYNDELS, B.; SMOLDERS, C. Tax complexity and discal illusion. **Public Choice**, v. 85, n. 1-2, p. 127-141, 1995.

IYARE, S. O.; LORDE, T. Co-integration, causality and Wagner's law: tests for selected Caribbean countries. **Applied Economics Letters**, v. 11, n. 13, p. 815-825, 2004.

JAÉN-GARCÍA, M. Empirical analysis of Wagner's Law for the Spain's regions. **International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences**, v. 1, n. 1, p. 1-17, 2011.

KARAGIANNI, S.; PEMPETZOGLOU, M. Evidence for non-linear causality between public spending and income in the European Union countries. **Journal of Applied Business Research (JABR)**, v. 25, n. 1, p. 69-82, 2011.

KEHO, Y. Threshold cointegration, asymmetric causality and Wagner's Law: the African experience revisited. **International Journal of Economics and Finance**, v. 9, n. 5, p. 171-180, 2017.

KOLLURI, B. R.; PANIK, M. J.; WAHAB, M. S. Government expenditure and economic growth: evidence from G7 countries. **Applied Economics**, v. 32, n. 8, p. 1059-1068, 2000.

LIN, C. More evidence on Wagner's Law for Mexico. **Public Finance = Finances publiques**, v. 50, n. 2, p. 267-277, 1995.

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.

MILL, J. S. **Princípios de economia política**: com algumas aplicações à filosofia social. Tradução de Luiz João Baraúna. São Paulo: Nova Cultura, 1996 [1848].

MOURÃO, P. R. The economics of illusion: a discussion based on fiscal illusion. **Journal of Public Finance and Public Choice (Economia delle scelte pubbliche)**, v. 25, n. 1, p. 67-86, 2007.

MURTHY, N. R. Further evidence of Wagner's law for Mexico: an application of cointegration analysis. **Public Finance = Finances publiques**, v. 48, n. 1, p. 92-96, 1993.

NARAYAN, P. K.; NIELSEN, I.; SMYTH, R. Panel data, cointegration, causality and Wagner's Law: Empirical evidence from Chinese provinces. **China Economic Review**, v. 19, n. 2, p. 297-307, 2008.

NARAYAN, S.; RATH, B. N.; NARAYAN, P. K. Evidence of Wagner's Law from Indian states. **Economic Modelling**, v. 29, n. 5, p. 1548-1557, 2012.

OATES, W. E. The nature and measurement of fiscal illusion: A survey. *In*: BRENNAN, G.; GREWEL, B.; GROENWEGEN, S. P. (Ed.). **Taxation and Fiscal Federalism**: Essays in Honour of Russell Mathews. Sydney: Australia University Press, 1988.

PAYNE, J. E.; EWING, B. T. International evidence on Wagner's hypothesis: a cointegration analysis. **Public Finance = Finances publiques**, v. 51, n. 2, p. 258-274, 1996.

PRADO, P. H. M.; SILVA, C. G. Lei de Wagner, ilusão fiscal e causalidade entre receitas e despesas: uma análise das finanças públicas brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 22, n. 2, p. 115-140, 2018.

PUVIANI, A. **La teoria della illusione finanziaria**. Milão: Remo Sandon, 1903.

ROODMAN, D. A note on the theme of too many instruments. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SAUSGRUBER, R.; TYRAN, J. Testing the Mill hypothesis of fiscal illusion. **Public Choice**, v. 122, n. 1, p. 39-68, 2005.

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.

STIGLER, G. J. The economics of information. **Journal of Political Economy**, v. 69, n. 3, p. 213-225, 1961.

TANZI, V. **Government versus markets: the changing economic role of the state**. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.

TASSEVEN, O. The Wagner's Law: time series evidence for Turkey, 1960-2006. **Dogus University Journal**, v. 12, n. 1, p. 304-316, 2011.

TOBIN, D. Economic liberalization, the changing role of the state and "Wagner's Law": China's development experience since 1978. **World Development**, v. 33, n. 5, p. 729-743, 2005.

THORNTON, J. The growth of public expenditure in Latin America: A test of 'Wagner's Law'. **Cuadernos de Economía**, v. 35, n. 105, p. 255-263, 1998.

VITORINO, A. F. M. **Ilusão fiscal: Uma análise comparativa para os países da UE**. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Economia, Universidade do Porto, Portugal, 2016.

WAGNER, A. H. **Finanzwissenschaft**. Leipzig: C F Winter, 1883.

WAGNER, R. Revenue structure, fiscal illusion and budgetary choice. **Public Choice**, v. 25, n. 1, p. 45-61, 1976.

Data da submissão em: 11 dez. 2018.

Primeira decisão editorial em: 2 abr. 2019.

Última versão recebida em: 18 jun. 2019.

Aprovação final em: 2 jul. 2019.