**Estimular o nível de atividade econômica ou aumentar alíquota tributária? Uma investigação empírica sobre os determinantes da arrecadação do ICMS**

**Stimulate the level of economic activity or increase tax rate? An empirical investigation on the determinants of ICMS tax collection**

**Área 5 – Economia do Setor Público**

Jailison Weilly Silveira[[1]](#footnote-1)†

Secretaria do Tesouro Nacional

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha[[2]](#footnote-2)§§

Secretaria do Tesouro Nacional

**Resumo**

O estudo busca mensurar a sensibilidade da arrecadação do ICMS em relação à atividade econômica e à alíquota tributária, a partir da estimação das elasticidades de arrecadação do ICMS em relação a essas variáveis. Utilizando-se uma base de dados em painel em nível estadual no período entre 1997 e 2013, os resultados obtidos a partir da estimação de modelos estáticos com efeitos fixos e modelo dinâmico segundo a metodologia proposta por Arellano e Bond (1991) indicam que o estímulo ao nível de atividade econômica exerce uma maior contribuição à arrecadação do ICMS do que a elevação de alíquota tributária.

**Palavras-Chave:** arrecadação do ICMS, alíquota tributária, nível de atividade econômica, elasticidade

**Abstract**

The aim of this study is to measure the sensitivity of the ICMS collection in relation to economic activity and the tax rate, from the estimation of the ICMS revenue elasticities with respect to these variables. Using a state-level panel database in the period between 1997 and 2013, the results obtained from the estimation of static models with fixed effects and dynamic model according to the methodology proposed by Arellano and Bond (1991) indicate that the stimulus at the level of economic activity exerts a greater contribution to ICMS tax collection than the increase in the tax rate.

**Keyword:** collection of ICMS, tax rate, level of economic activity, elasticity

**JEL Classification:** H00, H21, C51

**1. Introdução**

Os grandes desafios econômicos enfrentados no Brasil, caracterizados pelo baixo crescimento econômico, trajetória crescente de endividamento público e crise fiscal dos governos subnacionais, exigem a necessidade de ajustes e de reorientação do processo de planejamento fiscal em todos os entes da federação. Visando o enfrentamento dessa situação, uma das medidas de austeridade fiscal em análise é a elevação da carga tributária por meio de alterações nas alíquotas associadas ao Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), que é a principal fonte de arrecadação tributária dos Estados e do Distrito Federal, aos quais atribui-se pela Constituição Federal de 1988 a competência tributária para instituir esse tributo.

A arrecadação de ICMS é a principal fonte de receita tributária estadual do país, sendo um importante instrumento de políticas públicas, pois os governantes podem atuar, por exemplo, na administração das alíquotas de produtos ou na concessão de benefícios fiscais para atrair novos investimentos. Entretanto uma política governamental mal desenhada em relação ao ICMS pode incorrer em falhas de governo, cujas consequências podem resultar em guerra fiscal ou sonegação de impostos, por exemplo.

Dada a importância desse tributo para fins de políticas públicas, surge um questionamento: qual é o principal determinante para aumentar a arrecadação tributária do ICMS: estimular o nível de atividade econômica[[3]](#footnote-3) ou elevar a alíquota deste tributo? Visando responder a esse questionamento, o objetivo geral desse estudo é mensurar a sensibilidade da arrecadação do ICMS em relação à atividade econômica e à alíquota tributária, a partir da estimação das elasticidades da arrecadação do ICMS em relação a essas variáveis. Para este fim, e utilizando-se uma base de dados em painel com informações em nível estadual no período compreendido entre 1997 e 2013, propõe-se como objetivos específicos a análise da estacionariedade de séries históricas de variáveis diretamente relacionadas ao tema em análise, assim como a estimação de modelos econométricos estáticos e dinâmicos de uma curva de Laffer a fim de obter os valores de elasticidades de regressores que afetam diretamente a arrecadação do ICMS.

Duas hipóteses deverão ser testadas. A primeira hipótese se baseia no fato de que o estímulo ao nível de atividade econômica poderá trazer maiores benefícios ao processo de consolidação fiscal dos governos subnacionais devido aos efeitos *spillovers* sobre a arrecadação tributária, do que a elevação das alíquotas tributárias desse tributo. A segunda hipótese, por sua vez, se fundamenta no apoio às políticas tributárias, via elevação de alíquotas, com a finalidade de aumentar a arrecadação tributária do ICMS, dado que o estímulo ao nível de atividade econômica é insuficiente para o equilíbrio das contas públicas dos Estados e Distrito Federal.

Alguns estudos já foram feitos visando a estimação de elasticidades do ICMS em relação ao nível de atividade econômica, mas o foco da pesquisa era bastante distinto do proposto no presente estudo. Por exemplo, Gobetti, Gouvêa e Schettini (2010) estimaram o resultado fiscal primário estrutural (livre da influência de flutuações no produto interno bruto (PIB) e no preço do petróleo) para o governo central e administrações públicas no período de 1997 ao segundo trimestre de 2010, adaptando a metodologia do Fundo Monetário Internacional (FMI) para levar em conta particularidades do caso brasileiro. Esse procedimento exigiu que se estimasse o PIB tendencial e as elasticidades por grupamento de receitas dos principais componentes do orçamento com relação ao PIB (inclusive elasticidade ICMS-PIB) e ao preço do petróleo.

Schettini et al. (2011) estimaram o resultado primário estrutural e o impulso fiscal das administrações públicas brasileiras de 1997 a 2010. Foram realizados dois ajustes: (i) inicialmente, foram identificadas receitas não recorrentes; e (ii) após esta primeira correção, ajustaram-se as receitas para os efeitos cíclicos do produto e do preço do petróleo (no caso dos royalties e participações especiais). As elasticidades (incluindo elasticidade do ICMS em relação ao PIB) e a trajetória de longo prazo das séries de referência foram obtidas utilizando-se modelos na forma de espaço de estados, estimados por filtro de Kalman. Os resultados mostram a relevância do resultado estrutural no contexto do atual debate sobre credibilidade e rigidez das regras fiscais, bem como sua importância para análises da orientação da política fiscal brasileira.

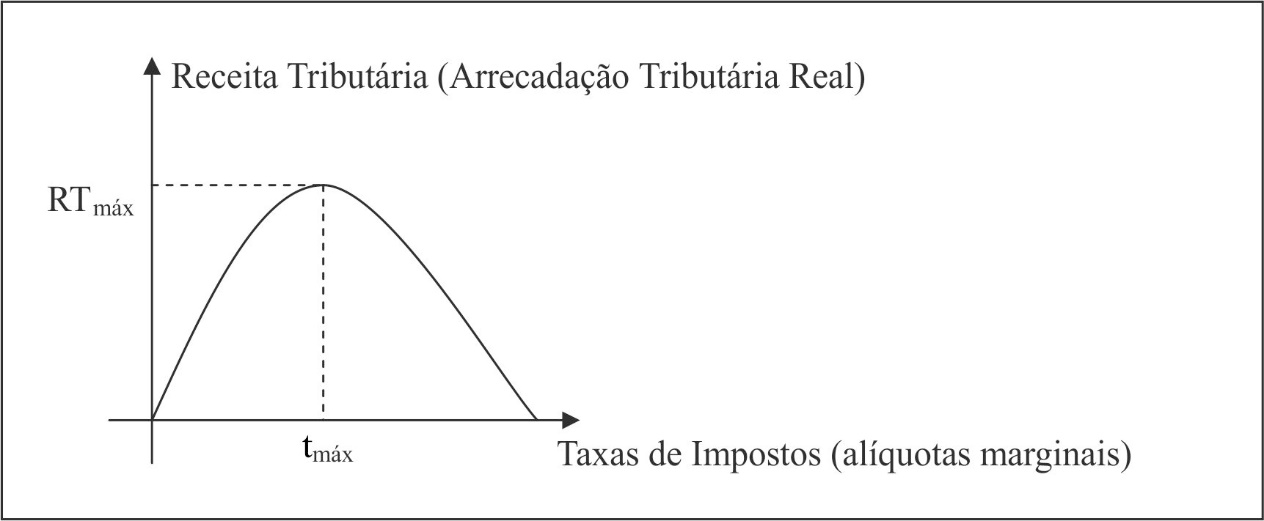
No que se refere especificamente à análise de fatores determinantes da arrecadação do ICMS, é interessante destacar o estudo de Marques Júnior e Oliveira (2015), os quais analisaram a evolução da arrecadação do ICMS e do Valor Adicionado Bruto (VAB), *proxy* para o nível de atividade econômica, do Estado do Rio Grande do Sul ao longo do período 1995-2012. A partir de modelos econométricos, estimaram-se as elasticidades de curto e de longo prazo da arrecadação de ICMS em relação ao VAB. Os resultados indicam que a arrecadação de ICMS é elástica ao nível de atividade econômica no longo prazo, porém inelástica no curto prazo.

Esse estudo encontra-se dividido da seguinte forma. A próxima seção descreve uma breve revisão de literatura brasileira sobre a Curva de Laffer. A terceira seção descreve a estratégia empírica aqui utilizada. A quarta seção trata de detalhar a construção da base de dados em painel e o tratamento feito nas variáveis em análise. A quinta seção reporta os resultados obtidos quanto à análise de estacionariedade, estimação econométrica e análise de causalidade. Por fim, a última seção informa não apenas as conclusões do estudo a partir desse exercício empírico, mas principalmente as implicações de política para gestores públicos e *policymaker*s.

**2. Revisão de Literatura para o Caso Brasileiro**

A Curva de Laffer mostra o efeito de variações na alíquota do imposto sobre a receita tributária, conforme pode ser visto na figura 1 a seguir. Observa-se que, a princípio, a curva sobe quando as alíquotas tributárias se afastam de zero, mas, adiante, a curva começa a declinar. Em outras palavras, a Curva de Laffer mostra que as receitas tributárias reais inicialmente crescem à medida que a taxa marginal de tributação cresce, alcançam um ponto máximo (ponto ótimo de alíquota que gera uma receita tributária máxima, alíquota marginal correspondente à arrecadação máxima ou ponto de maximização) e, em seguida, declinam com outros incrementos na taxa marginal de tributação[[4]](#footnote-4).

**Figura 1:** A Curva de Laffer



A literatura internacional apresenta diversos estudos que buscaram testar essa curva empiricamente. Mas em relação à literatura brasileira, as contribuições são poucas. Por exemplo, Albuquerque (2001) argumentou que a arrecadação se comportaria de acordo com uma Curva de Laffer, apresentando grandes perdas de peso morto e baixa arrecadação líquida, a qual seria decorrente da erosão da base de incidência com a elevação da alíquota.

Por sua vez, Ferrigno (2006) utilizou a metodologia de fronteira estocástica para analisar a evasão do ICMS no Distrito Federal, que seria provocada por alterações nas variáveis de política tributária, utilizando-se para isso uma base de dados em painel referente à arrecadação do ICMS e composta por 46 setores, abrangendo os anos 1999 e 2002. A estimação de um modelo de fronteira estocástica permitiu observar a existência de uma relação negativa entre ineficiência arrecadadora (isto é, evasão fiscal) e a média das alíquotas nominais estabelecidas pela legislação sobre o ICMS do Distrito Federal. Os resultados obtidos indicaram que alíquotas tributárias maiores nem sempre favoreceram a elevação da sonegação do ICMS por parte dos contribuintes. No que se refere à Curva de Laffer, tratar-se-ia de uma das causas para a queda na arrecadação, ao atingir um específico ponto, tendo em vista que são gerados tanto incentivos positivos quanto negativos para as firmas contribuintes, responsáveis pela decisão de sonegar.

Luquini, Cruz e Castro (2017) estimam uma Curva de Laffer para o Brasil entre os anos 1996 a 2014, a fim de verificar qual a carga tributária real que propicia o máximo de arrecadação real possível. Ao estimar uma equação quadrática log-linear via mínimos quadrados ordinários, constatou-se que o ponto de máximo da carga tributária real que irá maximizar as receitas é de 40,37%, sendo este maior do que o dado observado no Brasil em 2014.

O presente estudo contribui à literatura brasileira sobre o tema ao estimar uma curva de Laffer para o ICMS, em modelos estáticos e dinâmico, investigando-se em qual trecho dessa curva estariam, em média, os Estados brasileiros em termos agregados e verificando-se, nesse sentido, que os ganhos advindos da elevação da alíquota tributária seriam pouco significativos frente aos ganhos a serem obtidos por meio do estímulo à atividade econômica.

**3. Estratégia Empírica**

A equação quadrática na forma logarítmica a ser estimada é dada por (1), no caso do modelo dinâmico e por (1a) no caso dos modelos estáticos:

(1)

(1a)

As equações (1) e (1a) têm com parte de sua referência os estudos que tiveram como objetivo estimar a Curva de Laffer, ao regredir a receita tributária total em função de alíquotas médias (ou marginais) da economia e de seu respectivo quadrado para obter o ponto crítico, em que a receita tributária total atingia o valor máximo (STUART, 1981; VAN RAVESTEIN & VIJLBRIEF, 1988; FULLERTON, 1982; HSING, 1996; HEIJMAN & VAN OPHEM, 2005).

A elasticidade da arrecadação em relação ao PIB informará qual a variação percentual da arrecadação dada uma variação percentual do PIB. Da mesma forma, a elasticidade da arrecadação em relação à alíquota tributária informará qual a variação percentual da arrecadação dada uma variação percentual da alíquota tributária. A estimação dessas duas elasticidades permitirá, assim, avaliar as principais ferramentas disponíveis ao gestor público para fins de formulação de políticas públicas, visando a arrecadação do ICMS.

Koester e Priesmer (2012) consideram três diferentes concepções de elasticidade da receita tributária: (a) a elasticidade base-renda, que considera a relação entre as bases tributárias e as variáveis macroeconômicas; (b) a elasticidade receita-renda, que leva em consideração a relação entre a receitas tributárias e o PIB e (c) a elasticidade receita-base, que relaciona as receitas tributárias com as respectivas bases tributárias.

No presente estudo, serão utilizados conceitos de elasticidades similares. Nos modelos estáticos, a elasticidade da arrecadação tributária em relação ao PIB, ou elasticidade receita-renda, será dada por:

A elasticidade da arrecadação em relação ao PIB será constante e igual ao coeficiente estimado. Por exemplo, se o coeficiente estimado for aproximadamente igual a unidade, e estatisticamente significante, pode-se alegar que, dentro da estrutura tributária, a arrecadação tributária do ICMS apresenta tendência de crescimento igual ao do PIB.

Já a elasticidade da arrecadação do ICMS em relação à alíquota tributária será dada por:

Espera-se que essa elasticidade dependa do nível em que se encontra a alíquota tributária, e ainda, que haja uma relação inversa entre a elasticidade da arrecadação em relação a essa variável e o nível da alíquota tributária.

No modelo dinâmico, a elasticidade da arrecadação tributária contemporânea em relação à arrecadação defasada será dada por:

No longo prazo, a arrecadação tributária de equilíbrio será a mesma para qualquer t, portanto:

=

Assim, teremos:

(1b)

E as elasticidades de longo prazo serão dadas da seguinte forma:

Da mesma forma, espera-se uma relação positiva entre ICMS e PIB, dado pela equação (2b) e que haja relação inversa entre a elasticidade da arrecadação em relação a essa variável e o nível da alíquota tributária, dado pela equação (3b).

A determinação da estacionariedade das variáveis é um passo crucial, uma vez que a utilização de estimações econométricas com variáveis não estacionárias poderá resultar em regressões espúrias. A Tabela 1 a seguir resume as principais características dos Testes de Raízes Unitárias em Dados de Painel, os quais serão comentados a seguir.

Os testes de raízes unitárias em dados de painel podem ser divididos em dois grupos. O primeiro grupo incorpora os testes que assumem a existência de um processo de raiz unitária comum, tal que os parâmetros para persistência em cada unidade (ou grupo) possuam a mesma estrutura autorregressiva (no caso, processo autorregressivo de ordem um), além de permitir a existência do efeito individual. Pode-se citar os testes propostos por Levin, Lin e Chu (2002) e Breitung (2000), que podem ser considerados como sendo um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com dados agrupados. A hipótese nula é a de que cada série do painel seja integrada de ordem um, ou seja, não há estacionariedade em nível para todos os indivíduos. Por sua vez, a hipótese alternativa admite que todas as séries sejam estacionárias (em nível), uma vez que o termo autorregressivo é comum para todos os indivíduos do painel, sendo denominada também de hipótese alternativa homogênea. Em resumo, Levin, Lin e Chu (2002) generalizaram o teste de raiz unitária individual ADF para painéis com erros correlacionados serialmente heterogêneos, efeitos fixos e tendências determinísticas individuais.

O segundo grupo incorpora os testes que permitem a existência de um processo individual de raiz unitária de forma que os parâmetros de persistência podem variar livremente para cada unidade (grupo). A estatística de teste proposta por Im, Pesaran e Shin (2003) é o resultado de uma média das estatísticas-*t* de Dickey-Fuller sobre cada unidade do painel, em que a hipótese nula assume que todas as séries são não estacionárias, ao passo que, na hipótese alternativa, pelo menos uma série (ou uma parcela de séries) é estacionária com coeficientes autorregressivos distintos, também definida por hipótese alternativa heterogênea. Esse teste assume a estrutura do teste ADF ao permitir que as defasagens para a variável dependente possam ser inseridas, o que possibilita a autocorrelação do erro para cada série. Em resumo, Im, Pesaran e Shin (2003) propuseram um teste de raiz unitária em dados de painel que permite a presença de um coeficiente autorregressivo heterogêneo sob a hipótese alternativa.

**Tabela** 1 – Resumo das principais características dos testes de raízes unitárias em dados de painel

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Testes** | **LLC** | **Breitung** | **IPS** | **ADF-Fisher** | **PP-Fisher** |
| H0 | Presença de raiz unitária | Presença de raiz unitária | Presença de raiz unitária | Presença de raiz unitária | Presença de raiz unitária |
| H1 | Ausência de raiz unitária | Ausência de raiz unitária | Pelo menos 1 unidade *cross-section* sem raiz unitária | Pelo menos 1 unidade *cross-section* sem raiz unitária | Pelo menos 1 unidade *cross-section* sem raiz unitária |
| Componentes determinísticos possíveis | Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência | Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência | Efeitos fixos e efeito individual e tendência | Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência | Nenhuma variável exógena, efeitos fixos e efeito individual e tendência |
| Método de autocorrelação | Defasagens | Defasagens | Defasagens | Defasagens | Kernel |
| Tipo de painel | Balanceado | Balanceado | Balanceado | Balanceado e não balanceado | Balanceado e não balanceado |

**Fonte:** Baltagi (2013, cap. 12). Elaboração dos autores.

Já os testes ADF-Fisher e o PP-Fisher (BALTAGI, 2013, cap. 12, p. 275-287) não levam em conta as estatísticas-*t*, mas derivam da combinação dos valores-*p* de cada teste de raiz unitária individual. Maddala e Wu (1999) e Choi (2001) propuseram testes de raiz unitária em dados de painel, do tipo Fisher, em que se combina os valores-*p* de testes de raiz unitária individual. Os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) Tipo Fisher e Phillips-Perron (PP) não exigem que o painel seja balanceado, nem possua comprimento idêntico de defasagens nas regressões individuais. Todavia, nesses dois testes, os valores-*p* precisam ser obtidos a partir de simulações de Monte Carlo. Maddala e Wu (1999) argumentam que o teste Tipo Fisher com valores-*p* obtidos via técnicas de *bootstrap s*ão uma excelente escolha para se testar também cointegração em painéis não estacionários.

Quanto à estimação da equação da Curva de Laffer, considere o seguinte modelo dinâmico, em que *t* representa o tempo e *i* representa a unidade *cross-section* do painel:

Em que é a variável dependente. Note que e são vetores de variáveis explicativas, correntes e defasadas, respectivamente. O termo representa os efeitos constantes no tempo, e o termo representa os efeitos específicos no tempo. Os termos , , e são coeficientes desconhecidos a serem estimados. O termo de erro variante no tempo é serialmente não correlacionado com média zero e variância .

Arellano e Bond (1991) sugerem que o método dos momentos generalizados (GMM) resolve problemas de estimativas ineficientes, ao empregar instrumentos adicionais obtidos por meio da utilização de condições ortogonais que existem entre o termo de erro e a variável dependente defasada. Assim, a abordagem GMM explora, de maneira ótima, todas as restrições de momentos lineares especificadas pelo modelo, sendo a principal vantagem dessa metodologia. Argumenta-se que na equação (5) não é necessariamente zero, mas deve ser zero, consistente com fato de que os estimadores GMM são baseados na ausência de correlação de segunda ordem em diferenças e na ausência de correlação de primeira ordem em nível. Caso se assuma a hipótese de que os termos de erro não são correlacionados, espera-se que seja ortogonal à história das variáveis *X* e *Y* de tal modo que podem ser usados como instrumentos válidos para . Se segue um processo de médias móveis de ordem 1, MA(1), então o conjunto de instrumentos irá incluir . A saber, os primeiros instrumentos válidos se iniciam a partir da terceira defasagem, mas não a partir da segunda defasagem, porque os distúrbios diferenciados seguem um processo MA(2). Logo, é fundamental que não exista uma correlação serial de ordem superior para se ter um conjunto válido de instrumentos independentes dos resíduos. Isso pode ser examinado por meio do Teste de Hansen-Sargan de restrições de sobre-identificação e estatísticas de autocorrelação.

O estimador GMM-DIFF de Arellano e Bond (1991), o qual é baseado em variáveis em primeiras diferenças, elimina efeitos específicos e instrumentaliza todas as variáveis potencialmente endógenas com suas próprias defasagens em nível.

A etapa final dessa estratégia empírica se baseia na análise da relação de causalidade entre as variáveis aqui utilizadas. O conceito de causalidade de Granger (1969) está relacionado com a capacidade de uma variável ajudar na previsão do comportamento de outra variável de interesse. Não se trata de uma causalidade no sentido estrito em que uma variável determina o comportamento de outra, mas sim da existência de uma relação de precedência temporal estatisticamente significante. Apesar da aplicação do teste de causalidade de Granger aos modelos de séries temporais ser bastante extensa, nos modelos de dados em painel a literatura ainda é bastante recente e ainda não consolidada. As regressões bivariadas em um contexto de dados em painel assumem a seguinte forma:

As diferentes formas de teste de causalidade em painel se diferem nas suposições feitas sobre a homogeneidade dos coeficientes através das entidades cross-section. Por exemplo, pode-se tratar os dados em painel como um grande conjunto de dados empilhados, e então aplica-se o teste de causalidade de Granger na forma usual, com a exceção de não deixar que os dados de uma unidade *cross-section* entre nos valores defasados dos dados da próxima unidade *cross-section*. Esse método assume que todos os coeficientes são os mesmos através de todas as entidades *cross-section*, ou seja:

A abordagem do teste de causalidade de Granger proposta por Dumitrescu-Hurlin (2012) faz uma suposição oposta extrema, permitindo que todos os coeficientes sejam diferentes através das entidades *cross-section*:

O Teste de Causalidade de Granger-Dumitrescu-Hurlin considera duas dimensões de heterogeneidade: a heterogeneidade do modelo de regressão usado para testar a causalidade de Granger por um lado, e a possível heterogeneidade das relações de causalidades ao longo da dimensão *cross-section*, por outro lado. Sob a hipótese nula de que não existe relação de causalidade para qualquer das unidades cross-section do painel (ou seja, não causalidade homogênea), três estatísticas de teste podem ser calculadas: (i) a média das estatísticas Wald individuais para as *i*-ésima unidades *cross-section* ; (ii) a correspondente estatística padronizada em momentos assintóticos e (iii) uma estatística padronizada aproximada semi-assintótica capaz de acomodar os problemas de pequenas amostras .

**4. Base de Dados e Tratamento das Variáveis**

Neste estudo, utiliza-se uma base de dados em painel balanceado em termos anuais, contendo variáveis no nível estadual, em que para todos os períodos de tempo *t* (anos), encontram-se disponíveis todas as informações relativas às *i-*ésima unidade de corte transversal (Estados), tal que o número de observações será .

A variável PIB será um número índice do PIB estadual a preços básicos de 1997 a 2013, com base em 1995, obtido junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)[[5]](#footnote-5).

Como *proxy* para alíquota tributária do ICMS, utilizou-se a alíquota tributária efetiva média macroeconômica sobre o consumo, obtida a partir da contribuição de Gadelha *et al.* (2017). Tomando-se como referência a metodologia utilizada por Mendoza, Razin e Tesar (1994), Gadelha *et al.* (2017) calcularam alíquotas tributárias efetivas médias macroeconômicas que incidem sobre o consumo, a renda do trabalho e a renda do capital, utilizando-se dados de arrecadação tributária e das contas nacionais para a economia brasileira no período de 1997 a 2013. De maneira breve, a metodologia de Mendoza, Razin e Tesar (1994) estima a distorção decorrente da cobrança de um tributo, em um modelo com um agente representativo, por meio do cálculo da diferença observada entre rendas e preços, antes e depois da tributação. Uma das principais vantagens dessa metodologia é a simplicidade, pois utiliza informações disponíveis nas contas nacionais e nas estatísticas de arrecadação tributária. No cálculo da alíquota tributária efetiva média sobre o consumo, Gadelha *et al.* (2017) consideraram dados de consumo das famílias, consumo do governo (ou gasto governamental), além da receita dos seguintes tributos indiretos: imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS), imposto sobre serviços (ISS), contribuição de intervenção no domínio econômico (CIDE), contribuição para o financiamento da seguridade social (COFINS), imposto sobre produtos industrializados (IPI), impostos sobre as importações (II), além de outras taxas federais, estaduais e municipais. Maiores detalhamentos sobre a construção dessa alíquota tributária deverão ser vistos diretamente no referido estudo.

Como as séries de alíquotas tributárias estimadas em Gadelha *et al.* (2017) estão na frequência trimestral (ver Apêndice B), para os propósitos do presente estudo calculou-se a média aritmética simples dos quatro trimestres de cada ano a fim de formar uma série histórica anual dessas alíquotas tributárias *ex-post*. Entretanto, o uso dessas alíquotas tributárias *ex-post* resulta em algumas limitações nos resultados a serem obtidos no presente estudo. Primeiro, a alíquota tributária efetiva média sobre o consumo mede o quanto o governo efetivamente recolheu em tributos em relação à respectiva base tributária, mas não quais foram as alíquotas nominalmente cobradas em tributos (ou seja, alíquotas tributárias *ex-ante*). Segundo, devido à dificuldade de se obter séries históricas de alíquotas tributárias de ICMS para cada estado da Federação, nesse estudo assume-se uma hipótese bastante restritiva de que existe apenas uma única alíquota média sobre o consumo para todos os estados. Terceiro, como o PIB inclui em seu cálculo a arrecadação do ICMS, os coeficientes a serem estimados poderão ser afetados pela endogeneidade devido à simultaneidade existente entre essas duas variáveis. Qualquer estimação econométrica que desconsidere a endogeneidade estimará coeficientes viesados.

A arrecadação de ICMS foi deflacionada pelo IPCA a preços de 1995. A fonte dos dados é o Programa de Ajuste Fiscal (PAF), disponível no site do Tesouro Nacional[[6]](#footnote-6).

O período analisando nesta base de dados em painel compreende os anos 1997 a 2013, devido aos dados disponibilizados para a alíquota constantes em Gadelha *et al.,* (2017). Destaca-se que, apesar da óbvia importância da alíquota tributária na determinação da arrecadação do ICMS, a maioria dos estudos com este objetivo no Brasil ignora esta variável, principalmente, por não haver disponível banco de dados com as alíquotas praticadas pelos estados brasileiros, somando se a isso, ainda, a elevada complexidade da legislação tributária, com diversos regimes de tributação, diversas alíquotas e diversos produtos. Dessa forma, o trabalho de Gadelha *et al.,* (2017) é um marco, ao possibilitar a inclusão, mesmo que não perfeita, de uma *proxy* dessa variável na equação estimada, reduzindo assim, o viés econométrico por omissão de variável relevante.

Ambas as variáveis são convertidas na forma de logaritmos, de modo que os coeficientes estimados possam ser considerados como elasticidades.

A Tabela 2 a seguir contém o resumo da análise de estatística descritiva dos dados. A alíquota tributária apresenta uma média aritmética simples de 1,52 ao longo do período analisado. Essa variável apresenta um baixo desvio-padrão em comparação com sua média, indicando uma baixa variabilidade. O coeficiente de assimetria negativo[[7]](#footnote-7) indica que a distribuição de frequência dos dados é assimétrica negativa (ou distribuição com cauda à esquerda). Já o coeficiente de momento de curtose informa que a distribuição dos dados é leptocúrtica[[8]](#footnote-8). Por fim, o resultado do Teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese nula de normalidade na distribuição dos dados, ao nível de 1% de significância estatística.

Quanto ao ICMS, a média aritmética simples é de 7,10 e desvio-padrão de 1,34, mostrando uma baixa variabilidade dessa variável. Constata-se evidências de que a distribuição dos dados é assimétrica negativa (ou cauda à esquerda). Se, por um lado, o resultado do coeficiente de momento de curtose indica uma forma platicúrtica da distribuição dos dados, por outro lado, o Teste de Jarque-Bera não rejeita a hipótese de normalidade dos dados analisados.

Em relação à alíquota tributária efetiva média sobre a renda do capital , a mediana é, marginalmente, superior à média aritmética simples. E como o coeficiente de assimetria é negativo, tem-se evidências de que a distribuição dos dados é assimétrica negativa. Embora o coeficiente de momento de curtose sugira uma distribuição platicúrtica, o teste de Jarque-Bera não rejeita a hipótese de normalidade dos dados.

No que diz respeito ao PIB, os valores da média e da mediana se diferenciam pouco. O baixo valor do desvio-padrão indica baixa dispersão dos dados. Mas o valor positivo do coeficiente de assimetria sugere indícios de uma distribuição assimétrica positiva dos dados analisados. Por sua vez, o coeficiente de momento de curtose sugere uma distribuição platicúrtica. Por fim, o Teste de Jarque-Bera rejeita a hipótese de normalidade dos dados.

**Tabela 2.** Resultados das estatísticas descritivas das variáveis

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Estatísticas Descritivas** |  |  |  |
| Média | -1,525249 | 7,101384 | 4,948103 |
| Mediana | -1,487403 | 7,188266 | 4,913498 |
| Valor Máximo | -1,399386 | 10,51198 | 5,730509 |
| Valor Mínimo | -1,808910 | 3,799027 | 4,616754 |
| Desvio-Padrão | 0,123517 | 1,344169 | 0,231876 |
| Assimetria | -1,300297 | -0,062150 | 0,616758 |
| Curtose | 3,441780 | 2,990301 | 2,695046 |
| Teste de Jarque-Bera | 133,0766 | 0,297286 | 30,87844 |
| Valor-p | 0,000000 | 0,861877 | 0,000000 |
| Observações | 459 | 459 | 459 |

**Nota:** elaboração dos autores. Variáveis a forma logarítmica

**5. Análise dos Resultados**

**5.1 Testes de Raízes Unitárias em Dados de Painel**

O resultado conjunto dos testes de raízes unitárias reportado na Tabela 3 indica que as variáveis em análise se encontram estacionárias em nível, ou seja, tratam-se de variáveis I(0) aos níveis de significância de 1% e 5%. Trata-se de um resultado importante, pois os coeficientes (elasticidades) a serem estimados, a partir de modelos econométricos dinâmicos em nível segundo a metodologia GMM, poderão ser úteis na elaboração de políticas econômicas de longo prazo.

**Tabela 3 –** Resultados dos testes de raízes unitárias para as variáveis ICMS, PIB e alíquota tributária.

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis** | **Testes de Raízes Unitárias em Dados de Painel** | | | | |
| **LLC** | **IPS** | **ADF-Fisher** | **PP-Fisher** | **Breitung** |
|  | -9,23627  (0,0000)(a) | -4,00146  (0,0000)(a) | 109,066  (0,0000)(a) | 99,7181  (0,0000)(a) | -6,81523  (0,0000)(a) |
|  | -2,28517  (0,0112)(b) | -2,36447  (0,0090)(a) | 90,9971  (0,0012)(a) | 189,036  (0,0000)(a) | 5,47355  (1,000) |
|  | -8,10729  (0,0000)(a) | -5,01236  (0,0000)(a) | 103,024  (0,0001)(a) | 328,062  (0,0000)(a) | - |

**Nota:** elaboração dos autores. Variáveis na forma logarítmica. Valores-p entre parênteses.

(1) Na condução dos testes de raízes unitárias das variáveis ICMS e PIB, considerou-se apenas modelos com constante e tendência determinística. No caso da variável alíquota, considerou-se apenas modelo com constante. Intervalo de defasagens entre zero e 5, conforme critério de informação de Akaike.

(2) Note que (a) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 1%; (b) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 5%; (c) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 10%.. Quanto à estimação espectral, utilizou-se o Kernel de Bartlett para a seleção automática de bandwidth de Newey-West.

**5.2 Estimações Econométricas em Dados de Painel**

A Tabela 4 a seguir reporta os resultados das estimações econométricas via GMM. Os três primeiros modelos referem-se às estimações dos modelos estáticos em dados de painel. O Modelo 1 se refere a um modelo estático de efeitos fixos dentro de um grupo (*fixed effects within-group model*). O Modelo 2 se refere a um modelo estático de efeitos fixos considerando-se termo autorregressivo de primeira ordem, AR(1). O Modelo 3 se refere a um modelo estático de efeitos fixos mais completo, considerando-se: (i) coeficientes estimados segundo o estimador de mínimos quadrados generalizados; (ii) heterocedasticidade com correlação *cross-seccional*; (iii) correlação painel-específica com AR(1). Por fim, o Modelo 4 se refere a um modelo dinâmico estimado via método dos momentos generalizados utilizando o estimador de Arellano e Bond.

No Modelo 1, a hipótese nula de que não existe heterocedasticidade dos termos de resíduos foi rejeitada a 1% de significância estatística[[9]](#footnote-9). Testou-se também a existência de dependência cross-seccional, e a hipótese nula de que os erros não são correlacionados entre os indivíduos foi rejeitada a 1% de significância estatística[[10]](#footnote-10). Em vista desses resultados, estimou-se o Modelo 2, que considera a presença do termo autorregressivo de primeira ordem, AR(1)[[11]](#footnote-11). Por fim, estimou-se o Modelo 3, o qual considera a existência de dependência cross-seccional e correlação modelada por AR(1)[[12]](#footnote-12).

Os resultados obtidos nos três modelos estáticos, os quais serão analisados inicialmente, apresentaram bastante consistência e, em geral, todos os coeficientes estimados foram estatisticamente significantes e com os sinais esperados.

A elasticidade da arrecadação tributária em relação ao PIB, ou elasticidade receita-renda, será dada diretamente pelos coeficientes estimados, conforme equação (2). Portanto, os valores estimados nos modelos estáticos foram: 1,45, 1,44 e 1,20, respectivamente. Em particular, os resultados relacionados aos modelos 1 e 2 corroboram as evidências obtidas por Gouvêa e Schettini (2010), assim como Gobetti, Gouvêa e Schettini (2010) que, ao estimarem um modelo autorregressivo e com defasagens distribuídas (Modelo ADL) para encontrar elasticidades de diferentes agrupamentos de receitas em relação ao PIB, obtiveram valor de elasticidade ICMS-PIB bastante próximos aos obtidos no presente estudo (ver, por exemplo, Tabela 4 “Elasticidades dos Agrupamentos de Receitas”, em Gobetti, Gouvêa e Schettini, 2010).

**Tabela 4.** Resultados econométricos em modelos de dados painel, 1997 a 2013. Variável dependente ICMS.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis Explicativas** | **Modelo 1** | **Modelo 2** | **Modelo 3** | **Modelo 4** |
|  | - | - | - | 0,30 (0,000)(a) |
|  | 1,45 (0,000)(a) | 1,44 (0,000)(a) | 1,20 (0,000)(a) | 1,04 (0,000)(a) |
|  | -2,22 (0,042)(b) | -2,83 (0,003)(a) | -2,40 (0,001)(a) | -1,70 (0,000)(a) |
|  | -0,84 (0,012)(b) | -1,01 (0,001)(a) | -0,85 (0,000)(a) | -0,63 (0,000)(a) |
|  | -1,47 (0,099)(c) | -1,95 (0,012)(b) | -0,48 (0,434) | 13,77 (0,000)(a) |
| Sigma | 1,40 | 1,28 | - | - |
| Sigma | 0,95 | 0,17 | - | - |
| Rho | 0,99 | 0,98 | - | - |
| Rho (AR) | - | 0,56 | - | - |
| Theta | - | 0,93 | - | - |
| Teste F(26, 429) | 3.331,57 (0,000)(a) | - | - | - |
| Teste Qui-Quadrado | - | 2.225,71 (0,000)(a) | 1.029,29 (0,000)(a) | 58.575,70 (0,000)(a) |
| Teste de Wald Modificado para Heterocedasticidade | 1.553,35 (0,000)(a) | - | - | - |
| Teste de Pesaran de independência *cross-seccional* | 6,311 (0,000)(a) | - | - | - |
| Teste Arellano & Bond para autocorrelação de 2ª ordem | - | - | - | -0,3908  (0,6959) |
| Teste de Hansen-Sargan | - | - | - | 25,90377  (0,5783) |
| R2 dentro (*within*) | 0,9339 | 0,9339 | - | - |
| R2 entre (*between*) | 0,2353 | 0,2353 | - | - |
| R2 global (*overall*) | 0,0033 | 0,0033 | - | - |
| Número de observações | 459 | 459 | 459 | 405 |
| Número de grupos | 27 | 27 | 27 | 27 |
| Período de tempo (anos) | 17 | 17 | 17 | 15 |

**Nota:** elaboração dos autores. Variáveis na forma logarítmica.

(1) Note que (a) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 1%, respectivamente; (b) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, respectivamente; (c) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 10%, respectivamente.

(2) No Modelo 4 (Modelo Dinâmico), utilizou-se 33 instrumentos.

Esse resultado sugere a existência de um comportamento elástico da arrecadação em relação à atividade econômica. A elasticidade da arrecadação do ICMS em relação à alíquota tributária, por sua vez, será dada pela equação (3) já apresentada anteriormente, e, portanto, a elasticidade não será constante e dependerá do nível da alíquota tributária. Para facilitar a compreensão, reescreve-se a equação abaixo. O cálculo da elasticidade para cada modelo, considerando que em 2013 a alíquota tributária efetiva foi de 22,6%:

(3)

Modelo 1:

Modelo 2:

Modelo 3:

É importante ressaltar que a alíquota tributária está contida no intervalo , e, portanto, será negativo, contido no intervalo . Dessa forma, o segundo termo da equação (3) – – será positivo (já que o coeficiente é negativo em todos os modelos) e decrescente em relação à alíquota tributária. Dessa forma é possível verificar a existência de uma alíquota tributária em que a elasticidade da arrecadação seja maior que 1. Somando-se a isso o fato de o termo ser negativo, tem-se as condições suficientes para encontrar um ponto, a partir do qual aumentos da alíquota tributária reduzirão a arrecadação de ICMS, ou seja, uma alíquota a partir da qual a elasticidade será negativa. O Gráfico 1 ilustra a forma da curva contida na equação (3), com as condições discorridas acima.

**Gráfico 1.** Elasticidade da arrecadação do ICMS em relação à alíquota tributária efetiva sobre bens de consumo**.**

**Nota:** elaboração dos autores

Resolvendo a equação (12) abaixo, observamos que arrecadação do ICMS é elástica em relação à alíquota tributária até que esta atinja o nível de 14,92%,13,48% e 15,2%, dependendo do modelo:

Modelo 1:

Modelo 2:

Modelo 3:

Da mesma forma, resolvendo a equação (13) abaixo, encontra-se os valores para alíquota tributária a partir do qual majorações são acompanhadas por redução da arrecadação do ICMS:

Modelo 1:

Modelo 2:

Modelo 3:

Portanto, em qualquer um dos modelos acima, (i) a arrecadação do ICMS é inelástica em relação à alíquota tributária (), em contraponto a elasticidade em relação ao PIB, que é superior a unidade; (ii) existe uma alíquota máxima, a partir da qual aumentos da alíquota levará redução da arrecadação, conforme previsto na Curva de Laffer.

Contudo, as elasticidades estimadas por efeitos fixos podem estar viesadas caso se tenha presença de endogeneidade. Visando superar esse problema, estima-se também o modelo de painel dinâmico proposto por Arellano e Bond (1991), com o objetivo de corrigir possíveis problemas de endogeneidade que os modelos estáticos não levam em conta. Primeiro, a simultaneidade que pode existir entre ICMS e PIB, já que o segundo contém o primeiro (ICMS a preços de mercado) e entre ICMS e alíquota tributária, já que na construção desta inclui-se o PIB. Segundo, a modelagem pode incorrer em viés por variável omitida, sendo possível que variáveis passadas estejam correlacionadas com as variáveis presentes. Terceiro, não é possível garantir a ausência de correlação entre o parâmetro de efeito fixo e o erro aleatório, já que fatores que não foram capturados pelo efeito fixo podem ter sido omitidos e estarem correlacionados com o erro. Dessa forma, o modelo dinâmico possibilita a estimação da equação (1) com a inclusão de variáveis defasadas e a utilização de variáveis instrumentais corrige os possíveis vieses devido aos motivos expostos acima. Na metodologia proposta por Arellano e Bond (1991), estima-se um modelo em diferenças para eliminar os efeitos fixos, utilizando-se as defasagens como instrumentos. Essa simplicidade é muito importante, já que encontrar variáveis altamente correlacionadas com as alíquotas tributárias e não correlacionadas com a arrecadação de ICMS poderia ser inviável.

Estima-se o Modelo 4 em 2 estágios, utilizando a primeira defasagem para a variável dependente com o uso de erro padrão robusto. Através do teste de autocorrelação não foi possível rejeitar a hipótese nula de que os erros de ordens superiores a 1 não são correlacionados. Os coeficientes estimados do Modelo 4 são estatisticamente significantes e os sinais de acordo com o esperado. A elasticidade da arrecadação tributária contemporânea em relação à arrecadação defasada é igual a 0,30. Isso significa que o crescimento de 1% da arrecadação corrente impactará a arrecadação do período seguinte em 0,30%. Observe que o efeito inercial é pequeno e se dissipa rapidamente com o tempo, uma vez que o ICMS no período t é influenciado pelo ICMS no período t-1, este, por sua vez, é influenciado pelo ICMS no período em t-2 e assim por diante. De forma que o efeito da arrecadação nos cinco períodos anteriores é praticamente nulo.

Já a elasticidade de longo prazo da arrecadação tributária em relação ao PIB, ou elasticidade receita-renda, será dada pela equação (2b), cujos resultados estão expostos abaixo:

A elasticidade de longo prazo da arrecadação do ICMS em relação ao PIB é de 1,48. Ou seja, se houver crescimento de 1% da atividade econômica, a arrecadação do ICMS crescerá 1,48%[[13]](#footnote-13). A elasticidade da arrecadação do ICMS em relação à alíquota tributária, conforme já discutimos acima, dependerá do nível da alíquota tributária. A partir da equação (3b) teremos:

As equações (12b.1) e (13b.1) nos dará, respectivamente, a alíquota máxima em que a arrecadação tem comportamento elástico e a alíquota máxima, cuja elasticidade é positiva:

Assim, temos que (i) a elasticidade da arrecadação em relação à alíquota tributária de 0,26 (considerando a alíquota tributária de 2013, de 22,6%); (ii) entre o intervalo a arrecadação é elástica em relação alíquota tributária, passando a ser inelástica para valores maiores do que 14%; e (iii) a alíquota máxima é de 26%.

A Tabela 5 abaixo resume todos os cálculos realizados com as estimações dos coeficientes da alíquota tributária pelos 4 modelos. A validade estatística de todas as equações contidas em (3), (3b), (12), (12b), (13) e (13b) podem ser verificadas através do teste de Wald[[14]](#footnote-14) (GREENE 1990, pag. 128-133). Os resultados não permitem rejeitar a validade estatística das equações, caso das equações (3) e (3b), e nem rejeitar a restrição imposta nas equações (12), (12b), (13) e (13b). Observem que há bastante semelhança entre os resultados, reforçando a robustez das estimações.

Portanto, todos os modelos (estáticos e dinâmico) apontam para o mesmo resultado (elasticidade significativa em relação ao PIB e, e inelasticidade da alíquota tributária (quando o nível desta supera 15,2%), com claras limitações ao uso desta variável sobre a arrecadação.

Em relação a esse último resultado, ou seja, a relação declinante entre elasticidade da arrecadação e o nível da alíquota tributária e a baixa sensibilidade da arrecadação em relação a alíquota tributária, quando esta supera a casa dos 15%, devem estar intimidante ligadas a questões como a guerra fiscal, os incentivos fiscais concedidos pelos estados, a elisão e evasão fiscal, e, apesar de ser uma questão de extrema importância, a avaliação dessas premissas exigem um estudo cuidadoso e detalhado, o qual escapa ao escopo desse trabalho.

Para efeito de exercício, considerando-se a alíquota tributária de 2013, que foi de 22,6%, a arrecadação de ICMS que somou R$ 219,8 bilhões (IPCA 2016) e os coeficientes de longo prazo estimados no Modelo 4, um aumento de 1% na alíquota tributária, tudo mais constante, resultará em acréscimo de R$ 555,5 milhões na arrecadação de ICMS (que é aproximadamente o resultado do produto da variação da alíquota e a elasticidade do ICMS em relação à alíquota tributária naquele ponto). Importante observar que o espaço para ganhos de arrecadação através da majoração de alíquota é muito limitado, já que a alíquota máxima estimada é de 26,04%, ou seja, a majoração máxima da alíquota, em relação à alíquota de 2013, com efeitos positivos sobre a arrecadação é de 1,7%, ou, R$ 923,1 milhões. Por outro lado, o efeito do crescimento de 1% do PIB sobre a arrecadação é de R$ 3,3 bilhões. Portanto, com o atual arranjo tributário, o espaço para majoração da alíquota tributária é reduzido e pode, ainda, comprometer o principal indutor do crescimento da arrecadação, que é a atividade econômica.

**Tabela 5.** Resumo das Elasticidades do ICMS em relação à Alíquota Tributária

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variáveis Explicativas** | **Modelo 1** | **Modelo 2** | **Modelo 3** | **Modelo 4** |
| ¹ | 1,45 | 1,44 | 1,20 | 1,04 |
| **-** | **-** | **-** | χ²(1)=803  (0,000) |
| 2 | 31,0% | 20,0% | 13%,0 | 25,6% |
| F(1,429)=10,1  (0,0016) | χ²(1)=3,77  (0,0520) | χ²(1)=5,54  (0,0186) | χ²(1)=85,4  (0,000) |
| 3 | 14,9% | 13,5% | 15,2% | 14.9% |
| F(1,429)=0,18  (0,6755) | χ²(1)=0,35  (0,5526) | χ²(1)=0,00  (0,9544) | χ²(1)=0,01  (0,937) |
| 4 | 26,96% | 24,87% | 24,30% | 26,0% |
| F(1,429)=1,16  (0,2829) | χ²(1)=2,27  (0,1315) | χ²(1)=1,08  (0,2983) | χ²(1)=1,10  (0,2938) |

**Nota:** elaboração dos autores. Os valores em parênteses se referem ao p-valores.

(2) Os valores das estatísticas F e χ² foram obtidos testando a seguinte restrição:

(2) Os valores das estatísticas F e χ² foram obtidos testando a seguintes restrições: , de acordo com os Modelos 1,2, 3 e 4 respectivamente.

(3) Os valores das estatísticas F e χ² foram obtidos testando as seguintes restrições:, de acordo com os Modelos 1, 2, 3 e 4 respectivamente.

(4) Os valores das estatísticas F e χ² foram obtidos testando as seguintes restrições: , de acordo com os Modelos 1, 2, 3 e 4 respectivamente.

O Gráfico 2 abaixo traz a comparação entre os valores estimados e realizados para o Brasil. Esses gráficos demonstram a capacidade do modelo em prever a arrecadação do ICMS.

**Gráfico 2.** Arrecadação de ICMS agregado Brasil – Valores em logaritmos naturais

**Nota:** elaboração dos autores

## 5.3 Teste de Causalidade de Granger-Dumitrescu-Hurlin

Por fim, nessa última etapa da estratégia empírica, propõe-se realizar uma análise de causalidade, em termos de precedência temporal, entre as variáveis em análise, com o objetivo de corroborar as propriedades de Exogeneidade de algumas dessas variáveis. Como o Teste de Causalidade de Granger-Dumitrescu-Hurlin é sensível ao número de defasagens, utilizou-se uma e duas defasagens na implementação desse teste[[15]](#footnote-15).

A Tabela 6 a seguir reporta os resultados do Teste de Causalidade de Granger-Dumitrescu-Hurlin considerando-se até duas defasagens. Em particular, como as variáveis encontram-se na forma de logaritmos, optou-se por utilizar a primeira diferença do PIB estadual agregado como *proxy* de taxa de crescimento do nível de atividade econômica estadual.

Observa-se a existência de uma relação de causalidade unidirecional, no sentido de Granger-Dumitrescu-Hurlin, da arrecadação do ICMS para a alíquota tributária efetiva média macroeconômica sobre o consumo, ao nível de significância de 1%, considerando-se uma e duas defasagens. Esse resultado indica que variações na trajetória da série temporal da arrecadação do ICMS, precedem temporalmente mudanças nos valores da alíquota tributária. Em outras palavras, não é o aumento da alíquota tributária, aqui utilizada e determinada *ex post* conforme Gadelha *et al.* (2017), que determina o desempenho da arrecadação do ICMS, mas sim o contrário. Dado que o desempenho da arrecadação do ICMS influencia em um momento posterior, o cálculo da alíquota tributária, gestores públicos e formuladores de política precisam concentrar esforços em outras formas de aumentar a arrecadação do ICMS, que não seja pela majoração da alíquota tributária.

Além disso, constata-se que variações na taxa de crescimento do PIB estadual agregado causam unidirecionalmente, no sentido de Granger-Dumitrescu-Hurlin, a alíquota tributária efetiva média sobre o consumo ao nível de significância de 1%, considerando-se apenas uma defasagem. Em termos econômicos, como a taxa de crescimento do PIB estadual agregado exerce influência no cálculo dessa alíquota tributária *ex post*, então políticas econômicas voltadas ao estímulo do nível de atividade econômica poderão contribuir no sentido de aumentar a arrecadação do ICMS ao exercer efeitos nos valores da alíquota tributária.

**Tabela 6.** Resultados do teste de causalidade de Granger-Dumitrescu-Hurlin.

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Hipótese Nula** | **Resultado** | | |
|  |  | Valor-p |
| ***Uma defasagem*** | | | |
| ICMS não Homogeneamente Causa alíquota tributária  Alíquota tributária não Homogeneamente Causa ICMS | 0,12435  0,73994 | -2,84716  -1,18973 | 0,0044(a)  0,2342 |
| ∆PIB não Homogeneamente Causa alíquota tributária  Alíquota tributária não Homogeneamente Causa ∆PIB | 0,11904  1,19785 | -2,86147  0,04318 | 0,0042(a)  0,9656 |
| ∆PIB não Homogeneamente Causa ICMS  ICMS não Homogeneamente Causa ∆PIB | 2,76252  2,43316 | 4,25594  3,36917 | 2e-05(a)  0,0008(a) |
| ***Duas defasagens*** | | | |
| ICMS não Homogeneamente Causa alíquota tributária  Alíquota tributária não Homogeneamente Causa ICMS | 0,90206  1,41652 | -2,57264  -1,74436 | 0,0101(a)  0,0811 |
| ∆PIB não Homogeneamente Causa alíquota tributária  Alíquota tributária não Homogeneamente Causa ∆PIB | 2,20895  2,50437 | -0,46858  0,00703 | 0,6394  0,9944 |
| ∆PIB não Homogeneamente Causa ICMS  ICMS não Homogeneamente Causa ∆PIB | 3,74971  2,88660 | 2,01200  0,62242 | 0,0442(b)  0,5337 |

**Nota:** elaboração dos autores. variáveis na forma logarítmica. ∆ representa operador em primeiras diferenças.

(a) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 1%, respectivamente;

(b) indica que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de 5%, respectivamente.

Note a existência de uma relação de bi-causalidade, no sentido de Granger-Dumitrescu-Hurlin, entre variações na taxa de crescimento do PIB estadual agregado e arrecadação do ICMS, ao nível de significância de 1%. Esse resultado indica um processo de retroalimentação em que, não apenas o estímulo do nível de atividade econômica exerce um efeito na arrecadação do ICMS, como também a própria atividade econômica é beneficiada por essa arrecadação tributária.

Quando se considera duas defasagens, observa-se a existência de uma relação de causalidade unidirecional, no sentido de Granger-Dumitrescu-Hurlin, das variações na taxa de crescimento do PIB estadual agregado para a arrecadação do ICMS, ao nível de significância de 5%. Esse resultado corrobora as evidências empíricas obtidas na seção anterior, a partir da estimação de um modelo econométrico dinâmico por meio da metodologia GMM, de que o nível de atividade econômica exerce um papel fundamental na arrecadação do ICMS.

**6. Considerações Finais e Implicações de Políticas**

O estudo buscou mensurar a sensibilidade da arrecadação do ICMS em relação à atividade econômica e à alíquota tributária, a partir da estimação das elasticidades de arrecadação do ICMS em relação a essas variáveis. Utilizou-se uma base de dados em painel em nível estadual no período entre 1997 e 2013.

O objetivo geral desse estudo foi investigar os determinantes da arrecadação do ICMS, em termos agregados, buscando mensurar a sensibilidade da arrecadação do ICMS em relação à atividade econômica e à alíquota tributária. Esse estudo procura inovar ao estimar uma curva de Laffer para as alíquotas do ICMS, verificando-se em qual ponto da aludida curva estariam em média os estados e verificando, nesse sentido, que os ganhos advindos da elevação da alíquota seriam pouco significativos frente aos ganhos a serem obtidos por meio do estímulo à atividade econômica. Os resultados econométricos obtidos indicaram alta sensibilidade da arrecadação em relação ao PIB (1,45; 1,44; 1,20 e 1,48), e baixa sensibilidade da arrecadação em relação à alíquota tributária (0,31; 0,20; 0,13 e 0,26). Além disso, os modelos indicaram uma relação negativa entre a elasticidade da arrecadação em relação à alíquota tributária e o nível desta, sendo possível identificar uma alíquota tributária máxima a partir da qual aumentos dessa alíquota resultam em redução da arrecadação de ICMS, conforme previsto na Curva de Laffer. Esses pontos foram estimados em 26,96%; 24,87%; 24,30% e 26,0%. Em outras palavras, os valores obtidos a partir da estimação das elasticidades da arrecadação do ICMS em relação ao PIB estadual agregado e à alíquota tributária indicam que o estímulo ao nível de atividade econômica exerce uma maior contribuição à arrecadação do ICMS do que a elevação da alíquota tributária.

Portanto, confirmou-se a validade da primeira hipótese e, em termos de implicações de políticas, o gestor público e o formulador de políticas devem levar em consideração que a reversão do atual quadro de queda da arrecadação deverá necessariamente passar por medidas que estimulem o nível de atividade econômica. Sendo que a recuperação será tão mais rápida quanto mais intenso for a retomada do crescimento econômico, uma vez que o processo inercial da arrecadação atenuará parte do crescimento gerado pela retomada da atividade.

Políticas que envolvam majoração ou redução da alíquota tributária podem agravar o problema de arrecadação dos Estados. Por um lado, a elevação na alíquota tributária não será capaz de reverter a trajetória de queda da arrecadação, dada a pequena sensibilidade da arrecadação em relação à alíquota. Além disso, corre-se o risco de uma elevação da alíquota tributária prejudicar a recuperação da atividade econômica. Por outro lado, a redução da alíquota tributária pode acentuar a queda da arrecadação do ICMS, porque os efeitos da alíquota tributária sobre a arrecadação, nos momentos em que há redução dessa alíquota, são mais acentuados. Dessa forma, a redução das alíquotas tributárias pode aprofundar a guerra fiscal já existente, com efeitos mais perversos sobre a arrecadação tributária.

Para pesquisas futuras, sugere-se uma investigação sobre as causas da baixa sensibilidade da arrecadação do ICMS em relação à alíquota tributária. Uma investigação empírica relacionada às elasticidades dos tributos federais em relação a sua respectiva alíquota tributária pode ser uma forma de mensurar os efeitos da competição fiscal dos estados sobre a sensibilidade de arrecadação em relação à alíquota tributária.

**Referências**

ALBUQUERQUE, P. H. Os impactos econômicos da CPFM: teoria e evidência. **VI Prêmio Tesouro Nacional de Finanças Públicas**. Brasília: ESAF, 2001.

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

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. Fifth Edition. John Wiley & Sons Ltd, 2013.

BREITUNG, J. The local power of some unit root tests for panel data. In: BALTAGI, B. H. (Org.). **Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels**, Advances in Econometrics, v. 15, Elsevier Science, p. 161-178, 2000.

CHOI, I. Unit root tests for panel data. **Journal of International Money and Finance**, v. 20, p. 249–272, 2001.

\_\_\_\_\_\_\_\_\_\_. An examination of the dynamic behaviour of local governments using GMM Bootstrapping methods. **Journal of Applied Econometrics**, v. 15, p. 401-416, 2000.

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

FERRIGNO, A. T. Evasão fiscal e eficiência na arrecadação de ICMS no Distrito Federal: uma abordaem de fronteira estocástica de produção. **XI Prêmio Tesouro Nacional**. Brasília: ESAF, 2006.

FULLERTON, D. On the possibility of an inverse relationship between tax rates and government revenues. **Journal of Public Economics**, v. 19, p. 3-22, 1982.

GADELHA, S. R. B.; ALMEIDA. A.; DIVINO, J. A.; MARANHÃO, A. Alíquotas tributárias efetivas medias para a economia brasileira: uma abordagem macroeconômica. **Revista Brasileira de Economia**, v. 71, n. 2, p. 153-175, 2017.

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

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. Macmillian Publishing Company, 1990.

GOBETTI, S. W.; GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P. **Resultado fiscal estrutural: um passo para a institucionalização de políticas anticíclicas no Brasil**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Texto para Discussão nº 1515, 2010.

GOUVÊA, R. R.; SCHETTINI, B. P. **Resultado fiscal estrutural: um passo para a institucionalização de políticas anticíclicas no Brasil**. 2010. Monografia premiada em segundo lugar no Prêmio Tesouro Nacional, Tema 3. ESAF.

HEIJMAN, W. J. M.; VAN OPHEM, J. A. C. Willingness to pay tax: the Laffer curve revisited for 12 OECD countries. **Journal of Socio-Economics**, v. 34, p. 714-723, 2005.

HSING, Y. Estimating the Laffer Curver and Policy Implications. **Journal of Socio-Economics**, v. 25, p. 395-401, 1996.

IM, K. S.; PESARAN, H. M.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. **Journal of Econometrics**, v. 115, p. 53-74, 2003.

KOESTER, G. B.; PRIESMEIR, C. **Estimating dynamics tax revenue elasticities for Germany. Frankfurt: Deutsche Bundesbank**, 2012 (Discussion Paper n. 23).

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LUQUINI, R. H.; CRUZ, A. D. S.; CASTRO, G. H. L. Verificação empírica da curva de Laffer para o Brasil entre os anos 1996 a 2014. Economia & Região, Londrina/Paraná, v. 5, n. 1, p. 31-52, jan./jun. 2017.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 61, p. 631-652, 1999.

MARQUES JÚNIOR, L. S.; OLIVEIRA, C. A. As elasticidades de curto e longo prazos do ICMS no Rio Grande do Sul. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 36, n. 2, p. 363-382, set. 2015.

MENDOZA, E. G.; RAZIN, A.; TESAR, L. Effective tax rates in macroeconomics: cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption. **Journal of Monetary Economics**, v. 34, p. 297-323, 1994.

NASCIMENTO, S. P. Guerra fiscal: uma avaliação comparativa entre alguns estados participantes. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 4, p. 677-706, outubro-dezembro, 2008.

PAES, Nelson Leitão. A implantação do princípio do destino na cobrança do ICMS e suas implicações dinâmicas sobre os Estados. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro ,v. 63, n. 3, p. 233-248, julho/setembro, 2009.

SAMPAIO, M. C. Tributação do consumo no Brasil: aspectos teóricos e aplicados. In: BIDERMAN, C.; ARVATE, P. (org.) Economia do setor público no Brasil. 8ª impressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

SCHNEIDER, f. & ENSTE, D. (2000). Shadow economies: Size, causes, and consequences. **Journal of Economic Literature**, v. 38, p. 77-114, March 2000.

STUART, C. Swedish tax rates, labor supply and tax revenues. **Journal of Political Economy**, v. 89, p. 1020-1038, 1981.

SOUSA, P. F. B.. **Impactos da Política Estadual de Incentivos Fiscais sobre a Arrecadação de ICMS no Estado do Ceará**. Fortaleza: UFC, 2008.

SCHWENGBER, S.; RIBEIRO, E. P. **O impacto do Fundo de Participação (FPE) no esforço tributário dos Estados: uma estimativa do potencial de arrecadação do ICMS**. Finanças Públicas: IV Prêmio Tesouro Nacional – coletânea de monografias, Brasília: ESAF, 2000.

TANZI, V.; SHOME, P. International: a primer on tax evasion. **Bulletin for International Fiscal Documentation**, v.48, p.328-337, 1994.

TELES, C. A. P.. **Um estudo acerca das flutuações de arrecadação do ICMS dos estados brasileiros, 2016**. Disponível em <<http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/19401>>. Acesso em 26 de dezembro de 2017.

VARSANO, R. A guerra fiscal do ICMS: quem ganha e quem perde. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 15, junho de 1997.

VAN RAVESTEIN, A.; VIJBRIEF, H. Welfare cost of higher taxes: an empirical Laffer curve for the Netherlands. **De Economist**, v. 136, p. 205-219, 1988.

1. † O autor agradece as importantes contribuições de Gabriel Junqueira, Guilherme Ceccato e Lucas Leite. E-mail para contato: [jailison.wsilveira@gmail.com](mailto:jailison.wsilveira@gmail.com) (*Corresponding author*). As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade dos autores, não expressando necessariamente a visão e o posicionamento da Secretaria do Tesouro Nacional ou do Ministério da Fazenda. Quaisquer erros remanescentes ou omissões no presente estudo são de exclusiva responsabilidade dos autores. [↑](#footnote-ref-1)
2. §§ E-mail para contato: [srbgadelha@unb.br](mailto:srbgadelha@unb.br/professor.sergio.gadelha@gmail.com) [↑](#footnote-ref-2)
3. Para fins desse estudo, entende-se por estímulo do nível de atividade econômica um conjunto amplo de medidas adotadas pelo governo visando aumentar a produtividade das firmas (por exemplo: ampliação de linhas de crédito, desburocratização, melhorias de gestão, melhoria do ambiente de negócios, mudanças na legislação etc), bem como o uso de instrumentos de políticas monetária e fiscal, mas reconhecendo-se a necessidade de medidas de austeridade visando o equilíbrio fiscal dos governos subnacionais. [↑](#footnote-ref-3)
4. Essa curva é bastante popular entre um grupo de economistas “do lado da oferta”, os quais foram muito influentes durante o governo Reagan nos EUA. Arthur Laffer afirmou no início da década de 1980 que um corte nas alíquotas dos impostos americanos proporcionaria um aumento nas receitas com impostos. O argumento de Laffer foi parcialmente responsável pela grande redução da alíquota dos impostos sobre a renda nos Estados Unidos no início da década de 1980. [↑](#footnote-ref-4)
5. Disponível em <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasregionais/2012/default\_xls\_1995\_2012.shtm>> e <<https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/contasregionais/2013/default\_xls\_especiais.shtm>>. Acesso em 01 de setembro de 2017 [↑](#footnote-ref-5)
6. Disponível em << https://www.tesouro.fazenda.gov.br/-/tesouro-nacional-publica-primeira-versao-de-2017-do-boletim-de-financas-publicas-dos-estados-e-municipios >>. Acesso em 01 de setembro de 2017. [↑](#footnote-ref-6)
7. O coeficiente de assimetria é definido como sendo a razão entre o momento centrado na média de ordem 3 e o desvio-padrão elevado ao cubo, isto é: . [↑](#footnote-ref-7)
8. O coeficiente de momento de curtose é definido como sendo a razão entre o momento centrado na média de ordem 4 e o desvio-padrão elevado à quarta potência, isto é: . [↑](#footnote-ref-8)
9. Utilizou-se o comando “xttest3” do software econométrico Stata. [↑](#footnote-ref-9)
10. Utilizou-se o comando “xtcsd, pesaran abs” do software econométrico Stata. [↑](#footnote-ref-10)
11. Utilizou-se o comando “xtregar” do software econométrico Stata. [↑](#footnote-ref-11)
12. Utilizou-se o comando “xtgls” do software econométrico Stata [↑](#footnote-ref-12)
13. Esse resultado vai ao encontro das evidências obtidas por Marques Júnior e Oliveira (2015) de que a arrecadação do ICMS é elástica em relação ao nível de atividade econômica no longo prazo. [↑](#footnote-ref-13)
14. Utilizou-se o comando “testnl” do software econométrico Stata [↑](#footnote-ref-14)
15. Os autores concordam que é necessário que haja um critério na escolha ótima dessas defasagens. Por um lado, a escolha de um número insuficiente de defasagens pode implicar em omissão de defasagens relevantes no modelo, resultando em um viés de especificação que poderá levar a conclusões incorretas. Por outro lado, um número excessivo de defasagens resultará no desperdício de observações e, geralmente, no aumento dos erros-padrão dos coeficientes estimados, tornando os resultados menos precisos. [↑](#footnote-ref-15)