

# As elasticidades de curto e longo prazos do ICMS no Rio Grande do Sul\*

Liderau dos Santos Marques Junior\*\*

Pesquisador da Fundação de Economia  
e Estatística

Cristiano Aguiar de Oliveira\*\*\*

Professor da Universidade Federal do  
Rio Grande (FURG)

## Resumo

O artigo analisa a evolução da arrecadação do Imposto de Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e do Valor Adicionado Bruto (VAB) do Estado do Rio Grande do Sul ao longo do período 1995-2012. Nesta análise, discutem-se os fatores determinantes da arrecadação de ICMS. A partir de modelos econométricos, são estimadas as elasticidades de curto e longo prazos da arrecadação de ICMS em relação ao VAB. Os resultados indicam que a arrecadação de ICMS é elástica no longo prazo e inelástica no curto prazo.

## Palavras-chave

Elasticidades; cointegração; Rio Grande do Sul.

## Abstract

*The article analyzes the evolution of the revenue of the Value-Added Tax (VAT) and the Gross Value Added (GVA) of the State of Rio Grande do Sul over the period from 1995 to 2012. In this review, the determinants of the VAT are discussed. The elasticity of short and long-run of the revenues of*

---

\* Artigo recebido em jan. 2015 e aceito para publicação em abr. 2015.  
Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini.

\*\* E-mail: liderau@fee.tche.br

\*\*\* E-mail: cristiano.oliveira@furg.br

Os autores agradecem os comentários e as sugestões de Isabel Ruckert, Alfredo Meneghetti e Eugenio Lagemann. Agradecem, em especial, a discussão sobre os dados com os Economistas Martinho Lazzari e Rodrigo de Sá. Como de praxe, quaisquer erros e imperfeições remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

*the VAT in relation to the GVA are estimated through econometric methods. The results indicate that the VAT revenue is elastic in the long run and inelastic in the short run.*

## ***Keywords***

***Elasticities; cointegration; Rio Grande do Sul.***

**Classificação JEL: H2, C22, H7.**

# **1 Introdução**

A sensibilidade da receita tributária a mudanças nas variáveis macroeconômicas é de suma importância para a condução da política fiscal. As medidas de sensibilidade geralmente utilizadas são as elasticidades de curto e longo prazos da receita tributária em relação à atividade econômica. Tais medidas são importantes para o planejamento das contas públicas, particularmente quando são discutidos e propostos o plano plurianual e o orçamento de um estado ou país.

Ignorar o comportamento da elasticidade de curto prazo pode levar a superestimar ou subestimar a arrecadação tributária e, por conseguinte, as decisões equivocadas sobre os gastos públicos. A utilização de estimativas de elasticidade incorretas pode resultar em um diagnóstico falho sobre a real situação das contas públicas.

No caso do Estado do Rio Grande do Sul, poucos estudos têm o propósito de estimar a elasticidade da receita tributária. Meneghetti Neto (2010) e Meneghetti Neto (2012) apresentam estimativas da elasticidade do Imposto de Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) estadual. No primeiro estudo, o período compreendido é 1970-2009; no segundo, é 1970-2011. O foco dos dois estudos é a elasticidade de longo prazo, não se discutindo a elasticidade de curto prazo, nem o processo de ajustamento dinâmico entre os dois horizontes de tempo. Os estudos citados apresentam duas limitações importantes. A primeira, pelo fato de estimar a elasticidade ICMS-PIB, sem levar em conta as alterações nas alíquotas de ICMS ao longo do tempo, bem como as mudanças de composição da base tributária. A segunda, por, no cálculo do PIB, estar incluído o valor dos impostos sobre os produtos, dentre os quais o ICMS, o

que gera o problema da endogeneidade, isto é, o ICMS é determinado pelo PIB, mas o PIB, por sua vez, é determinado pelo ICMS, o que viola o suposto de que as variáveis explicativas não são correlacionadas com o erro.

O objetivo do trabalho é medir as elasticidades do ICMS de curto e longo prazos do Estado do Rio Grande do Sul. O período de análise compreende os anos de 1995 a 2012. A hipótese a ser testada no trabalho é se as elasticidades do ICMS de curto e longo prazos são maiores do que um ou igual a um: caso os dados corroborem a hipótese, então se pode concluir que a arrecadação de ICMS acompanha o crescimento da economia estadual.

O artigo está assim dividido: na segunda seção, discutem-se os conceitos e a metodologia para se obter as elasticidades da receita tributária; na terceira, analisa-se a evolução da arrecadação do ICMS e do Valor Adicionado Bruto (VAB) do Estado do Rio Grande do Sul ao longo do período 1995-2012; na quarta seção, têm-se os resultados das estimações das elasticidades de curto e longo prazos da arrecadação de ICMS em relação ao VAB; na quinta e última, tecem-se as **Considerações finais**.

## 2 Conceitos e a metodologia para se obter as elasticidades de curto e longo prazos da receita tributária

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

Para os referidos autores, a abordagem mais apropriada é a que analisa a elasticidade das receitas em relação às respectivas bases tributárias. A evolução das bases tributárias está estreitamente relacionada com o comportamento da atividade econômica. Assim como acontece com a atividade econômica, as bases tributárias têm uma trajetória no longo prazo, enquanto, no curto prazo, apresentam flutuação cíclica.

A resposta das receitas tributárias a mudanças nas bases tributárias no longo prazo pode ser diferente daquela no curto prazo. A elasticidade da receita tributária com relação à base no longo prazo mede o quanto a taxa de crescimento da receita depende da taxa de crescimento da base tributária de longo prazo (isto é, a taxa de crescimento ajustada por flutuações de

curto prazo). A elasticidade de longo prazo pode ser determinada pela progressividade da receita com relação à sua base. A elasticidade de curto prazo mede os impactos das flutuações de curto prazo (ciclos e choques) nas bases tributárias sobre as receitas tributárias, captando a volatilidade das receitas.

Koester e Priesmeier (2012) definem a elasticidade intertemporal da receita tributária de categoria  $r$ ,  $Tax^r$ , com relação a cada uma das suas  $n$  bases ( $n=1, \dots, N$ ),  $B^{r,n}$ , como segue:

$$\eta_{t+i,t}^{Tax^r, B^{r,n}} = \frac{\Delta Tax_{t+i}^r B_t^{r,n}}{\Delta B_t^{r,n} Tax_{t+i}^r} \quad (1),$$

onde  $i=0, \dots, T$ . Essa elasticidade dinâmica incorpora tanto a relação contemporânea de curto prazo como a de longo prazo, e também a trajetória de ajustamento entre os dois horizontes de tempo. Haughton (1998) observa que a equação (1) é uma medida de elasticidade, desde que a medida da receita tributária não inclua mudanças na legislação tributária, tanto sobre as alíquotas como sobre a base tributária. A medida de elasticidade é importante, porque, quanto mais elástica for a receita em relação a sua base tributária, menor a necessidade de alterações de um ano para o outro nas alíquotas ou na legislação tributária, reduzindo-se as distorções geradas pela tributação.

Sobel e Holcombe (1996) estimam as elasticidades de longo e curto prazos para os maiores estados norte-americanos. As elasticidades estudadas referem-se à elasticidade da receita em relação ao PIB e à elasticidade da base tributária com relação ao PIB. Felix (2008) analisa o impacto da composição do portfólio de tributos de alguns estados norte-americanos sobre o crescimento e a estabilidade das receitas tributárias. Fricke e Suessmuth (2011) analisam o *tradeoff* entre crescimento e volatilidade das receitas tributárias na América Latina, estimando as elasticidades de curto e longo prazos da receita tributária com relação ao PIB de diversos países latino-americanos. Wolswijk (2007) também estima as elasticidades de curto e longo prazos para o caso holandês. E Koester e Priesmeier (2012) utilizam um modelo de correção de erros para estimar as elasticidades de curto e longo prazos e a trajetória de ajustamento entre os dois horizontes de tempo para a Alemanha.

Para Sobel e Holcombe (1996), uma relação de longo prazo entre a receita e a base tributária pressupõe uma relação de cointegração entre as duas variáveis. Se a base e a receita são variáveis  $I(1)$  e cointegradas no sentido de Engle-Granger, então, conforme Wolswijk (2007), a elasticidade de longo prazo pode ser estimada a partir do seguinte modelo estático:

$$\log T_t = \theta + \delta \log B_t + \gamma_t \quad (2),$$

onde  $T_t$  é a receita tributária no ano  $t$ ;  $\theta$  é o intercepto;  $B_t$  é a base tributária no ano  $t$ , e  $\gamma_t$  é o erro estacionário.<sup>1</sup> O modelo é estático porque na equação (2) se está modelando apenas uma relação contemporânea entre a receita e a base tributária, ou seja, sem considerar as informações de períodos anteriores.

Incluindo-se uma variável *dummy*, a partir de Koester e Priesmeier (2012), o modelo estático pode ser assim expresso:

$$\log T_t = \theta + \delta \log B_t + \mu D_t + \gamma_t \quad (2')$$

onde  $D_t$  é a variável *dummy* que assume o valor um no ano em que houve uma mudança discricionária na política tributária e o valor zero nos demais anos.<sup>2</sup> O coeficiente de inclinação  $\delta$  mede a elasticidade de longo prazo da receita,  $T_t$ , em relação à base tributária,  $B_t$ , ou seja, estima, *ceteris paribus*, o efeito de uma variação na base sobre a receita tributária.

Segundo Sobel e Holcombe (1996), o efeito imediato de uma alteração na base sobre a receita pode ser modelado pela relação contemporânea entre as respectivas taxas de crescimento — tal relação é dada, aproximadamente, pela primeira diferença do log das variáveis em nível. O modelo que mede a elasticidade da taxa de crescimento da receita em relação à taxa de crescimento da base é dado por:

$$\Delta \log T_t = \alpha + \beta \Delta \log B_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

A elasticidade de curto prazo pode ser ainda obtida através de um modelo de correção de erro (MCE). Este permite que se entenda a dinâmica de curto prazo da relação entre a receita,  $T$ , e a base tributária,  $B$ , bem como o seu ajustamento para trajetória de equilíbrio de longo prazo. Com a finalidade de diferenciar os componentes de curto e longo prazos, o MCE pode ser obtido incorporando-se o termo de correção de erro do modelo (2) na equação (3):

$$\Delta \log T_t = \alpha + \beta \Delta \log B_t + \lambda \gamma_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Desconsiderando-se o intercepto da equação (2), pode-se reescrever (4) da seguinte maneira:

<sup>1</sup> Wolswijk (2007) trabalha com uma série da receita tributária ajustada por medidas discricionárias. A fonte da série é o Ministério das Finanças da Holanda. Koester e Priesmeier (2012) trabalham com dados ajustados, excluindo-se os efeitos de reformas tributárias no caso da Alemanha. Os dados utilizados são obtidos via Ministério das Finanças. A Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul não disponibiliza uma série da receita de ICMS ajustada por medidas discricionárias; resta, então, a opção de incluir uma variável *dummy* no modelo, a fim de controlar os efeitos das medidas discricionárias sobre a receita de ICMS. Mais detalhes sobre o procedimento para limpar os dados das medidas discricionárias, ver Wolswijk (2007).

<sup>2</sup> Podem-se incluir outras variáveis *dummies* no modelo, a fim de capturar potenciais quebras estruturais ocorridas no período em análise.

$$\Delta \log T_t = \alpha + \beta \Delta \log B_t + \lambda (\log T_{t-1} - \delta \log B_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4')$$

onde  $\beta$  é o coeficiente que representa a elasticidade de curto prazo da receita em relação à base; e  $\lambda$  é uma medida de ajustamento, indicando o percentual no qual a receita tributária retorna ao equilíbrio a cada período depois de um desvio. Conforme Koester e Priesmeier (2012), quando  $\log T_{t-1} > \delta \log B_{t-1}$ , espera-se elasticidade de ajustamento negativa,  $\lambda < 0$ . Desse modo, o termo de correção de erro reduz a receita em direção ao equilíbrio. E espera-se elasticidade de ajustamento positiva,  $\lambda > 0$ , quando  $\log T_{t-1} < \delta \log B_{t-1}$ , assim, o termo de correção de erro induz a um aumento da receita em direção ao equilíbrio.

Portanto, no curto prazo, mudanças na receita tributária ocorrem através de dois canais. O primeiro é o canal direto, via variações na base. O segundo é o indireto, via desvios da trajetória de equilíbrio de longo prazo. Assim, pode-se ter uma situação na qual, mesmo com a redução na base tributária, a receita aumenta, por conta do efeito do termo da correção do erro. E pode-se ter uma situação em que, mesmo que a base tributária aumente, o termo da correção do erro leva a uma redução da receita e vice-versa.

### 3 A evolução do ICMS e o do VAB do Estado do Rio Grande do Sul

A receita tributária levada em conta no presente estudo refere-se à do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e à Prestação de Serviços do Estado do Rio Grande do Sul. Esse imposto, cuja base de tributação é o consumo, é a principal fonte de receita do Estado, representando cerca de 90% da receita tributária estadual. Trata-se de um imposto não cumulativo, porque incide sobre o valor adicionado.<sup>3</sup> A fonte dos dados é a Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul. Utiliza-se o Valor Adicionado Bruto a preço básico do Estado do Rio Grande do Sul como variável *proxy* para a base tributária do ICMS. A fonte dos dados é a Fundação de Economia e Estatística.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Não cabe citar os diversos estudos que caracterizam o ICMS; uma referência introdutória ao tema é Sampaio (2004).

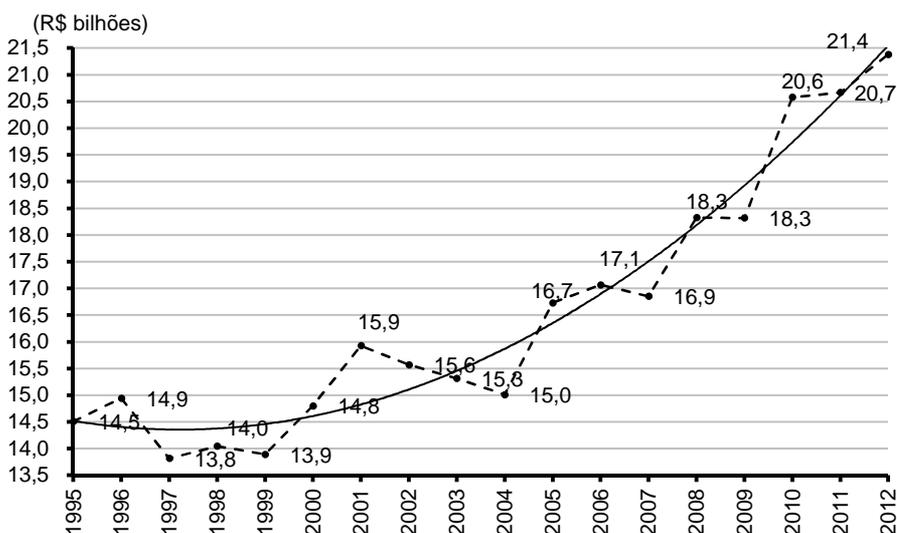
<sup>4</sup> Os dados do ICMS estão deflacionados pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (ano base = 2012). E os dados do Valor Adicionado Bruto estão deflacionados pelo Índice de Volume do VAB (ano base = 2012). A FEE é a fonte do Índice de Volume do VAB (ano base = 2012).

Analisa-se o período compreendido entre os anos de 1995 a 2012. Optou-se por esse período, porque não houve mudança do padrão monetário, e a legislação pertinente aos tributos está sob o amparo da Constituição Federal de 1988. Ademais, não se tem mudanças metodológicas das séries analisadas.

No Gráfico 1, apresenta-se a evolução da arrecadação de ICMS. Em primeiro lugar, note-se que, entre 1995 e 2004, a trajetória da arrecadação de ICMS, intermediada por aumentos e quedas, apresentou pequena alta de R\$ 500 milhões (ou alta de 3,4%). Portanto, esse período pode ser caracterizado como de estagnação da arrecadação do ICMS. A partir de 2004, tem-se uma clara tendência de crescimento, contudo, interrompida por momentos de queda ou estabilidade do ICMS. A arrecadação salta de R\$ 15 bilhões em 2004 para R\$ 21,4 bilhões em 2012. Em termos percentuais, a alta foi de 42,4%.

Gráfico 1

Evolução da arrecadação de ICMS no RS — 1995-2012



FONTE: Receita Estadual, Secretaria da Fazenda do Estado do RS (Rio Grande do Sul, 2015).

NOTA: Valores deflacionados pelo IGP-DI da FGV (período base: ano de 2012).

O desempenho da arrecadação do ICMS ao longo desses anos está associado, fundamentalmente, a mudanças de alíquotas e a variações na

base tributária.<sup>5</sup> As principais mudanças de alíquotas que tiveram impacto sobre a arrecadação de ICMS ocorreram em 1998, 2005 e 2006. Em 1998, conforme o Decreto 38.205, de 17 de fevereiro de 1998, diversos produtos tiveram elevação de alíquota do ICMS, destacando-se a sobre as telecomunicações, que passou de 25% para 26%, vigorando até dezembro de 1998. Conforme Meneghetti Neto (2005), nos anos de 2005 e 2006, as alíquotas do ICMS sobre os combustíveis (exceto o diesel), a energia elétrica e as telecomunicações foram elevadas, respectivamente, de 25% para 29%, 30% e 30%. Todavia, em 2007, as alíquotas majoradas voltaram ao patamar anterior de 25%.

A base de tributação de um imposto qualquer pode variar por conta de força legal e por mudanças na atividade econômica de uma região. A Lei Complementar nº 87, sancionada pelo Presidente da República em setembro de 1996, conhecida como a Lei Kandir, permitiu o aproveitamento do crédito do ICMS pago na aquisição de bens de capital e desonerou de ICMS os produtos primários e semielaborados destinados à exportação. Com a vigência da Lei, a base de arrecadação do ICMS do Estado alterou-se, pois diversos produtos com participação expressiva na pauta de exportações passaram a serem desonerados, tais como, celulose, soja, fumo e produtos siderúrgicos.<sup>6</sup>

Bordin (2003) observa que a base tributária do ICMS é o “valor adicionado”, que corresponde, numa descrição simplificada, à diferença entre o valor das saídas e entradas de mercadorias, acrescido das prestações de serviços de transportes e comunicações. Como não se tem dados disponíveis sobre a base imponible do ICMS do Estado do Rio Grande do Sul, utiliza-se o VAB como variável *proxy* da base do ICMS.<sup>7</sup>

No Gráfico 2, apresenta-se a evolução do VAB, cuja tendência é de crescimento ao longo do período em análise, ainda que intermediada por períodos de queda ou estagnação. Note-se que o VAB saltou de R\$ 176,2

---

<sup>5</sup> Cabe registrar que a arrecadação de ICMS é afetada por uma série de ações de política e administração tributárias. Contudo, como os efeitos dessas medidas não são totalmente conhecidos e nem mensuráveis, optou-se por não considerá-las. Ademais, está fora do escopo desta análise estudar as medidas administrativas adotadas em relação ao ICMS no âmbito da Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul.

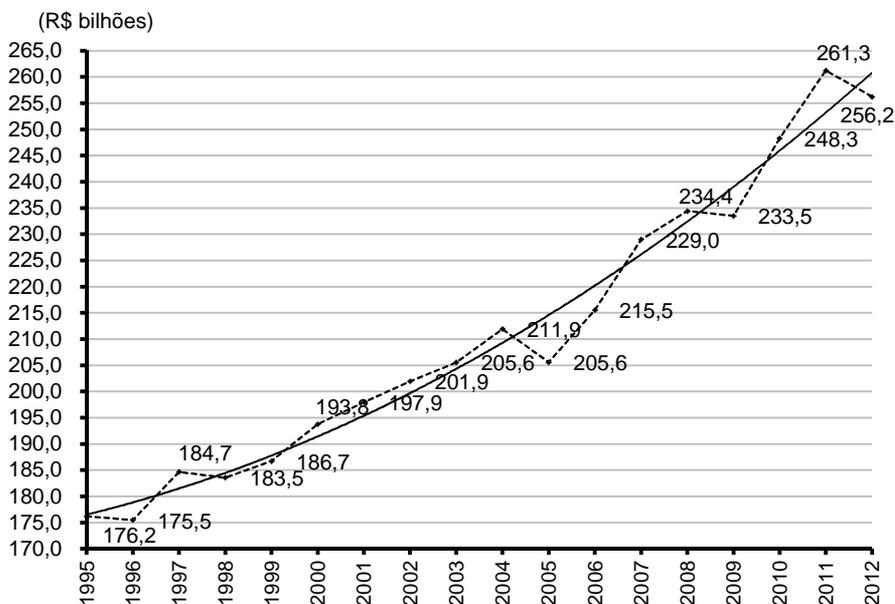
<sup>6</sup> Para um histórico sobre a Lei Kandir, ver Leitão; Irfi; Linhares (2012) e Varsano (2013). O último artigo destaca-se por apresentar uma série de críticas à política tributária relacionada ao ICMS após vigência da Lei Kandir. Varsano (2013) explica por que o aproveitamento do crédito não está plenamente assegurado e afirma que, dos principais benefícios da Lei Kandir, restou intacta apenas a exoneração de todas as exportações.

<sup>7</sup> Uma alternativa seria usar a variável consumo, a partir de dados das Contas Nacionais, para o Estado do Rio Grande do Sul. Porém, essa informação também não está disponível, porque não se tem o cálculo do PIB do Estado pelo lado da demanda agregada.

bilhões em 1995 para R\$ 256,2 bilhões em 2012 (alta de 45,4% em 17 anos).

Gráfico 2

Evolução do VAB do Estado do Rio Grande do Sul —1995-2012



FONTES: Núcleo das Contas Regionais, Fundação de Economia e Estatística (FEE, 2015).

NOTA: Valores deflacionados pelo Índice de Volume do Produto Interno Bruto (período base: ano de 2012).

O VAB do Estado do Rio Grande do Sul depende de fatores externos e internos. Dentre os fatores externos, têm-se os efeitos da política econômica determinada em âmbito nacional, o desempenho econômico de países com os quais o Estado realiza comércio e o desempenho das exportações interestaduais. E dentre os fatores internos, destaca-se o desempenho das atividades econômicas localizadas no Estado.

No caso da economia gaúcha, embora o setor serviços tenha elevada participação no VAB, cerca de 60%, segundo Lazzari (2010), a dinâmica de curto prazo do VAB é dependente do desempenho da agropecuária e da indústria de transformação. A produção e a produtividade do setor agropecuário estão sujeitas a grandes variações de um ano para o outro, por conta de efeitos climáticos. As maiores frustrações de safras ocorreram em 1995, 2005 e 2012, devido ao fenômeno climático da estiagem, e tiveram forte impacto sobre o VAB.

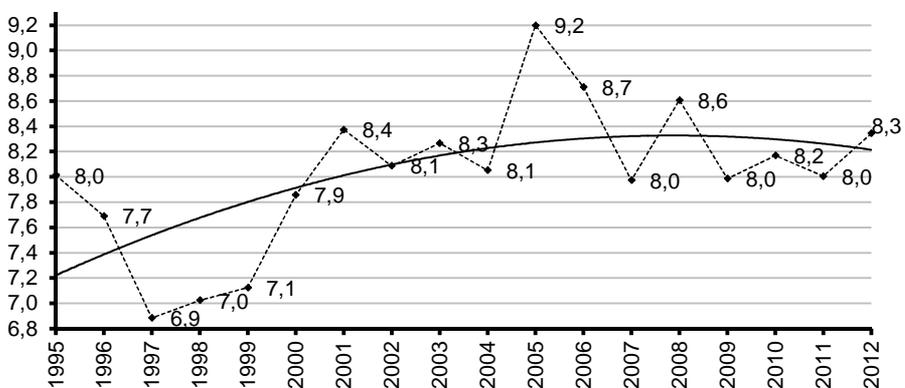
Conforme Lazzari (2010), a indústria de transformação no Rio Grande do Sul apresenta duas características marcantes: em primeiro lugar, é fortemente dependente do mercado externo (quedas nas exportações estão associadas a reduções no produto industrial); em segundo, em razão da ligação entre as atividades manufatureiras e o Setor Primário, o desempenho do produto industrial é bastante influenciado pelo comportamento do setor agropecuário.<sup>8</sup> As maiores reduções de produção industrial ocorreram nos anos de 1998, 2005 e 2009 e estão relacionadas, respectivamente, à crise russa, à quebra de safra e à crise da economia mundial, em decorrência das crises financeira e bancária nos Estados Unidos.

Lazzari (2010) observa que o desempenho do setor serviços no Estado do Rio Grande do Sul foi bastante estável no período em análise. O único ano que apresentou queda em termos de VAB foi o de 2003, por conta da política anti-inflacionária adotada para estabilizar a economia após a forte desvalorização do real frente ao dólar ocorrida no ano de 2002.

O Gráfico 3 mostra a relação entre a receita de ICMS sobre o VAB, em termos percentuais (dados nominais), ao longo do período em análise. A tendência da relação ICMS/VAB é decrescente entre 1995 e 1997 e crescente entre 1997 e 2001. Após 2001, essa relação apresenta elevações e quedas, contudo, em nenhum ano a razão ficou abaixo da média de 8% (para todo o período 1995-2012).

Gráfico 3

Evolução percentual da relação ICMS/VAB do Estado do Rio Grande do Sul — 1995-2012



FONTES DOS DADOS BRUTOS: Fundação Getúlio Vargas.  
Fundação de Economia e Estatística (FEE, 2015).

<sup>8</sup> Conforme Lazzari (2010), as atividades industriais de alimentos, fumo e máquinas e equipamentos (tratores, colheitadeiras e implementos agrícolas) são as mais atreladas ao desempenho do setor agropecuário.

A mais baixa relação ICMS/VAB, 6,9%, deu-se no ano de 1997, quando entrou em vigor a Lei Kandir. O ano de maior relação ICMS/VAB, 9,2%, em 2005, coincide com a quebra de safra e a elevação das alíquotas de ICMS sobre combustíveis, energia elétrica e telefonia.

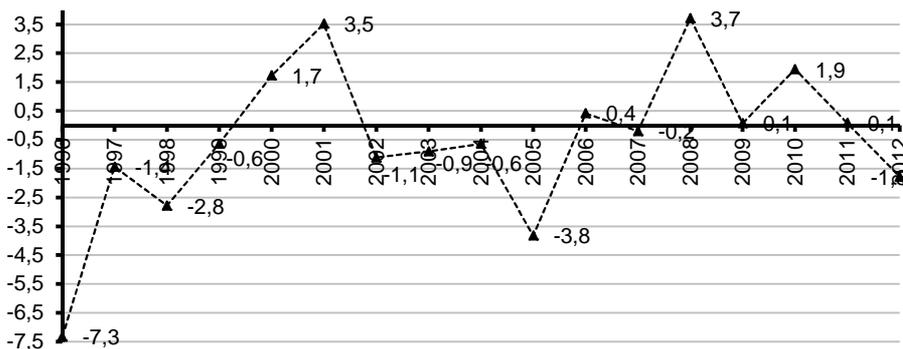
A elasticidade da arrecadação de ICMS em relação ao VAB em dado período  $t$  do tempo é dada por:

$$\eta_t^{ICMS,VAB} = \frac{\% \Delta ICMS_t}{\% \Delta VAB_t}$$

A relação entre a taxa de crescimento do ICMS e a taxa de crescimento do VAB é uma medida para avaliar o desempenho da arrecadação de ICMS. Conforme Haughton (1998), tal relação é uma medida da eficiência da estrutura tributária e das medidas discricionárias. Em geral, o desempenho do ICMS é considerado satisfatório, se a elasticidade for igual ou maior do que um. No Gráfico 4, tem-se a evolução da elasticidade do período em análise.

Gráfico 4

Evolução da elasticidade do Estado do Rio Grande do Sul — 1995-2012



FONTES DOS DADOS BRUTOS: Fundação Getúlio Vargas.  
Fundação de Economia e Estatística (FEE, 2015).

No Gráfico 4, observa-se que a elasticidade foi positiva em sete anos e negativa nos demais. Dentre os resultados positivos, o maior nível de elasticidade ocorreu no ano de 2008. Nesse ano, a elasticidade é igual a 3,7, ou seja, o crescimento de 1% do VAB foi acompanhado de um aumento de 3,7% do ICMS. Nos demais anos, a medida de flutuação é negativa. Dentre os dados negativos, a elasticidade de 1996 é a mais negativa, indicando que a queda de 1% do VAB foi acompanhada de uma elevação de 7,3% da arrecadação de ICMS.

A elevada oscilação da elasticidade indica que a relação entre as taxas de variação do ICMS e do VAB se altera muito, de um ano para o outro. Esse fenômeno pode resultar de alterações de alíquotas e de mudanças na política tributária estadual. Ademais, o VAB está sujeito a grandes variações de um ano para o outro, em razão de eventos climáticos e de fatores exógenos, como mudanças de política econômica e crises externas. Portanto, no caso do Estado do Rio Grande do Sul, o comportamento da elasticidade em um dado ano está longe de ser igual ou maior que um e apresentar estabilidade ao longo do tempo.

## 4 Resultados empíricos

Para se testar se as séries da receita de ICMS e do VAB são estacionárias, realizam-se cinco testes de raiz unitária: (a) o teste Dickey-Fuller Aumentado; (b) o teste DF-GLS; (c) o teste Phillips-Perron; (d) o teste KPSS (mnemônico dos autores do teste, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin); e (e) o teste Ng e Perron.<sup>9</sup> Os resultados encontram-se nos Quadros A.1 e A.2 no **Anexo**.

No Quadro A.1, têm-se os testes para a variável log VAB em nível e primeira diferença. Todos os testes indicam que a série em nível não é estacionária. A exceção é o teste Ng-Perron, em que se rejeita a hipótese nula, o que sugere que a série em nível não tem raiz unitária. Quando se considera a série em primeira diferença, as estatísticas indicam a rejeição da hipótese de presença de raiz unitária. Portanto, pode-se considerar a série log VAB como sendo integrada de ordem um,  $I(1)$ .

No Quadro A.2, apresentam-se os testes para a variável log ICMS em nível e primeira diferença. Novamente, todos os testes indicam que a série em nível não é estacionária. Em relação à série log ICMS em primeira diferença, as estatísticas indicam a rejeição da hipótese de presença raiz unitária, ressaltando-se que os testes ADF e Ng-Perron sugerem a rejeição da hipótese nula aos níveis de 5% e 10% de significância. Assim sendo, a série log ICMS também pode ser considerada como integrada de ordem um,  $I(1)$ .<sup>10</sup>

---

<sup>9</sup> Para uma apresentação dos referidos testes, ver Bueno (2011).

<sup>10</sup> Dado que a amostra é pequena, os testes de raiz unitária possuem menor poder, o que aumenta as chances de se cometer o erro do tipo II, ou seja, concluir-se que as séries não são estacionárias, quando, na verdade, apresentam raiz unitária. Contudo o problema aparece apenas no teste Ng-Perron para a variável log VAB em nível; nos demais testes, a hipótese da presença de raiz unitária é aceita. Portanto, a chance de se cometer o erro do tipo II é pequena.

Seguindo a metodologia proposta por Engle e Granger (1987), é necessário que ambas as séries sejam não estacionárias em nível e possuam a mesma ordem de integração. Além disso, elas devem ter uma tendência estocástica comum, isto é, as duas variáveis cointegram. Isso ocorre, se as inovações no modelo em nível forem estacionárias, ou seja, se forem integradas de ordem zero,  $I(0)$ . Se as séries VAB e a ICMS são  $I(1)$  e cointegradas, então, pode-se estimar as elasticidades de longo e curto prazos.

O Quadro 1 apresenta os resultados do modelo (2), para se estimar a elasticidade de longo prazo<sup>11</sup>. O modelo mostra bom ajustamento e gera inovações normais, conforme o teste de Jarque Bera. O teste de Ljung-Box (para uma e duas defasagens) indica que as inovações não apresentam autocorrelação. O modelo leva em conta uma variável binária de intercepto, em razão da entrada em vigor da Lei Kandir, em 1997 — atribuindo-se valor zero nos anos 1995 e 1996 e um nos demais. O coeficiente estimado indica que a Lei foi responsável por uma queda de 11,4% na arrecadação média de ICMS do Estado do Rio Grande do Sul, no período 1995-2012.<sup>12</sup> Como o teste de raiz unitária sobre as inovações rejeita a hipótese nula de não estacionariedade, pode-se afirmar que o modelo não apresenta relação espúria.<sup>13</sup> Logo, a estimação de mínimos quadrados ordinários aplicada nas variáveis em nível gera estimadores superconsistentes.

Por último, a elasticidade estimada de longo prazo da receita de ICMS em relação ao VAB é 1,18, o que significa que um aumento de 1% no VAB gera um aumento de 1,18% na arrecadação de ICMS no longo prazo.<sup>14</sup> O resultado da elasticidade positiva e superior a um está em acordo com a

---

<sup>11</sup> Tanto na estimação da elasticidade de longo prazo como na estimação da elasticidade de curto prazo, a seguir, incluiu-se uma tendência linear e uma variável binária (referente às elevações de alíquotas ocorridas no período em análise) como variáveis independentes. Contudo os coeficientes estimados mostraram-se não significativos.

<sup>12</sup> Leitão, Irffi e Linhares (2012) discutem estudos sobre os impactos da Lei Kandir sobre a arrecadação de ICMS de alguns estados (de Minas Gerais, Bahia, Ceará e Rio Grande do Sul). O exercício empírico proposto pelos autores confirmou a hipótese de que a Lei Kandir produziu perdas em termos de arrecadação de ICMS para o Ceará.

<sup>13</sup> Procedendo-se o teste ADF sobre os resíduos do modelo (2), rejeita-se a existência de raiz unitária, pois o valor da estatística -4,44 é menor que os valores críticos: -4,29 (a 1% de nível de significância); -3,74 (a 5% de nível de significância); e -3,45 (a 10% de nível de significância). Os valores críticos podem ser encontrados em Verbeek (2004) e MacKinnon (2010).

<sup>14</sup> Por sugestão de Wolswijk (2007), estimou-se o seguinte modelo dinâmico:  $\log T_t = \theta + \delta \log B_t + \sum_{j=-1}^1 \theta_j \Delta \log B_{t+j} + \varepsilon_t$ . Utilizou-se o valor corrente, uma defasagem e um período adiante para se resguardar os graus de liberdade. Aplicou-se a correção de Newey-West, a fim de se reduzir possível inconsistência das estimativas dos erros-padrão. O resultado da estimação foi 1,14 para o coeficiente da variável  $\log VAB$ , pouco abaixo de 1,18, mas superior a 1. As demais variáveis explicativas mostraram-se não significativas.

discussão em estudos como os de Van den Noord (2000), Bouthevillain *et al.* (2001), Wolswijk (2007) e Koester e Priesmeier (2012).<sup>15</sup>

Quadro 1

Elasticidade de longo prazo no Estado do Rio Grande do Sul — 1995-2012

VARIÁVEL INDEPENDENTE	VARIÁVEL DEPENDENTE: LogICMS		
	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística-t
Constante	(1)-3,451	0,4611	-7,483
LogVAB	(1) 1,187	0,0890	13,340
Lei Kandir	(1)-0,114	0,0347	-3,295
R <sup>2</sup> ajustado	0,9186	D-W	2,2349
F(2, 15)	97,031 (0,0000)	Jarque Bera	2,0550 (0,3578)
Q de Ljung-Box $\chi^2(1)$	0,5240 (0,4690)	Q de Ljung-Box $\chi^2(2)$	3,1389 (0,2080)

NOTA: Os dados entre parênteses referem-se ao P-valor dos testes.

(1) Significativo a 1%.

O Quadro 2 apresenta o modelo econométrico (4). O modelo estimado não tem constante como variável independente. O teste de Jarque Bera indica que as inovações são normais, e o teste de Ljung-Box (para uma e duas defasagens) sugere que as inovações não são autocorrelacionadas. A variável binária referente à Lei Kandir é considerada na forma de choque, assumindo valor igual a um no ano de 1997 e zero nos demais. O coeficiente estimado da variável Lei Kandir indica que o choque da entrada em vigor da Lei no ano de 1997 impactou, negativamente, a arrecadação de ICMS em 10,4%. O coeficiente de correção de erro é negativo e significativo. Assim, se a arrecadação de ICMS for inferior ao seu valor de longo prazo em 1%, a arrecadação aumentará 1,05% no período seguinte. Em outras palavras, o termo de ajuste indica que praticamente todo o desvio em relação ao equilíbrio é corrigido no próximo período.<sup>16</sup> A explicação para o rápido ajustamento pode ser a premência do Estado em cumprir os compromissos

<sup>15</sup> Sobel e Holcombe (1996) encontram os seguintes valores médios da elasticidade de longo prazo da base do Imposto sobre Varejo (*Retail Sales tax*) em relação ao PIB para todos os estados americanos: Imposto sobre Varejo, 0,69; e Imposto sobre Varejo excluindo a alimentação, 0,73. Cabe destacar, conforme Sobel e Wagner (2003), que, nos Estados Unidos, as principais fontes de receita dos estados são os impostos sobre a renda pessoal e os impostos sobre vendas no varejo.

<sup>16</sup> Resultado semelhante é encontrado nas estimações de Koester e Priesmeier (2012) para o caso da Alemanha. Considerando a receita do Imposto sobre o Valor Adicionado e uma variável que agrega o consumo privado, o investimento residencial e o consumo do governo, a estimativa dos autores para o termo de ajuste ao equilíbrio é -1,05.

assumidos; assim reduções na receita, num período, devem ser quase imediatamente compensadas no período seguinte.

Quadro 2

Modelo de correção de erros para o Estado do Rio Grande do Sul — 1995-2012

VARIÁVEL INDEPENDENTE	VARIÁVEL DEPENDENTE: $\Delta \log \text{ICMS}$		
	Coeficiente	Erro-Padrão	Estatística-t
$\Delta \log \text{VAB}$	(1) 0,858	0,313	2,741
$\lambda$	(1)-1,055	0,282	-3,735
Lei Kandir	(1)-0,104	0,041	-2,492
$R^2$ ajustado	0,5316	D-W	1,9451
F(2, 15)	6,7891 (0,0049)	Jarque Bera	2,7050 (0,2585)
Q de Ljung-Box $\chi^2(1)$	0,0256 (0,8730)	Q de Ljung-Box $\chi^2(2)$	2,9399 (0,2300)

NOTA: Os dados entre parênteses referem-se ao P-valor dos testes.

(1) Significativo a 5%. (2) Significativo a 1%.

O coeficiente da variável  $\Delta \log \text{VAB}$  indica que a elasticidade de curto prazo é 0,85 e significativa. Assim, o aumento de 1% no VAB no curto prazo gera um aumento de 0,85% na arrecadação de ICMS. E uma queda de 1% no VAB é acompanhada de uma redução de 0,85% da receita de ICMS. Portanto, a arrecadação de ICMS é inelástica em relação ao VAB no curto prazo.<sup>17</sup> Tal resultado da elasticidade está em acordo com os estudos como os de Van den Noord (2000) e Bouthevillain *et al.* (2001). No primeiro estudo, a elasticidade média calculada entre os impostos indiretos e o PIB dos países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) é igual a 0,9. No segundo estudo, a elasticidade média entre os impostos indiretos e o PIB de 15 países da União Européia é 0,97.

A inelasticidade do ICMS em relação ao VAB no curto prazo pode ser assim explicada: em momentos de crescimento econômico, as famílias poupam parte do incremento da renda; assim, a arrecadação de ICMS cresce

<sup>17</sup> Sobel e Holcombe (1996) estimam a elasticidade de curto prazo da base do Imposto sobre Vendas no Varejo (*Retail sales tax*) em relação ao PIB para todos os estados americanos e encontram os seguintes valores médios: Imposto sobre Vendas no Varejo, 1,08; e o Imposto sobre Vendas no Varejo excluindo alimentação, 1,43. Conforme Sobel e Wagner (2003) e Dye (2004), as estimativas de Sobel e Holcombe (1996) são um pouco diferentes para a elasticidade de curto prazo da base do Imposto sobre Vendas no Varejo, 0,96; e para a do Imposto sobre Vendas no Varejo excluindo alimentação, 1,10. Outros resultados são encontrados em estudos para países. A estimativa de Koester e Priesmeier (2012) da elasticidade de curto prazo é 0,90 para a Alemanha. Wolswijk (2007) estima uma elasticidade de 0,69 para a Holanda, considerando a relação entre a arrecadação do Imposto sobre Valor Adicionado, ajustada por medidas discricionárias, e o consumo privado.

menos do que a elevação da atividade econômica; e, nas situações de recessão econômica, as famílias usam a poupança acumulada ou recorrem ao crédito, a fim de manterem as trajetórias de consumo; desse modo, a arrecadação de ICMS cai em menor proporção do que o VAB.

## 5 Considerações finais

Os resultados devem ser considerados com cautela, em primeiro lugar porque se assume a hipótese de exogeneidade estrita, portanto, não há erros de medida, omissão de variáveis relevantes e simultaneidade; e, em segundo lugar, porque o tamanho da amostra é pequeno. Apesar de não eficientes, as estimativas obtidas são consistentes e não enviesadas, o que sugere a validade dos modelos.

A elasticidade estimada de longo prazo do ICMS em relação ao VAB é igual a 1,18. Portanto, a arrecadação de ICMS cresce 1,18% frente a um crescimento de 1% do VAB no longo prazo. Por sua vez, a elasticidade de curto prazo é igual a 0,85, assim a receita de ICMS cresce 0,85% a cada 1% de crescimento do VAB, ou cai 0,85% a uma queda de 1% do VAB. Ambos os resultados estão de acordo com os valores estimados em outros estudos. Nas duas estimativas, a variável de controle Lei Kandir mostrou-se significativa e com impactos negativos sobre a arrecadação de ICMS. Portanto, o Estado do Rio Grande do Sul teve perdas de arrecadação, em consequência da isenção de ICMS sobre produtos de sua pauta de exportação.

A arrecadação de ICMS acompanha o crescimento do VAB no longo prazo; contudo, no curto prazo, essa arrecadação é menos sensível a mudanças na atividade econômica.

Os resultados indicam que se optou por uma maior estabilidade da receita de ICMS no curto prazo, ao se reduzir a flutuação da arrecadação em relação ao ciclo econômico, sem sacrificar o crescimento de longo prazo. A razão da opção de buscar reduzir a variação da arrecadação do ICMS, associada às flutuações cíclicas da atividade econômica, pode estar na rigidez dos gastos públicos estaduais, ou seja, é muito difícil realizar corte de gastos de maneira discricionária, quando há recessão econômica, porque o fluxo de gastos é determinado, em grande medida, por fatores institucionais, dentre os quais se destacam: a fixação de despesas e a estimação de receitas pelo processo orçamentário estadual; o fato de as demandas judiciais obrigarem o Estado a despender considerável volume de recursos; o elevado grau de vinculação da receita estadual às despesas, como de educação e saúde; o crescimento vegetativo da folha de pagamento dos servidores ativos, por conta de promoções automáticas por tempo de serviço e de ou-

tros direitos previstos nos planos de carreiras; o crescimento vegetativo dos gastos com inativos e pensionistas, em razão de pedidos de aposentadoria e demais direitos; os reajustes periódicos de salários resultantes das negociações entre o Governo do Estado e os sindicatos de servidores públicos; e, por último, os gastos definidos de maneira autônoma por parte dos “poderes” (Judiciário, Legislativo, Ministério Público e Tribunal de Contas).

O comportamento do consumo das famílias e as decisões das empresas sobre operações de circulação de mercadorias ou prestação de serviços acompanham o ciclo econômico. No curto prazo, uma queda da atividade econômica está associada a uma queda menor da arrecadação de ICMS, porque famílias e empresas se utilizam de crédito e da poupança, a fim de manterem estáveis suas decisões de consumo e compras.

No longo prazo, podem ocorrer mudanças significativas na legislação tributária, gerando impactos permanentes sobre a arrecadação tributária, enquanto, no curto prazo, por falta de consenso político, tais alterações são muito mais difíceis de serem realizadas. Além disso, por pressão de grupos de interesse, as isenções fiscais tendem a se perpetuar por longo período de tempo, tornando a arrecadação menos sensível a mudanças na atividade econômica no curto prazo.

## Anexo

Quadro A.1

Testes de raiz unitária — variável logVAB

VARIÁVEL	TESTE	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS			VARIÁVEIS EXÓGENAS
			1%	5%	10%	
logVAB Nível	ADF	-0,637	-4,728	-3,759	-3,324	Constante e tendência
	DF-GLS	-2,676	-3,770	-3,190	-2,890	Constante e tendência
	PP	-2,439	-4,616	-3,710	-3,297	Constante e tendência
	KPSS	0,183	0,216	0,146	0,119	Constante e tendência
	Ng-Perron (MZt) (1)	-9,473	-2,580	-1,980	-1,620	Constante
logVAB primeira diferença	ADF	-6,182	-4,728	-3,759	-3,324	Constante e tendência
	DF-GLS	-5,923	-3,770	-3,190	-2,890	Constante e tendência
	PP	-5,972	-4,667	-3,733	-3,310	Constante
	KPSS	0,375	0,739	0,463	0,347	Constante

(1) No teste, utilizou-se a janela espectral GLS-detrend ed AR com constante, tendo por base o critério AIC modificado. O resultado do teste é invariante a outras especificações de janela, ou cálculo paramétrico da variância de longo prazo.

Quadro A.2

## Testes de raiz unitária — variável logICMS

VARIÁVEL	TESTE	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS			VARIÁVEIS EXÓGENAS
			1%	5%	10%	
	ADF	-1,916	-4,616	-3,710	-3,297	Constante e tendência
logICMS Nível	DF-GLS	-2,098	-3,770	-3,190	-2,890	Constante e tendência
	PP	-1,916	-4,616	-3,710	-3,297	Constante e tendência
	KPSS	0,169	0,216	0,146	0,119	Constante e tendência
	Ng-Perron (MZt)	0,551	-2,580	-1,980	-1,620	Constante
logICMS Primeira diferença	ADF	(1) -4,307	-4,886	-3,828	-3,362	Constante e tendência
	DF-GLS	-4,834	-3,770	-3,190	-2,890	Constante e tendência
	PP	-11,391	-4,667	-3,730	-3,310	Constante e tendência
	KPSS	0,347	0,216	0,146	0,119	Constante e tendência
	Ng-Perron (MZt) (2)	(1) -1,942	-2,580	-1,980	-1,620	Constante

(1) Rejeita-se a hipótese nula a 5% e 10%. (2) No teste, utilizou-se a janela espectral GLS-detrended AR com constante, tendo por base o critério AIC modificado. O resultado do teste é invariante a outras especificações de janela, ou cálculo paramétrico da variância de longo prazo.

## Referências

- BORDIN, L. C. V. **ICMS: gastos tributários e receita potencial**. Brasília, DF: ESAF, 2003. 51 p. Monografia agraciada com menção honrosa no VIII Prêmio Tesouro Nacional, 2003.
- BOUTHEVILLAIN, C. *et al.* **Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach**. Frankfurt: European Central Bank, 2001. (Working Paper, n. 77).
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- DYE, R. F. State revenue cyclicity. **National Tax Journal**, Washington, DC, v. 57, n. 1, p. 133-145, mar. 2004.
- ENGLE, R. F.; YOO, B. S. Forecasting and testing in co-integrated systems. **J. Econ.**, North-Holland, v. 35, n. 1, p. 143-159, 1987.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, New York, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FELIX, R. The growth and volatility of state tax revenue sources in the tenth district. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**, Kansas City, v. 93, n. 3, p. 63-88, 2008.

FRICKE, H.; SUESSMUTH, B. **Growth and volatility of tax revenues in Latin America**. Munich: CESifo, 2011. (CESifoWorking Paper, n. 3312).

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). Núcleo das Contas Regionais. **Série histórica**. 2015. Disponível em: <<http://www.fee.rs.gov.br/indicadores/pib-rs/pib-trimestral/serie-historica>>. Acesso em: 5 jan. 2015.

HAUGHTON, J. **Estimating tax buoyancy, elasticity and stability**. Washington, DC: USAID, 1998. (Discussion Paper, n. 11). Disponível em: <[http://pdf.usaid.gov/pdf\\_docs/PNACE024.pdf](http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNACE024.pdf)>. Acesso em: 13 dez. 2013.

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

LAZZARI, M. R. A economia gaúcha na visão das contas regionais: 1981-2009. In: CONCEIÇÃO, O. A. C. *et al.* (Org.). **O movimento da produção**. Porto Alegre: FEE, 2010. p. 1-15. (Três décadas de economia gaúcha, v. 2).

LEITÃO, A.; IRFFI, G.; LINHARES, F. Avaliação dos efeitos da Lei Kandir sobre a arrecadação de ICMS no estado do Ceará. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília DF, n. 39, p. 37-63, jul./dez. 2012.

MACKINNON, J. G. **Critical values for cointegration tests**. Kingston, ON: Queen's Economics Department, 2010 (Working Paper, n. 1227).

MENEGHETTI NETO, A. A crise das finanças públicas gaúchas. In: CONCEIÇÃO, O. A. C. *et al.* (org.). **O movimento da produção**. Porto Alegre: FEE, 2010. p. 187-208. (Três décadas de economia gaúcha, v. 2).

MENEGHETTI NETO, A. O desempenho das finanças públicas estaduais em 2004. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 32, n. 4, p. 53-74, 2005.

MENEGHETTI NETO, A. O desempenho das finanças públicas estaduais em 2011. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 39, n. 4, p. 31-42, 2012.

RIO GRANDE DO SUL. Secretaria da Fazenda. Receita Estadual. **ICMS**. 2015. Disponível em: <[https://www.sefaz.rs.gov.br/Site/MontaMenu.aspx?MenuAlias=m\\_arrec\\_publicacoes\\_icms](https://www.sefaz.rs.gov.br/Site/MontaMenu.aspx?MenuAlias=m_arrec_publicacoes_icms)>. Acesso em: 15 jan. 2015.

SAMPAIO, M. da C. Tributação do consumo no Brasil: aspectos teóricos e aplicados. In: BIDERMAN, C.; ARVATE, P. (Org.). **Economia do setor público no Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. p. 188-230.

SOBEL, R. S.; HOLCOMBE, R. G. Measuring the growth and variability of tax bases over the business cycle. **National Tax Journal**, Washington, DC, v. 49, n.4, p. 535-552, 1996.

SOBEL, R. S.; WAGNER, G. A. Cyclical variability in state government revenue: can tax reform reduced it? **State Tax Notes**, [S.l.], p. 569-576, 25 Aug. 2003.

VAN DEN NOORD, P. The size and role of automatic fiscal stabilizers in the 1990s and beyond. **Economics Department Working Papers**, [S.l.], n. 230, 2000. Disponível em:

<<http://dx.doi.org/10.1787/816628410134>>. Acesso em: 10 jan. 2014.

VARSANO, R. **Fazendo e desfazendo a Lei Kandir**. Brasília, DF: Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2013. (Textos para Debate). Disponível em:

<<http://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/5774/DMM%20DP%20Fazendo%20e%20desfazendo%20a%20Lei%20Kandir%20FINAL.pdf;jsessionid=F09733475C19EE370E12DF2A28BC8B0F?sequence=1>>. Acesso em: 10 fev. 2014.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. West Sussex: John Wiley & Sons, 2004.

WOLSWIJK, G. **Short- and Long-run tax elasticities: the case of the Netherlands**. Frankfurt: European Central Bank, 2007. (Working Paper Series, n. 763).