

Textos para Discussão FEE N° 117

Secretaria do Planejamento, Gestão e Participação Cidadã
Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser

As elasticidades de curto e longo prazo do ICMS no RS

Liderau dos Santos Marques Junior
Cristiano Aguiar de Oliveira

Porto Alegre, janeiro de 2014



SECRETARIA DO PLANEJAMENTO, GESTÃO E PARTICIPAÇÃO CIDADÃ

Secretário: João Motta



DIRETORIA

Presidente: Adalmir Antonio Marquetti

Diretor Técnico: André Luis Forti Scherer

Diretor Administrativo: Roberto Pereira da Rocha

CENTROS

Estudos Econômicos e Sociais: Renato Antonio Dal Maso

Pesquisa de Emprego e Desemprego: Dulce Helena Vergara

Informações Estatísticas: Juarez Meneghetti

Informática: Valter Helmuth Goldberg Junior

Documentação: Tânia Leopoldina P. Angst

Recursos: Maria Aparecida R. Forni

TEXTOS PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pela FEE, ou de interesse da instituição, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões. Todas as contribuições recebidas passam, necessariamente, por avaliação de admissibilidade e por análise por pares. As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista da Fundação de Economia e Estatística.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte.

Reproduções para fins comerciais são proibidas.

<http://www.fee.rs.gov.br/textos-para-discussao>

As elasticidades de curto e longo prazo do ICMS no RS*

Liderau dos Santos Marques Junior**
Cristiano Aguiar de Oliveira***

Pesquisador na FEE
Professor na FURG

Resumo

O artigo analisa a evolução da arrecadação do ICMS e do Valor Adicionado Bruto do Estado do Rio Grande do Sul ao longo do período 1995 a 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 prazo 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 VAT and Gross Value Added of the State of Rio Grande do Sul over the period 1995-2012. In this review the determinants of the VAT tax are discussed. The elasticities of short and long-run of the revenue of VAT in relation to the VAB are estimated through econometric methods. The results indicate that the VAT tax is elastic in the long run and inelastic in the short run.

Key words: 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 de longo prazo da receita tributária em relação à atividade econômica. Tais medidas são importantes para o planejamento das contas públicas e, 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 a arrecadação tributária e, por conseguinte, a decisões equivocadas sobre os gastos públicos. A utilização de estimativas de elasticidade incorretas pode levar a um diagnóstico falho sobre a real situação das contas públicas.

* Os autores agradecem os comentários e sugestões de Isabel Ruckert, Alfredo Meneghetti e Eugenio Lagemann. Agradecemos 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.

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

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

No caso do Estado do Rio Grande do Sul, poucos estudos tem o propósito de estimar a elasticidade da receita tributária. Meneghetti Neto (2010) e Meneghetti Neto (2012) apresentam estimativas da elasticidade do ICMS em relação ao PIB estadual. No primeiro estudo, o período compreendido é 1970-2009, e no segundo, o período 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, estima 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, no cálculo do PIB está incluído o valor dos impostos sobre os produtos, entre 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 prazo 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 prazo 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 se discutem os conceitos e a metodologia para se obter as elasticidades da receita tributária. Na terceira seção se analisa a evolução da arrecadação do ICMS e do Valor Adicionado Bruto do Estado do Rio Grande do Sul ao longo do período 1995 a 2012. Na quarta seção têm-se os resultados das estimações das elasticidades de curto e longo prazo da arrecadação de ICMS em relação ao VAB. Na quinta e última seção, tecem-se as considerações finais.

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

Koester e Priesmeier (2012) elencam três diferentes concepções de elasticidade da receita tributária: i) a elasticidade base-renda que leva em conta a relação entre as bases tributárias e as variáveis macroeconômicas; ii) a elasticidade receita-renda que considera a relação entre as receitas tributárias e o PIB; e iii) 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 uma trajetória no longo prazo, enquanto no curto prazo apresentam flutuação cíclica.

A resposta das receitas tributárias a mudanças nas bases tributárias pode ser diferente no longo prazo daquela no curto prazo. A elasticidade da receita tributária com relação à base no longo prazo mede o quanto a taxa de crescimento das receitas 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 a 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:

$$\eta_{t+i,t}^{Tax^r, B^{r,n}} = \frac{\Delta Tax_{t+i}^r}{\Delta B_t^{r,n}} \frac{B_t^{r,n}}{Tax_{t+i}^r} \quad i = 0, \dots, T. \quad (1)$$

Esta elasticidade dinâmica incorpora tanto a relação contemporânea de curto prazo como a relação de longo prazo, e também a trajetória de ajustamento entre os dois horizontes de tempo. Houghton (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 prazo para os maiores estados norte-americanos. As elasticidades estudadas se referem à elasticidade da receita em relação ao PIB e a 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 prazo da receita tributária com relação ao PIB de diversos países latino-americanos. Wolswijk (2009) também estima as elasticidades de curto e longo prazo para o caso holandês. E Koester e Priesmeier (2012) utilizam um modelo de correção de erros para estimar as elasticidades de curto e longo prazo 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 ; θ é o intercepto; B_t é a base tributária no ano t ; e γ_t é o erro estacionário.¹ O modelo é estático porque em (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:

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

¹ 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).

Onde D_t é a variável *dummy* que assume o valor 1 no ano em que houve uma mudança discricionária na política tributária e o valor 0 nos demais anos.² O coeficiente de inclinação δ mede a elasticidade de longo prazo da receita, T_t , em relação a 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 prazo, o MCE pode ser obtido incorporando-se o termo de correção de erro do modelo (2) na equação (3):

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

Ou

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

Onde β é o coeficiente que representa a elasticidade de curto prazo da receita em relação à base; e λ 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 $\log T_{t-1} > \delta \log B_{t-1}$, se espera 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 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 canal 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 onde, 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 se refere à receita do Imposto sobre a Circulação de Mercadorias e a Prestação de Serviços (ICMS) 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

² Pode-se incluir outras variáveis *dummies* no modelo a fim de capturar potenciais quebras estruturais ocorridas no período em análise.

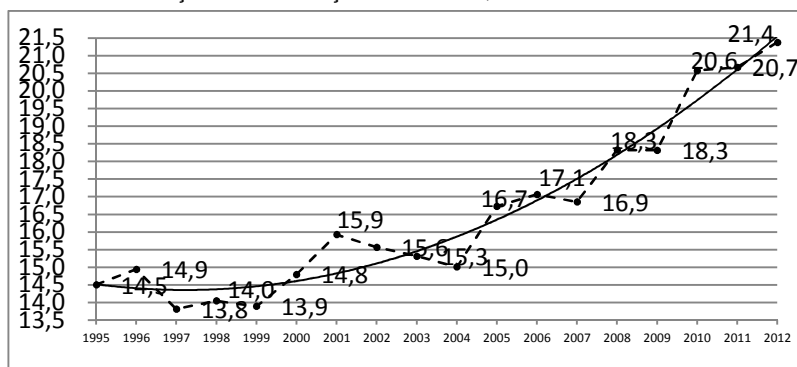
sobre o valor adicionado.³ A fonte dos dados é a Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul. Utiliza-se o Valor Adicionado Bruto (VAB) a preço básico do Estado do Rio Grande do Sul como variável proxy para a base tributária do ICMS. A fonte dos dados é a Fundação de Economia e Estatística.⁴

Analisa-se o período compreendido entre os anos de 1995 a 2012. Optou-se por este 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 se apresenta a evolução da arrecadação de ICMS. Em primeiro lugar, note que, entre 1995 e 2004, a trajetória da arrecadação de ICMS, intermediada de aumentos e quedas, apresentou pequena alta de R\$ 500 milhões (ou alta de 3,4%). Portanto, este período pode ser caracterizado como de estagnação da arrecadação do ICMS. A partir de 2004, se tem 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: R\$ bilhões – 1995-2012



FONTE: Receita Estadual, Secretaria da Fazenda do Estado do Rio Grande do Sul.
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.⁵ 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 alíquota sobre as telecomunicações que passou de 25% para 26%. A majoração da alíquota vigorou até dezembro de 1998. Conforme Meneghetti Neto (2005), nos anos 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%.

³ Não cabe citar os diversos estudos que caracterizam o ICMS, uma referência introdutória ao tema é Sampaio (2004).

⁴ Os dados do ICMS estão deflacionados pelo IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas (ano base=2012). E os dados do Valor Adicionado Bruto (VAB) 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).

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

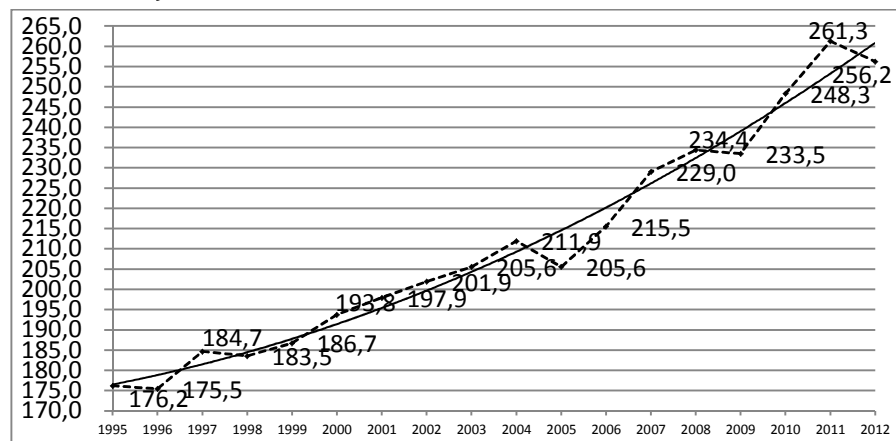
A base de tributação de um imposto qualquer pode variar por conta de força legal e por mudanças na atividade econômica de uma região. A Lei Complementar nº 87, sancionada pelo Presidente da República em setembro de 1996, conhecida como a Lei Kandir, permitiu o aproveitamento do crédito do ICMS pago na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

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 impositiva do ICMS do Estado do Rio Grande do Sul, utiliza-se o VAB como variável *proxy* da base do ICMS.⁷

No Gráfico 2 se apresenta 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 que o VAB saltou de R\$ 176,2 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: R\$ bilhões – 1995-2012



FONTE: Núcleo das Contas Regionais, Fundação de Economia e Estatística.

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. Entre 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 entre os fatores internos, destaca-se o desempenho das atividades econômicas localizadas no Estado.

⁶ Para um histórico sobre a Lei Kandir, ver Leitão *et al.* (2012) e Varsano (2013). O último artigo se destaca por apresentar uma série de críticas à política tributária relacionada ao ICMS após vigência da Lei Kandir. Varsano (2013) explica porque 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.

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

No caso da economia gaúcha, embora o setor serviços tenha elevada participação no VAB, cerca de 60%, 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.

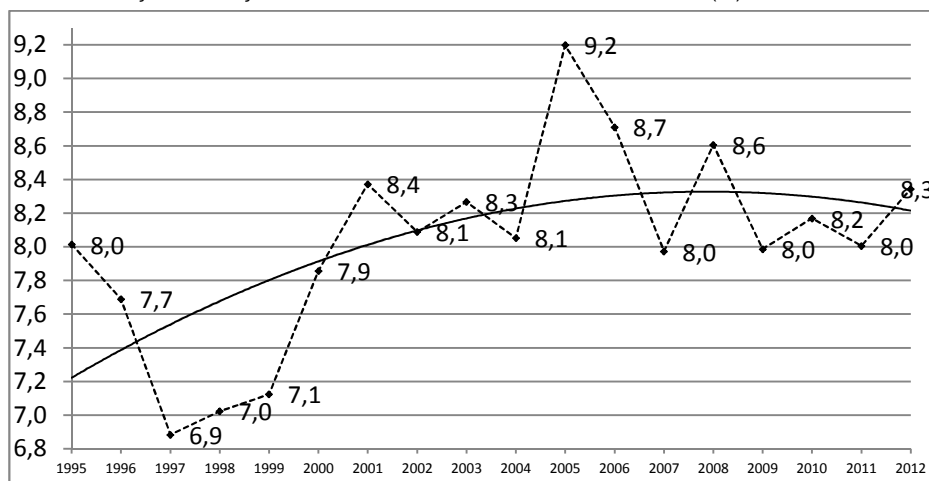
Conforme Lazzari (2010), a indústria de transformação no Rio Grande do Sul apresenta duas características marcantes: primeira, é fortemente dependente do mercado externo (quedas nas exportações estão associadas a reduções no produto industrial); e a segunda, em razão da ligação entre as atividades manufatureiras e o setor primário, o desempenho do produto industrial é bastante influenciado pelo comportamento do setor agropecuário.⁸ 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 ano 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, a relação ICMS/VAB 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 da relação ICMS/VAB do Estado do Rio Grande do Sul: (%) – 1995-2012



FONTE: elaboração própria dos autores.

A mais baixa relação ICMS/VAB, 6,9%, se deu 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 os combustíveis, energia elétrica e telefonia.

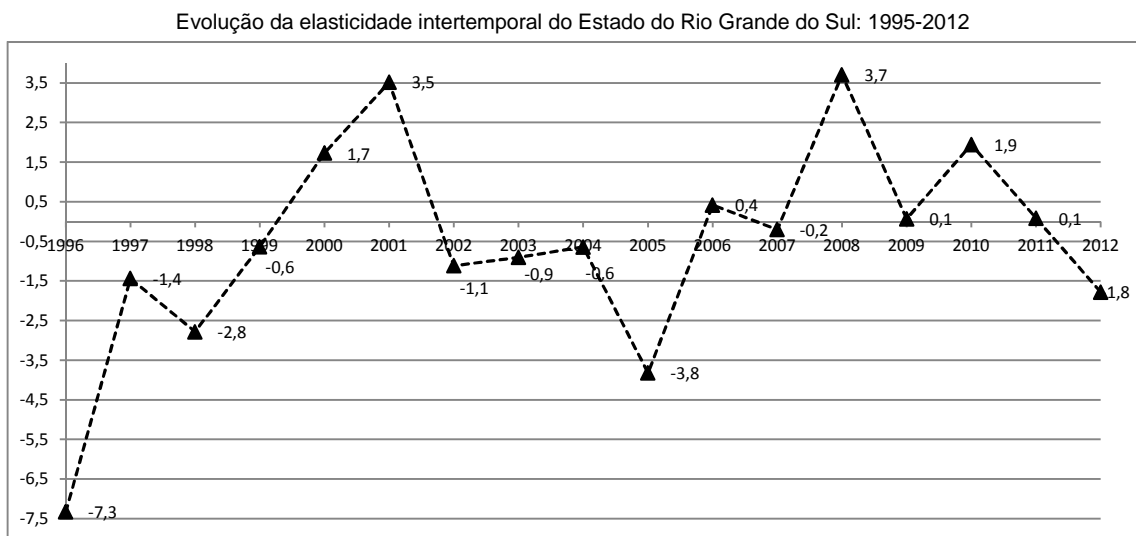
⁸ Conforme Lazzari (2010), as atividades industriais de alimentos, fumo e máquinas e equipamentos (tratores, colheitadeiras e implementos agrícolas) são as mais atreladas ao desempenho do setor agropecuário.

Como se viu, a elasticidade intertemporal da arrecadação de ICMS em relação ao VAB 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 intertemporal for igual ou maior do que um. No Gráfico 4 se tem a evolução da elasticidade.

Gráfico 4



FONTE: elaboração própria dos autores.

No Gráfico 4 se observa que a elasticidade intertemporal foi positiva em sete anos e negativa nos demais. Entre os resultados positivos, o maior nível de elasticidade ocorreu no ano de 2008. Neste 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. Entre 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 volatilidade 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. Este 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 intertemporal 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: 1) o teste Dickey-Fuller Aumentado; 2) o teste DF-GLS; 3) o teste Phillips-Perron; 4) o teste KPSS (mnemônico dos autores do teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin); e 5) o teste Ng e Perron.⁹ Os resultados encontram-se nas Tabelas 3 e 4 do Anexo.

Na Tabela 3 se tem 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, onde 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 raiz unitária. Portanto, a série log VAB é integrada de ordem um, $I(1)$.

Na Tabela 4 se apresentam 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, ressalvando-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, $I(1)$.¹⁰

Seguindo a metodologia proposta por Engle-Granger (1987) é necessário que ambas as séries sejam não estacionárias em nível e possuam a mesma ordem de integração. Além disso, as séries devem ter uma tendência estocástica comum, isto é, as duas variáveis cointegram. Isto 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 prazo.

A Tabela 1 apresenta os resultados do modelo (2) para se estimar a elasticidade de longo prazo.¹¹ 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 1995-2012.¹² Como o teste de raiz unitária sobre as inovações rejeita a hipótese nula de não estacionariedade, pode-se afirmar que o modelo

⁹ Para uma apresentação dos referidos testes, ver Bueno (2011).

¹⁰ 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, se concluir 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.

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

¹² Leitão *et al.* (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 por Leitão *et al.* (2012) confirmou a hipótese de que Lei Kandir produziu perdas em termos de arrecadação de ICMS para o Ceará.

não apresenta relação espúria.¹³ Logo, a estimação de mínimos quadrados ordinários aplicada nas variáveis em nível geram estimadores super consistentes.

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.¹⁴ O resultado da elasticidade positiva e superior a um está em acordo com a discussão em estudos como os de Van den Noord (2000), Bouthevillain et al. (2001), Wolswijk (2007) e Koester e Priesmeier (2012).¹⁵

Tabela 1

Elasticidade de Longo Prazo no Estado do Rio Grande do Sul, 1995-2012

Variável Dependente: LogICMS			
Variável Independente:	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t
Constante	-3,451***	0,4611	-7,483
LogVAB	1,187***	0,0890	13,340
Lei Kandir	-0,114***	0,0347	-3,295
R ² 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)

Notas: ***Significativo a 1%, **Significativo a 5%. P-valor dos testes entre parênteses.

A Tabela 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 1 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.¹⁶ A explicação para o rápido ajustamento pode ser a premência do Estado em cumprir os compromissos assumidos, assim reduções na receita num período devem ser quase que imediatamente compensadas no período seguinte.

¹³ 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).

¹⁴ Por sugestão de Wolswijk (2007) se estimou o seguinte modelo dinâmico:

$\log T_t = \theta + \delta \log B_t + \sum_{j=-1}^1 \phi_j \Delta \log B_{t+j} + \varepsilon_t$. 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 logVAB, pouco abaixo de 1,18 mas superior a 1. As demais variáveis explicativas se mostraram não significativas.

¹⁵ 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.

¹⁶ 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.

Tabela 2

Elasticidade de Curto Prazo no Estado do Rio Grande do Sul, 1995-2012			
Variável Dependente: $\Delta \log \text{ICMS}$			
Variável independente:	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t
$\Delta \log \text{VAB}$	0,858**	0,313	2,741
λ	-1,055***	0,282	-3,735
Lei Kandir	-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)

Notas: ***Significativo a 1%, **Significativo a 5%. P-valor dos testes entre parênteses.

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.¹⁷ 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 OCDE é igual a 0,9. No segundo estudo, a elasticidade média entre os impostos indiretos e o PIB de quinze 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 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

Dado que a amostra é pequena, os resultados devem ser considerados com cautela. Embora 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 se mostrou significativa e com impactos negativos sobre a arrecadação de ICMS. Portanto, o

¹⁷ 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 Holcombe e Sobel (1997) são um pouco diferentes para a elasticidade de curto prazo da base do Imposto sobre Vendas no Varejo: Imposto sobre Vendas no Varejo, 0,96; e o 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 Holanda, considerando a relação entre a arrecadação do Imposto sobre Valor Adicionado, ajustada por medidas discricionárias, e o consumo privado.

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, a arrecadação de ICMS 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 em 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, entre os quais se destacam: o processo orçamentário estadual fixa despesas e estima receitas; as demandas judiciais obrigam o Estado a despendar 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 outros direitos previstos nos planos de carreiras; o crescimento vegetativo dos gastos com inativos e pensionistas em razão de pedidos de aposentadoria e demais direitos; as negociações entre o governo do Estado e os sindicatos de servidores públicos resultam em reajustes periódicos de salários; 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

Tabela 3

Testes de raiz unitária – variável logVAB

Variável	Teste	Estatística	Valores críticos			Variáveis exógenas
			1%	5%	10%	
log VAB 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)*	-9,473	-2,580	-1,980	-1,620	Constante
log VAB 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

Notas: *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.

Tabela 4

Testes de raiz unitária – variável logICMS

Variável	Teste	Estatística	Valores críticos			Variáveis exógenas
			1%	5%	10%	
log ICMS Nível	ADF	-1,916	-4,616	-3,710	-3,297	Constante e tendência
	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
log ICMS Primeira diferença	ADF	-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)	-1,942**	-2,580	-1,980	-1,620	Constante

Notas: *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. **Se rejeita a hipótese nula a 5% e 10%.

Referências

- BORDIN, Luís Carlos Vitali. ICMS: Gastos Tributários e Receita Potencial. Brasília: ESAF, 2003. 51 p. Monografia agraciada com menção honrosa no VIII Prêmio Tesouro Nacional, 2003.
- BOUTHEVILLAIN, C.; COUR-THIMANN, P.; VAN DEN DOOL, G.; HERNÁNDEZ
- DE COS, P.; LANGENUS, G.; MOHR, M.; MOMIGLIANO, S.; TUJULA, M. Cyclically Adjusted Budget Balances: an alternative approach. European Central Bank, Working Paper, Nº 77, set., 2001.
- BUENO, Rodrigo De L. da S. Econometria de Séries Temporais. São Paulo: CENGAGE Learning, 2011.
- DYE, Richard F. State Revenue Cyclicity. National Tax Journal, v. LVII, n.1, mar., 2004.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica 55, 251–276, 1987.
- ENGLE, R.F.; YOO, B.S. Forecasting and testing in co-integrated systems. J. Econ. 35(1), 143–159, 1987.

- FELIX, R. The Growth and Volatility of State Tax Revenue Sources in the Tenth District. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, Vol. 93(3), 63–88, 2008.
- FRICKE, H.; SUESSMUTH, B. Growth and Volatility of Tax Revenues in Latin America. CESifoWorking Paper, No. 3312, 2011.
- HAUGHTON, J. Estimating Tax Buoyancy, Elasticity and Stability. Disponível em: http://pdf.usaid.gov/pdf_docs/PNACE024.pdf. Acesso em: 13 de dezembro de 2013.
- KOESTER, Gerrit B.; PRIESMEIER, Christoph. Estimating dynamics tax revenue elasticities for Germany. Frankfurt: Deutsche Bundesbank, Discussion Paper No 23, 2012.
- LEITÃO, Alejandro; IRFFI, Guilherme; LINHARES, Fabricio. Avaliação dos efeitos da Lei Kandir sobre a arrecadação de ICMS no Estado do Ceará. Planejamento e Políticas Públicas, n. 39, jul./dez., 2012.
- MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227, 2010.
- MENEGHETTI NETO, Alfredo. O desempenho das finanças públicas estaduais em 2004. Indicadores Econômicos, Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, Porto Alegre, v.32, n.4, p.53-74, 2005.
- MENEGHETTI NETO, Alfredo. A crise das finanças públicas gaúchas. In: CONCEIÇÃO, Octávio A. C.; GRANDO, Marines Z.; TERUCHKIN, Sonia U.; FARIA, Luiz A. E. (organizadores) Três Décadas de Economia Gaúcha – O movimento da produção. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 2010.
- MENEGHETTI NETO, Alfredo. O desempenho das finanças públicas estaduais em 2011. Indicadores Econômicos, Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, Porto Alegre, v.39, n.4, p.31-42, 2012.
- SOBEL, Russell S.; HOLCOMBE, Randall G. Measuring the growth and variability of tax bases over the business cycle. National Tax Journal, v. 49, n.4, p.535-52, 1996.
- SOBEL, Russell S.; WAGNER, Gary A. Cyclical Variability in State Government Revenue: Can Tax Reform reduced it? State Tax Notes, 25, p.569-76, 2003.
- VARSANO, Ricardo. Fazendo e desfazendo a Lei Kandir. Banco Interamericano de Desenvolvimento, Textos para Debate, ago., 2013.
- VERBEEK, Marno. A Guide to Modern Econometrics. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd, 2004.
- WOLSWIJK, Guido. Short- and Long-run tax elasticities – the case of the Netherlands. Frankfurt: European Central Bank, Working Paper Series No 763, 2007.