

## AS IMPLICAÇÕES DAS DESONERAÇÕES IMPOSTAS PELA LEI KANDIR SOBRE A EDUCAÇÃO BÁSICA NO ESTADO DO PARÁ: EVIDÊNCIAS DE UM PARADOXO DA ABUNDÂNCIA

Marcelo Santos Chaves - modelo.doma@gmail.com

David Costa Correia Silva - davidcorreiasilva@hotmail.com

Charlene de Carvalho Silva - ccccharlenesilva@gmail.com

\* Submissão em: 18/12/2019 | Aceito em: 13/04/2020

### RESUMO

O presente trabalho se propôs a testar a hipótese de que as perdas na arrecadação de ICMS, impostas pela Lei Kandir, impactou de forma negativa o desenvolvimento do ensino básico paraense entre 2005-2014, e dessa forma se constituiu em uma evidência do paradoxo da abundância. Para examinar a tal proposição foi desenvolvido um Modelo de Regressão Linear Múltipla (MRLM), para simulações em três cenários de impactos. Os resultados permitiram concluir que, a estrutura socioeconômica do estado incorreu em um paradoxo onde a abundância de recursos naturais, explorados e comercializados com o resto do mundo, não se converteu em desenvolvimento do ensino básico no estado, nos dez anos examinados.

**Palavras-Chave:** Recursos Naturais, Educação Básica, Lei Kandir.

### THE IMPLICATIONS OF THE EXEMPTION IMPOSED BY THE KANDIR law ON BASIC EDUCATION IN THE STATE OF PARÁ: EVIDENCES OF A PARADOX OF ABUNDANCE ABSTRACT

### ABSTRACT

The present work proposed to test the hypothesis that the losses in the collection of ICMS, imposed by the Law Kandir, had a negative impact on the development of basic education between 2005 and 2014, and this was an evidence of the paradox of abundance. In order to examine this proposition, a Multiple Linear Regression Model (MRLM) was developed for simulations in three impact scenarios. The results allowed us to conclude that the socioeconomic structure of the state has entered into a paradox where the abundance of natural resources, exploited and commercialized with the rest of the world, did not become the development of basic education in the state during the ten years examined.

**Keywords:** Natural Resources, Basic Education, Kandir Law.

## 1 INTRODUÇÃO

A Lei Kandir de 1996 é um mecanismo para tornar os produtos brasileiros mais competitivos no mercado internacional e incide sobre produtos primários e semielaborados ou serviços. Essa lei dispõe sobre o imposto das operações de circulação de mercadorias e sobre prestações de serviços – o ICMS. A isenção de tributos é uma maneira dos governos

promoverem o desenvolvimento incentivando a oferta, a exportação, a entrada de divisas e o mercado de trabalho ligado às economias beneficiárias (LEITÃO; IRFFI; LINHARES, 2012; SANTOS; MARTA, 2014; SOARES, 2007).

É importante ter em vista que o contexto da criação da desoneração do ICMS era de uma balança comercial combalida pela adoção do Plano Real, o qual valorizava fortemente a moeda brasileira frente a principal unidade de conta estrangeira. Soares (2007) aponta que o superávit comercial de mais de US\$ 10 bilhões, em 1994, transformou-se, em 1995 e 1996, respectivamente, em déficits de US\$ 3,4 bilhões e US\$ 5,6 bilhões.

Por ser uma regra federal com potencial de atingir todos os entes federativos a Lei Kandir é um mecanismo, constituído a princípio, para promover o progresso tendo em vista que as atividades econômicas ocorrem nos territórios municipais e estaduais, de modo que são essas áreas que sofrem com os impactos sociais e ambientais das economias desoneradas. Para reduzir tais problemas, a Lei contava até 2003 com compensações fixadas, porém, desde 2004 os valores dos repasses ficaram a critério da União, o que obriga os representantes dos estados exportadores negociarem com o governo federal em um contexto orçamentário anual.

Na prática a referida Lei Kandir sugere um *trade off* entre o recolhimento de impostos locais em troca de uma dinâmica econômica exportadora nacional. Na Amazônia, especificamente, na maior economia da região – o Pará – as isenções atuam em atividades com grandes contrastes com a dinâmica histórica que alinha a economia à conservação da floresta em troca da produção agropecuária ou a criação de enclaves para extração de minérios. Em ambos os casos os incentivos financeiros transformam significativamente as estruturas socioeconômicas e ambientais dos lugares atingidos, seja com a ampliação demográfica, seja com a transformação paisagística com destaque para retirada de cobertura vegetal.

Variadas unidades da federação sofrem o impacto da desoneração fiscal decorrente da Lei Kandir em todas as regiões. Dall'Acqua (1999) investigou os resultados para economia paulista mostrando que o estado de São Paulo perdeu recursos decorrentes dessa política. Resultados similares foram alcançados por Leitão, Irfii, e Linhares (2012) no trabalho feito para o Ceará, e de maneira similar para o Mato Grosso no estudo de Santos e Marta (2014). Ainda sobre o assunto, Santos, Abrita e Gonzales (2016) apontam que Lei Kandir possui influência na redução das exportações de produtos industrializados e no incentivo a exportação de produtos *in natura*.

No Pará os principais efeitos da Lei Kandir são observados na atividade de mineração, essa economia é considerada um enclave visto que há pouca relação dela com outras produções no estado ou mesmo na região, bem como o fato de que a extração e a semi-elaboração, como a transformação em barras são voltadas majoritariamente para o exterior e se encaixam no tipo de bem desonerado pela Lei Kandir. Segue que a abundância de minérios, especialmente de ferro, torna o território paraense um alvo das mineradoras, o que causa migração de pessoas e criando pressão sobre os serviços públicos como a educação.

Para verificar a relação entre a Lei Kandir e o desempenho educacional do Pará este trabalho conta com seis seções, a contar da presente introdução. Na seção 2 é apresentado um escopo teórico relacionando o crescimento da economia com os recursos naturais apontando para o paradoxo da abundância. Em seguida é apresentada uma revisão da literatura sobre a “maldição dos recursos naturais” e a chamada “doença holandesa”. Na seção 3 é apresentado o modelo econométrico e as variáveis que serão testadas para verificar se existe impacto da desoneração fiscal na educação no Pará, os resultados do teste e as discussões com a teoria são vistos na seção seguinte. Por fim, apresentamos as considerações finais.

## 2 ESCOPO TEÓRICO

### 2.1 CRESCIMENTO ECONÔMICO E RECURSOS NATURAIS

No âmbito das ciências econômicas a escola neoclássica é a corrente dominante no debate associado aos determinantes do crescimento econômico e suas implicações (JONES; VOLLARTH, 2014). Dentre os diversos modelos de crescimento dos países propostos por esta escola do pensamento econômico, se destaca o ensaio de Solow (1956), que propôs um modelo teórico de crescimento básico, sem intervenção tecnológica, com a seguinte estrutura funcional:

$$\Delta Y_t = F(K_t, L_t) \quad (1)$$

Onde  $\Delta Y_t$  é o fluxo de produto produzido no tempo  $t$ ;  $K$  representa o capital físico, que para o contexto do presente trabalho corresponde recursos naturais passíveis de exploração econômica;  $L$  representa o número de trabalhadores e as horas de trabalho.

Com vistas a admitir as propriedades de essencialidade, retornos constantes de escala, rendimentos marginais positivos, restrições de Inada (1963), tem-se a seguinte adaptação funcional para o modelo (1):

$$Y_t = K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha} \quad (2)$$

Sendo  $0 < \alpha < 1$  a elasticidade do produto em relação ao capital.

O modelo de Solow, descrito na função de produção (2) inicialmente admite um mercado em concorrência perfeita, a exploração de um único recurso natural, com livre mobilidade dos fatores capital e trabalho. Com este modelo, Solow demonstra que o produto *per capita* ( $y/L$ ) é uma função crescente da razão entre capital e trabalho. Em outras palavras, o crescimento econômico está em função do estoque de recursos naturais e força de trabalho disponível na economia.

### 2.1.1 Paradoxo da Abundância: o modelo teórico

O paradoxo da abundância (*paradox of abundance*) ou *Maldição do Recursos Naturais*, pode ser resumido em um princípio econômico onde a taxa de crescimento da renda média ( $y/L$ ) de um país é função inversa de seu estoque de recursos naturais ( $K$ ). Dito de outro modo, este princípio se constitui em uma “anomalia” econômica, pois contraria os pressupostos do modelo de crescimento neoclássico (Modelo de Solow) enunciado em (2). Desse modo, a adaptação algébrica desse modelo considerando o *paradoxo da abundância* se daria da seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 Y_t &= -K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha} \\
 \frac{Y_t}{L_t} &= -\left( \frac{K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha}}{L_t} \right) \\
 y_t &= -k_t^\alpha
 \end{aligned} \tag{3}$$

Onde  $y_t$  é o produto *per capita* no tempo  $t$ ; e  $k$  é o capital físico (recursos naturais) na sua forma intensiva (*per capita*) na economia.

## 3. REVISÃO DA LITERATURA

Do ponto de vista epistemológico as primeiras impressões acerca da relação entre o volume de estoque de recursos naturais e crescimento econômico foi descrito por Corden e Neary (1982), onde observaram no contexto dos países baixos uma forte vocação a exploração e exportação de produtos primários, o que lhes conferia vantagens comparativas (ricardianas), e como consequência do aumento das receitas desta exportação, um processo de desindustrialização foi deflagrado nesses países, culminando no longo prazo na inibição do crescimento econômico. A esse fenômeno os autores classificaram de doença holandesa

(*Dutch Disease*). Posteriormente, essa discussão se ampliou para além das preocupações com o processo de desindustrialização, com o surgimento do termo *paradoxo da abundância*, que passou então a dimensionar os prejuízos econômicos e sociais de um país, em se vocacionar na exploração e comercialização de bens primários e semielaborados.

Rastreando o emprego do termo *paradoxo da abundância* na literatura especializada, é possível identificar o ensaio de Auty (1993), que desenvolveu um trabalho seminal a respeito de tal princípio econômico, concluindo que países ricos em recursos naturais não foram suficientemente capazes de converter tal riqueza no desenvolvimento de suas economias, como também demonstrou, de que maneira esses países apresentaram um desenvolvimento econômico menor, se comparados a países com escassez recursos naturais.

Em seguida ganhou relevo nesse debate o trabalho de Sachs e Warner (1995) sobre o *paradoxo da abundância*, onde constituíram um modelo de crescimento endógeno do tipo *cross-country*, que verificou no período de 1970-1989 a relação entre exportações de recursos naturais e taxa de crescimento do PIB, e constataram que variações positivas no volume de exportações de produtos primários estavam correlacionadas a baixas taxas de crescimento econômico.

Posteriormente diversos trabalhos desdobraram-se no desenvolvimento de exercícios empíricos, que pudessem lançar luz ao aparente *trade off* entre abundância de recursos naturais e desenvolvimento socioeconômico. Dentre os mais arrojados, Collier e Golderis (2008) examinaram os impactos dos preços de *commodities* agrícolas e não-agrícolas sobre o desenvolvimento econômico de 130 países entre 1963-2003, e observaram que no curto prazo os preços desses produtos exerciam impacto positivos sobre o desenvolvimento econômico, em função dos incrementos na renda real, decorrente da melhora dos termos de troca (câmbio). Contudo, no longo prazo estes impactos se tornaram negativos, e estavam limitados às *commodities* petróleo e minerais.

Outro esforço de relevo foi o de Cardoso e Holland (2009), ao estabelecerem um paralelo entre a estrutura socioeconômica da América do Latina e o Leste Asiático, concluíram dentre outras razões que, o impacto do *paradoxo da abundância* no primeiro decorre do aumento das exportações baseadas em recursos naturais, e investimentos insuficientes em educação primária.

## 4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### 4.1 REPRESENTAÇÃO TEÓRICA DOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

Em 1809, Carl Friedrich Gauss publicou um artigo demonstrando que minimizando a soma dos quadrados dos resíduos é o método mais adequado para determinar um parâmetro desconhecido de uma equação de condições. Em 1805 tal método foi classificado por Adrien-Marie Legendre como Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e em 1810 Pierre-Simon Laplace divulgou a generalização do método em problemas com vários parâmetros desconhecidos. Desse modo o Modelo de Regressão Linear Múltipla (MRLM) pretendido neste trabalho, pode ser expresso com  $k$  parâmetros, da seguinte forma:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t2} + \beta_3 \cdot x_{t3} + \dots + \beta_k \cdot x_{tk} + u_t \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

Onde  $y$  corresponde a variável dependente para a observação  $t$ , e as variáveis independentes correspondem a  $x_j$ , com  $j = 2, 3, \dots, k$ . O intercepto é denominado de  $\beta_1$  (coeficiente linear da função) e os parâmetros de inclinação diz ser  $\beta_2, \dots, \beta_k$ .

Para cada observação  $t$ , define-se um vetor  $1 \times k$ ,  $x_t = (1, x_{t2}, \dots, x_{tk})$  e considerando  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$  o vetor  $k \times 1$  de todos os parâmetros. Dessa forma é possível propor o arcabouço algébrico (4) como:

$$y_t = x_t \cdot \beta + u_t, \quad \forall t = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

É possível expor (2) em notação matricial completa, detalhando convenientemente os dados dos vetores e matrizes. Considere  $y$  o vetor  $n \times 1$  das observações de  $y$ : o  $t$ -ésimo componente de  $y$  é  $y_t$ . Considere  $X$  o vetor  $n \times k$  das observações das variáveis explicativas. A grosso modo, a  $t$ -ésima linha de  $X$  consistirá do vetor  $x_t$ . De maneira equivalente, o  $(t, j)$ -ésimo componente de  $X$  será  $x_{ij}$ :

$$X \equiv \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{12} & x_{13} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{22} & x_{23} & \dots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n2} & x_{n3} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}$$

Agora, considere  $u$  o vetor  $n \times 1$  das perturbações não observadas. Daí, podemos deduzir (5) de todas as  $n$  observações em notação matricial:

$$y = X \cdot \beta + u \quad (6)$$

A estimação de  $\beta$  tem seu prosseguimento minimizando a soma dos resíduos quadrados. Considere a função da soma dos resíduos quadrados para qualquer possível vetor de parâmetros  $b$   $k \times 1$  como sendo:

$$SQR(b) \equiv \sum_{t=1}^n (y_t - x_t b)^2$$

O vetor  $k \times 1$  das estimativas de mínimos quadrados ordinários,  $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k)$ , minimiza  $SQR(b)$  para todos os possíveis vetores  $b$   $k \times 1$ . Como isso é um problema no cálculo multivariado, para que  $\hat{\beta}$  minimize a soma dos resíduos quadrados, o mesmo deve satisfazer a condição de primeira ordem:

$$\frac{\partial SQR(\hat{\beta})}{\partial b} \equiv 0 \tag{7}$$

Usando o fato que a derivada de  $(y_t - x_t b)^2$  em relação a  $b$  é o vetor  $1 \times k - (y_t - x_t b) \cdot x_t$ , deduz-se que (7) é correspondente a:

$$\sum_{t=1}^n (y_t - x_t \cdot \hat{\beta}) \cdot x_t' \equiv 0 \tag{8}$$

Ao dividir por -2 e obter a transposta, é possível expor essa condição de primeira ordem como:

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^n x_{t1} \cdot (y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \cdot x_{t2} - \dots - \hat{\beta}_k \cdot x_{tk}) &= 0 \\ \sum_{t=1}^n x_{t2} \cdot (y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \cdot x_{t2} - \dots - \hat{\beta}_k \cdot x_{tk}) &= 0 \\ \vdots & \\ \sum_{t=1}^n x_{tk} \cdot (y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 \cdot x_{t2} - \dots - \hat{\beta}_k \cdot x_{tk}) &= 0 \end{aligned}$$

Usando a técnica de multiplicação de matrizes particionadas, é possível deduzir que (8) corresponde a:

$$X'(y - X \cdot \hat{\beta}) = 0 \tag{9}$$

$$(X'X) \cdot \hat{\beta} = X'y \tag{10}$$

E finalmente, admitindo ser não singular a matriz simétrica  $k \times k X'X$ , podemos inicialmente multiplicar ambos os lados de (10) por  $(X'X)^{-1}$  para encontrar o estimador MQO  $\hat{\beta}$ :

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1} \cdot X'y \quad (11)$$

Eis em (11) a equação básica para a análise matricial do MRLM. A hipótese de que  $X'X$  é inversível é correspondente à hipótese de que posto  $(X) = k$ , o que implica inferir que as colunas de  $X$  precisam ser linearmente independentes.

#### 4.2 BASE DE DADOS E TRATAMENTO DAS INFORMAÇÕES

Neste trabalho foram utilizados dados anuais relativos a estrutura econômica e social paraense de 2005 a 2014, sistematizados na tabela a seguir:

Tabela 1 – Descritivo de Variáveis do Modelo Analítico para os anos de 2005-2014

Variável	Descritivo
<b>Yt</b>	IDME_PA = Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal da Educação do Pará. Para as pretensões deste trabalho o referido foi consolidado a partir da média simples do IDM/Firjan-Educação de cada município do estado do Pará, que leva em consideração os seguintes indicadores da educação básica: Matrículas na educação infantil; Abandono no ensino fundamental; Distorção idade-série no ensino fundamental; Docentes com ensino superior no ensino fundamental; Média de horas aula diárias no ensino fundamental; Resultado do IDEB no ensino fundamental. No modelo proposto esta variável será definida como dependente. Seus dados foram obtidos do site da Federação das Indústrias do Rio de Janeiro.
<b>X1</b>	ICMS_E = Perdas na Arrecadação de cotas de ICMS do estado do Pará na exportação de produtos básicos e semielaborados, que deveriam ser destinadas exclusivamente para o FUNDEF/FUNDEB. Valores (R\$) atualizados pelo IPCA a preços de dez/2016. Dados obtidos a partir do Balanço Geral do Estado do Pará de 1998-2016; LF 9.424/96; LF 11.494/07; FAPESPA, 2017.
<b>X2</b>	ln PIB_PA = logaritmo natural do Produto Interno Bruto do Pará em R\$, admitido neste trabalho como <i>proxy</i> do total da riqueza produzida no estado. Exercerá a função de variável de controle no processo de modelagem econométrica. Dados obtidos do SIDRA/IBGE.
<b>X3</b>	ln VEX_PA = logaritmo natural do valor exportado de produtos primários e semielaborados pelo estado do Pará em US\$, admitido neste trabalho como <i>proxy</i> da renda gerada pela exploração primária de recursos minerais, e exercerá a função de variável de controle no processo de modelagem econométrica. Dados obtidos da plataforma eletrônica AliceWeb/MDIC.

Fonte: Elaborado pelos autores

Espera-se que as variáveis especificadas permitam extraí conclusões empíricas significativas a respeito dos impactos que esse modelo de desoneração fiscal produziu no desenvolvimento da educação básica do estado do Pará nos 10 anos em exame.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

### 5.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A partir da base de dados constituída para o período de 2005-2014, obteve-se as seguintes estatísticas descritivas ilustradas na Tabela 2. Os resultados permitem inferir que o desenvolvimento da educação básica no estado do Pará registrou no período um incremento de 51%, consolidando um IDME de 0,58 em 2014, valor abaixo da média nacional que foi de 0,78. Contrastando com o crescimento do IDME, o incremento nas perdas de ICMS\_E da educação básica paraense cresceu 445,07% no período, consolidando em 2014 um patamar de perdas da ordem de R\$ 732,942 milhões, evidenciando uma evolução ascendente desproporcional entre desenvolvimento educacional e as perdas na capacidade de investimento público estadual em educação.

Tabela 2: Estatística Descritiva das Variáveis do Modelo

Medidas	IDME_PA	ICMS_E (R\$)	VEX_PA (US\$)	PIB_PA (R\$)
Média	0,4864	-503.200.604	9.868.843.849	79.526.079.700
Mediana	0,4958	-474.613.000	9.934.730.987	72.174.807.000
Mínimo	0,3840	-931.032.000	3.995.787.712	40.522.893.000
Máximo	0,5800	-134.466.000	16.427.602.945	124.584.945.000
Desv. Padrão	0,0688	292.029.935	4.244.690.549	31.592.425.133

Fonte: resultados da pesquisa. Elaborado pelos autores.

Outro dado pertinente a se trazer a luz é que, além do recrudescimento das perdas impostas pela lei Kandir em mais de 400%, o PIB paraense, principal indicador de aumento de riqueza, contabilizou entre 2005-2014 um crescimento de apenas 65%.

### 5.2 MATRIZ DE CORRELAÇÕES

É possível avaliar a natureza das correlações lineares entre perdas de recursos públicos, decorrente da lei Kandir, sobre a educação básica paraense. A matriz de correlações nos dão as primeiras impressões quanto os níveis de associação linear existente entre as

variáveis selecionadas. A Tabela 3 apresenta o circuito de coeficientes de *Pearson* ( $\rho$ ) das séries a serem empregadas no MRLM.

Tabela 3 – Matriz de Correlações das Séries  
5% valor crítico (bicaudal) = 0,6319 para n = 10

ICMS_E	IDME_PA	VEX_PA	PIB_PA	
1	-0,9304	-0,97	-0,9552	ICMS_E
	1	0,8695	0,9541	IDME_PA
		1	0,8991	VEX_PA
			1	PIB_PA

Fonte: resultados da pesquisa. Elaborado pelos autores.

Como era de se esperar, as perdas de recursos público na educação apresenta forte correlação, com os níveis de desenvolvimento educacional básico, com a comercialização externa de matéria prima, e com os níveis riqueza globais geradas no estado. Contudo, cabe destacar o efeito negativo inesperado observado entre as perdas e as exportações. Tal fenômeno pode ser justificado por uma possível insignificância estatística do valor exportado no MRLM.

Tabela 4 – Painel das Simulações Econométricas com o MRLM, 2005 e 2014

Simulations	(1)	(2)	(3)
<b>Painel.</b> Dependent Variable ( $Y_c$ ) = IDME_PA			
ICMS_E	-7,92687e-010***	-1,88855e-010***	-1,76216e-010***
Statistic t	-10,9892	-7,1552	-6,9821
Robust standard errors (HAC)	(7,21336e-011)	(2,63942e-011)	(2,52384e-011)
P-Valor	<0,0001>	<0,0001>	<0,0002>
Ln PIB_PA	O	I	I
Ln VEX_PA	O	O	I
Statistic F	120,7615	2385,9960	3011,2230
Schwarz Criterion	-3,285300	-43,10195	-43,81842
Akaike Criterion	-3,587885	-43,70712	-44,72618
Hannan-Quinn Criterion	-3,919820	-44,37099	-45,72198
R <sup>2</sup> Adjusted	0,8610	0,9977	0,9980
Log of Likelihood	2,7939	23,8536	25,3631
Observation: 2005-2014	10	10	10

Fonte: resultados da pesquisa.

Nota 1: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Nota 2: (I) variável inserida; (O) variável omitida.

A Tabela 4 traz os resultados de três modelagens, que se configuram como simulações na relação entre perdas impostas na educação básica pela lei Kandir x desenvolvimento da educação básica, no estado do Pará. Como se nota inicialmente, os níveis descritivos (*P-Valor*) dos coeficientes de *ICMS\_E* foram significativos a um 1% em todos os cenários simulados, e isso possibilitou considerá-la como relevante variável de impacto. Já o *PIB\_PA* mostrou-se significativo a 1% no segundo cenário, e a 5% no terceiro cenário simulado. Por outro lado, a série *VEX\_PA* mostrou-se significativa apenas a 10% no terceiro cenário, fato que a torna uma variável com baixo poder de explicação no MRLM em que foi inserida.

Outros aspectos, no que tange à inferência estatística, são importantes destacar nos processos de modelagens propostos. A estatística F mostrou-se significativa a 1% em todas as simulações, possibilitando afirmar que globalmente os modelos foram estatisticamente adequados para explicar o comportamento do desenvolvimento da educação básica. O maior valor do *log de verossimilhança*, ora verificado na simulação (3), permite concluir que esta apresentou os coeficientes técnicos ( $\beta$ ) mais bem ajustados para direcionar o comportamento das variáveis explicativas do MRLM 3.

A primeira simulação examinou o impacto isolado das perdas de recursos da educação sobre o desenvolvimento da educação básica no período de 10 anos, onde se verificou que a cada perda de R\$ 100 milhões em cotas de ICMS, implicou em uma queda de 0,1 nos níveis de desenvolvimento do ensino básico do estado.

Na simulação (2) foi inserida a variável *PIB\_PA*. Sob o controle desta variável, nota-se que o impacto negativo das perdas de recursos da educação sobre o *IDME\_PA* caiu para 0,02 a cada R\$ 100 milhões desonerados. Tal avaliação permite inferir que, uma vez ponderado pela geração de riqueza, e o consequente aumento da arrecadação, em outros setores da economia voltados para o mercado interno (Comércio e Serviços), os efeitos das perdas de recursos sobre o desenvolvimento da educação são em certa medida contornados.

A simulação (3) considera um cenário macroeconômico com *ICMS\_E*, *PIB\_PA* e *VEX\_PA*. Sob o controle dessas duas últimas variáveis, observou-se que se manteve em 0,02 o nível de impacto negativo que o *ICMS\_E* projeta sobre o *IDME\_PA* para cada R\$ 100 milhões desonerados. Contudo, em que pese as exportações apresentarem um fraco poder de explicação no MRLM proposto, é de fundamental importância destacar o impacto negativo isolado que a renda oriunda das exportações exerce sobre o desenvolvimento da educação básica, onde para cada aumento de 1% no valor exportado, se verificou uma retração de 0,07 no *IDME\_PA*.

De modo geral, as simulações descritas no painel da Tabela 4 permitem inferir que, a perda de recursos da educação em função das desonerações mostrou-se altamente significativa, em termos estatísticos, enquanto variável capaz de explicar o comportamento do desenvolvimento da educação básica paraense entre 2005 e 2014, e econometricamente tal impacto negativo se deu de forma mais adequada quando essa variável foi controlada pelos níveis de geração de riqueza do estado e pelos patamares de renda gerada com comercialização externa de produtos primários e semielaborados, com o adendo de que a primeira impactou positivamente em  $y_t$ , contendo em certa medida os efeitos isolados das perdas, enquanto que o segundo impactou negativamente sobre  $IDME\_PA$ , atestando ser componente sintomático dos efeitos de  $ICMS\_E$ .

## 6 CONCLUSÃO

O presente trabalho se propôs a testar a hipótese de que as perdas na arrecadação de ICMS, impostas pela Lei Kandir, impactou de forma negativa o desenvolvimento do ensino básico paraense entre 2005-2014, e dessa forma se constituiu em uma evidência do paradoxo da abundância na estrutura econômica e social do estado do Pará. As revisões literárias aqui descritas, em especial as conclusões de Cardoso e Holland (*Op. Cit*), reforçaram tal hipótese.

E os resultados econométricos apurados corroboraram a tese proposta, onde se verificou que, de forma isolada, as perdas de recursos da educação básica provocaram um forte impacto negativo sobre o desenvolvimento nesta etapa do ensino, onde a cada perda de R\$ 100 milhões em cotas de ICMS, implicou em uma queda de 0,1 no índice de desenvolvimento do ensino básico do estado. Uma vez calibrado o MRLM com a inclusão do PIB paraense enquanto variável explicativa de controle, percebeu-se que além do fato do mesmo impactar positivamente no desenvolvimento do ensino básico, o mesmo contornou os efeitos negativos das perdas de ICMS, reduzindo para 0,02 o nível de retração no  $IDME\_PA$  para cada R\$ 100 milhões desonerados. E ajustando o MRLM com a inserção da variável de valor exportado de produtos primários e semielaborados, verificou inalteração nos efeitos de  $ICMS\_E$  sobre o  $IDME\_PA$ , contudo observou-se um impacto negativo isolado do valor exportado sobre o desenvolvimento da educação básica, onde para cada aumento de 1% no valor exportado, implicou em uma retração de 0,07 no  $IDME\_PA$ .

Em síntese, a hipótese testada foi aceita a partir dos pressupostos teóricos, e principalmente, pelas verificações empíricas aqui detalhadamente dissecadas, o que nos permite concluir que, em termos de desenvolvimento da educação básica, a estrutura

socioeconômica do estado incorreu, entre 2005-2014, em uma maldição onde a abundância de recursos naturais (primários e semielaborados) explorados e comercializados com o resto do mundo, não se converteram em desenvolvimento do ensino básico no estado, nos dez anos examinados.

## REFERÊNCIAS

- AUTY, R. M. **Sustaining development in mineral economies: The resource curse thesis**. London: Routledge, 1993. v. 20
- CARDOSO, E.; HOLLAND, M. South America for the Chinese? A Trade-Based Analysis. **OECD Development Centre**, n. 289, p. 57, 2009.
- COLLIER, P.; GODERIS, B. Commodity Prices, Growth and the Natural Resources Curse: Reconciling a Conundrum. **Centre for the Study of African Economies**, n. 276, p. 45, 2008.
- CORDEN, W. M.; NEARY, J. P. Booming sector and de-industrialisation in a small open economy. **The Economic Journal**, v. 92, n. 368, p. 825–848, 1982.
- DALL'ACQUA, F. **O Impacto da Lei Kandir sobre a Economia Paulista**. São Paulo: FGV, 1999.
- INADA, K. I. On a two-sector model of economic growth: comments and a generalization. **Review of Economic Studies**, v. 30, p. 53–74, 1963.
- JONES, C. I. ; VOLLARTH, D. **Introdução à Teoria do Crescimento Econômico**. 2º ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2014.
- 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 (PPP)**, v. 39, p. 28, 2012.
- SACHS, J. D.; WARNER, A. M. Natural resource abundance and economic growth. **National Bureau of Economic Research**, v. 59, n. 5398, p. 43–76, 1995.
- SANTOS, A.; ABRITA, M.; GONZALES, E. Reprimarização e Desindustrialização: Os impactos da Lei Kandir e do comércio com a China no complexo soja. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, v. 18, n. 4, p. 289–303, 2016.
- SANTOS, D. A. DOS; MARTA, J. M. C. A Lei Kandir e o desenvolvimento de Mato Grosso: Análise do período 1990-2009. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 10, n. 1, p. 206–228, 2014.
- SOARES, M. **Lei kandir: Breve histórico** Brasília Câmara dos Deputados, , 2007.
- SOLOW, R. A. A contribution of the theory of economic growth. **Quartely Journal of Economics**, v. 70, p. 65–94, 1956.