

## A INFLUÊNCIA DAS VARIÁVEIS EDUCACIONAIS E ECONÔMICAS NO CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO

Luciene Maria Torquato Cerqueira Batista<sup>1</sup>

Naisy Silva Soares<sup>2</sup>

Ronisson Lucas Calmon da Conceição<sup>3</sup>

Marcelo Inácio Ferreira Ferraz<sup>4</sup>

### RESUMO

O presente trabalho analisou a sensibilidade do PIB brasileiro, *proxy* do crescimento econômico, em relação a variáveis educacionais e econômicas, como gastos públicos com educação, número de concluintes do ensino superior no país, taxa de juros e carga tributária nacional, de 1966 a 2017. Utilizou o modelo VAR (Vetor auto regressivo). Examinou-se o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis por meio de cointegração e estimou-se a função de impulso resposta e a decomposição da variância. Concluiu-se que a carga tributária nos primeiros anos foi a variável que mais explicou o PIB brasileiro dentre as variáveis analisadas e nos últimos anos do período a conclusão do ensino superior foi a variável que mais respondeu sobre o crescimento econômico nacional.

**Palavras-chaves:** Educação superior; Modelo VAR; Cointegração.

### THE INFLUENCE OF THE EDUCATIONAL AND ECONOMIC VARIABLES ON THE BRAZILIAN ECONOMIC GROWTH

### ABSTRACT

The present study analyzed the sensitivity of the Brazilian GDP, a proxy for economic growth, in relation to educational and economic variables, such as public spending on education, number of graduates of higher education in the country, interest rate and national tax burden, from 1966 to 2017 Using the VAR (Auto Regressive Vector) model. The long-term equilibrium between the variables was examined by means of cointegration and the impulse response function and the variance decomposition were estimated. It was concluded that the tax burden in the first years was the variable that most explained the Brazilian GDP among the variables analyzed and in the last years of the period the conclusion of higher education was the variable that most answered on the national economic growth.

**Keywords:** Higher education; Model VAR; Cointegration.

**JEL:** O1

---

<sup>1</sup>Economista. Mestranda em Economia Regional e Políticas Públicas na Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). E-mail: [lucienetorquatob@hotmail.com](mailto:lucienetorquatob@hotmail.com)

<sup>2</sup>Economista. Professora do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). E-mail: [naisysilva@yahoo.com.br](mailto:naisysilva@yahoo.com.br)

<sup>3</sup>Economista. Mestrando em Economia Regional e Políticas Públicas na Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). E-mail: [ronissonlcdc@gmail.com](mailto:ronissonlcdc@gmail.com)

<sup>4</sup>Economista. Professor do Departamento de Ciências Exatas e Tecnológicas da Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC). E-mail: [mmferraz@uesc.br](mailto:mmferraz@uesc.br)



## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, alguns estudos chegaram à conclusão de que os investimentos do governo em educação superior, e conseqüentemente, os frutos desse ensino, estão diretamente relacionados com a grande possibilidade de os formandos gerarem retornos produtivos que impactam positivamente no desenvolvimento e no crescimento econômico do país.

Essa questão é fundamentada pelo modelo de Solow, o qual analisa a relação entre capital humano e crescimento, defendendo que o progresso técnico é dependente das competências e atributos dos especialistas e até mesmo de fatores que o modelo não era capaz de captar.

Assim, chega-se à conclusão que o crescimento total do produto é superior ao crescimento da oferta dos fatores de produção (terra, trabalho, capital), ou seja, o trabalho especializado proveniente da formatura no ensino superior tem relação positiva com o Produto Interno Bruto do Brasil, já que o capital humano tem influência sobre o progresso tecnológico, podendo assim se acumular ser um grande investimento, assim como o capital físico (SCHULTZ, 1960).

Segundo Heckman e Masterov (2007), é de extrema significância o investimento em ensino para os jovens, fato esse que estimula desenvolvimento, habilidade individuais e conseqüentemente o desenvolvimento do país. Desse modo, não se pode suprimir os gastos com educação, como aconteceu em quase todo o século XX, quando a educação não estava na lista de prioridades de investimentos do governo e por escassez de dinamismo industrial, era recomendado o aumento das importações para solucionar os problemas de desenvolvimento econômico no Brasil (MADURO JUNIOR, 2007).

Assim, em 1970, as literaturas sobre o crescimento da economia começaram a colocar a educação como destaque entre as causas de crescimento, afirmando que grande parte da desigualdade de renda entre países, é causada pela diferença na qualidade de ensino.

Na segunda metade do século XX, houve uma grande expansão da demanda de cursos no ensino superior brasileiro, bem como da sua oferta, o que pode ser explicado pelo fato do mercado passar a valorizar o grau acadêmico e pela pesquisa acadêmica ter crescente relevância no passar dos anos (SESU, 2015).

Considerando que o papel das instituições públicas tem ganhado espaço nas discussões sobre desenvolvimento regional, por ser o aprendizado uma mudança na capacidade de uma pessoa ou organização possuírem condições para gerar crescentes processos de inovações (o que tem papel relevante no caminho para o desenvolvimento econômico), a educação superior brasileira, enfrenta desafios relacionados com as variáveis de expansão, qualidade e democratização desse nível escolar (SESU, 2015)

Atualmente, têm ocorrido debates renovadores sobre esse assunto, os quais têm a concepção de que as regiões mais propícias a se desenvolver, têm condições de criar projetos políticos capazes de congregiar seus atores e assim gerar desenvolvimento regional. Faz parte desse projeto, na sua esfera econômica, o uso latente e coordenado do conjunto de conhecimentos produzidos no local para o aumento da sua competitividade. Na conceituação de inovação, existem subsistemas correlatos, onde os mais importantes são os financeiros, de aprendizado e outros relacionados com a cultura produtiva. No entanto, sem o primeiro a possibilidade de inovação ficam muito escassas, principalmente para locais que possuem predominantemente médias e pequenas empresas (ROLIM, 2010).

Assim, o sistema de aprendizado é fundamental, pois, à medida que são impostas restrições ao seu funcionamento, aparecem barreiras de acesso ao conhecimento e como consequência, muitos processos de inovação são anulados (ROLIM, 2010).

A formação do ensino superior também se dá por compor dois níveis de aprendizado, primeiro aquele que fornece a competência (habilidade para praticar uma atividade específica) e o segundo seria aquele que fornece a capacitação (compreensão dos mecanismos para que se chegue na solução de um problema existente em uma tarefa) (COOKE; MORGAN, 1998 apud ROLIM, 2010).

Como complemento, BOVO (2013) afirma que as instituições de ensino superior possuem benefícios além daqueles que ajudam na formação de profissionais para a prestação de serviços à sociedade e ao mercado, e para a criação de novas técnicas desenvolvidas a partir das pesquisas realizadas ensino, da pesquisa e extensão, elas também geram efeitos econômicos resultantes dos recursos monetários que elas movimentam nas cidades onde se localizam.

Nesse sentido, o presente trabalho teve como objetivo geral realizar uma investigação empírica, com a utilização do modelo VAR (Vetor auto regressivo) para demonstrar a sensibilidade do PIB em relação a variáveis como: número de concluintes anuais do ensino superior no Brasil, gastos do governo com cada estudante nesse mesmo nível educacional, juros e cargas tributárias anuais, de 1966 a 2017. Especificamente, pretendeu-se examinar o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis por meio de um processo de cointegração, bem como a função de impulso reposta e decomposição da variância.

## 2 METODOLOGIA

### 2.1 Modelo analítico

No presente trabalho, foi utilizado o modelo Auto Regressão Vetorial (VAR) para atingir os objetivos propostos, pois permitir analisar como a variável em análise se comportam diante aos choques ocasionados nas outras variáveis da equação, chegando assim a uma elasticidade adquirida pelo impulso-resposta para nos períodos à frente e posteriormente, para não supor *ceteris paribus* para as demais variáveis, pode-se estimar respostas aos choques.

Entretanto, o Modelo VAR requer que as variáveis sejam estacionárias, inicialmente.

Para analisar a estacionariedade das séries utilizou-se o teste Dickey-Fuller Aumentado, para definição da ordem de integração do Produto interno bruto (PIB), Número de concluintes no ensino superior (CO), Custo do governo por aluno do ensino superior (CA), Carga Tributária Bruta (CT), Taxa de Juros (TJ).

Nesse teste foram considerados as seguintes equações (ENDERS, 1995):

$$\text{- Sem constante e sem tendência: } \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\text{- Com constante e sem tendência: } \Delta X_t = \beta_1 + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\text{- Com constante e com tendência: } \Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Em que  $\Delta_t$  = operador de diferença,  $X$  = variável dependente,  $\delta$  = raiz associada à variável dependente defasada,  $\beta$  são parâmetros a serem estimados.

Foram testadas as seguintes hipóteses: i) Se  $|T|_{\text{calculado}}$  for maior que  $|T|_{\text{crítico}}$ : a série é estacionária; ii) Se  $|T|_{\text{calculado}}$  for menor que  $|T|_{\text{crítico}}$ : a série é não estacionária.

Ao constatar que as séries estão no mesmo nível de integração, em seguida poderá ser feito o teste de cointegração para é verificado se as variáveis integradas de mesma ordem possuem um equilíbrio de longo prazo entre elas (MARGARIDO, 2000; NOGUEIRA, 2001).

Para testar a existência de cointegração foi usado o método de Johansen para detectar se há presença de mais de um vetor de cointegração, também promovendo testes de razão de verossimilhança sobre esses vetores (BITTENCOURT; BARROS, 1996). Porém, como esse método se inicia com o modelo autorregressivo vetorial (VAR), anteriormente ao teste de cointegração, determinou-se a quantidade de defasagens adequada para o modelo inicial (VAR), seguindo a equação (4) (VERBEEK, 2000):

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \theta_3 Y_{t-3} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + BX_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que  $Y_t$  é um vetor  $p \times 1$  de variáveis  $I(1)$ ;  $\theta_t$  são matrizes de parâmetros  $k \times k$  e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $k$ -dimensional de termos ruído branco.

A equação 4 na forma reparametrizada é dada pela equação (5):

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Em que  $\Gamma_i = (I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i)$  com  $i = (j = 1, 2, 3, \dots, k - 1)$ ; e  $\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k)$ .

Posteriormente à determinação do número de defasagem, foi escolhido o modelo de estimação: a) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração não têm intercepto; b) Os dados em nível não possuem tendências determinísticas e as equações de cointegração apresentam intercepto; c) Os dados em nível possuem tendências determinísticas lineares, mas as equações de cointegração têm somente intercepto; d) Os dados em nível e a equação de cointegração possuem tendências determinísticas lineares; e) Os dados em nível possuem tendências quadráticas e as equações de cointegração têm tendências lineares.

A fim de identificar o número de vetores de cointegração, Johansen (1991) apresentou dois testes que estimam uma função de máxima verossimilhança com restrição (Enders, 1995). Um desses testes é o do traço, o qual tem como hipótese

nula a existência de  $r^*$  vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de  $r$  ser maior que  $r^*$  vetores. Este procura o número máximo de vetores de cointegração através da seguinte equação (ENDERS, 1995):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

Em que  $\hat{\lambda}_i$  são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$  e  $T$  é o número de observações.

O outro teste é o de máximo autovalor, o qual busca verificar a existência de exatamente  $r$  vetores de cointegração. A hipótese nula é de que existem  $r^*$  vetores de cointegração, em detrimento da hipótese alternativa de que existem  $r^* + 1$  vetores de cointegração (equação, 7):

$$\lambda_{t \max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

Ressalta-se que em ambos os testes, ao se rejeitar a hipótese nula significa que há pelo menos um vetor de cointegração.

## 2.2 Fonte de dados

No presente artigo foram utilizadas séries anuais, do período de 1963 à 2017. As variáveis utilizadas foram:

a) Produto interno bruto em dólar (milhões). Esses dados são do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e foi utilizado como um indicador de renda e crescimento econômico. Espera-se uma relação direta entre PIB e a variáveis de conclusão do ensino superior, pois quanto maior o número de concluintes de ensino superior, maior o PIB do país (IPEADATA, 2018).

b) Juros: A série de taxa de juros também se encontra no IPEADATA, e foi utilizado no modelo como uma variável que representa o custo de oportunidade apresentando uma relação inversa com o PIB, ou seja, se a taxa de juros aumenta, a expectativa é de que o PIB ou o crescimento econômico diminua e vice-versa, pois aumentando a taxa de juros aumento o custo de um investimento alternativo (IPEADATA, 2018).

c) Conclusão do ensino superior: Os dados referentes ao número de concluintes do ensino superior no Brasil são do relatório do Instituto nacional de estudos e pesquisas educacionais - INEP. Espera-se uma relação direta entre

concluintes do ensino superior no Brasil e o PIB do país, pois com um maior número de concluintes de ensino superior, maior a qualificação da mão de obra, maior a produção industrial e conseqüentemente, maior o crescimento econômico (INEP, 2018).

d) Carga Tributária: são do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE, com valores brutos anuais, de 1963 a 2011. Os dados do período de 2012 a 2017 são dos relatórios anuais da receita federal da carga tributária brasileira. A expectativa é de uma relação inversa entre o PIB e a carga tributária, já que esta reduz a renda, conseqüentemente reduz a demanda e a produção industrial, levando a um menor crescimento econômico (IBGE, 2018).

e) Gastos com educação: Os dados do período de 1963 à 2004 são da pesquisa de Maduro Junior (2007). Já os dados do período de 2005 à 2017 são do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Espera-se uma relação direta entre PIB e gastos com educação no país (IBGE, 2018).

### **3 RESULTADOS E DISCUSSÕES**

#### **3.1 Teste de Raiz Unitária**

A Tabela 1 refere-se aos resultados do teste de ADF em nível para as séries históricas anuais referentes ao Produto Interno Bruto (PIB), Número de concluintes do ensino superior (CO), Custo do Governo por Aluno no Ensino Superior (CA), Carga Tributária do Brasil (CT), Taxa de Juros (TJ).

Observou-se pelo teste ADF que as séries analisadas não são estacionárias em nível, pois os valores calculados, em módulo, são menores que seus respectivos valores críticos em todos os modelos estimados, ou seja, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada para as séries consideradas.

A Tabela 2, demonstra que as séries são estacionárias em primeira diferença, indicando que elas são integradas de ordem um, ou seja, basta uma diferenciação as séries serem estacionárias.

Tabela 1 - Resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em nível para as séries anuais analisadas

Série <sup>(1)</sup>	Estatística do teste ADF ( $\tau_{\text{calculado}}$ )		
	Modelo 1 <sup>(2)</sup>	Modelo 2 <sup>(2)</sup>	Modelo 3 <sup>(2)</sup>
PIB	0,14	-1,75	1,12
CO	0,43	-1,20	2,00
CA	-3,28	-3,39	-1,28
CT	-1,97	-3,06	0,74
TJ	-1,71	-1,77	-1,42
Valor crítico ( $\tau_{\alpha=0,01}$ )	3,5	4,1	2,6

(1) Produto interno bruto (PIB), Número de concluintes no ensino superior (CO), Custo do governo por aluno do ensino superior (CA), Carga Tributária Bruta (CT), Taxa de Juros (TJ). (2) Modelo 1 = com intercepto e tendência; modelo 2 = somente com intercepto; modelo 3 = sem intercepto e sem tendência.

Tabela 2 - Resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) em primeira diferença para as séries anuais analisadas

Série <sup>(1)</sup>	Estatística do teste ADF ( $\tau_{\text{calculado}}$ )		
	Modelo 1 <sup>(2)</sup>	Modelo 2 <sup>(2)</sup>	Modelo 3 <sup>(2)</sup>
PIB	-3,78	-3,94*	-3,38
CO	-4,35	-4,48	-3,45
CA	-7,08	-7,35	-7,11
CT	-6,79	-6,70	-3,38
TJ	-6,16	-6,13	-6,23
Valor crítico ( $\tau_{\alpha=0,01}$ )	3,5	4,1	2,6

(1) Produto interno bruto (PIB), Número de concluintes no ensino superior (CO), Custo do governo por aluno do ensino superior (CA), Carga Tributária Bruta (CT), Taxa de Juros (TJ). (2) Modelo 1 = com intercepto e tendência; modelo 2 = somente com intercepto; modelo 3 = sem intercepto e sem tendência.

\*O PIB somente com intercepto foi estacionário.

### 3.2 Testes de Johansen para cointegração

Inicialmente, determinou-se o número de defasagens do modelo VAR para as séries analisadas.

Segundo os critérios razão de verossimilhança (LR), Hannan Quinn (HQ) e Akaike (AIC) o modelo VAR, indicou 4 defasagens do modelo VAR, exceto o critério de Schwarz (SC), o qual indicou 1 defasagem (Tabela 3).

Sendo assim, adotou-se a indicação do número de defasagens apontada pela maioria dos critérios, ou seja, 4 defasagens para o modelo VAR.

Tabela 3 - Determinação do número de defasagens do modelo VAR para as séries analisadas

Lag	LogL	LR <sup>(1)</sup>	FPE <sup>(1)</sup>	AIC <sup>(1)</sup>	SC <sup>(1)</sup>	HQ <sup>(1)</sup>
0	64,99213	NA	5,07E-08	-2,608353	-2,409588	-2,533895
1	167,4585	178,2024	1,76E-09	-5,976457	4,783864 <sup>(2)</sup>	-5,529704
2	185,0062	26,70297	2,53E-09	-5,652442	-3,466023	-4,833396
3	211,2284	34,20293	2,66E-09	-5,705583	-2,525337	-4,514244
4	272,8026	6,92849 <sup>(2)</sup>	6,72e-10 <sup>(2)</sup>	-7,295766 <sup>(2)</sup>	-3,121694	-5,732134 <sup>(2)</sup>

(1) Razão de verossimilhança (LR); função de predição de erros (FPE); (AIC); Schwarz (SC); e Hannan Quinn (HQ). (2) Ordem selecionada pelo critério Akaike.

Sendo que o teste de raiz unitária das variáveis analisadas resultou na mesma ordem de integração, realizou-se o teste de Cointegração de Johansen. Pelos testes do traço e do máximo autovalor observou-se que existem quatro vetores de cointegração em nível de 5% de significância, indicando que há relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis (Tabela 4).

Tabela 4 - Resultados do Teste de Cointegração de Johansen para as séries analisadas

Hipótese	Teste do traço	Valor crítico (5%)	Teste do máximo autovalor	Valor crítico (5%)
Nula				
$r = 0$	115,6209	60,06141	50,40084	30,43961
$r \leq 1$	65,22007	40,17493	29,8169	24,15921
$r \leq 2$	35,40317	24,27596	19,56391	17,7973
$r \leq 3$	15,83925	12,3209	13,26434	11,2248
$r \leq 4$	2,574916	4,129906	2,574916	4,129906

(1) Rejeição da hipótese nula a 5% de significância.

A decomposição histórica da variância do erro de previsão para o PIB brasileiro e a estimativa do desvio padrão dos erros de previsão para 10 anos, após o choque, são demonstrados na Tabela 5.

Tabela 5 - Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o PIB brasileiro

Ano	Desvio Padrão	Série <sup>(1)</sup>				
		PIB	CO	CA	CT	TJ
1	0,153553	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,253173	98,78947	0,053287	0,109722	1,020487	0,027029
3	0,331977	94,83969	0,717145	0,418184	3,977885	0,047093
4	0,387468	93,16730	1,585048	0,615122	4,585553	0,046971
5	0,432840	91,92459	2,787003	0,703031	4,540939	0,044437
6	0,471656	90,77604	3,973722	0,817058	4,386021	0,047155
7	0,504567	89,77987	5,040050	0,922208	4,206451	0,051419
8	0,533117	88,87316	6,017209	0,999782	4,049662	0,060184
9	0,558029	88,07910	6,879624	1,067209	3,904106	0,069965
10	0,579803	87,39564	7,626334	1,125164	3,773331	0,079532

(1) Produto interno bruto (PIB), Número de concluintes no ensino superior (CO), Custo do governo por aluno do ensino superior (CA), Carga Tributária Bruta (CT), Taxa de Juros (TJ).

Observou-se que até o sexto ano, a carga tributária dentre as demais variáveis, foi a que mais exerceu influência sobre o PIB brasileiro, pois essa explicou 1,02% do PIB no segundo ano, 3,97% no terceiro ano, 4,58% no terceiro ano e assim por diante. A partir do sexto ano houve um decréscimo no percentual de explicação da carga tributária no PIB, explicando no décimo ano 3,77% da do PIB nacional.

É suposto que o comportamento apontado pela pesquisa, da carga tributária em relação ao PIB no Brasil nos primeiros anos do período é consequência das reformas tributárias efetuadas no país em 1967 e 1988, as quais promoveram a criação de tributos e aumento da base tributária. Em 1967, foi introduzido o imposto sobre o valor adicionado e mecanismos destinados a tornar a arrecadação eficiente. Já em 1988, foi um período que os estados e municípios arrecadou grande quantidade de impostos de renda e sobre produtos industrializados, assim, o governo Federal aumentou consideravelmente a arrecadação de contribuições sociais indiretas não compartilhadas com estados e municípios (VARSANO, 1998).

É importante ressaltar que embora o Plano Real, em 1994, tenha possibilitado aumento na receita nacional, ainda é necessário grandes mudanças no ajuste fiscal do Brasil. Fato esse ratificado pelo decréscimo da carga tributária nos últimos

anos da decomposição da variância do presente trabalho (VARSAÑO, 1998). Isso pode ser explicada por Arthur Laffer (1974), por meio da “Curva de Laffer”, que analisa a relação entre o nível de arrecadação e de tributação em uma nação. Segundo essa teoria, quando a tributação atinge um determinado nível em sua progressão, o crescimento das alíquotas dos tributos responde inversamente, ou seja, a arrecadação reduz-se proporcionalmente, pelo esgotamento da capacidade contributiva.

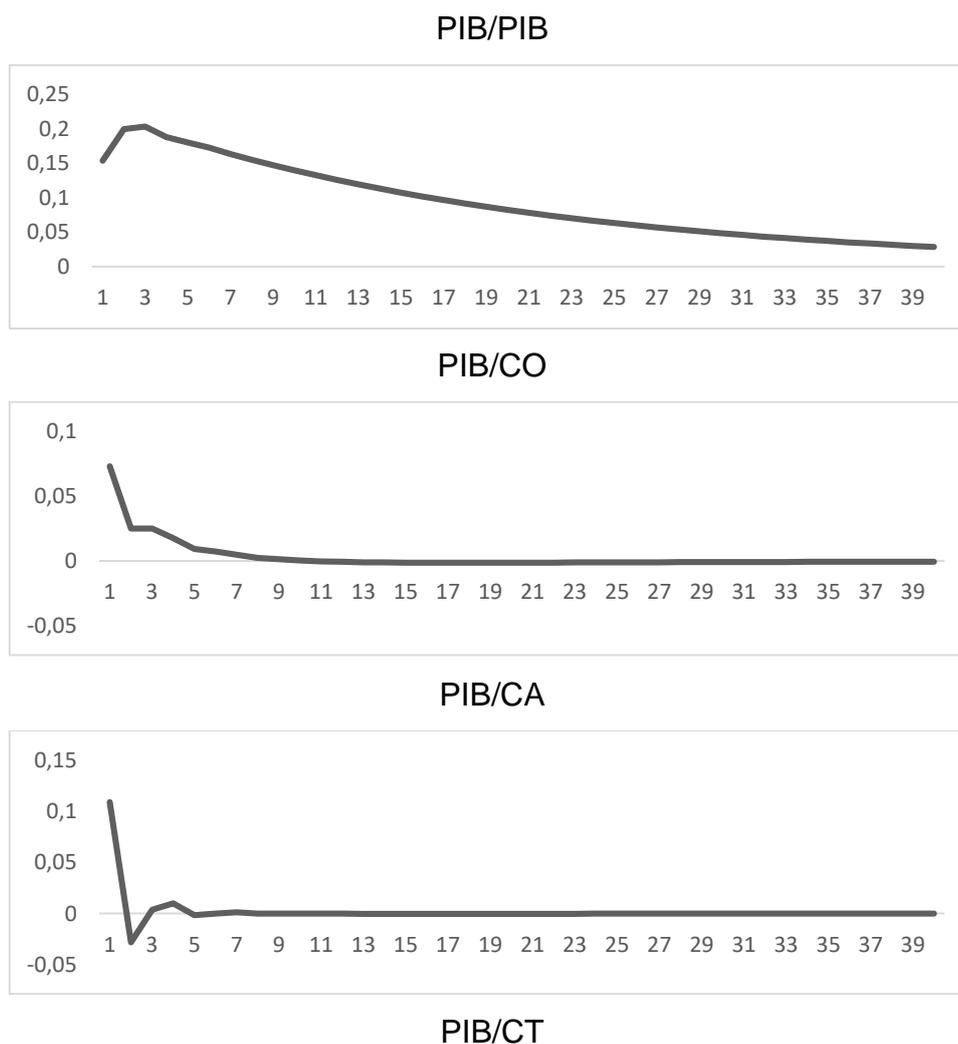
Concomitantemente a isso, os custos com os alunos do ensino superior e mais ainda a taxa de juros, não exerceram grandes influências sobre o PIB nesse período (Tabela 6), porém os custos com a educação superior foi crescentemente influenciável dentro dos primeiros 10 anos do modelo, variando de 0,10% para 1,12%. Pois, a década de 1960 foi o ponta pé inicial de grandes manifestações para a melhoria do sistema educacional, já que as ideias democratas ganhava espaço em detrimento do poder oligárquico.

Em 1968 ocorreu a Reforma Universitária, que tinha como objetivo qualificar a mão de obra do País para chegar ao desenvolvimento econômico. Porém, foi preciso criar mecanismos que gerassem acesso às universidades, como políticas de inclusão no ensino superior, tanto público como privado, a fim de lhes conferir maior eficiência e produtividade (MARTINS, 2009).

Em 2013 o governo gastou 20% do total arrecadado com gastos públicos com educação voltados ao nível superior. Segundo Nascimento (2017) o gasto do governo por aluno desse mesmo ano, equivaleu a 86% do valor médio dispendido pelos governos dos países-membros da OCDE (organização internacional composta por 35 países membro desenvolvidos) e representou mais de 3 vezes o valor gasto por estudante do ensino básico. Porém, Nascimento (2017) observou que quando se analisa a porcentagem dos gastos com ensino superior em relação ao PIB, o Brasil está muito aquém do volume de gastos com educação dos países membro da OCDE, fato esse que ratifica o resultado da decomposição histórica da variância do presente estudo, o qual mostra uma evolução na participação dos gastos com ensino superior no PIB, porém, ainda de baixa relevância. Segundo Nascimento (2017) a proporção dessas variáveis está relativamente estabilizada, pelo fato da renda nacional desse período expandir a taxas semelhantes aos dos gastos.

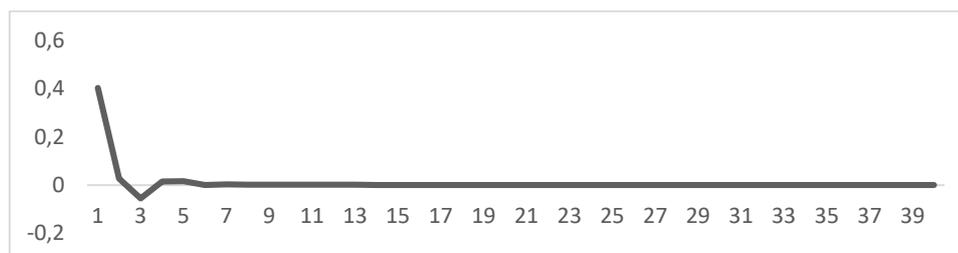
Já em relação ao número de concluintes, pode-se observar que é a segunda variável dentro do modelo que mais explicou o PIB, dentro do período analisado, pois apresentou valores maiores que o custo do governo por aluno do ensino superior e a taxa de juros. Além disso, a partir do 7º ano, ela ultrapassou a carga tributária e no décimo ano explicou 7,62% do PIB. Esse fato pode ser devido ao crescimento do número de concluintes do ensino superior no país no período considerado, devido às políticas públicas para a educação no Brasil, que por sua vez pode está relacionado com a teoria de Solow (1956), ao enfatizar que a educação gera capital humano e isso gera desenvolvimento tecnológico, o que corresponde ganhos de produtividade total, um dos grandes fatores responsáveis pelo crescimento econômico dos países.

A Figura 1 - Mostra os efeitos de choques nas variáveis que compõem o modelo nos primeiros 40 anos seguintes ao instante do choque inicial





PIB/TJ



Quadro 1. Função de impulso-resposta do PIB brasileiro ao impulso nas variáveis que compõem o modelo. CO = número de concluintes do ensino superior; CA = Custo do Governo por aluno do ensino superior; CT= Carga Tributária; TJ = Taxa de Juros.

Os resultados obtidos para a função de impulso-resposta frente aos choques das variáveis mostraram que há estabilização da série a partir do 5º ano para a Carga Tributária e a Taxa de Juros e a partir do 7º ano para o Custo por aluno e a conclusão do ensino superior.

Assim, estas variáveis geram impacto no curto prazo par ao crescimento econômico no país e este impacto dissipa em um período médio de 6 anos, o que confirma a importância do número de concluintes do ensino superior; Custo do Governo por aluno do ensino superior; Carga Tributária e da TJ = Taxa de Juros para o crescimento econômico do Brasil.

#### 4 CONCLUSÃO

Conclui-se pelo modelo VAR, uma maior sensibilidade do PIB em relação à quantidade de alunos formados no ensino superior, já que essa variável explica mais de 7% do produto interno bruto nacional nos últimos anos do período, ultrapassando assim a carga tributária que no primeiros anos demonstrou-se maior influencia. As variáveis juros e custo com alunos do ensino superior não exerceram grandes influências no período, embora o custo tenha se comportado ascendentemente na decomposição histórica da variância do erro.

## 5 AGRADECIMENTO

À Universidade Estadual de Santa Cruz pelo fornecimento de infraestrutura e pessoal e Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo financiamento.

## REFERÊNCIAS

BOVO, José Murari. **A contribuição da UNESP para o dinamismo econômico dos municípios**. São Paulo: UNESP, 2008

BRUNET, J. F. G.; et al. Qualidade do gasto público em educação nas redes públicas estaduais e municipais. **Finanças Públicas**, Brasília, v. 2, n. 1, p. 2-37, Edição Especial, 2008.

CAMARA, Marcia Regina Gabardo da. **Universidades estaduais paranaenses: desenvolvimento regional e contribuição para a qualificação da mão de obra**. Londrina: UEL, 2014. 182 p.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433 p.

HECKMAN, J.J.; D.V. MASTEROV. The productivity argument for investing in young children, **Review of Agricultural Economics**, v. 29, n. 3, p. 446-493, 2007.

MARTINS, Carlos Benedito. A reforma universitária de 1968 e a abertura para o ensino superior privado no Brasil. **Educ. Soc**, Campinas, v. 30, n. 106, p. 15-35, jan./abr. 2009. Disponível em: <<http://www.cedes.unicamp.br>>. Acesso em: 12 jul. 2016.

NASCIMENTO, Paulo a. Meyer m. Nascimento. Considerações sobre o investimento público em educação superior no Brasil". **RADAR** [Online], v. 49, p. 8-12, 2017. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/radar/170324\\_radar\\_49\\_artigo01.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/radar/170324_radar_49_artigo01.pdf)>. Acesso: 01 nov. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Disponível em:<<https://seriesestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?vcodigo=SCN49>>. Acesso em: 15 out. 2018

INSTITUTO NACIONAL DE ESTUDOS E PESQUISAS EDUCACIONAIS ANÍSIO TEIXEIRA. INDICADORES FINANCEIROS EDUCACIONAIS (INEP). Brasília- DF. Disponível em: <<http://portal.inep.gov.br/web/guest/indicadores-financeiros-educacionais>>. Acesso em: 30 jun. 2018

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Disponível em:<<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 23 out. 2018.

MADURO JUNIOR, Paulo Rogério Rodrigues. **Taxas de matrícula e gastos em educação no Brasil**. Rio de Janeiro. 2007. Dissertação (Mestrado em Economia), Fundação Getúlio Vargas, 2007.

LAFFER, A.B. Statement prepared for the joint economic committee. In: LAFFER, A.B. & SEYMOUR, J. P. (Ed.). **The economics of the tax revolt: A Reader**. Harcourt. Brace. New York: Jovanovich, 1979, p. 75-79.

RECEITA FEDERAL. **Estudos Estatísticos**: Carga tributária no Brasil. Disponível em: <<http://idg.receita.fazenda.gov.br/dados/receitadata/estudos-e-tributarios-e-aduaneiros/estudos-e-estatisticas/carga-tributaria-no-brasil/carga-tributaria-no-brasil-capa>>. Acesso em: 15 out. 2018

ROLIM, Cássio Frederico Camargo. **Universidade e Desenvolvimento Regional: o apoio das instituições de ensino superior ao desenvolvimento regional**. Curitiba: Juruá: 2010. 472p.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

VARSANO, Ricardo et al. **Uma Análise da Carga Tributária do Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA/BNDES, 1998.

VERBEEK, M. **A guide to modern econometrics**. Chichester: John Wiley, 2000. 386 p.

VERBEEK, M. **A democratização e expansão da educação superior no país 2003 – 2014**, 2015. Disponível em: <[http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com\\_docman&view=download&alias=16762-balanco-social-sesu-2003-2014&Itemid=30192](http://portal.mec.gov.br/index.php?option=com_docman&view=download&alias=16762-balanco-social-sesu-2003-2014&Itemid=30192)>. Acesso em: 23 out. 2018.