



Julio 2018 - ISSN: 1696-8352

## TENDÊNCIA DO REGIME DE CRESCIMENTO ECONÔMICO BRASILEIRO NO PERÍODO 1997-2016: UMA ANÁLISE DE CÂMBIO, JUROS E GASTOS GOVERNAMENTAIS

João Vicente Novaes Camargo Manna<sup>1</sup>

Para citar este artículo puede utilizar el siguiente formato:

João Vicente Novaes Camargo Manna (2018): "Tendência do regime de crescimento econômico brasileiro no período 1997-2016: uma análise de câmbio, juros e gastos governamentais.", Revista Observatorio de la Economía Latinoamericana, (julio 2018). En línea:

<https://www.eumed.net/rev/oel/2018/07/crescimento-economico-brasil.html>

### RESUMO

Na trajetória de busca pelo desenvolvimento econômico por países em situação de subdesenvolvimento, diferentes regimes de crescimento econômico são possíveis para realizarem tal percurso, dentre eles os regimes do tipo *export-led* e *profit-led*. Buscando analisar se o Brasil, no período que vai de 1997 a 2016, se aproxima mais de um regime de crescimento econômico *export-led* ou *profit-led*, este trabalho busca, a partir da determinação de um modelo econométrico e da estimação de seus coeficientes, observar se o país apresenta uma maior tendência para um regime de crescimento do tipo *export-led* ou do tipo *profit-led*.

**Palavras-chave:** Regimes de crescimento econômico. *Export-led*. *Profit-Led*.

**Classificação JEL:** F43, C10, C22.

### ABSTRACT

*In the search for economic development by underdeveloped countries, different regimes of economic growth are possible to carry out such a course, among them the regimes of the export-led and profit-led type. Seeking to analyze whether Brazil, in the period from 1997 to 2016, is closer to an export-led or profit-led economic growth regime, this work seeks, from the determination of an econometric model and the estimation of its coefficients, to observe if the country presents a greater tendency for an export-led or profit-led growth regime.*

**Keywords:** *Economic growth regimes. Export-led. Profit-led.*

**JEL classification:** F43, C10, C22.

<sup>1</sup> Mestrando em Economia do Desenvolvimento do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (joao.manna@ufrgs.br).

## 1 INTRODUÇÃO

O presente trabalho terá por objetivo realizar uma breve análise a respeito da influência que a taxa de juros, os gastos governamentais e a taxa de câmbio têm na composição do Produto Interno Bruto (PIB) na economia brasileira. Mais adiante será apresentado um modelo econométrico, o qual será baseado em identidades contábeis fornecidas dentro do arcabouço teórico fornecido pela Contabilidade Social (FEIJÓ et al., 2013), de maneira que se tem uma equação representativa do PIB, que basicamente é representada pela soma de consumo, investimento, gastos governamentais e exportações líquidas. Dada essa equação, será possível estabelecer uma forma funcional para um modelo econométrico, estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), conforme desenvolvido no trabalho de Juliani et al. (2016), com base em dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

O modelo econométrico simples, estabelecendo uma correlação entre investimento e taxa de juros e entre exportações líquidas e taxa de câmbio, permitindo uma análise de qual será influência da taxa de juros e da taxa de câmbio sobre o Produto Interno Bruto. Além disso, de acordo com os resultados dos coeficientes do modelo estimado, podem ser ainda fornecidos pequenos *insights* sobre o perfil da economia brasileira no período de 1997 a 2016, observando se haveria um possível perfil *profit-led* ou *export-led*.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Referencial Teórico

Para iniciarmos essa seção vale lembrar porque usaremos, como parte fundamental da nossa análise, a seguinte identidade contábil, sob a ótica da demanda pelo produto (FEIJÓ et al., 2013):

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad (1)$$

Onde  $Y$  corresponde à renda nacional de uma economia,  $C$  ao consumo das famílias,  $I$  aos gastos em investimento público e privado,  $G$  aos gastos correntes do governo e  $(X - M)$  corresponde à exportação de bens e fatores ( $X$ ) subtraída da importação de bens e serviços ( $M$ ) – ou seja,  $(X - M)$  corresponde às exportações líquidas. Tem-se também que:

$$Y = PIB \quad (2)$$

Dessa maneira, podemos definir a equação do Produto Interno Bruto (PIB) de uma economia como:

$$PIB = C + I + G + (X - M) \quad (3)$$

Esse esforço de apresentação destas identidades contábeis é importante apenas para mostrar que, ao tentarmos mensurar a renda da economia de um país, esta pode ser representada pela igualdade entre o PIB e a soma de: consumo das famílias, total de investimento (soma do investimento público e privado), gastos governamentais (gastos governamentais que serão incluídos no modelo como o consumo final da administração pública) e exportações líquidas, todos registrados no mesmo período corrente. Dado isso, antes de buscarmos a relação da identidade contábil explicitada na equação (3) com a taxa de juros e a taxa de câmbio. Cabe destacar, um pouco do que a literatura de teoria econômica destaca a respeito dessas taxas e qual a possível relação dessas taxas com questões como a ideia de economias *profit-led* e *export-led*.

De acordo com Keynes (1996, [1936]), a preferência pela liquidez é a preferência dos agentes econômicos de reter moeda (ativo com liquidez imediata), em detrimento de despendar sua renda em consumo ou investimento ou usá-la para o motivo especulação (ganhos com taxa de juros). Dessa forma a preferência por liquidez está inversamente relacionada com a taxa de juros: quanto maior a taxa de juros, maior disposição dos agentes de abrir mão de reter moeda (como entesouramento, em render juros) e vice-versa. Assim a quantidade de moeda em uma economia corresponderia a igualdade:

$$M = L(r) \quad (4)$$

Onde  $M$ , seria a quantidade de moeda na economia,  $L$  seria a preferência por liquidez, a qual é uma função da taxa de juros  $r$ , estando a preferência por liquidez inversamente relacionada com a taxa de juros. Essa conceituação é importante pois, quando se pensa na questão do montante do investimento que é realizado em uma economia, deve-se lembrar do *tradeoff* que o empresário tem entre taxa de juros e eficiência marginal do capital esperada (lembrando que eficiência marginal do capital esperada seria, o quanto o empresário espera que o emprego de uma unidade a mais de equipamento de capital na produção que renda a ele), que é destacado por Keynes (1996, [1936]) no livro "A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda". Esse *tradeoff* é fundamental dentro para nossa análise, no sentido de que, caso a eficiência marginal do capital mantenha-se constante, uma diminuição na taxa de juros estimulará um aumento do montante de investimento privado na economia, ao passo que, um aumento da taxa de juros desestimulará o investimento privado.

Dessa forma, estaremos fazendo uma análise sob o viés do modelo IS-LM, da síntese de Hicks (1937), mantendo o foco da análise em relação ao investimento nas variações da taxa de juros, sem observar possíveis flutuações na eficiência marginal do capital esperada. Assim, espera-se que na equação do PIB, *ceteris paribus*, um aumento na taxa de juros gere uma diminuição do montante de investimento e conseqüentemente uma queda no PIB (devido à queda que ocorreria no investimento privado, considerando-se constante o montante de investimento público), enquanto um aumento na taxa de juros, provocaria um aumento do montante de investimento e conseqüentemente do PIB da economia. Com isso, estabelecemos a relação entre o investimento e taxa de juros, a qual será importante para a determinação do nosso modelo econométrico, o qual constará com a variável taxa de juros em sua forma funcional, a qual está correlacionada com a variável investimento da identidade contábil que descreve o PIB (essa correlação será melhor formalizada na próxima seção do trabalho).

Um importante ponto para a no presente trabalho é apresentar brevemente no que consistem regimes de crescimento econômico *export-led* e *demand-led* e como a taxa de câmbio e a taxa de juros têm relação com esses regimes, mostrando a importância dos fatores câmbio e juros para esses diferentes regimes de crescimento. Essa relação será importante na parte de conclusão do trabalho, quando usaremos os resultados de nosso modelo estimado, para poder buscar se existem possíveis tendências para um crescimento *export-led* ou *demand-led* no Brasil no período analisado, uma vez que o modelo econométrico buscara estimar quanto taxa de juros e taxa câmbio afetam o PIB brasileiro.

Primeiramente tratemos do regime de crescimento do tipo *export-led*. O conceito novo-desenvolvimentista originário do Brasil destaca a busca pelo patamar de países desenvolvidos que países de médio desenvolvimento econômico realizam, onde a estratégia de busca por essa posição baseia-se num regime de crescimento *export-led*, modelo no qual o incentivo à exportação de produtos manufaturados geraria um aumento do ritmo de acumulação de capital e de progresso tecnológico em uma economia (OREIRO, 2012). De

acordo com Oreiro (2012), a opção por uma estratégia de crescimento econômico do tipo *export-led* exige uma política cambial ativa, que mantenha o câmbio num nível competitivo a médio e longo prazo, em conjunto com uma política fiscal responsável (que elimine o déficit público ao mesmo tempo que possibilite um aumento do investimento público de maneira sustentável). Assim podemos verificar a taxa de câmbio é fator fundamental ao tentar-se observar um regime de crescimento puxado pelas exportações.

Quando tratamos de um regime de crescimento *profit-led* – crescimento econômico induzido pelo lucro – deve-se ter em mente que, devido ao facto do investimento ser altamente sensível à taxa de lucro, uma maior participação dos lucros na renda gera uma maior utilização da capacidade produtiva da economia gerando, conseqüentemente, uma maior produção (FERRARI FILHO e PAULA, 2016). Relembrando a ideia da relação inversa entre taxa de juros e montante de investimento, podemos perceber que a taxa de juros tem relevância no regime de crescimento *profit-led*. Entretanto, a relação entre taxa de juros e tendência *profit-led* de crescimento econômico não é tão direta quanto a relação entre taxa de câmbio e tendência *export-led*, uma vez que – como destacado por Paula e Ferrari Filho (2016) – uma economia pode estar num regime de crescimento *profit-led* ou *wage-led*, de acordo com o grau de distribuição de renda e de abertura comercial e financeira do país. Devido ao enfoque do trabalho, não abordaremos o regime de crescimento *wage-led*.

## 2.2 Revisão Empírica

A respeito da literatura empírica, temos alguns trabalhos que buscaram estimar a influência taxa de juros e taxa de câmbio na produção do país, um deles – inclusive o qual o presente trabalho se baseia em sua metodologia – é o de Juliani et al. (2016). Neste trabalho os autores buscam estimar os impactos que os gastos do governo, a taxa de juros e a taxa de câmbio tem no Produto Interno Bruto do Brasil. Utilizando-se da técnica de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) os autores estimaram os coeficientes para cada um desses três fatores na composição do PIB brasileiro no período de 1996 a 2013, em um modelo econométrico que tem sua forma funcional definida a partir de identidades contábeis de contas nacionais (em que o PIB é a soma de consumo, investimento, gastos do governo e exportações líquidas), que são posteriormente manipuladas de forma a colocar o PIB em função de um componente autônomo das variáveis macroeconômicas, dos gastos governamentais, da taxa de juros e da taxa de câmbio (utilizando-se além dessas variáveis, variáveis como propensão marginal a consumir, propensão marginal a importar, sensibilidade dos investimentos à taxa de juros, sensibilidade das importações e das exportações à taxa de câmbio, propensão marginal a importar e sensibilidade do PIB aos tributos diretos).

A partir disso os autores obtêm uma forma funcional para o modelo econométrico que é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários. Após a estimação, para o período analisado, os autores chegaram a coeficientes positivos para o consumo final da administração pública (que corresponde aos gastos governamentais) e para a taxa de câmbio e negativo para a taxa de juros, mostrando-se todos esses coeficientes significativos ao nível de significância de 5%. Quanto a magnitude, o coeficiente estimado para a taxa de juros se mostrou maior que o estimado para a taxa de câmbio, sendo o coeficiente estimado para o consumo final da administração pública menor que ambos. Outro trabalho que faz uma análise semelhante é o de Cruz et al. (2008), onde, porém, é realizada uma análise do impacto da taxa de juros e da taxa de câmbio sobre as exportações da indústria brasileira. Em tal trabalho, os autores fazem uma regressão com defasagens distribuídas, utilizando também o método de Mínimos Quadrados Ordinários. As variáveis utilizadas no modelo foram: crescimento do PIB dos EUA total (utilizado como *proxy* para o crescimento da renda mundial no período analisado), taxa de juros e taxa de câmbio, com essas três variáveis defasadas em diferentes períodos de tempo e incluindo estas variáveis sem defasagem. Vale lembrar que os autores desse trabalho (CRUZ et al., 2008), fizeram várias regressões e mensuraram o impacto de câmbio, juros e crescimento dos EUA sobre as exportações da indústria brasileira, dividindo a indústria do Brasil em cinco setores. Dessa forma, o trabalho conta com cinco regressões, tendo como variáveis dependentes: taxa de variação das exportações da indústria baseada em recursos naturais no total de exportações industriais, taxa de variação das exportações da indústria baseada em trabalho no total de exportações industriais, taxa de variação das exportações da indústria baseada em escala no total de exportações industriais, taxa de variação das exportações da indústria baseada em diferenciação no total de exportações industriais e taxa de variação das exportações relativa da indústria baseada em ciência no total de exportações industriais.

A análise foi feita com dados mensais referentes ao período de fevereiro de 1996 a fevereiro de 2008. Como resultado, todas as variáveis utilizadas se mostraram significativas, com o autor utilizando diferentes níveis de significância (1%, 5% e 10%), com os sinais dos coeficientes estimados para cada variável variando de acordo com a defasagem de cada uma e de acordo com a variável dependente de cada regressão. A respeito da magnitude dos coeficientes, os coeficientes para as variáveis relativas ao câmbio se mostraram maiores do que os para as variáveis relativas aos juros. Os coeficientes para as variáveis relativas ao crescimento do PIB dos EUA se mostraram bastante maiores do que os coeficientes para variáveis relativas à taxa de câmbio e à taxa de juros.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Especificação do Modelo

A metodologia utilizada será o uso do método de estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o qual será o utilizado para estimar o impacto da taxa de juros, da taxa de câmbio e dos gastos governamentais sobre o Produto Interno Bruto brasileiro. Seguindo a metodologia utilizada por Juliani et al. (2016), lembra-se que o PIB (calculado sob a ótica do dispêndio) pode ser definido como a soma do consumo das famílias, do consumo do governo, da variação de estoques e da balança comercial (onde os investimentos são representados pela formação bruta de capital fixo somada à variação dos estoques).

Aqui devemos relembrar a equação 3, que representa o valor da produção agregada sob a ótica do dispêndio.

$$PIB = C + I + G + (X - M) \quad (3)$$

Porém, as variáveis econômicas da identidade contábil que descreve o PIB não são exógenas, ou seja, sofrem efeito de outras variáveis que devem ser incluídas no modelo. O Quadro 1 resume as relações de causalidade entre as variáveis da identidade contábil do PIB e outras que também devem ser consideradas no modelo (JULIANI et al., 2016).

**Quadro 1 – Funções Macroeconômicas**

Função	Modelo matemático da função	Interpretação da função
$C = f(RPD)$	$C = \bar{A} + c.(PIB - Td)$	O consumo é função da renda pessoal disponível
$Td = f(PIB)$	$Td = \bar{A} + t.PIB$	Os tributos diretos são função do PIB
$I = f(i)$	$I = \bar{A} - b.i$	O investimento é função da taxa de juros
$X = f(TC)$	$X = \bar{A} + x.TC$	As exportações são função da taxa de câmbio
$M = f(PIB, TC)$	$M = \bar{A} + m.PIB - p.TC$	As importações são função do PIB e da taxa de câmbio

Fonte: adaptado de Juliani et al. (2016)

Legenda:

*RPD* – renda pessoal disponível

*C* – consumo privado

$\bar{A}$  – componente autônomo das variáveis macroeconômicas

*c* – propensão marginal a consumir

*PIB* – Produto Interno Bruto

*Td* – tributos diretos

*t* – sensibilidade do PIB aos tributos diretos

*I* – investimentos

*b* – sensibilidade dos investimentos a taxa de juros

*i* – taxa de juros

*X* – exportações

*x* – sensibilidade das exportações a taxa de câmbio

*TC* – taxa de câmbio

*M* – importações

*m* – propensão marginal a importar

*p* – sensibilidade das importações à taxa de câmbio

Substituindo na equação 3 as funções sintetizadas no Quadro 1 resolvendo-as chega-se à equação:

$$PIB = \bar{A} + \left(\frac{1}{1-c-m-c.t}\right) \cdot G + \left(\frac{b}{1-c-m-c.t}\right) \cdot i + \left(\frac{x+p}{1-c-m-c.t}\right) \cdot TC \quad (5)$$

Resumindo-se a equação 5, chega-se à equação:

$$PIB = \alpha + \beta_1 \cdot G + \beta_2 \cdot i + \beta_3 \cdot TC \quad (6)$$

Uma vez que devem ser consideradas no modelo as relações inexatas entre as variáveis, faz necessária a inclusão de um termo de erro ao modelo matemático. A inclusão dessa variável estocástica faz-se necessária ao modelo matemático devido à possível existência de fatores que afetem o PIB e que não estão colocados explicitamente no modelo (GUJARATI; PORTER, 2011). Com isso, de acordo com Juliani et al. (2016) a forma funcional do modelo econométrico para estimar a sensibilidade do PIB brasileiro em relação à taxa de câmbio, taxa de juros e aos gastos governamentais pode ser definido como:

$$PIB = \alpha + \beta_1 \cdot G + \beta_2 \cdot i + \beta_3 \cdot TC + u_i \quad (7)$$

No modelo econométrico,  $\alpha$  corresponde ao termo do intercepto (somatório de todos os componentes autônomos do modelo). Os coeficientes  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  e  $\beta_3$  correspondem aos estimadores dos gastos governamentais, taxa de juros e taxa câmbio, respectivamente. Por fim,  $u_i$  é o termo de erro do modelo econométrico. Todos esses parâmetros serão estimados via regressão linear por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com dados de uma série temporal (WOOLDRIGE, 2010).

### 3.2 Fonte dos Dados

Os dados que serão utilizados na estimação da equação do PIB, em função das variáveis explicativas pré-determinadas, foram obtidos a partir de séries temporais, sendo de dados anuais para o PIB – mensurado em valores constantes de dólares internacionais de 2005 (com os valores da tabela tendo sido aproximados ao serem convertidos em bilhões de dólares), dados trimestrais para o consumo final da administração pública, mensais para a taxa de câmbio e diários para a taxa de juros. Esses dados foram obtidos junto ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) para o período que de 1997 a 2016. Os dados trimestrais (indicados em índices dessazonalizados, tendo como referência a média de 1995, que assumiu valor igual a 100 no ano de referência) do consumo final da administração pública foram convertidos em valores anuais por meio de média aritmética dos valores trimestrais do consumo final da administração pública. A taxa de câmbio utilizada como referência foi a taxa média mensal de câmbio comercial para venda, que foi convertida para valores por ano, por meio de média aritmética dos valores mensais de cada ano. Por fim, para a taxa de juros utilizada foi a taxa SELIC (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia) fixada pelo COPOM (Comitê de Política Monetária), com dados diários, indicados em valores percentuais ao ano. Para obter a taxa de juros anual, foi também empregada uma média aritmética utilizando os valores diários da taxa SELIC (em pontos percentuais ao ano) de cada ano no período 1997-2016 (JULIANI et al., 2016). Esses dados estão indicados no Tabela 1.

**Tabela 1 – Dados Macroeconômicos**

Ano	PIB (mil milhões US\$ de 2005)*	Consumo final da administração pública (1995=100)	Taxa de juros (% a.a.)	Taxa de câmbio
1997	1899,05	99,41	22,76	1,078
1998	1905,48	102,62	24,33	1,1611
1999	1914,42	104,35	24,76	1,8147
2000	1993,15	104,19	17,60	1,8302
2001	2020,85	106,9	17,46	2,3504
2002	2082,55	110,98	19,22	2,9212
2003	2106,31	112,73	23,51	3,0783
2004	2227,64	117,1	16,38	2,9259
2005	2298,97	119,46	19,14	2,4352
2006	2390,05	123,73	15,32	2,1761
2007	2535,12	128,75	12,04	1,9479
2008	2664,27	131,39	12,45	1,8346
2009	2660,92	135,25	10,13	1,9976
2010	2861,24	140,54	9,90	1,7603
2011	2974,95	143,62	11,76	1,6750
2012	3032,11	146,90	8,63	1,9546
2013	3123,22	149,13	8,29	2,1576
2014	3138,96	150,35	10,96	2,3534
2015	3020,64	148,77	13,47	3,3315
2016	2912,06	147,95	14,16	3,4901

Fonte: IPEA (2017); IPEA (2017) com adaptações.

#### 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Dadas as teorias de contas nacionais conhecidas e a metodologia utilizada no presente trabalho, são apresentados a seguir (Tabela 2) os resultados da análise por regressão múltipla das variáveis explicativas – consumo final da administração pública (G), taxa de juros (I) e taxa de câmbio (E) – sobre a variável explicada – PIB. Porém, antes disso devemos fazer os testes para verificarmos se as séries de tempo de cada variável possuem raiz unitária e são não-estacionárias (para isso serão feitos os testes de Dicker-Fuller aumentado e Phillips-Perron) e se as variáveis se cointegram (para isso será feito o teste Johansen). Para a estimação dos coeficientes e todos os testes consideraremos o nível de significância de 5%. A Tabela 2, apresenta os valores da probabilidade da estatística t para os testes Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron.

**Tabela 2 – Testes Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron**

Variáveis	Dickey-Fuller aumentado (probabilidade da estatística t)	Phillips-Perron (probabilidade da estatística t)
PIB	0,8843	0,9865
G	0,9886	0,9998
I	0,5111	0,1468
E	0,8005	0,8662

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

Como pode ser observado na Tabela 2, pelos valores da probabilidade da estatística t de Student que são maiores que 0,05 para todas as variáveis do modelo para os dois testes, pode-se aceitar hipótese nula de que as séries de tempo de todas as variáveis têm raiz e unitária e são não-estacionárias. Além disso devemos fazer o teste para verificar se as variáveis se cointegram, para tal foi feito o teste de Johansen, tendo o seu resultado indicado na Tabela 3.

**Tabela 3 – Teste de Johansen**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.906695	87.51133	63.87610	0.0002
At most 1 *	0.766267	44.81740	42.91525	0.0318
At most 2	0.524238	18.65306	25.87211	0.3017
At most 3	0.254308	5.281976	12.51798	0.5564

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

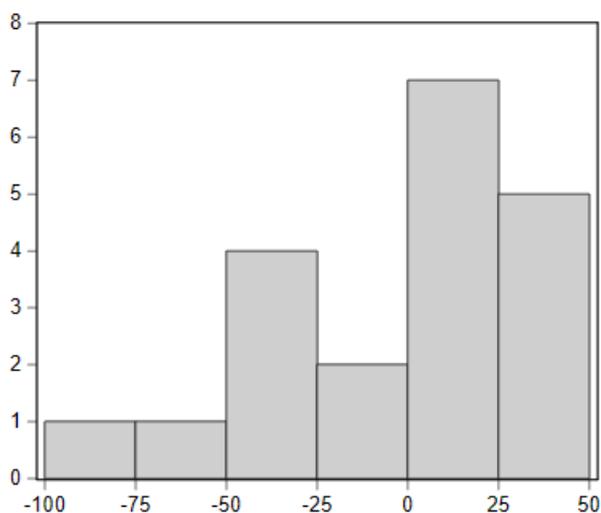
Como indicado na Tabela 3, ao nível de significância de 5% rejeita-se a hipótese de nula de não haver cointegração entre as variáveis, ou seja, o teste prova uma forte tendência de existir cointegração entre as variáveis. Uma vez que (pelos testes de Dickey-Fuller e Phillips-Perron) poderemos verificar que as séries de tempo de cada variável do modelo possuem raiz unitária e são não-estacionárias, além de ter-se rejeitado a hipótese nula de não haver cointegração entre as variáveis do modelo, podemos dar prosseguimento e fazer a estimação dos coeficientes do modelo pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Após essa estimação, serão apresentados os resultados de testes para verificar se o erro possui uma distribuição normal (teste Jarque-Bera), para heterocedasticidade (testes Breusch-Pagan-Godfrey e White) e para autocorrelação (teste LM), além da análise da estatística Durbin-Watson (também para verificar se há a existência de autocorrelação), para verificarmos se os foram obtidos os melhores estimadores lineares não-viesados (estimadores BLUE).

**Tabela 4 – Estimação dos Coeficientes**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-462.4125	176.0990	-2.625867	0.0183
G	24.60967	1.089449	22.58910	0.0000
I	-295.5450	355.5884	-0.831143	0.4181
E	-49.36162	15.02356	-3.285614	0.0047
R-squared	0.994107	Mean dependent var		2488.098
Adjusted R-squared	0.993003	S.D. dependent var		454.6800
S.E. of regression	38.03422	Akaike info criterion		10.29171
Sum squared resid	23145.63	Schwarz criterion		10.49085
Log likelihood	-98.91706	Hannan-Quinn criter.		10.33058
F-statistic	899.7634	Durbin-Watson stat		1.593389
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

**Gráfico 1 – Histograma**



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

**Quadro 2 – Estatísticas descritivas**

Series: RESID	
Sample 1997 2016	
Observations 20	
Mean	-2.31e-13
Median	7.946704
Maximum	49.86792
Minimum	-76.58195
Std. Dev.	34.90260
Skewness	-0.523264
Kurtosis	2.352477
Jarque-Bera	1.262088
Probability	0.532036

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

**Tabela 5 – Teste Breusch-Pagan-Godfrey**

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.694919	Prob. F(3,16)	0.5685
Obs*R-squared	2.305541	Prob. Chi-Square(3)	0.5115
Scaled explained SS	0.997821	Prob. Chi-Square(3)	0.8018

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

**Tabela 6 – Teste White**

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	0.657025	Prob. F(9,10)	0.7303
Obs*R-squared	7.431837	Prob. Chi-Square(9)	0.5923
Scaled explained SS	3.216443	Prob. Chi-Square(9)	0.9551

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

A partir da estimação do modelo, podemos verificar (de acordo com a tabela 4) que o modelo tem um bom grau de ajustamento, uma vez que o valor do R-quadrado ajustado é consideravelmente maior que 0,8 (o R-quadrado ajustado apresentou um valor de 0,993003), mostrando que o que as variáveis independentes (consumo final da administração pública, taxa de juros e taxa de câmbio conseguem explicar, em média, 99,3% da variável dependente (PIB). Podemos verificar também a normalidade dos resíduos, a partir do valor do teste Jarque-bera (indicado no Quadro 2), em que a probabilidade do teste foi maior que 0,05, indicando que aceita-se a hipótese nula de que os valores dos resíduos seguem uma distribuição normal. Além disso, ao nível de significância de 5%, podemos verificar que os valores dos coeficientes estimados para a taxa de câmbio e o consumo final da administração pública são significativos, tendo a probabilidade da estatística t de Student maior que 0,05, sendo estas probabilidades de 0 e 0,0047, respectivamente, já o coeficiente estimado para taxa de juros é não-significativo, com a probabilidade da estatística t de 0,4181. Porém, para verificarmos obtemos os melhores estimadores lineares não-viesados (estimadores BLUE) precisamos verificar se o modelo é homocedástico (variância do erro é constante) e se há autocorrelação (se os resíduos são correlacionados). Como visto na Tabelas 5 e na Tabela 6 a probabilidade da estatística F é maior que 0,05 para o teste Breusch-Pagan-Godfrey e para o teste White (0,5685 e 0,7303, respectivamente), indicando que aceita-se a hipótese nula de homocedasticidade (GUJARATI; PORTER, 2011). Na Tabela 7 serão apresentados os resultados do teste LM, para verificar a existência de autocorrelação.

**Tabela 7 – Teste LM**

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.211761	Prob. F(2,14)	0.8117
Obs*R-squared	0.587265	Prob. Chi-Square(2)	0.7456

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID  
 Method: Least Squares  
 Date: 10/13/17 Time: 00:01  
 Sample: 1997 2016  
 Included observations: 20  
 Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.518672	222.0156	-0.029361	0.9770
G	0.023275	1.244379	0.018704	0.9853
I	18.08170	439.5063	0.041141	0.9678
E	0.243721	19.83454	0.012288	0.9904
RESID(-1)	0.153903	0.335366	0.458911	0.6533
RESID(-2)	-0.138790	0.399913	-0.347051	0.7337

R-squared	0.029363	Mean dependent var	-2.31E-13
Adjusted R-squared	-0.317293	S.D. dependent var	34.90260
S.E. of regression	40.05889	Akaike info criterion	10.46190
Sum squared resid	22466.00	Schwarz criterion	10.76062
Log likelihood	-98.61903	Hannan-Quinn criter.	10.52022
F-statistic	0.084704	Durbin-Watson stat	1.802581
Prob(F-statistic)	0.993510		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa e com o auxílio do *software EViews*.

De acordo com o teste LM, para um nível de significância de 0,05, aceita-se a hipótese nula de não-autocorrelação, pois a probabilidade da estatística F foi maior que 0,05 (tendo o valor de 0,8117). Tal resultado do teste LM corrobora a análise da estatística Durbin-Watson, em que temos (para 20 observações e 3 variáveis explicativas) os valores críticos de dL e dU do teste iguais a 0,774 e 1,410, respectivamente. Com o valor de 1,593389, a estatística Durbin-Watson indica ausência de autocorrelação dos resíduos (GUJARATI; PORTER, 2011).

Dadas essas ponderações a respeito do grau de ajustamento, da significância dos coeficientes estimados, da homocedasticidade e da autocorrelação, podemos verificar que encontramos os melhores estimadores lineares não-viesados (estimadores BLUE) taxa de câmbio e consumo final da administração pública e podemos analisar os seus valores na determinação do PIB. Quanto aos valores dos coeficientes estimados no modelo, verifica-se que taxa de câmbio afeta negativamente o Produto Interno Bruto, enquanto o consumo final da administração pública (gastos governamentais) afeta o PIB positivamente. Tais sinais dos coeficientes vão de acordo com a teoria econômica, fato que tende a indicar ausência de multicolinearidade. Além disso, podemos observar que em módulo, o coeficiente estimado da taxa câmbio (49,36, aproximadamente) mostra um valor consideravelmente maior que o

coeficiente estimado dos gastos governamentais (24,61, aproximadamente), sendo aproximadamente o dobro do deste.

## 5 CONCLUSÃO

Após estimarmos os coeficientes do modelo econométrico definido, podemos fazer algumas observações respeito dos coeficientes os quais se mostraram os melhores estimadores lineares não-viesados (estimadores BLUE) e ter alguns indícios a respeito do tipo de regime de crescimento econômico brasileiro no período de 1997 a 2016. Pode-se observar que os gastos governamentais influenciam positivamente o montante do Produto Interno Bruto do Brasil, enquanto a taxa de câmbio o influencia negativamente (ou seja, aumentos na taxa de câmbio, *ceteris paribus* diminuem o PIB, enquanto aumentos nos gastos governamentais, *ceteris paribus*, provocam o efeito contrário). Além disso, podemos verificar que a magnitude do coeficiente estimado para a taxa de câmbio é consideravelmente maior do que a do coeficiente estimado para os gastos governamentais, o que indica que a influência da taxa de câmbio sobre o produto é maior que a influência dos gastos governamentais, com a taxa de juros sendo não significativa no modelo estimado.

Dadas essas informações, podemos buscar relacioná-las com o regime de crescimento econômico do Brasil no período analisado. Para fazermos uma análise mais sintética, conforme o proposto pelo trabalho, cabe aqui buscarmos fazer apenas uma análise tentando verificar se o país, no período 1997-2016, se aproxima mais de um regime de crescimento do tipo *export-led* ou do tipo *profit-led*. Para fazermos esse tipo de relação devemos dar maior foco aos estimadores encontrados para a taxa de câmbio e para a taxa de juros, tendo a taxa de câmbio uma maior importância para regimes do tipo *export-led* enquanto a taxa de juros é mais relevante para regimes do tipo *profit-led*. Uma vez que o coeficiente estimado para a taxa de câmbio é significativo e de aproximadamente -49,36, podemos verificar uma influência consideravelmente maior do câmbio para o PIB brasileiro do que os gastos do governo (que tem coeficiente com magnitude consideravelmente menor, de 24,61) e mais relevante do que a taxa de juros (que mostrou-se não significativa), no modelo estimado. Tal fato aponta que, para o período analisado, dentre os regimes *export-led* e *profit-led*, o regime de crescimento econômico do Brasil tende mais para um regime do tipo *export-led*, dada essa maior relevância do câmbio para o montante de PIB gerado.

## REFERÊNCIAS

CRUZ, Marcio; NAKABASHI, Luciano; SCATOLIN, Fábio; **Efeito do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira**. Revista de Economia Contemporânea. v. 12, n.3, p. 433-461, 2008.

FEIJÓ, C. et al. *Contabilidade Social*. Campus Elsevier, 2013.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. *Econometria Básica*. AMGH Editora Ltda., 2011.

HICKS, J. R. **Mr. Keynes and the “classics”; a suggested Interpretation**. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 147–159, 1937.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em 23 set. 2017.

JULIANI, Lucélia; NUNES, Rodrigo; SILVEIRA, João. **O impacto dos gastos governamentais, da taxa de juros e da taxa de câmbio sobre a produção agregada brasileira**. Observatório de La Economía Latinoamericana. Disponível em: <<http://www.eumed.net/cursecon/ecolat/br/16/juros.html>>. Acesso em: 21 set. 2017.

KEYNES, J. M. **Teoria Geral do Emprego, do Juro e do Dinheiro**. Nova Cultural, 1996.

OREIRO, José. **Novo-desenvolvimentismo, crescimento econômico e regimes de política macroeconômica**. Disponível em:

<[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0103-40142012000200003&lng=pt&tlng=pt](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142012000200003&lng=pt&tlng=pt)>.  
Acesso em: 23 set. 2017.

PAULA, Luiz Fernando de; FERRARI FILHO, Fernando. **Padrões de crescimento e desenvolvimentismo: uma perspectiva keynesiano-institucionalista**. Nova Economia, v. 26, n. 3, p. 775-807, 2016.

WOOLDRIGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna**. Cengage Learning, 2010.