

# VOLATILIDADE CAMBIAL, INCERTEZA POLÍTICA E CRESCIMENTO NO BRASIL PÓS CRISE 2008: UMA INTERPRETAÇÃO PELO LADO DA DEMANDA<sup>1</sup>.

**Benito Adelmo Salomão Neto<sup>2</sup>**

**Gleidson Acassio dos Reis<sup>3</sup>**

**Julio Fernando Costa Santos<sup>4</sup>**

**JEL: E22 F31 F41**

## **BLOCO I: POLÍTICA CAMBIAL E SETOR EXTERNO**

### **RESUMO**

Na esteira dos problemas macroeconômicos que o país está passando, interessa entender as causas da recente desaceleração da economia brasileira. Vieira e Damasceno (2016), estimam que a volatilidade da taxa de câmbio, produz efeitos negativos sobre o crescimento da economia brasileiro. O artigo assume esta evidência como dada, e se debruça a explicar por quais canais de transmissão, pelo lado da demanda, estes efeitos negativos se dão. Foi verificado, a partir de estimações por MQO e GMM que o elemento de demanda agregada que mais sofre com a volatilidade na taxa de câmbio é o investimento, e que isto se dá em função do aumento da percepção de riscos, por parte dos empresários, em momentos de intensa incerteza acerca do futuro da economia brasileira.

**PALAVRAS CHAVE:** Volatilidade cambial, Investimentos, Consumo, Demanda Agregada, Séries de Tempo.

### **ABSTRACT**

On the historic path of macroeconomic problems that Brazil is going through, raises it up some insights of the recent slowdown of the Brazilian economy. Vieira and Damasceno (2016), calculates that the volatility of the exchange rate, has negative effects on the growth of the Brazilian economy. This paper makes this evidence as given, and tries to explain by what channels of transmission, by the demand side, these negative effects occur. It was verified, from estimates by OLS and GMM that the aggregate demand element, that suffers the most from the exchange rate volatility is the investment, and that this is due to the increase in the perception of risks by the profits, in moments of concern about the future of the Brazilian economy.

**KEYWORDS:** Exchange rate volatility, investment, consumption, aggregate demand, time series.

---

<sup>1</sup> Os autores agradecem ao incentivo da CAPES e da FAPEMIG fundamentais para a elaboração deste artigo.

<sup>2</sup> Benito Adelmo Salomão Neto é Bacharel, Mestre e Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia – [basalomao@benitosalomao.com.br](mailto:basalomao@benitosalomao.com.br)

<sup>3</sup> Gleidson Acassio dos Reis é Bacharel em Administração pela ESPM-SP, Mestre em Administração e Doutorando em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia – [gleidsonreis@hotmail.com](mailto:gleidsonreis@hotmail.com)

<sup>4</sup> Julio Fernando Costa Santos é Mestre e Doutor em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia e professor do Instituto de Economia e Relações Internacionais desta Universidade – [julio.costa@ufu.br](mailto:julio.costa@ufu.br).

## INTRODUÇÃO

O Brasil do pós crise de 2008, foi afetado por uma grave patologia que tem prejudicado as estatísticas econômicas contemporâneas e causado mal estar social. A conjunção de uma crise econômica que teve sua primeira fase no final da década passada, mas seu refluxo com maior intensidade em meados desta década, somada a uma notável crise jurídico-política que está inviabilizando a adoção de medidas corretivas com vistas a amortecer os impactos da crise econômica, tem causado instabilidade, desconfiança e mal estar na sociedade brasileira. Os problemas econômicos postos, por suas soluções dependerem de mudanças institucionais, que por sua vez, dependem de esforços políticos, também acabam sendo, em alguma medida, problemas políticos.

Desde a crise de 2008, se verifica uma baixa taxa de crescimento médio da economia brasileira, problema que se torna mais agudo, quando se considera a presença de longos períodos de queda do PIB da economia brasileira desde então. Existem, evidentemente, muitas causas e diversos autores debruçados a entender este fenômeno. A motivação deste artigo se dá, portanto, pela atualidade do problema e pela sua relevância. Um conjunto de autores da economia brasileira, tem atribuído este fenômeno do baixo crescimento, ao comportamento recente da taxa de câmbio<sup>5</sup>. O câmbio, é de fato, um preço importante em qualquer economia, já que ele compõe tanto a estrutura de custos das empresas, quanto suas curvas de demandas para uma economia que comercializa bens com outros países. De forma que, oscilações bruscas e agudas na taxa de câmbio, tornam difíceis para os agentes econômicos obter a melhor informação acerca do comportamento futuro do nível de preços e, portanto, inviabilizam ou retardam as decisões de consumo e investimentos.

Em um mundo com agentes forward looking<sup>6</sup>, a volatilidade dos preços que alteram as curvas de demanda e, portanto, de lucros das empresas, e os próprios rendimentos das famílias, dificultam a formação de expectativas, elevando a incerteza acerca do comportamento futuro destes agregados macroeconômicos, repercutindo negativamente na demanda agregada e no crescimento. A taxa de câmbio é um destes preços fundamentais da economia. Vieira e Damasceno (2016), ao estudarem a dinâmica da taxa de câmbio na economia brasileira entre 1995 e 2011, verificaram que uma maior volatilidade da taxa de câmbio, atrapalha o crescimento da econômico.

A partir da contribuição de Vieira e Damasceno (2016), o objetivo deste artigo é entender por quais canais de demanda agregada, consumo ou investimentos, a volatilidade cambial afeta o crescimento econômico. Tem-se para tanto, duas hipóteses: a primeira se trata em afirmar que uma maior volatilidade na taxa real de câmbio, prejudica os investimentos, isto é, formação bruta de capital fixo na economia brasileira, isto se dá em função do comportamento forward looking dos empresários, ou seja, ao considerar a decisão de investir, os empresários projetam fluxos futuros de rendimentos a partir dos seus investimentos, e ao trazerem estes fluxos ao valor presente, eles o fazem com base na esperança acerca do comportamento futuro dos preços que irão compor suas

---

<sup>5</sup> Bresser-Preira e Gala (2007), Bresser-Pereira e Marconi (2008), por exemplo, vinculam a importância da taxa de câmbio para o desempenho do setor industrial na economia.

<sup>6</sup> Agentes que tomam decisões olhando para o futuro, formando expectativas acerca do comportamento futuro de agregados.

curvas de demanda e da taxa futura de juros<sup>7</sup>. Em outras palavras, sob incerteza acerca dos agregados econômicos forem maiores, os riscos dos empresários aumentam e seus investimentos caem (CRAINE, 1989).

A segunda hipótese deste artigo, se trata dos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sob o consumo, novamente, acredita-se que uma maior volatilidade cambial, impacta negativamente o consumo da economia brasileira. Novamente, em uma análise dinâmica acerca do consumidor, se crê com base na teoria da renda permanente de Friedman (1957), que o consumidor se comporta com vistas a maximizar sua utilidade a partir de sua restrição intertemporal de renda. Sob incerteza, no entanto, os consumidores podem agir preventivamente, mudando temporariamente sua propensão a consumir, preferindo a liquidez como forma de lidar com imprevistos.

A flutuação exacerbada do preço de ativos, sejam eles títulos, juros ou a própria taxa de câmbio, podem ser consideradas sintomas de um período de exacerbação das incertezas, e portanto, de exposição excessiva aos riscos. Se esta hipótese for verdadeira, sob uma alta volatilidade cambial, empresários e consumidores avessos ao risco, postergam suas decisões de investimentos e consumo, o que produziria efeitos agregados inclusive sobre o crescimento econômico.

A metodologia do artigo se deu a princípio estimando uma medida de volatilidade cambial, por meio da aplicação das técnicas dos modelos ARCH e GARCH sob a taxa de câmbio real efetiva da economia brasileira, ao longo do período. Feito isto, estimou-se, portanto, através de econometria de série de tempos, se utilizando da metodologia dos mínimos quadrados ordinários e do método dos momentos generalizados, utilizando uma ou duas defasagens como instrumentos. Os efeitos da volatilidade cambial sobre os investimentos e sobre o consumo, ambas as variáveis estão organizadas como proporção do PIB e como taxa de crescimento, para dados trimestrais da economia brasileira trimestrais entre o primeiro trimestre de 2008 e o segundo trimestre de 2018. Controlou-se ainda as estimações por uma medida de incerteza política sob hipótese de que em períodos de maior incerteza, os investimentos e o consumo se retraem.

O artigo está dividido em cinco sessões além desta breve introdução. Na segunda sessão será apresentada uma ampla revisão da literatura tanto teórica quanto empírica, bem como os trabalhos nacionais e internacionais acerca do tema. Na sessão três, será apresentada a técnica utilizada na construção da variável volatilidade cambial, de interesse para este artigo. Já na sessão quatro, serão detalhadas as estratégias empíricas, e também serão apresentados os modelos a serem estimados, além das variáveis de controle e os demais procedimentos metodológicos. Finalmente, na sessão cinco, serão apresentados e discutidos os resultados das estimações com sua devida interpretação, tanto no que se refere ao comportamento do consumo, quanto no que tange ao comportamento do investimento. O artigo termina com uma breve sessão conclusiva.

## **2 – CONTEXTUALIZAÇÃO E REFERENCIAL TEÓRICO.**

---

<sup>7</sup> A análise dinâmica dos investimentos, prevê um exercício de maximização intertemporal do lucro das firmas, no capítulo 9 de seu livro de macroeconomia, Romer (2012) explana que a decisão de investimento das firmas, não se dá quando sua esperança de lucros futuros está abaixo do seu equilíbrio de longo prazo.

A política macroeconômica pode ser dividida em pelo menos três grandes áreas: a política monetária, a fiscal e a cambial, sendo esta última comumente relegada ao segundo plano nos livros texto de macroeconomia. Para muitos, a política cambial sequer é importante para o crescimento e desenvolvimento das nações. Com isto as explicações das oscilações econômicas das economias modernas se dão, de forma muito mais frequente, através da ênfase das políticas fiscal e monetária. No entanto, não se deve negligenciar o papel central da taxa de câmbio e seus efeitos sobre a demanda agregada.

O primeiro impacto acerca dos efeitos da taxa de câmbio sobre a demanda agregada, se dá pelo canal do comércio exterior. A percepção de que a ampliação do comércio internacional é benéfica para o crescimento econômico, existe na economia desde a sua criação. Alguns economistas clássicos de primeira geração, por exemplo, acreditavam que a especialização geográfica da produção, somada à ampliação do comércio internacional levariam a ganhos de produtividade, queda nos custos de produção e consequentemente nos preços dos produtos<sup>8</sup>.

Mais adiante, os argumentos acerca dos efeitos da taxa de câmbio sobre o comércio internacional ganharam sofisticação, principalmente a partir da publicação da obra de Alfred Marshall<sup>9</sup>, cuja metodologia permitiu a estimação dos efeitos do preço do câmbio sobre os fluxos de comércio. Das contribuições de Marshall surgiu a condição de Marshall Lerner<sup>10</sup>, que quando satisfeita, demonstram que quando as elasticidades do efeito quantidade de uma desvalorização cambial, forem maiores que as elasticidades do efeito preço, no longo prazo, mudanças nos preços relativos oriundos de uma desvalorização cambial mudam as preferências do consumo da sociedade e as exportações de produtos domésticos crescem, enquanto as importações caem, elevando a demanda agregada e o crescimento econômico.

Os efeitos de uma desvalorização<sup>11</sup> cambial sobre o comércio exterior e os efeitos benéficos disto para as exportações de um país, podem ser considerados como fatos estilizados da literatura nacional e internacional acerca desta temática, de forma que

---

<sup>8</sup> Os argumentos em defesa do comércio internacional se deram nos clássicos principalmente Smith (2003) livro IV capítulos 1, 2 e 3, por Say (2009), livro I capítulos 18 e 19 e também Ricardo (2004) capítulo 8. Já Malthus (1996) capítulo VII sessão 8, apresenta uma abordagem alternativa ao comércio internacional. A grande controvérsia entre Malthus e os clássicos de primeira geração, se dá pelo fato de que este, assume a importância de uma balança comercial superavitária com os demais países, como meio para o crescimento econômico, enquanto os demais economistas citados, acreditavam que o crescimento se daria mesmo diante de uma balança comercial equilibrada, devido aos efeitos da especialização sobre a produtividade e a queda dos custos.

<sup>9</sup> Marshall desenvolveu no seu livro terceiro, no capítulo IV, a lei geral das elasticidades, que consiste na sensibilidade refletida da utilidade de algum produto, diante de uma mudança nos preços relativos, ou nas “mudanças de gosto” dos consumidores.

<sup>10</sup> A condição de Marshall Lerner não existe na obra principal de Marshall, Princípios de Economia, no entanto, sua exploração nos livros texto de macroeconomia e economia internacional é extensiva, e portanto, atribui-se os efeitos da desvalorização cambial sobre o comércio externo, a Marshall, devido a aplicação do cálculo das elasticidades propostas pelo autor.

<sup>11</sup> Trabalhos empíricos como Simáková (2014), encontra resultados parciais da curva J para uma desvalorização cambial na República Tcheca para com seus 8 maiores parceiros. Já Turnaer Vural (2016), estima os efeitos da desvalorização da taxa de câmbio para 96 setores do comércio internacional da Turquia para com a Alemanha, sua principal parceira. Os resultados das estimações mostram que em apenas 20 dos 96 setores, foram verificados um comportamento do comércio aos moldes da curva J, satisfazendo, portanto, a condição de Marshall Lerner.

vários trabalhos buscam estimar os efeitos da taxa de câmbio sobre o saldo comercial. No Brasil, o argumento que permeia a adoção de uma política cambial ativa, está localizado principalmente na escola denominada Novo Desenvolvimentista. A tese principal dos economistas desta tradição, é que, segundo as leis de Kaldor (1989) o setor da indústria de transformação é o motor do crescimento econômico, portanto, a competição excessiva do setor de manufatura doméstico com o mercado externo, levaria a uma redução relativa deste setor no PIB nacional, o que explicaria a estagnação do crescimento da economia brasileira.

Segundo Bresser-Pereira e Gala (2007), os movimentos de apreciação cambial apresentados em meados da década de 2000, estariam diminuindo a competitividade da indústria de transformação exportadora no Brasil, como consequência, os investimentos neste setor sofreriam queda e isto explicaria a estagnação do crescimento da economia brasileira. Já para Bresser-Pereira e Marconi (2008) e Bresser-Pereira (2009) o crescimento das exportações de produtos primários, estaria na base da apreciação cambial relatada, desestimulando, portanto, as exportações de produtos manufaturados, de maior valor agregado. Por outro lado, Sonaglio *et. al.* (2010), estimaram os efeitos da taxa de câmbio para 21 setores da indústria nacional, os resultados mostraram que para apenas 10 setores, foram verificados os impactos previstos na curva J, sendo que, em 8 deles, os impactos se resumiam à primeira fase, quando a desvalorização cambial inibe as exportações, e em apenas 2 setores, após um tempo, os efeitos corroboraram para um maior volume de exportações.

A problematização acerca da taxa de câmbio, tornou outros contornos a partir da década de 1970, quando datou-se o final do regime de coordenação financeira internacional conhecido como Bretton Woods<sup>12</sup>. A partir de então, foram intensificados, em grande escala, os movimentos de apreciação e depreciação das taxas de câmbio, mitigando a previsibilidade acerca do comportamento deste ativo. Este fenômeno é conhecido como a volatilidade cambial, e foi intensificado ainda mais, a partir dos anos 1990, com a abertura da conta capital e financeira do balanço de pagamentos dos países em desenvolvimento (RODRIK E SUBRAMANIAN, 2009).

A volatilidade cambial é característica natural de nações cujas aspirações de investimentos são constrangidas pela insuficiência de poupança. Diante disso, os argumentos em defesa da globalização financeira, advogam que a mesma canalizaria poupança excedente dos países superavitários para financiar os investimentos restringidos pela poupança insuficiente nos países deficitários<sup>13</sup> (Henry, 2007), isto se dará de forma tão mais intensa, quanto mais desenvolvido for o sistema financeiro local (Rajan e Zingales 1998).

Existem, no entanto, algumas controvérsias algumas evidências acerca dos efeitos da globalização financeira, e isto está intimamente relacionado com os efeitos que ela produz sobre a taxa de câmbio. Rodrik (2009) argumenta que o ingresso de poupança pela conta capital, aprecia a taxa doméstica de câmbio nos países em desenvolvimento, isto reduz a lucratividade do setor industrial, afugentando, desta forma, investimentos neste setor que

---

<sup>12</sup> Sobre isto ver Bordo (1993), Eichengreen (1993) e Belluzzo (1995).

<sup>13</sup> Dornbush e Edward (1990), apontam a desvalorização cambial como a fase crítica de economias que adotam o populismo macroeconômico como prática.

seria, de acordo com as leis de Kaldor, o mais importante para o crescimento econômico. Ademais, a abertura financeira pode causar a volatilidade cambial que, segundo Holland *et. al.* (2011), que estimaram os efeitos a partir de dados em painel, para uma amostra de 82 países, concluem que a volatilidade é prejudicial ao crescimento econômico<sup>14</sup>.

Muitos trabalhos mostram os efeitos da volatilidade taxa de câmbio acerca de vários agregados macroeconômicos. Como dito, Vieira e Damasceno (2016) demonstram que para o Brasil, entre 1995 e 2011, uma maior volatilidade cambial, causa uma menor taxa de crescimento econômico. Já Dollar (1992) estimam efeitos médios negativos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o crescimento de longo prazo, para 95 economias, o mesmo resultado encontrado por Bosworth *et. al.* (1996) em trabalho realizado para 88 economias. Há ainda evidências na literatura internacional, acerca dos efeitos da volatilidade cambial sobre o desemprego, Belke e Kaas (2004) e Feldman (2011) apontam que uma maior volatilidade na taxa de câmbio, elevam o desemprego. Já Aghion *et. al.* (2009), demonstra que uma maior volatilidade cambial reduz a produtividade geral das economias.

Existem ainda, trabalhos que estimaram efeitos da volatilidade cambial sobre os investimentos em diferentes países. Por exemplo, Campa e Goldberg (1995) encontra resultados negativos para os efeitos da volatilidade cambial na economia dos Estados Unidos. Já Darby *et. al.* (1999) relata que a volatilidade cambial afeta negativamente os investimentos em países europeus. Os mesmos resultados foram encontrados para países da África sub saariana a partir do Estudo de Bleaney e Greenaway (2001). Em linhas gerais, coerentemente com as hipóteses deste artigo, a literatura empírica internacional, se valendo de diferentes amostras de dados e metodologias, encontra efeitos negativos da volatilidade na taxa de câmbio sobre os investimentos.

### 3 – A CONSTRUÇÃO DA MEDIDA DE VOLATILIDADE CAMBIAL<sup>15</sup>.

A primeira contribuição deste artigo, consiste na construção de uma medida *proxy* para volatilidade cambial. A partir da utilização dos dados da taxa de câmbio real efetiva, segundo as exportações brasileiras e com data base para 2010. Em razão da disponibilidade da variável taxa real efetiva de câmbio estar disponível para uma frequência mensal, enquanto as variáveis explicadas, envolvendo as contas nacionais (consumo e investimentos) estão disponíveis para uma periodicidade trimestral, optou-se pela conversão da taxa de câmbio real efetiva para uma frequência trimestral, extraíndo a média aritmética dos três meses referentes ao respectivo trimestre da série<sup>16</sup>. O comportamento da taxa de câmbio real efetiva é definido segundo a equação 1:

$$\varepsilon_t = \frac{P_t}{(\varepsilon_{kt})(P_{kt})} \quad (1)$$

---

<sup>14</sup> Resultados semelhantes foram encontrados por Dollar (1992) para uma amostra de 92 países, os mesmos resultados foram encontrados por Schnabl (2009).

<sup>15</sup> Os autores agradecem o Professor Flávio Vilela Vieira pela orientação dada na formulação das estratégias empíricas.

<sup>16</sup> O mesmo procedimento foi utilizado para outras variáveis do modelo, como a taxa de inflação IPCA, a taxa de juros SELIC e o déficit público NFSP.

No qual a variável  $\varepsilon_{it}$  consiste na taxa de câmbio real efetiva do Brasil no período t. que é uma função do nível de preços domésticos  $P_t$ , também da taxa de câmbio e do nível de preços de um conjunto de economias k, que comercializam com a economia doméstica  $\varepsilon_{kt}$ . E do nível de preços deste conjunto de economias k, dado por  $P_{kt}$ . Em seguida fora realizado o teste de estacionriedade da série, cujo resultado está disponível na tabela I:

**Tabela I – Teste de Raiz Unitária de  $\varepsilon_t$**

Discriminação	Defasagem	Constante	Tendência	Estatística t
ADF	0	Não	Não	-11.56552
PH. Perrons	0	Sim	Sim	-11.81612
KPSS	0	Não	Não	0.087780

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviwls.

Garantida a ausência de raiz unitária série  $\varepsilon_t$ , isto é, sua estacionariedade, faz-se necessária a construção de um modelo para lidar com a média condicional, neste caso, optou-se por utilizar um processo ARMA, cuja função de auto correlação estimada para 32 defasagens, indica que se trate de um processo AR(1) e MA(2). estimado através do processo MPL (Modified Profile Likelihood). As FAC e FACP da série  $\ln\varepsilon_t$  são apresentadas na tabela II.

**Tabela II – Função de Auto Correlação e de Auto Correlação Parcial de  $\ln\varepsilon_t$**

Defasagem	1	2	3	4	5
FAC	0.293	-0.078	-0.055	0.041	0.086
FACP	0.293	-0.179	0.027	0.043	0.057
Q	23.304	24.951	25.779	26.252	28.299

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews.

Viu-se, portanto, que o modelo selecionado para representar a média condicional da amostra, consiste em um processo do tipo ARMA(1,2). Feito isto, e a partir dos resíduos padronizados, é possível examinar o correlograma e avaliar a máxima ordem a estrutura da variância, modelada a partir de uma função de variância condicional do tipo ARMA + XARCH<sup>17</sup>.

Os modelos do tipo ARCH<sup>18</sup>, possuem uma vantagem sobre os modelos tradicionais de heterocedasticidade condicional, estes consideram as dependências condicionais de mais de um momento ao longo da série, captando desta forma a alternância de períodos de alta, em contraste com períodos de baixa volatilidade, lidando melhor com a presença de riscos e incertezas. Desta forma, os modelos do tipo ARCH-GARCH, avançam sobre os modelos tradicionais, já que não consideram constante a variância dos resíduos, mas sim atuam estimando a variância condicional de momento (BUENO, 2008). A utilização dos modelos ARCH, portanto, são necessárias para que se obtenha a medida de variância condicional dos dados da taxa de câmbio real efetiva mensal, entre janeiro de 2008 e julho de 2018. Isto se dá para processos estocásticos, cujo tempo é discreto e condicional à informação em  $t - 1$ <sup>19</sup>. Uma vez estimada, a medida da volatilidade condicional da série é a raiz quadrada da variância condicional.

<sup>17</sup> Estratégia fundamentada no artigo de Holland et. al. (2011).

<sup>18</sup> Auto regressive conditional heterocedasticity.

<sup>19</sup> Ver Engle (1982).

A consistência dos modelos ARCH, no entanto, depende de algumas restrições para que garantir a sua estacionariedade<sup>20</sup>. Para lidar com este problema, optou-se por utilizar um modelo mais parcimonioso, isto é, a identificação do modelo GARCH<sup>21</sup>, sem variáveis de controle, para se estimar a variância condicional da taxa de câmbio. Uma vez de posse da variância condicional do log da taxa de câmbio real efetiva, eleva-se ao quadrado para se extrair o desvio padrão. O desvio padrão condicional será uma *proxy* razoável para a volatilidade cambial.

$$\sigma^{2^2} = \sigma \quad (2)$$

Com isto, a série utilizada como medida de volatilidade cambial consiste no desvio padrão das variâncias condicionais do modelo GARCH estimado a partir de um ARMA(1,2). De posse desta informação, a volatilidade cambial trimestral, foi extraída a partir da média da volatilidade cambial mensal no trimestre:

$$Volatil = \Sigma_{k=1}^3 cond desv padrão \Delta \epsilon_t \quad (3)$$

No qual t se refere ao trimestre e k se refere ao mês (k = 1, 2 e 3, ou k = 4, 5, 6, ou ainda k = 7, 8, 9, e finalmente 10, 11, 12). É importante salientar que naturalmente, na conversão da frequência mensal para trimestral, caem o número de observações, bem como se reduz a amplitude da dispersão, redundando em um menor desvio padrão na série trimestral e em um menor valor de máximo, acompanhado de um maior valor de mínimo da série, as medidas de tendência central, média e mediana continuam parecidas, sendo que os valores da série trimestral apresentam uma leve alta em relação à mensal.

## 4 – ESTRATÉGIAS EMPÍRICAS E ESPECIFICAÇÃO METODOLÓGICA.

### 4.1 Variáveis de Interesse

A empírica existente aponta em geral, uma causalidade negativa entre a volatilidade cambial e o crescimento econômico<sup>22</sup> e do emprego. O objetivo deste trabalho consiste em estimar por qual canal da demanda agregada, esta volatilidade cambial, afeta o crescimento econômico. A hipótese é que este efeito sobre o crescimento, pode se dar pelo canal do investimento, uma vez que a volatilidade cambial afeta a previsibilidade das firmas, que fixam preços olhando para frente e tem seus custos e consequentemente seu lucro, afetados pelos deslocamentos constantes na taxa real de câmbio que compõem suas curvas de demanda. Ou ainda, este efeito sobre o crescimento pode também se dar pelo consumo, já que a volatilidade cambial altera a organização dos preços relativos ao longo do tempo, alterando, desta forma, as preferências dos consumidores.

Descrita novamente esta hipótese e uma vez detalhada a forma pela qual se obteve a variável explicativa volatilidade cambial, cabe agora, a especificação acerca das demais variáveis explicativas utilizadas, bem como a origem dos dados, a descrição do modelo e da metodologia utilizada para as estimações. Primeiramente, no que se refere a escolha

<sup>20</sup> Bueno (2008) por exemplo, a variância condicional deve ser sempre positiva e as raízes da função polinomial deve estar sempre fora do círculo unitário.

<sup>21</sup> Generalized Auto Regressive Heterocedasticity Conditional

<sup>22</sup> Por exemplo os trabalhos de Belke e Kaas (2004), Aghion et. al. (2009), Feldmann (2011) mostram uma associação negativa entre a volatilidade na taxa de câmbio e o crescimento econômico e o emprego.

das variáveis explicativas do modelo, optou-se pela utilização de variáveis cuja literatura já apontam como causalidade dos elementos de demanda agregada. Por exemplo, Keynes (1936) alega que em condições normais a taxa de juros é um guia para os investimentos<sup>23</sup>, uma vez que os empresários ao decidirem investir levam em consideração o fluxo futuro de rendimentos descontados da expectativa futura da taxa de juros. Por esta razão, estará como variável explicativa do modelo, a taxa básica de juros da economia brasileira, a SELIC.

Um segundo fato estilizado na literatura, é que a inflação prejudica a demanda agregada, pelo lado do consumo isto se dá em função dos efeitos distorcivos sobre a renda disponível das famílias, seja por que a inflação consiste, em uma situação extrema, num canal de transferência de renda das famílias para o governo, através de distorções criadas no sistema tributário<sup>24</sup>, por esta razão, utiliza-se no modelo a variável IPCA<sup>25</sup> como medida de inflação no Brasil. A partir portanto, dos dados da taxa nominal de juros SELIC, e de posse do índice de preços oficial da economia brasileira o IPCA, estimou-se uma proxy para a taxa real de juros, subtraindo as duas variáveis. Conforme a equação 4:

$$i_t \approx r_t + \pi_t \quad (4)$$

De igual maneira, supõe-se que os déficits fiscais exercem efeitos prejudiciais sobre o crescimento econômico, isto devido ao fato de que na presença de déficits fiscais, parte da poupança privada é direcionada para financiar os déficits públicos, asfixiando, desta forma os investimentos (BERNHEIM, 1987), diante disto, optou-se para utilizar como variável *proxy* para o déficit público, a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP)<sup>26</sup>. Controlou-se o modelo ainda pela taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) do país, dado que os agentes decidem investir ou consumir olhando para frente<sup>27</sup>, se o PIB cresce, melhoram as expectativas dos fixadores de preços e salários, a renda disponível dos agentes cresce, isto elevaria o consumo e o investimento no presente. Por esta razão, optou-se por incluir a variável PIB em taxa de crescimento no modelo

Finalmente, a especificação do modelo se conclui controlando por um fator expectacional, assumindo que os agentes econômicos são forward looking, as incertezas quanto ao futuro turvam suas decisões de gasto no presente, aumentando seus riscos Craine (1989), desta forma, captou-se as expectativas acerca do futuro da economia brasileira, pelo índice de incerteza política (EPU). O resumo das variáveis de interesse do modelo a ser estimado, estão disponíveis na tabela III.

---

<sup>23</sup> Ao descrever no capítulo 11 o conceito de Eficiência Marginal do Capital, Keynes argumenta que o empresário decide investir apenas quando o fluxo de receitas do seu empreendimento, for superior ao auferido através de aplicações financeiras.

<sup>24</sup> Sobre isto, ver Cagan 1956 e Feldstein, 1997.

<sup>25</sup> Índice de Preços ao Consumidor Amplo.

<sup>26</sup> Construída a partir do resultado acima e abaixo da linha do setor público consolidado.

<sup>27</sup> Premissa fundamental dos modelos Novo Keynesianos do tipo Lucas (1976) e Calvo (1983).

**Tabela III – Variáveis Explicativas do Modelo**

<b>Sigla</b>	<b>Variável</b>	<b>Fonte</b>
$Cons_t/PIB_t$	Participação do Consumo Agregado no Produto Interno Bruto no período t	IPEADATA
$\Delta Consumo_t$	Taxa de crescimento do Consumo Agregado no período t	IPEADATA
$FBKF_t/PIB_t$	Participação do Investimento Agregado no Produto Interno Bruto no Período t	IPEADATA
$\Delta FBKF_t$	Taxa de crescimento do Investimento Agregado no período t	IPEADATA
$Volat_t$	Volatilidade da Taxa de Câmbio no período t	IPEADATA
$PIBTx_t$	Taxa de crescimento do PIB da Economia no período t	IBGE
$NFSP_t$	Necessidade de Financiamento do Setor Público no período t	BCB
$IPCA_t$	Índice de Preços ao Consumidor Amplo no período t	IBGE
$SELIC_t$	Taxa básica de juros SELIC no período t	BCB
$SELICReal_t$	SELIC – IPCA no período t	construção própria
$Incerteza_t$	Índice de incerteza política	EPU

Fonte: Elaboração Própria a partir das variáveis e dos dados encontrados.

Fez-se necessário a adoção de um processo de tratamento da base de dados, isto por que, as variáveis câmbio e conseqüentemente a volatilidade cambial estimada, bem como a taxa SELIC, o IPCA, SELIC Real, NFSP e a própria incerteza política são fornecidas em frequência mensal, ao passo que as variáveis Formação Bruta de Capital Fixo, Consumo e PIB, são disponibilizadas em frequência trimestral. Por esta razão, optou-se por utilizar a série em frequência trimestral, o que foi feito calculando a média do respectivo trimestre das variáveis disponíveis mensalmente. É importante salientar ainda, que as variáveis explicadas do modelo, o consumo e a formação bruta de capital fixo, foram incorporadas no modelo em termos de porcentagem do PIB.

#### 4.2 A especificação dos modelos

Para as estimações dos resultados, optou-se pela utilização de quatro variáveis de interesse. As variáveis FBKF/PIB e Consumo/PIB, apresentadas nas equações (5) e (6) buscam entender se a volatilidade na taxa de câmbio, é capaz de afetar a composição do Produto Interno Bruto da economia brasileira:

$$FBKF_t/PIB_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 IPCA_t + \beta_6 Incerteza_t + u_t \quad (5)$$

$$Cons_t/PIB_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 IPCA_t + \beta_6 Incerteza_t + u_t \quad (6)$$

No qual os termos  $FBKF_t/PIB_t$  e  $Cons_t/PIB_t$  são respectivamente a participação do investimento e do consumo sobre o PIB, já o termo  $Volat_t$  é a volatilidade estimada da taxa de câmbio,  $PIBTx_t$  é a taxa de crescimento do PIB da economia brasileira,  $SELIC_t$  é a taxa básica de juros da política monetária,  $SELICReal_t$  é a taxa real de juros estimada da economia brasileira  $NFSP_t$  é a necessidade de financiamento do setor público, proxy do déficit público,  $IPCA_t$  é a taxa de inflação e a variável  $Incerteza_t$  é o índice de incerteza política para o Brasil. O termo  $\beta_0$  é o parâmetro de intercepto do modelo, e os parâmetros

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$  e  $\beta_6$  são os parâmetros de inclinação associados às variáveis explicativas. Finalmente,  $u_t$  é o termo de erro do modelo.

Dado que a literatura macroeconômica convencional, considera como determinante dos investimentos, a taxa real de juros, ao invés da nominal, construiu-se ainda, um modelo simplificado, substituindo as variáveis SELIC e IPCA pela taxa real de juros SELIC Real, conforme as equações (7) e (8):

$$\frac{FBKF_t}{PIB_t} = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELICReal_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 Incerteza_t + u_t \quad (7)$$

$$\frac{Const_t}{PIB_t} = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELICReal_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 Incerteza_t + u_t \quad (8)$$

Por se tratar de uma relação, as variáveis  $\frac{FBKF_t}{PIB_t}$  e  $\frac{Const_t}{PIB_t}$  podem não captar os efeitos reais da volatilidade cambial sobre respectivamente os investimentos e o consumo. Em outras palavras, como já estimado pela literatura empírica internacional, a volatilidade na taxa de câmbio, prejudica o crescimento (Darby et. al. (1999), Bleaney e Greenaway (2001), Holland et. al. (2011)), desta forma, a regressão estimando os efeitos de uma variável sobre outra em relação ao PIB, os parâmetros podem estar captando os efeitos desta variável sobre o PIB e não sobre a variável que se queira estudar. Por esta razão, foram construídas mais 4 equações, com base no modelo ampliado e restrito, para solução deste possível problema. Os modelos estão especificados nas equações (9), (10), (11) e (12):

$$\Delta FBKF_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 IPCA_t + \beta_6 Incerteza_t + u_t \quad (9)$$

$$\Delta Consumo_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 IPCA_t + \beta_6 Incerteza_t + u_t \quad (10)$$

$$\Delta FBKF_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELICReal_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 Incerteza_t + u_t \quad (11)$$

$$\Delta Consumo_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBTx_t + \beta_3 SELICReal_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 Incerteza_t + u_t \quad (12)$$

Sendo as variáveis  $\Delta FBKF_t$  e  $\Delta Consumo_t$  respectivamente as taxas de crescimento da Formação Bruta de Capital Fixo e do Consumo da economia brasileira trimestrais entre o primeiro trimestre de 2008 e o segundo trimestre de 2018.

### 4.3 Estratégias empíricas

A exemplo de Vieira e Damasceno (2016), as estimações dos resultados se deram por duas metodologias: A dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e o método dos momentos generalizados (GMM). No que se refere à primeira metodologia, os pressupostos que devem ser respeitados para que haja inexistência de viés do MQO<sup>28</sup>, são respectivamente a linearidade nos parâmetros, a inexistência de colinearidade perfeita, isto é, indica que uma ou mais variáveis explicativas do modelo sejam correlacionadas, mas não de forma perfeita. Foi realizado um teste de correlação entre as variáveis NFSP, SELIC e IPCA, cujos resultados estão disponíveis na Tabela I – A no apêndice deste artigo. E, finalmente, a hipótese de média condicional zero, ou seja, ao longo de todos os

<sup>28</sup> Ver Woodridge 2010, capítulo 10.

períodos, a variável explicativa  $X$  não pode ser correlacionada com o termo de erro  $u_t$  no tempo  $t$ .

A satisfação desta última premissa implica que as variáveis explicativas são contemporaneamente exógenas, ou seja, no período  $t$  a correlação  $\text{Corr}(X_{ij}, u_t) = 0$  para qualquer variável  $j$ . Esta premissa garante o não viés de MQO da série, no entanto, é preciso mais do que isto, para que os estimadores sejam considerados consistentes, isto é, para que o estimador de MQO seja também consistente, é preciso que o modelo apresente variáveis explicativas estritamente exógenas, ou seja, para todos os períodos  $t$ ,  $X_{ij}$  e  $u_t$  precisam ser não correlacionados. Para verificar a ausência de correlação serial serão utilizados dois testes estatísticos, o de Durbin e Watson (1950)<sup>29</sup> e além da estatística DW, faz-se necessário, para inferência acerca de exogenia estrita e consistência dos estimadores de MQO, que seja realizado um teste de não correlação entre  $X_{ij}$  e  $u_t$  para um número maior de defasagens do processo auto regressivo. O teste escolhido para tanto foi o do Breusch-Godfrey, que testa auto correlação dos resíduos do modelo<sup>30</sup>.

Como robustez, estimou-se os mesmos modelos apresentados nas equações de (5) a (12) para o impacto volatilidade cambial sobre o consumo e investimento, pelo Método dos Momentos Generalizados de Hansen (1982). O método consiste em igualar o momento de uma distribuição a um determinado valor, ou seja, se há independência entre os termos  $X_{ij}$  e  $u_t$ , há portanto, o estabelecimento de uma condição de momento. A vantagem deste método, consiste no fato de que é relaxada a hipótese de independência entre  $X_{ij}$  e  $u_t$ , isto por que é possível a utilização de uma terceira variável, chamada instrumental  $z_t$  correlacionada com  $X_{ij}$  mas não com  $u_t$ . Em resumo, o GMM, por se tratar de um método generalizado, traz consigo uma forma de lidar uma eventual endogenia existente nos modelos MQO.

No caso deste trabalho, em função do processo auto regressivo, as variáveis instrumentais utilizadas para a estimação do GMM, foram as próprias variáveis do modelo em primeira defasagem para as equações de (9) a (12) e em segunda defasagem para as equações de (5) a (8). Isto consiste, de fato, em uma vantagem da utilização do GMM, já que o método lida com um eventual problema de endogenia, poupando mudanças na especificação do modelo para incluir novas variáveis instrumentais. Em função da utilização de variáveis instrumentais na estimação do GMM, corre-se o risco de proliferação de instrumentos, e de sobre especificação dos modelos estimados<sup>31</sup>, o problema da proliferação de instrumentos é que ela causa perda dos graus de liberdade do modelo, redundando desta forma, em uma redução da consistência dos parâmetros. Por esta razão, em conjunto com as estimações, fora realizado um teste para validar a importância dos instrumentos, o teste J, que visa testar se as condições de momento tem média zero, ou seja, há excesso de graus de liberdade em relação ao número de parâmetros estimados.

---

<sup>29</sup> A estatística de DW deve tender a 2, para resultados inferiores a 2, implica que haja uma correlação serial de ordem 1 e magnitude  $\hat{\rho} > 0$ .

<sup>30</sup> Ver Bueno (2008) capítulo 6.

<sup>31</sup> Ver Bueno (2008) capítulo 5.

#### 4.4 Os testes de raiz unitária

Para a devida estimação dos modelos, é preciso a checagem dos dados, no sentido de verificar a estacionariedade das séries de dados utilizadas nas estimações, isto é, garantir que estas séries de dados tenham raiz unitária. A execução de testes de raiz unitária para exercícios de séries de tempo são fundamentais, para evitar o problema da regressão espúria. Para maior confiabilidade das estimações foram estimados três testes de raiz unitária, referentes as variáveis de interesse das estimações.

Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron se valem da hipótese de que há raiz unitária na série de dados, ou seja, a série não é estacionária, de forma que a vantagem deste segundo teste, em relação ao primeiro, é que ele permite sua especificação de forma independente das ordens  $p$  e  $q$  de um modelo ARIMA ( $p, 1, q$ ), fazendo, portanto, a correção paramétrica do teste ADF e aumentado assim a sua consistência. Em função de seu maior poder estatístico, fora realizado ainda o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cuja hipótese nula é de que não há raiz unitária, ou seja, as séries são estacionárias. O critério para a escolha das variáveis se dará de acordo com o resultado deste último teste, em função de seu maior poder estatístico em relação aos demais, que estão sendo utilizados neste artigo apenas como um exercício de robustez.

A presença de raiz unitária em uma ou mais série de dados, pode ser comumente tratada, utilizando estas séries em primeira diferença. No entanto, quando se opta por esta estratégia, incorre-se no risco de se limitar a inferência estatística acerca de algumas questões (Woodridge, 2010). Por esta razão, para séries que apresentarem raiz unitária em nível, ou seja, médias e variâncias variáveis ao longo de tempo.

**Tabela IV – Testes de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).**

Discriminação	(ADF)	PP	KPSS
$FBKF_t / PIB_t$	-4.912254	-10.12830	0.250108
$Const_t / PIB_t$	-6.824033	-4.101353 <sup>(c)</sup>	0.094123 <sup>(c)</sup>
$\Delta FBKF_t$	-8.018976	-5.005885	0.287032 <sup>(b)</sup>
$\Delta Consumo_t$	-25.43248	-12.67837 <sup>(c)</sup>	0.328257 <sup>(b)</sup>
$Volat_t$	-3.620001 <sup>(a)</sup>	-3.692391 <sup>(b)</sup>	0.078929 <sup>(b)</sup>
$IPCA_t$	-3.365550 <sup>(a)</sup>	-4.406952 <sup>(a)</sup>	0.114384 <sup>(b)</sup>
$SELIC_t$	-3.421372	-3.381010	0.083756 <sup>(b)</sup>
$SELICReal_t$	-9.474518	-3.792887 <sup>(a)</sup>	0.115577 <sup>(b)</sup>
$NFSP_t$	-4.697370	-3.554043	0.113513 <sup>(c)</sup>
$PIBTx_t$	-4.807572 <sup>(b)</sup>	-8.490756 <sup>(a)</sup>	0.298313 <sup>(b)</sup>
$Incerteza_t$	-9.128862	-9.288054	0.124439 <sup>(c)</sup>

Nota: Hipótese dos testes do ADF e PP de não estacionariedade, já a hipótese do KPSS é de presença de raiz unitária. Elaboração própria a partir das saídas do Eviewls. (a) com constante, (b) com tendência e (c) com ambos.

A tabela IV traz os testes de raiz unitária de todas as variáveis de interesse do modelo. É possível constatar, a partir dos testes de raiz unitária feitos que todas as séries utilizadas como variáveis de interesse e explicativas para o modelo são estacionárias, o que permite a confiabilidade dos resultados obtidos a partir das estimações, afastando a probabilidade dos resultados apontarem para uma regressão espúria.

## 5 – ANÁLISE DOS RESULTADOS

Como dito anteriormente, solucionar o impasse do baixo crescimento da economia brasileira, requer esforços no sentido de despertar nos empresários, o desejo de investir. Os investimentos, no entanto, dado que os empresários formam expectativas racionais acerca do seu fluxo futuro de rendimentos, a partir do montante investido, dependem, por sua vez, de um fator expectacional. Os empresários formam expectativas acerca do comportamento futuro de duas variáveis principais, no momento de investir: a taxa de juros e os preços pelos quais a demanda por seus produtos se dará. Desta forma, se a taxa de juros for excessivamente alta, ou se o preço de seu produto não igualar suas curvas de custo e receitas marginais, a decisão de investimento será postergada.

Em uma economia aberta, sendo a taxa de câmbio um preço, ela problematiza a decisão de investimentos dos empresários por dois canais principais: primeiramente, por que irá refletir na estrutura de custos da empresa, através da contratação de insumos importados. Em segundo lugar, para o caso de empresas exportadoras, a taxa de câmbio consiste em um dos componentes do preço final, que irá compor a curva de demanda das firmas no mercado internacional. Deixados a parte os efeitos da taxa de câmbio sobre a taxa de juros, já conhecidos na literatura, a volatilidade da taxa de câmbio, problematiza os investimentos, uma vez que dificulta o fator expectacional dos empresários acerca da suas condições futuras de custos e de preços, ou em última instância, de lucros.

Na ausência de baixas taxas de investimentos, o vetor de demanda a sustentar o crescimento seria o consumo. No entanto, a estratégia de sustentar o crescimento por vias da expansão do consumo, é problemática, já que a propensão a consumir é estável no curto prazo, e mudanças no nível de consumo, só podem se dar a princípio com a inclusão exógena de mais consumidores no mercado. Segundo os postulados de Keynes (1936), o investimento é por excelência, o elemento de demanda efetiva capaz de conduzir a economia para um estágio de pleno emprego<sup>32</sup>, portanto, a dependência do consumo como elemento condutor do crescimento, possui influência limitada. “Demonstramos no capítulo 08 que o emprego só pode aumentar pari passu com o investimento, a não ser que haja uma mudança na propensão a consumir.” (KEYNES. P. 87. 1983).

Se Keynes estava correto, interessa aprofundar a investigação acerca dos fatores que incentivam, ou inibem a formação de capital da economia brasileira e conseqüentemente, o seu crescimento. A análise dos resultados tem início pela observação das estatísticas descritivas das variáveis escolhidas no modelo. Considerando sempre que estas variáveis foram organizadas em frequência trimestral, foram levantadas para cada variável do modelo, as suas respectivas média, mediana, valores extremos (máximo e mínimo), bem como o seu desvio padrão, dada a periodicidade datada do 1º trimestre de 2008 e o 2º trimestre de 2018, tem-se, portanto, um total de 42 trimestres para os quais foram avaliadas estas estatísticas. Os resultados das estatísticas descritivas estão expressas na tabela VI.

---

<sup>32</sup> Keynes inicia a discussão a demanda efetiva no capítulo 3, já nos capítulos 8 e 9, o autor discorre sobre os elementos condicionantes, objetivos e subjetivos do consumo.

Algumas considerações devem ser feitas acerca do comportamento individual destas variáveis. Primeiramente, no que se refere aos investimentos na economia brasileira, seja expresso na sua taxa de crescimento, seja expresso na sua proporção do PIB, eles apresentam seus maiores valores no início da série, e seus menores valores no final da mesma. Análise semelhante pode ser feita para as taxas do crescimento do PIB. Curiosamente, nos trimestres finais da série, o país apresenta seus menores níveis da taxa nominal e real de juros. Não se pode, diante deste fato, atribuir a queda no investimento agregado da economia brasileira, ao contraste da eficiência marginal do capital, isto é, do retorno esperado pelo investimento em um bem de capital, com a taxa real de juros<sup>33</sup>, dado que esta se encontra em um patamar excessivamente baixo na economia brasileira.

A riqueza depende do investimento, que por sua vez depende da poupança, e a poupança depende, em última análise, da segurança acerca das condições de usufruto deste rendimento em um período futuro. Trata-se, portanto, de uma decisão intertemporal. “O princípio gerador da poupança, é portanto, a segurança, e o princípio gerador do investimento é a estabilidade” (Marshall. P. 199. 1985). A noção de que pessoas e empresas tomam decisões olhando para frente, é consensual nos trabalhos mais contemporâneos acerca de macroeconomia, embora elementos neste sentido já existiam em clássicos como Marshall. Por esta razão, optou-se por incluir no modelo estatístico deste artigo, uma variável que capta a incerteza política. Ao analisar o comportamento desta série, especificamente, vê-se que o índice de incerteza política avança consideravelmente no Brasil pós 2014, o que parece estar relacionado em um primeiro momento com a esperança de reversão dos rumos da política macroeconômica, no governo Dilma II, e em um segundo momento, com as tensões políticas naturais do processo de impeachment instaurado no segundo semestre de 2015.

**Tabela VI – Estatísticas Descritivas das variáveis do modelo**

Variável	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Padrão	Observações
$FBKF_t/PIB_t$	0.189048	0.200000	0.220000	0.150000	0.021162	42
$Cons_t/PIB_t$	0.620952	0.620000	0.650000	0.590000	0.017081	42
$\Delta FBKF_t$	0.010706	0.000713	0.143348	-0.144810	0.057797	42
$\Delta Consumo_t$	0.015997	0.025749	0.055273	-0.045990	0.028865	42
$Volat_t$	0.031469	0.030100	0.045400	0.026900	0.004604	42
$IPCA_t$	0.008457	0.008500	0.001150	0.005200	0.001796	42
$SELIC_t$	0.003571	0.003500	0.008200	-0.003300	0.002790	42
$SELICReal_t$	0.004886	0.004500	0.012600	0.000700	0.002372	42
$NFSP_t$	0.042690	0.039600	0.067800	0.029000	0.805272	42
$PIBTx_t$	0.014446	0.024576	0.070249	-0.083100	0.038404	42
$Incerteza_t$	181.8743	149.8630	459.8360	62.96000	3.475820	42

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews1.

Os resultados deste artigo, estão organizados nas tabelas VII e VIII a seguir, que estimam os efeitos da volatilidade cambial e da incerteza política, respectivamente sobre o investimento e o consumo, com base nas equações (de 5 a 12). Foram estimadas no total, 16 equações, 8 delas, buscando encontrar evidências acerca da volatilidade na taxa de câmbio sobre os investimentos, as outras 8, investigando os efeitos sobre o consumo.

<sup>33</sup> Keynes atribuiu a propensão a investir no capítulo 11 da Teoria Geral, à comparação feita pelos empresários acerca do rendimento futuro esperado de um investimento de capital, comparado com seu respectivo custo do capital expresso na taxa real de juros.

Nas especificações I, II, V e VI, tem-se modelos estimados com base nas equações (5, 6, 9 e 10), na qual foram estimados os modelo expandidos cujas variáveis de interesse eram a taxa nominal de juros SELIC e a taxa oficial da inflação no Brasil, o IPCA. Já nas equações III, IV, VII e VIII, foram estimados modelos com base nas equações (7, 8, 11 e 12), baseados no modelo restrito, quando a taxa SELIC e o IPCA foi substituído pela taxa real de juros da economia brasileira. Finalmente, as especificações ímpares, I, III, V e VII foram estimadas por OLS, enquanto que as especificações pares, II, IV, VI e VIII foram estimadas por GMM.

No que se refere aos efeitos da volatilidade cambial sobre o investimento em proporção ao PIB, a tabela VII apresenta os resultados. No que se refere às especificações de I a IV, verificou-se sinal negativo em todas as especificações, não se verificou, no entanto, significância estatística. Já no que se refere aos efeitos sobre a taxa de crescimento da formação bruta de capital fixo na economia brasileira, nas especificações de V a VIII, verificou-se novamente sinal negativo para todas as especificações, no entanto, significância estatística foi verificada exclusivamente nas especificações V e VII, a partir de modelos estimados por OLS. De acordo com as especificações V e VII para cada 1% de crescimento na volatilidade da taxa de câmbio, a taxa de crescimento dos investimentos é reduzida em respectivamente 5,45% e 5,88%. Estes resultados corroboram com a hipótese de que a volatilidade cambial consiste em um efeito causal da desaceleração da taxa de investimentos.

**Tabela VII – Resultados por MQO e GMM: Os impactos da volatilidade cambial sobre a Formação Bruta de Capital Fixo.**

Variáveis / Especificações	FBKF/PIB				FBKF Taxa			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Volatilidade	-0.468390 (0.511426)	-0.936267 (0.610427)	-0.094965 (0.484653)	-0.534971 (0.750393)	-5.451464 (1.382734) <sup>A</sup>	-1.921616 (4.053922)	-5.881183 (1.262212) <sup>A</sup>	-2.817821 (3.550251)
PIB	-0.031507 (0.062384)	-0.247052 (0.071550) <sup>A</sup>	-0.037428 (0.064328)	-0.253549 (0.064594) <sup>A</sup>	0.784063 (0.168666) <sup>A</sup>	0.313438 (0.205255)	0.790876 (0.167532) <sup>A</sup>	0.370474 (0.200634)
NFSP	-0.963368 (0.259528) <sup>A</sup>	0.224938 (0.385591)	-0.889318 (0.264728) <sup>A</sup>	0.458889 (0.342826)	0.238470 (0.701682)	1.232383 (1.676786)	0.153256 (0.689443)	1.135614 (1.652009)
Selic	2.399719 (1.472748)	5.174047 (1.109527) <sup>A</sup>	-	-	1.791648 (3.981643)	-1.879284 (9.988386)	-	-
Selic Real	-	-	0.230453 (0.910320)	2.978780 (1.033080) <sup>A</sup>	-	-	4.287937 (2.370484)	4.038556 (7.013417)
IPCA	0.528434 (0.973445)	-2.514966 (1.240869) <sup>C</sup>	-	-	-5.161229 (2.631888) <sup>C</sup>	-4.120783 (7.416414)	-	-
Incerteza	-0.000113 (3.47E-05) <sup>A</sup>	-0.000327 (4.84E-05) <sup>A</sup>	-0.000105 (3.53E-05) <sup>A</sup>	0.000331 (3.39E-05) <sup>A</sup>	-4.84E-05 (-9.39E-05)	-0.000280 (0.000309)	-5.74E-05 (9.27E-05)	-0.000313 (0.000296)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Defasagens	-	2	-	2	-	1	-	1
Observações	42	40	42	40	42	40	42	40
Prob > F	0.000000	-	0.000000	-	0.000000	-	0.000000	-
R <sup>2</sup> (overall)	0.686602	0.325701	0.656325	0.239616	0.692864	0.483291	0.687489	0.519198
Durbin-Watson	1.333334	1.640584	1.187692	1.562093	2.158176	1.930878	2.097453	1.439545
Teste BG	0.0534	-	0.0065	-	0.7808	-	0.9103	-
Teste White	0.0767	-	0.0014	-	0.9620	-	0.9726	-
Estatística J	-	0.643563	-	0.467454	-	0.699451	-	0.322049

Nota: A Significante a 1%, B Significante a 5% e, C Significante a 10%

Verificou-se ainda, significância estatística, ao avaliar os efeitos da incerteza política sobre a proporção dos investimentos sobre o PIB brasileiro, no que se refere as especificações I, II e III, verificou-se sinal negativo com parâmetros estimados que demonstram que para cada 1 ponto percentual de elevação no índice de incerteza política da economia brasileira, estima-se uma queda na participação dos investimentos no PIB

da ordem de 1,13%, 3,17% e 1,05% respectivamente. Apenas na especificação VI, foi verificado sinal positivo do índice de incerteza sobre a razão FBKF/PIB. Isto pode ser interpretado a partir dos efeitos diretos da incerteza política sobre o PIB, ou os demais elementos de demanda agregada, se os efeitos negativos do índice de incerteza forem maiores em relação ao PIB do que à FBKF, entende-se que o PIB irá se desacelerar a uma taxa mais veloz em relação aos investimentos, neste caso, a proporção pode aumentar. O sinal negativo do indicador de incerteza política, também foi verificado nas especificações de V a VIII, no entanto, não se verificou significância estatística nos parâmetros, impedindo, desta forma, de se atribuir efeitos causais.

No que se refere às demais variáveis de interesse incluídas no modelo, verificou-se que a taxa de crescimento do PIB, exerce um efeito positivo sobre a taxa de crescimento dos investimentos – a partir da significância estatística verificada nas especificações V e VII. Já no que se refere aos efeitos da taxa de crescimento econômico sobre a proporção da formação bruta de capital fixo sobre o PIB, verificou-se significância estatística nas estimações II e IV, isto pode estar indicando, que quando o PIB cresce, outros elementos de demanda agregada crescem em ritmo mais acelerado que o próprio investimento, o que faria com que a razão FBKF/PIB diminuísse. Já no que se refere ao IPCA, foram estimados apenas 4 equações com a inclusão desta variável, verificou-se significância estatística apenas a 10% de significância nas especificações II e V, também sinal negativo em ambos os casos, fortalecendo evidências que uma inflação maior, inibe tanto a taxa de crescimento dos investimentos, quanto a sua participação no PIB, o que corrobora com a hipótese de que inflação mais alta, dificulta a previsibilidade acerca dos preços e, conseqüentemente, dos lucros futuros a partir do investimento realizado pelos empresários.

Já o déficit público, representado no modelo pela necessidade de financiamento do setor público (NFSP), apresenta significância estatística apenas nas especificações que estimam seu impacto sobre a razão FBKF/PIB. Verifica-se a presença de um sinal negativo desta variável sobre a relação, nas estimações I e III. A existência de um sinal negativo nesta relação era esperado, dado que o déficit público é causado por expansão dos gastos públicos, que consiste em um elemento de demanda agregada, que pode estar crescendo além dos demais componentes, de forma exógena, para promover a existência ou a elevação do déficit. Finalmente, no que se refere a taxa nominal de juros, das quatro equações que apresentaram o uso desta variável, apenas na especificação II houve significância estatística e sinal positivo. Já no que se refere à taxa real de juros, apenas na especificação IV verificou-se significância estatística, e novamente sinal positivo. A existência de um sinal positivo das taxas nominal e real de juros, mostram que os efeitos negativos da elevação dos juros sobre o PIB, são superiores aos efeitos negativos sobre os investimentos, o que corrobora para que a relação aumente, ainda que ambos estejam caindo.

Da mesma forma, foram realizados os mesmos testes para as variáveis consumo/PIB e taxa de crescimento do consumo – respectivamente as especificações de I a IV e de V a VIII. Testes também estimados pelo método do OLS e do GMM e também baseados em uma equação restrita (com a taxa real de juros), e outra expandida (controlada pela taxa nominal e pela inflação). A organização das especificações da Tabela VIII, tendo o

consumo como variável explicada, obedece as mesmas posições relativas à tabela VII, para os testes referentes a variável investimento.

No que se refere à variável explicativa volatilidade cambial, não se verificou significância estatística em nenhuma das especificações relativas à taxa de crescimento do consumo agregado, inviabilizando desta forma, a atribuição de efeito causal. Já no que tange as equações de I a IV, testadas para a variável participação do consumo no Produto Interno Bruto da economia brasileira, verificou-se igualmente sinal positivo, no entanto, apenas na especificação II, estimada por GMM com base na equação expandida (6), se verificou significância estatística a 1%. O parâmetro estimado indica que quanto maior a volatilidade cambial, a participação do consumo no total do PIB avança 0,97%. Este resultado, por se tratar de uma razão, pode estar se viabilizando pela queda no PIB, isto é, se o denominador cai, a participação da variável no numerador se eleva.

Já no que se refere à variável de interesse incerteza política, verificou-se um sinal positivo nos modelos regredidos contra participação do consumo no PIB, significância estatística, no entanto, apenas nas especificações II e IV, estimadas por GMM. Em que pese se tenha encontrado sinal positivo, a sensibilidade dos efeitos da incerteza sobre a razão consumo/PIB são baixos, os parâmetros apontam para cada 1 ponto de elevação no índice de incerteza, a participação do consumo no PIB se eleva 0,001%, isto pode estar sendo viabilizado pelos efeitos da incerteza sobre a queda do PIB, não pela elevação do consumo propriamente dito. Quando analisado os efeitos da incerteza sobre a taxa de crescimento do consumo, verificou-se ao contrário, sinal negativo em todas as especificações. Entretanto, os resultados tiveram significância estatística apenas na especificação VI, para a equação ampliada estimada por GMM. O parâmetro estimado aponta que para cada 1 ponto de crescimento do índice de incerteza, a taxa de crescimento do consumo das famílias, retrai 0,02%, revelando, portanto, que a incerteza política consiste em um fator de desaceleração do consumo.

É preciso ainda, analisar os efeitos das demais variáveis de interesse sobre o consumo. Começando pela taxa de crescimento do PIB, se verificou sinal positivo, juntamente com significância estatística a 1% em todas as especificações regredidas contra a taxa de crescimento do consumo. Isto aponta evidências no sentido de que quando o PIB cresce, ele puxa o crescimento do consumo das famílias. Nas estimações por GMM, verificou-se pelos parâmetros que para cada 1% de elevação da taxa de crescimento do PIB, isto provoca em média, uma elevação de 0,62% na taxa de crescimento do consumo. Já os resultados estimados por OLS, apontam que em média, uma elevação de 1% na taxa de crescimento do PIB, eleva em aproximadamente 0,43% a taxa de crescimento do consumo das famílias. Foram estimados também, os efeitos da taxa de crescimento do PIB para a participação do consumo no próprio PIB. Verificou-se como resultados, sinal negativo nas quatro especificações, no entanto, significância estatística a 5% apenas na especificação I, estimada por OLS baseada na equação ampliada. O sinal negativo aponta evidências de que para cada ponto percentual de crescimento do PIB, uma parte desta renda incremental, é canalizada para a poupança das famílias, não para o consumo, o que reduz a sua participação relativa no PIB.

**Tabela VII – Resultados por MQO e GMM: Os impactos da volatilidade cambial sobre o Consumo das Famílias.**

Variáveis / Especificações	Consumo/PIB				Consumo Taxa			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Volatilidade	0.516477 (0.450433)	0.973482 (0.355553) <sup>A</sup>	0.141088 (0.432508)	0.100457 (0.479822)	0.356064 (0.533345)	1.662616 (1.044752)	0.428448 (0.483453)	1.199851 (0.782237)
PIB	-0.115469 (0.054944) <sup>B</sup>	-0.010933 (0.060148)	-0.109517 (0.057407)	-0.001730 (0.057878)	0.626541 (0.065058) <sup>A</sup>	0.436302 (0.120697) <sup>A</sup>	0.625394 (0.064169) <sup>A</sup>	0.460719 (0.121956) <sup>A</sup>
NFSP	0.816766 (0.228577) <sup>A</sup>	0.497616 (0.239253) <sup>C</sup>	0.742326 (0.236245) <sup>A</sup>	0.090662 (0.264818)	-0.268390 (0.270651)	0.608879 (0.408833)	-0.254036 (0.264073)	0.256678 (0.464111)
Selic	-3.376037 (1.297107) <sup>A</sup>	-4.992686 (0.960946) <sup>A</sup>	-	-	1.354184 (1.535868)	2.768202 (2.293155)	-	-
Selic Real	-	-	-1.595364 (0.812377)	-2.273653 (1.128408) <sup>C</sup>	-	-	0.933696 (0.908067)	5.042691 (2.129637) <sup>B</sup>
IPCA	0.432486 (0.857352)	1.314770 (0.746385)	-	-	-0.786594 (1.015166)	-6.414510 (1.950532) <sup>A</sup>	-	-
Incerteza	5.46E-05 (3.06E-05)	0.000127 (3.33E-05) <sup>A</sup>	4.67E-05 (3.18E-05)	0.000169 (5.84E-05) <sup>A</sup>	-3.45E-05 (3.62E-05)	-0.000202 (7.61E-05) <sup>A</sup>	-3.30E-05 (3.55E-05)	-0.000165 (9.21E-05)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Defasagens	-	2	-	2	-	1	-	1
Observações	42	40	42	40	42	40	42	40
Prob > F	0.000000	-	0.000005	-	0.000000	-	0.000000	-
R <sup>2</sup> (overall)	0.626828	0.521613	0.579863	0.377242	0.816799	0.586192	0.816188	0.668471
Durbin-Watson	1.056257	1.640440	0.947374	1.590974	2.267843	2.143293	2.277016	2.114138
Teste BG	0.0042	-	0.0009	-	0.0000	-	0.0000	-
Teste White	0.9387	-	0.8885	-	0.5806	-	0.1855	-
Estatística J	-	0.427256	-	0.376809	-	0.144610	-	0.200227

Nota: A Significante a 1%, B Significante a 5% e, C Significante a 10%

Analisando agora os efeitos do déficit público sobre o consumo, verificou-se nas especificações de I a IV, há sinal positivo de todos os parâmetros, significância estatística a 1% nos parâmetros I e III, e a 5% na especificação II. O resultado aponta que para cada crescimento de 1% na Necessidade de Financiamento do Setor Público, isto produz uma elevação na participação do consumo no PIB de 0,81%, 0,49% e 0,74% respectivamente aos modelos I, II e III, este crescimento poderia estar sendo explicado pelo efeito do multiplicador keynesiano, que se dá quando a elevação do gasto público, impulsiona o crescimento do gasto privado. Já nas especificações de V a VIII, não foi verificada significância estatística para nenhum dos parâmetros, inviabilizando a atribuição de um efeito causal. Já no que se refere à inflação, das quatro estimações que apresentaram esta variável de interesse no modelo, verificou-se significância estatística em apenas uma especificação, regredida contra a taxa de crescimento do consumo. Segundo o parâmetro estimado na especificação VII, somado ao sinal negativo verificado, para cada crescimento de 1% na inflação, há uma queda superior a 6% na taxa de crescimento do consumo das famílias. No que se refere à variável como proporção do PIB, não foi verificada significância estatística em nenhuma das especificações, não se pode, diante disso, atribuir efeito causal.

Finalmente, no que se refere à taxa de juros, começando pela taxa nominal SELIC, verificou-se significância estatística e sinal negativo para as especificações referentes à relação consumo/PIB, os resultados indicam que, para cada 1 ponto percentual de crescimento na taxa SELIC, o consumo se retrai em relação ao PIB em aproximadamente 4%. Já quando verificada a estimacão com base no modelo, tendo a taxa de crescimento do consumo como variável explicada, não se verificou significância estatística, não podendo, desta forma, atribuir efeitos causais. Já nas análises acerca dos efeitos da taxa real de juros, no que tange seus impactos sobre a relação consumo/PIB, verificou-se

significância estatística a 10% apenas na estimação IV, o que em contraste com o sinal negativo, revela que para crescimento de 1 ponto percentual na taxa real de juros, há uma retração da ordem de 2% na participação do consumo no PIB. Finalmente, no que se refere aos efeitos da taxa real de juros sobre a taxa de crescimento do consumo das famílias, verificou-se, que há significância estatística a 5% apenas na especificação VIII, e o sinal negativo aponta para cada crescimento de 1 ponto percentual na taxa real de juros, existe uma retração de 5% na taxa de crescimento do consumo.

Verificou-se, no geral, resultados estatisticamente robustos, tanto no que se refere aos modelos que buscavam entender o comportamento dos investimentos, quanto no que se trata do entendimento acerca do consumo das famílias. Os resultados mostraram um  $R^2$  relativamente elevado para todas as especificações regredidas. Foram verificados ainda, nos modelos regredidos por OLS, um bom comportamento da estatística  $F = 0,000$ , também um bom comportamento da estatística Durbin Watson (DW) próxima de 2, e foram realizados ainda os testes de (BG), que em consonância com a estatística DW mostram evidências acerca de não existência de correlação serial. No que se refere aos modelos estimados em GMM, verificou-se um bom comportamento da estatística J, rejeitando a hipótese de sobre identificação do modelo, neste caso, os instrumentos utilizados para as estimações foram adequados.

## **CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O objetivo deste artigo foi satisfeito, a medida em que foi possível verificar que o canal de transmissão dos efeitos negativos da volatilidade na taxa de câmbio, para o crescimento econômico, é o investimento ao invés do consumo. Foi verificado nos testes, que em períodos de maior (menor) volatilidade na taxa de câmbio, se obtém resultados piores (melhores) em termos de taxa de crescimento econômico. Não se deve, a partir destes resultados, propor fixações ou intervenções na taxa de câmbio, sob justificativa de isto traria maior investimento e, conseqüentemente, maior crescimento. A recomendação de política a partir destes resultados, é o ataque frontal às causas da volatilidade cambial, isto é, os elementos que produzem incertezas interna e externa acerca do comportamento da economia brasileira, e que apresentam como consequência, um comportamento absolutamente instável em agregados macroeconômicos sujeitos à volatilidade como a taxa de câmbio e os próprios índices de bolsa.

Mas sob quais fatores os esforços deveriam atuar para reduzir a volatilidade cambial? Evidentemente que esta é uma pergunta a ser respondida por outro(s) artigos, mas o observar criterioso da conjuntura econômica e política da economia brasileira do pós crise, aponta para algumas urgências, sem as quais, talvez seja difícil recuperar o ambiente de normalidade no país: i) A solução da crise fiscal posta, por vias das contrações de déficits involuntários, que tem apresentado viés de alta nos últimos anos, e pressionado a dívida pública. ii) Os problemas de baixa produtividade dos fatores, que inviabilizam os investimentos em setores de tradebles, expostos, portanto, à competição internacional. iii) Mas sobretudo os problemas de ordem política da economia brasileira, dado que as reformas econômicas dependem, de forma relevante, de aprovação legislativa, que por sua vez depende da fixação de consensos políticos mínimos, a inexistência destes consensos causada por um ambiente de ultra polarização, inviabiliza

a adoção de reformas institucionais que impulsionem, de forma sustentada, o crescimento econômico.

O processo instaurado de polarização política, causa incerteza econômica, como verificado nos resultados, a incerteza produz efeitos deletérios sobre os investimentos, também sobre o consumo e, conseqüentemente, sobre o crescimento econômico. Se Lucas estava correto, e as decisões econômicas são tomadas a partir de expectativas racionais, ou seja, os consumidores decidem consumir e as firmas decidem investir olhando para frente, então a ampliação da sensação da incerteza acerca do ambiente político nacional, despertam nestes agentes o desejo de postergar estas decisões, o que prejudica, como visto pelos resultados dos testes, principalmente o investimento, tido por Keynes como o elemento ativo de demanda efetiva, capaz de conduzir a economia para o pleno emprego.

Em outras palavras, dados os resultados deste artigo, bem como suas respectivas inferências, a retomada dos investimentos e do crescimento da economia brasileira, passa pela reconstrução de um estado mínimo de confiança, que foi flagrantemente solapado, principalmente no período de conjunção de crises econômica, jurídica e política do país, acentuado sobretudo a partir de 2013. Evidentemente que a reconstrução da confiança agregada em um país, não é uma tarefa simples, independe inclusive dos recursos e da ciência econômica, bem como das suas vontades e recomendações. Trata-se de um esforço de entendimento que requer a integração do entendimento também das áreas do direito, das ciências social e política, além da própria filosofia.

É importante saber portanto, que sem este entendimento político, os níveis de incerteza acerca do longo prazo devem continuar contaminados, despertando nos investidores um comportamento defensivo e, com isto, as taxas de crescimento do investimento e do crescimento econômico, tão desejável para países de renda média e demografia jovem, devem permanecer achatadas, podendo criar um ciclo vicioso no qual a baixa confiança inibe o crescimento e o bem estar, e o mal estar gerado pelo baixo crescimento alimenta a desconfiança e a polarização política, criando uma crise cujas causas se auto alimentam, é preciso romper com esta armadilha no Brasil.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.

- AGHION, P. BACCHETTA, P. RANCIÈRE, R. ROGOFF, K. **Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development.** Journal of Monetary Economics. Vol. 56. No 4. P. 494 – 513. 2009.
- BACHA, E. **Belíndia 2.0, Fábulas e Ensaio sobre o País dos Contrastes.** Ed. Civilização Brasileira. 1º Edição. 2012.
- BELKE, A. KAAS, L. **Exchange Rates Movements and Employment Growth: An OCA Assessment of the CEE Economies.** Empírica. Vol. 31: 247 – 280. 2004.
- BELLUZZO, L. G. **O Declínio de Bretton Woods e a Emergência dos Mercados Globalizados.** Economia e Sociedade. Vol. 4. No 1. P. 11 – 20. 1995.
- BERNHEIM, B. D. **Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence.** NBER Macroeconomics Annual. Vol. 2. P. 263 – 304. 1987.
- BLEANEY, M. GREENAWAY, D. **The impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth in Sub-Saharan Africa.** Journal of Development Economics. Vol. 65. P. 491 – 500. 2001.

- BORDO, M. D. **The Gold Standard Bretton Woods and other Monetary Regimes: an Historical Appraisal.** NBER Working Paper No 4310. Cambridge Mass. National Bureau of Economic Research. 1993b.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. GALA, P. **Why Foreign Savings Fail to Cause Growth.** Revista de Economia Política. Vol. 27. No. 1. P. 3 – 19. 2007.
- BRESSER PEREIRA, L. C. MARCONI, N. **Existe Doença Holandesa no Brasil? IV Fórum de Economia da Fundação Getúlio Vargas.** 2008.
- BRESSER-PEREIRA L. C. **Globalização e a Competição: Por que em Alguns Países tem Sucesso e em outros não?** Doença Holandesa in Bresser Pereira. Ed. Elsevier. P. 141 – 171. 2009.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais.** Ed. Cenage Learning. 2008.
- CAGAN, P. **The Monetary Dynamics of Hyperinflation.** Studies in the Quantity Theory Money. P. 25 – 117. Chicago Press, 1956.
- CAMPA, J. GOLDBERG, L. S. **Investment in Manufacturing, Exchange Rates and External Exposure.** Journal of International Economics. Vol. 38. P. 297 – 320. 1995.
- CALVO, G. **Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework.** Journal of Monetary Economics. Vol. 12. P. 383 – 398. 1983.
- CRAINE, R. **Risky Business: The Allocation of Capital.** Journal of Monetary Economics. Vol. 23. P. 201 – 218. 1989.
- DOLLAR, D. **Outward Oriented Developing Countries Really do Grow More Rapidly.** Economic Development and Cultural Change. N° 4. P. 523 – 554. 1992.
- DORNBUSH, R. EDWARD, S. **Macroeconomic Populism.** Journal of Development Economics. Vol. 32. P. 247 – 277. 1990.
- DURBIN, J. WATSON, G. S. **Testing for Serial Correlation in Least Squares Regressions I.** Biometrika. Vol.37. p. 409 – 428. 1950.
- EICHEGREEN, B. **A Retrospective on the Bretton Woods System.** Chicago. The University Chicago Press. 1993.
- ENGLE 1982.
- FELDMANN, H. **The Unemployment Effect of Exchange Rate Volatility in Industrial Countries.** Economics Letters. Vol. 111. No 3. P 268 – 271. 2011.
- FELDSTEIN, M. **The cost and Benefits of going from Low Inflation to Price Stability.** Reducing Inflation: Motivation and Strategy. P. 123 – 156. Chicago Press. 1997.
- FRIEDMAN, M. **A Theory of the Consumption Function.** Princeton University Press. 1957.
- HANSEN, L. P. **Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.** Econometrica. V. 50. No 4. P. 1029 – 1054. 1982.
- HOLLAND, M. VIEIRA, F. V. SILVA, C. G. BOTTECCHIA, L. C. **Growth and Exchange Rate Volatility: A Panel Data Analysis.** 39º Encontro Nacional de Economia Foz do Iguaçu, dezembro 2011.
- KALDOR, L. **The Role of Effective Demand in the Short Run and the Long Run.** 1989.
- KEYNES. J. M. **Teoria Geral do Emprego, do Juro e do Dinheiro.** Ed. Abril Cultural. Capítulo 3. (1983).
- MALTHUS, T. R. **Princípios de Economia.** Ed. Nova Cultura. Capítulo VII, Sessão VIII. (1996).
- LUCAS, R. E. JR. **Econometric Policy Evaluation: A Critique.** Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Vol. 1. P. 19 – 46. 1976.
- RAJAN, R. ZINGALES, L. **Financial Development and Growth.** American Economic Review. Vol. 88. No 3. P. 559 – 586. 1998.

- RICARDO, D. **The Principles of Political Economy, and Taxation**. Ed. Dover. Capítulo 07. (2004).
- RODRIK, D. SUBRAMANIAN, A. **Why did Financial Globalization Disappoint?** IMF Staff Papers, Vol 56. No 1. 2009.
- ROMER, D. **Macroeconomics Advanced**. Ed. McGraw-Hill. 2912.
- SAY, J. B. **A Treatise on Political Economy**. Ed. Transcription. Livro I, Capítulos 18 e 19. (2009).
- SCHNABL, G. **Exchange Rate Volatility and Growth in Emerging Europe and East Asia**. Open Economic Review. Vol. 20. P 565 – 587. 2009.
- SIMÁKOVÁ, J. **The Impact of Exchange Rate Development on Czeck Trade Flows**. Procedia. Economics and Finance. P. 129 – 136. 2014.
- SMITH, A. **A Riqueza das Nações**. Ed. Martins Fontes. Livro IV, capítulos I, II e III. (2003).
- SONAGLIO, C. M. SCALCO, P. R. CAMPOS, A. C. **Taxa de Câmbio e Balança Comercial Brasileira de Manufaturados: Evidências da J-Curve**. Revista de Economia. P. 711 – 734. Brasília. Set – Dez. 2010.
- TURNER VURAL, B. M. **Effect of Real Exchange Rate on Trade Balance: Commodity Level Evidence From Turkish Bilateral Trade Data**. Procedia. Economics and Finance. P. 499 – 507. 2016.
- VIEIRA, F. V. DAMASCENO. A. **Desalinhamento cambial, Volatilidade cambial e Crescimento Econômico: Uma Análise para a Economia Brasileira (1995 – 2011)**. Revista de Economia Política. Vol. 36. N. 4. P. 704 – 725. 2016.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução À Econometria uma Abordagem Moderna**. Ed. Cenage Learning. 4ª Edição. 2010.