

# VOLATILIDADE CAMBIAL, INCERTEZA POLÍTICA E DEMANDA AGREGADA: DUAS DÉCADAS DE REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE NO BRASIL

*EXCHANGE VOLATILITY, POLITICAL UNCERTAINTY AND DEMAND SIDE IN BRAZIL: TWO  
DECADES OF THE FLOATING EXCHANGE RATE REGIME IN BRAZIL*

DOI: [HTTP://DX.DOI.ORG/10.13059/RACEF.V12I2.710](http://dx.doi.org/10.13059/RACEF.V12I2.710)

**Benito Adelmo Salomão**

basalomao@benitosalomao.com.br  
Universidade Federal de Uberlândia

**Julio Fernando Costa Santos**

julio.costa@ufu.br  
Universidade Federal de Uberlândia

**Gleudson Acácio Reis**

gleudsonreis@hotmail.com  
Universidade Federal de Uberlândia

**Data de envio do artigo:** 14 de Janeiro de 2020.

**Data de aceite:** 26 de Julho de 2021.

**Resumo:** Em 2019, o Brasil completou 20 anos do regime de câmbio flutuante que foi caracterizado por períodos de alta e baixa volatilidade da taxa de câmbio. Este artigo tem como objetivo analisar os efeitos desta volatilidade da taxa de câmbio sobre os principais canais de demanda agregada, o consumo e a formação bruta de capital fixo. As estimações foram feitas entre o 1º tri de 1999 e o 2º tri de 2018 e para o subperíodo pós-crise de 2008 (1º tri de 2008 e 2º tri de 2018). As estimações obtidas por MQO e GMM mostram que a volatilidade da taxa de câmbio afeta negativamente os investimentos, mas não o consumo. Mostram também que tais efeitos negativos foram mais intensos a partir da crise de 2008 quando comparado com todo o período de regime de câmbio flutuante.

**Palavras-chave:** Volatilidade cambial, FBCF, Consumo, Demanda Agregada, Séries de Tempo.

**Abstract:** In 2019, Brazil completed 20 years of the floating exchange rate regime, which was characterized by periods of high and low exchange rate volatility. This article aims to analyze the effects of this exchange rate volatility on the main channels of aggregate demand, households' consumption and gross fixed capital formation. The tests were estimated between the 1st quarter of 1999 and the 2nd quarter of 2018 and a subsample for the post-crisis period of 2008 (1st quarter of 2008 and 2nd quarter of 2018). The results estimated by MQO and GMM show that exchange rate volatility negatively affects investments, but not consumption. They also show that such negative effects were more intense after the 2008 crisis when compared to the entire period of the floating exchange rate regime.

**Keywords:** Exchange Rate Volatility, CFCF,

*Households' Consumption, Aggregate Demand, Time Series.*

## 1 INTRODUÇÃO

A economia brasileira completou em 2019, vinte anos desde a implantação do regime de câmbio flutuante pelo Banco Central. Um conjunto de episódios exógenos ao sistema econômico fizeram com que estas duas décadas fossem caracterizadas pelo revezamento de períodos de alta e baixa volatilidade na taxa de câmbio. Episódios como a eleição do Partido dos Trabalhadores em 2002, a crise financeira internacional em 2008, ou ainda, o impeachment da presidente Dilma Rousseff em 2016, causaram nervosismo no mercado de divisas e consistiram em períodos de intensa volatilidade na taxa de câmbio.

Tomamos como hipótese inicial, tal como em Vieira e Damasceno (2016), que a volatilidade da taxa de câmbio afeta negativamente o crescimento econômico. A motivação deste artigo se dá no intuito de responder por quais canais da demanda agregada pode a volatilidade da taxa de câmbio inibir o crescimento? Seriam o Investimento ou consumo das famílias afetado?

A taxa de câmbio é um preço importante nas economias capitalistas, uma vez que ele se comunica com a estrutura de custos e de preços das firmas no setor de bens *tradebles*. Portanto, é um fator que pode influenciar na taxa de lucro e, conseqüentemente, na decisão de investimentos<sup>1</sup>. Somado ao argumento anterior sobre o canal de custos temos que as oscilações bruscas e persistentes na taxa de câmbio, podem dificultar a obtenção da informação acerca dos preços futuros praticados pelas firmas, elevando as incertezas sobre o ambiente de negócio.

O objetivo deste artigo é fazer uma avaliação dos 20 anos de regime de câmbio flutuante no Brasil e entender por quais canais de demanda (consumo e/ou investimentos) a volatilidade da taxa de câmbio afeta o

1 Em modelos Novo-keynesianos com rigidez de preço no curto prazo, as empresas podem ser relutantes na remarcação para acomodarem choques momentâneos. Isso, em última instância, afeta a taxa de lucro de curto prazo.

crescimento econômico. Tem-se para tanto duas hipóteses: a primeira consiste em assumir que uma maior volatilidade cambial prejudica os investimentos em função da sua influência sobre a curva de custos e receitas das firmas, ou ainda, por vias do canal das expectativas (CRAINE, 1989). A segunda hipótese consiste em assumir que os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio e das incertezas afetam o consumo. Partindo de uma análise do comportamento dinâmico do consumidor, acredita-se que o consumidor se comporta com vistas a maximizar sua utilidade a partir de sua restrição intertemporal de renda (FRIEDMAN, 1957). Sob incerteza, no entanto, os consumidores podem agir preventivamente, mudando temporariamente seus níveis de poupança e preferindo a liquidez como forma de lidar com imprevistos (CARROL; SAMWICK 1998).

Como discutiremos a frente, há uma vasta literatura que estuda e explica os efeitos do câmbio e sua volatilidade sobre o crescimento. Este artigo contribui com esta literatura por duas razões: i) oferecendo uma avaliação empírica dos 20 anos de câmbio flutuante e suas consequências macroeconômicas no Brasil e, ii) oferecer uma explicação desagregada, em termos de contas nacionais, sobre o canal pelo qual a volatilidade afeta o crescimento econômico.

Os resultados das estimações realizadas por MQO e GMM mostram que os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio prejudicam a acumulação de capital no Brasil, mas não prejudicam o consumo agregado. Foi verificado também, que os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre os investimentos se intensificaram a partir da crise de 2008. Os parâmetros estimados para este recorte específico de tempo, mostraram que a partir da crise, períodos de volatilidade causaram maiores desincentivos à formação de capital fixo no país.

O artigo está dividido em quatro seções além desta introdução. Na segunda seção é apresentada a revisão da literatura teórica e empírica revisitando os principais trabalhos acerca do tema. Na seção três é apresentada a técnica utilizada na construção da variável

volatilidade cambial, além de serem detalhadas as estratégias empíricas e também apresentados os modelos a serem estimados, junto aos demais procedimentos metodológicos. Na seção quatro são apresentados e discutidos os resultados das estimações. O artigo termina com uma breve seção de considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

O primeiro impacto da taxa de câmbio sobre o lado da demanda agregada se dá por vias do canal do comércio exterior. A percepção de que a ampliação do comércio internacional é benéfica para o crescimento econômico, já existia desde alguns clássicos de primeira geração que acreditavam que a especialização geográfica da produção, somada à ampliação do comércio internacional levariam a ganhos de produtividade, queda nos custos de produção e conseqüentemente nos preços dos produtos. Os argumentos em defesa do comércio internacional se deram nos clássicos principalmente Smith [1767(2003)] livro IV capítulos 1, 2 e 3, por Say [1803(2009)], livro I capítulos 18 e 19 e também Ricardo [1818(2004)] capítulo 8. Já Malthus [1818(1996)] capítulo VII seção 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 visando o crescimento econômico, enquanto os demais 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.

Os argumentos acerca dos efeitos da taxa de câmbio sobre o comércio internacional ganharam sofisticação a partir de Alfred Marshall [1890(1985)]<sup>2</sup>, cujas técnicas matemáticas permitiram a estimação dos efeitos do câmbio

2 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.

sobre os fluxos de comércio, originando a conhecida condição de Marshall-Lerner<sup>3</sup>, que demonstra os efeitos das elasticidades a partir de desvalorizações cambiais e seus impactos sobre a demanda e o produto.

Os efeitos de desvalorizações cambiais sobre o comércio exterior são tratados como fatos estilizados da literatura, de forma que inúmeros trabalhos buscam estimar os efeitos da taxa de câmbio sobre o saldo comercial. Por exemplo, trabalhos empíricos como Simáková (2014) encontra resultados parciais da curva J diante de desvalorizações cambiais na República Tcheca. Já Turnaer Vural (2016) estima efeitos da desvalorização para 96 setores do comércio internacional entre Turquia e Alemanha. Os resultados mostraram que em apenas 20 dos 96 setores foram satisfeitas as condições da curva J, satisfazendo, portanto, a condição de Marshall Lerner.

Para a economia brasileira, Bresser-Pereira e Gala (2007) argumentam que a apreciação cambial apresentada na década de 2000 estaria diminuindo a competitividade do setor da indústria, como consequência, os investimentos neste setor cairiam levando à estagnação do crescimento econômico. Já para Bresser-Pereira e Marconi (2008) e Bresser-Pereira (2009) as exportações de produtos primários, estaria na base da apreciação cambial, desestimulando as exportações de produtos manufaturados. 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 os efeitos corroboraram para um maior volume de exportações.

No que se refere às evidências

3 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.

internacionais, a temática tomou outros contornos a partir da década de 1970, quando foi datado o final do regime de coordenação financeira internacional conhecido como Bretton Woods<sup>4</sup>. A partir de então, foram intensificados os movimentos de apreciação e depreciação das taxas de câmbio, mitigando a previsibilidade acerca do seu comportamento. A conhecida volatilidade cambial foi intensificada a partir dos anos 1990, com os movimentos da abertura da conta capital e financeira do balanço de pagamentos nos países em desenvolvimento. A volatilidade cambial é característica natural de nações cujas aspirações de investimentos são constrangidas pela insuficiência de poupança (RODRIK E SUBRAMANIAN, 2009).

Existem, ainda, evidências acerca dos efeitos da globalização financeira e os efeitos por ela produzidos sobre a taxa de câmbio. Para Rodrik (2009) e Bresser e Marconi (2008), o ingresso de poupança pela conta capital aprecia a taxa doméstica de câmbio nos países em desenvolvimento, isto reduz a lucratividade do setor industrial, causando queda nos investimentos neste setor tido por Kaldor (1988) como o mais importante para o crescimento. Salomão e Silva (2019) mostraram que o desempenho do setor industrial importa para o crescimento de longo prazo da economia brasileira. Ademais, a abertura financeira pode causar um aumento da volatilidade cambial que segundo Holland *et. al.* (2011), concluem que ela é prejudicial ao crescimento econômico ao estimarem os seus efeitos para uma amostra de 82 países<sup>5</sup>.

No que se refere à literatura empírica, Vieira e Damasceno (2016) demonstram que entre 1995 e 2011 o aumento da volatilidade cambial provocou redução da taxa de crescimento econômico. Já Dollar (1992) estimou efeitos negativos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o crescimento de longo prazo para 95 economias. Resultado semelhante

4 Sobre isto ver Bordo (1993), Eichengreen (1993) e Belluzzo (1995).

5 Resultados semelhantes foram encontrados por Dollar (1992) para uma amostra de 92 países, os mesmos resultados foram encontrados por Schnabl (2009).

foi encontrado por Bosworth *et. al.* (1996) em trabalho realizado para 88 economias. Há ainda evidências acerca dos efeitos da volatilidade cambial sobre o desemprego, Belke e Kaas (2004) e Feldman (2011) apontaram que maior volatilidade cambial produz maiores taxas de desemprego. Já Aghion *et. al.* (2009) demonstram que maior volatilidade do câmbio reduz a produtividade total dos fatores das economias.

No que se refere aos efeitos da volatilidade cambial sobre os investimentos, Campa e Goldberg (1995) encontraram efeitos negativos para a economia americana. Também Darby *et. al.* (1999) relataram resultados semelhantes sobre os investimentos em países europeus. Efeitos negativos da volatilidade da taxa de câmbio sobre os investimentos também foram encontrados para países da África subsaariana por (BLEANEY E GREENAWAY 2001).

Evidências mais recentes foram encontradas afim de expandir o conhecimento acerca dos efeitos da taxa de câmbio na economia. Por exemplo, Salomão (2020) estimou que a volatilidade na taxa de câmbio é responsável por reduzir o valor real das empresas listadas na Bolsa de Valores. Hashmi e Chang (2020) estimam efeitos não lineares da taxa de câmbio sobre o comércio internacional da Índia, segundo os resultados encontrados pelos autores, a volatilidade da taxa de câmbio exerce um efeito simétrico sobre o comércio internacional no curto prazo, porém assimétrico no longo prazo. Para Yung (2021) a volatilidade da taxa de câmbio pode ser explicada pelo comportamento da taxa de juros e a sua influência na arbitragem dos agentes em relação ao prêmio de risco de seus investimentos. Já Adler e Mano (2021) relatam elevados custos fiscais envolvendo intervenções no mercado de câmbio afim de atenuar alta volatilidade.

### 3 MATERIAIS E MÉTODO

#### 3.1 – A Construção da Série da Volatilidade Cambial

Os procedimentos metodológicos

começam com a construção de *proxy* de medida para a volatilidade cambial. Para este fim, utilizamos os dados da taxa de câmbio real efetiva com data base de 2010. Em razão da disponibilidade da variável estar disponível para uma frequência mensal, enquanto as variáveis explicadas (consumo e investimentos) serem divulgadas trimestralmente, as séries foram trimestralizadas pela média aritmética dos três meses referentes ao respectivo trimestre da série<sup>6</sup>. Em seguida fora realizado o teste de estacionariedade da série, cujo resultado está disponível na Tabela 2.

É importante salientar que 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 e maior valor de mínimo. Já 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.

Satisfeita a condição de estacionariedade, faz-se necessária a construção de um modelo para lidar com a média condicional, neste caso, foi utilizado um processo ARMA, cuja função de auto correlação estimada para 32 defasagens indica que se trate de um processo autorregressivo AR(1) e média móvel MA(2). estimado através de um processo MPL (*Modified Profile Likelihood*). As funções de auto correlação (FAC) e funções de auto correlação parcial (FACP) da série  $\ln E_t$  são apresentadas na Tabela 1.

6 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.



**Tabela 1 – Função de Auto Correlação e de Auto Correlação Parcial de  $\ln \epsilon_t$**

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 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 + ARCH, tal qual feito em Box e Jenkins (2011).

Os modelos do tipo ARCH (autorregressivos com heteroscedasticidade condicional) possuem uma vantagem sobre os modelos tradicionais de heteroscedasticidade, 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 da família ARCH-GARCH (autorregressivo com heteroscedasticidade condicional generalizada) avançam sobre os modelos tradicionais, já que não consideram constante a variância dos resíduos, mas sim atuam estimando a variância condicional de momento (ENGLE, 1982; ENGLE E GRANGER, 1987). A utilização dos modelos ARCH são úteis para se obter a medida de variância condicional dos dados da taxa de câmbio entre janeiro de 1999 e julho de 2018. Isto se dá para processos estocásticos cujo tempo é discreto e condicional à informação em  $t - 1$  (BUENO, 2008).

A consistência dos modelos ARCH, no entanto, depende de algumas restrições para que garantir a sua estacionariedade<sup>7</sup>. Para lidar com este problema optou-se por utilizar um modelo mais parcimonioso, isto é, a identificação do modelo GARCH sem variáveis de controle,  
<sup>7</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.

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, extrai-se a raiz quadrada da variância obtendo assim o desvio padrão. O desvio padrão condicional será uma *proxy* para a volatilidade cambial. 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).

### 3.2 Variáveis de Interesse

A literatura empírica existente aponta em geral para uma relação negativa entre a volatilidade cambial e o crescimento econômico<sup>8</sup>. O objetivo deste artigo é estimar por qual canal da demanda agregada isto se dá. A hipótese é que este efeito é explicado pelo canal do investimento e/ou do consumo das famílias. Cabe agora a especificação acerca das demais variáveis explicativas utilizadas na construção dos modelos, bem como a fonte dos dados, sua especificação e a metodologia utilizada para as estimações.

Primeiramente, no que se refere a escolha das variáveis explicativas do modelo, optou-se pela utilização de variáveis cuja causalidade já é conhecida na literatura. Por exemplo, Keynes (1983[1936]) alega que em condições normais, a taxa de juros é um guia para os investimentos<sup>9</sup> já que os empresários decidem investir levando

<sup>8</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.

<sup>9</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.

em consideração a eficiência marginal do capital. Em função disto a taxa básica de juros (Taxa Selic Over) será utilizada nas estimações. Ademais, a inflação pode prejudicar a demanda agregada por vias do consumo, isto se dá pelos efeitos distorcivos sobre a renda disponível, por esta razão, foi utilizado o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA). A partir dos dados da taxa nominal de juros e de posse do índice de preços oficial da economia brasileira calculou-se a taxa real de juros pela diferença entre as duas variáveis.

Supõe-se, ainda, que os déficits fiscais exercem efeitos prejudiciais sobre o crescimento econômico 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, foi utilizada como variável para capturar o déficit público a série de Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP)<sup>10</sup>. Controlou-se, ainda, pela taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) defasadas assumindo que se o PIB cresce,

melhoram as expectativas dos fixadores de preços e salários, a renda disponível dos agentes cresce elevando o consumo e o investimento. O resumo das variáveis está disponível no Quadro 1.

Finalmente, assumindo que os agentes econômicos, tanto as famílias, quanto as firmas, formam expectativas *forward looking*, isto é, tomam decisões olhando para o futuro e assim, as incertezas quanto ao futuro turvam suas decisões de gasto no presente (CRAINE, 1989). Desta forma, captou-se as expectativas acerca do futuro da economia pelo *Economic Policy Uncertainty* (EPU) índice de incerteza política e econômica (BAKER, ET. AL. 2012). A aplicação de indexadores de incerteza na literatura de macroeconomia é relativamente recente, e consiste em mais uma contribuição deste artigo para a literatura. A explicação para a forma de atuação do índice EPU pode ser distinta entre os autores. Há autores que consideram uma *proxy* de qualidade institucional (CALDERÓN, ET. AL. 2016). Há outros que demonstram queda nos investimentos causadas por choques de incerteza (BLOOM, 2009; BAKER, et. al. 2016).

10 Construída a partir do resultado acima e abaixo da linha do setor público consolidado.

**Quadro 1 – Variáveis Explicativas do Modelo**

Sigla	Variável	Fonte
$Consumo_t$ taxa	Taxa de crescimento do Consumo trimestral, frente ao trimestre anterior.	IBGE
$FBKF_t$ taxa	Taxa de crescimento do Investimento trimestral, frente ao trimestre anterior.	IBGE
$Volat_t$	Volatilidade da Taxa de Câmbio estimada	IBGE
$PIBTx_t$	Taxa de crescimento do PIB trimestral, frente ao trimestre anterior.	IBGE
$NFSP_t$	Necessidade de Financiamento do Setor Público média trimestral calculada a partir de dados mensais	BCB
$IPCA_t$	Índice de Preços ao Consumidor Amplo, frente ao mês anterior.	IBGE
$SELIC_t$	SELIC Over mensal.	BCB
$SELICReal_t$	SELIC – IPCA média calculada a partir de dados mensais.	Banco Central e IBGE
$Incerteza_t$	Índice de Incerteza Política.	EPU

Fonte: Elaboração Própria a partir das variáveis e dos dados encontrados. Dados entre segundo trimestre de 1999 e o segundo trimestre de 2018.

Fez-se necessário, ainda, o tratamento dos dados. Sendo as variáveis volatilidade cambial, taxa SELIC, IPCA, SELIC Real, NFSP e o EPU fornecidas em frequência mensal, enquanto que a Formação Bruta de Capital Fixo, Consumo e PIB são disponibilizadas em frequência trimestral, optou-se por realizar os testes em frequência trimestral, o que foi feito trimestralizando as variáveis mensais pela média aritmética. Finalmente, convém dizer que as variáveis Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), Consumo, PIB e IPCA passaram por ajuste sazonal ARIMA X 12.

### 3.3 Especificação dos modelos

Alinhado com os objetivos, para as estimações dos resultados utilizaram-se as variáveis  $FBKF_t$  e  $Consumo_t$  apresentadas nas equações de (1) à (4). Buscando entender se a volatilidade cambial e as incertezas políticas são capazes de afetar os elementos de demanda no Brasil.

$$FBKF_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBx_t + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 IPCA_t + \beta_6 EPU_t + u_t \quad (1)$$

$$Consumo_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBx_t + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 IPCA_t + \beta_6 EPU_t + u_t \quad (2)$$

$$FBKF_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBx_t + \beta_3 SELICReal_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 EPU_t + u_t \quad (3)$$

$$Consumo_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 PIBx_t + \beta_3 SELICReal_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 EPU_t + u_t \quad (4)$$

Para  $t = 1^{\text{tri}}/1999$  até  $2^{\text{tri}}/2018$ , ou  $1^{\text{tri}}/2008$  até  $2^{\text{tri}}/2018$ .

No qual 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. O termo  $u_t$  é o termo de erro do modelo. Há um total de oito estimações, referentes as equações de (1) a (4) para cada variável explicativa testada, isto porque essas se dão em dois períodos amostrais distintos: o primeiro entre o 1º trimestre de 1999 e o 2º tri de 2018, a escolha deste período se deu em função da adoção do regime de taxa de câmbio flutuante no início de 1999. Já o segundo período foi entre o 1º trimestre de 2008 e o 2º tri de 2018, optou-se por estimar também para este período em função das maiores volatilidades da taxa de câmbio verificadas a partir da crise econômica de 2008. Afim de comparar os parâmetros testados em ambos os períodos.

A utilização de dois períodos distintos para as estimações se deu por especificidades da economia brasileira nas últimas duas décadas. Após o plano Real, a política cambial passou por momentos distintos. Até o começo de 1999 a política cambial no Brasil estava submetida a intervenções do Banco Central em um regime de bandas cambiais. A manutenção da taxa de câmbio dentro de bandas exigia, entretanto, um volume elevado de reservas internacionais que viabilizasse o regime, de forma que em 15/01/1999 o Banco Central emitiu o Comunicado nº 6563/99 que suspendia o regime de bandas cambiais. Já no dia 18/01/99 o mesmo Bacen editou o Comunicado nº 6565/99 que instituía formalmente o regime de câmbio flutuante no país.

A partir da segunda metade dos anos 2000, no entanto, um conjunto de episódios alterou a organização da política macroeconômica no Brasil. Vale salientar a mudança de orientação da política macroeconômica, com o abandono do Tripé Macroeconômico (TM) e a Instituição da Nova Matriz Macroeconômica (NMM), cujas finalidades dos instrumentos de política macroeconômica eram bastante distintas. Não se tem uma data formal para instituição da NMM, no entanto, sabe-se que isto ocorreu nos arredores da crise financeira de 2008, muito embora Werneck (2011) já apontava elementos de mudanças na condução da política macro antes disto. Por entender que esta



nova realidade da política macroeconômica pode interferir nos parâmetros das estimações, optou-se por também estimar as equações de (1) a (4) para o período pós crise, afim de comparar os resultados em períodos distintos.

### 3.4 Estratégias empíricas

As estimações dos resultados se deram por duas metodologias: i) a dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e, ii) o método dos momentos generalizados (GMM). No que se refere à primeira metodologia os pressupostos a serem respeitados para ausência de viés são respectivamente a linearidade nos parâmetros, a inexistência de colinearidade perfeita, ou seja, uma ou mais variáveis explicativas sejam correlacionadas, mas não de forma perfeita. Além da hipótese de que os resíduos sejam homocedásticos. Finalmente, a hipótese de média condicional zero, ou seja, ao longo de todos os períodos a variável explicativa  $X$  não pode ser correlacionada com o termo de erro  $u_t$  no tempo  $t$ . Se estas hipóteses forem respeitadas, tem-se um estimador de MQO BLUE<sup>11</sup>.

A satisfação desta última premissa implica que as variáveis explicativas são contemporaneamente exógenas, ou seja, no período  $t$  a correlação  $\text{Corr}(X_{tj}, u_t) = 0$  para qualquer variável  $j$ . Isto garante o não viés de MQO. No entanto, é preciso mais do que isto para que os estimadores sejam considerados consistentes. É necessário que o modelo apresente variáveis explicativas estritamente exógenas, ou seja, para todos os períodos  $t$ ,  $X_{tj}$  e  $u_t$  precisam ser não correlacionados. Para verificar a ausência de correlação serial foram utilizados os testes de Durbin e Watson (1950)<sup>12</sup> que testa a exogenia estrita e consistência dos estimadores de MQO. A não correlação entre  $X_{tj}$  e  $u_t$  para um número maior de defasagens do processo autorregressivo se dará pelo teste Breusch-Godfrey (BG) que testa auto correlação

dos resíduos do modelo<sup>13</sup>. Finalmente, para garantir que o estimador de MQO seja consistente, é preciso verificar se os resíduos são homocedásticos, para tanto os erros padrões robustos serão corrigidos pelo método de White.

No intuito de fornecer maior robustez e lidar com eventual endogenia não solucionada pelas estimações em MQO, estimou-se os modelos idênticos apresentados pelas equações (1) à (4) pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) de Hansen (1982). O ganho pelo uso do GMM se dá pela correção de uma eventual correlação serial. Isso porque o método consiste em igualar o momento de uma distribuição a um determinado valor, havendo, com isto, independência entre os termos  $X_{tj}$  e  $u_t$  e o estabelecimento de uma condição de momento. A vantagem deste método, consiste no fato de que é relaxada a hipótese de independência entre  $X_{tj}$  e  $u_t$ , isto porque é possível a utilização de uma variável instrumental  $z_t$  correlacionada com  $X_{tj}$  mas não com  $u_t$ .

A endogenia do modelo não surge apenas da correlação serial entre as variáveis explicativas e o termo de erro. Ela pode surgir de outras duas formas: A primeira ocorre devido a erros de medida que ocorrem quando o valor de uma variável utilizada nos testes é diferente do valor desta mesma variável na população. A solução deste problema se dá incluindo novas observações na amostra. Para as estratégias empíricas utilizadas neste artigo, uma eventual endogenia oriunda de erros de medida nas estimações para o período pós crise, seria solucionada nas estimações que contemplem o período completo, isto é, desde a implantação do regime de câmbio flutuante.

Finalmente, a terceira forma de endogenia se dá quando os modelos testados são mal especificados, de forma que variáveis relevantes para explicar o comportamento de  $Y$  sejam omitidas no modelo. Para as estimações via GMM, que contemplem variáveis instrumentais, este processo é solucionado por vias do teste  $J$ , cujo resultado aponta para um modelo

11 Best Linear Umbiesed Estimator, ver Woodridge 2010.

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

13 Ver Bueno (2008) capítulo 6.

ajustado em termos de especificação. Já para as estimações por MQO, a avaliação de omissão de variáveis será feita pela estimação do teste RESET de Ramsey (1969).

Neste caso, em função do processo autorregressivo, as variáveis instrumentais utilizadas para a estimação do GMM foram as próprias variáveis do modelo defasadas. Trata-se de uma vantagem 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 delas na estimação do GMM corre-se o risco de proliferação de instrumentos e de sobre especificação dos modelos estimados<sup>14</sup>. Isto causa perda de graus de liberdade do modelo, redundando em uma redução da consistência dos parâmetros. Por esta razão, em conjunto com as estimações, utilizou-se a estatística J que visa testar se as condições de momento têm média zero, ou seja, há excesso de graus de liberdade em relação ao número de parâmetros estimados, dando informações sobre a especificação do modelo (CRAGG, 1983).

A utilização destes instrumentos pode consumir excessivamente os graus de liberdade do modelo, provocando um viés de proliferação de instrumentos. A escolha dos períodos

14 Ver Bueno (2008) capítulo 5.

amostrais distintos, para além da relevância macroeconômica, corroboram também com as estimações, já que o período mais longo (entre 1° tri de 1999 e o 2° tri de 2018) ajuda na expansão da amostra e na eventual correção da estatística J eventualmente prejudicada pela insuficiência de graus de liberdade na amostra menor (1° tri de 2008 até 2° tri de 2018).

### 3.5 Testes de raiz unitária

Previamente a estimação dos modelos é preciso verificar a ordem de integração das séries e, conseqüentemente, a estacionariedade. O *report* dos testes são apresentados na Tabela 2 e sua importância é fundamental para evitar o problema de regressão espúria. Para maior confiabilidade das estimações foram estimados três testes de raiz unitária. Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron partem da hipótese de existência de raiz unitária, de forma que a vantagem deste segundo teste é que ele permite sua especificação de forma independente das ordens  $p$  e  $q$  de um modelo ARIMA ( $p, 1, q$ ), fazendo a correção paramétrica do teste ADF e aumentando sua consistência. Em função de seu maior poder estatístico, foi realizado, também, o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cuja hipótese nula é de ausência de raiz unitária.

**Tabela 2 – Testes de Estacionariedade Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).**

Discriminação	2008 – 2018			1999 – 2018		
	(ADF)	PP	KPSS	(ADF)	PP	KPSS
$FBKF_t$	-8.01	-5.00	0.28 <sup>(b)</sup>	-4.13 <sup>(c)</sup>	-5.76 <sup>(c)</sup>	0.15 <sup>(c)</sup>
$Consumo_t$	-25.43	-12.67 <sup>(c)</sup>	0.32 <sup>(b)</sup>	-9.04 <sup>(c)</sup>	-9.04 <sup>(c)</sup>	0.26 <sup>(c)</sup>
$Volat_t$	-3.62 <sup>(a)</sup>	-3.69 <sup>(b)</sup>	0.07 <sup>(b)</sup>	-5.39 <sup>(c)</sup>	-5.42 <sup>(c)</sup>	-0.09 <sup>(c)</sup>
$IPCA_t$	-3.36 <sup>(a)</sup>	-4.40 <sup>(a)</sup>	0.11 <sup>(b)</sup>	-5.12 <sup>(c)</sup>	-5.23 <sup>(c)</sup>	0.10 <sup>(c)</sup>
$SELIC_t$	-3.42	-3.38	0.08 <sup>(b)</sup>	-6.61 <sup>(c)</sup>	-4.52 <sup>(c)</sup>	0.15 <sup>(c)</sup>
$SELICReal_t$	-9.47	-3.79 <sup>(a)</sup>	0.11 <sup>(b)</sup>	-3.90 <sup>(c)</sup>	-5.42 <sup>(c)</sup>	0.10 <sup>(c)</sup>
$NFSP_t$	-4.69	-3.55	0.11 <sup>(c)</sup>	-3.65 <sup>(c)</sup>	-5.30 <sup>(c)</sup>	0.10 <sup>(c)</sup>
$PIBTx_t$	-4.80 <sup>(b)</sup>	-8.49 <sup>(a)</sup>	0.29 <sup>(b)</sup>	-7.07 <sup>(c)</sup>	-7.08 <sup>(c)</sup>	0.25 <sup>(c)</sup>
$Incerteza_t$	-9.12	-9.28	0.12 <sup>(c)</sup>	-4.25 <sup>(c)</sup>	-4.11 <sup>(c)</sup>	0.15 <sup>(c)</sup>

Nota: Valores críticos a 1% de significância. ADF e PP:  $H_0$  = raiz unitária; KPSS:  $H_0$  = estacionariedade. <sup>(a)</sup> com constante, <sup>(b)</sup> com tendência e <sup>(c)</sup> com ambas.

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). A Tabela 2 traz os resultados dos testes de estacionariedade realizados. A Tabela 2 traz os testes de raiz unitária de todas as variáveis do modelo. É possível constatar a partir deles que todas as séries utilizadas como variáveis do modelo são estacionárias, sendo a volatilidade cambial, a FBCF e o IPCA em nível, as demais em 1ª diferença, o que permite a confiabilidade dos resultados obtidos nas estimações, afastando a possibilidade de regressão espúria.

#### 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Solucionar o impasse do baixo crescimento requer esforços no sentido de ampliar a acumulação de capital. Os investimentos, segundo Keynes (1983[1936]), dependem das expectativas acerca do seu fluxo futuro de rendimentos. Os empresários decidem investir projetando o comportamento futuro da taxa de juros e os preços pelos quais a demanda por seus produtos serão comercializados. Desta forma, se a taxa de juros for excessivamente alta, ou se a receita marginal do seu custo não se igualar ao seu custo marginal, a decisão de investimento será postergada, ou no limite, abandonada.

Em uma economia aberta, o câmbio problematiza a decisão de investimentos por dois canais principais: primeiramente, porque reflete na estrutura de custos da empresa pela compra de insumos importados. Em segundo lugar, para o setor de *tradables* a taxa de câmbio é um dos componentes do preço final e deve compor a curva de receita marginal das firmas. Deixados à parte os efeitos da taxa de câmbio sobre a taxa de juros, a volatilidade da taxa de câmbio problematiza os investimentos já que dificulta a formação de expectativas acerca das condições futuras de custos e de preços das firmas e, conseqüentemente, de lucros.

Diante de baixas taxas de investimentos,

o consumo torna-se o vetor de demanda que sustenta o crescimento. No entanto, tal estratégia é problemática já que a propensão a consumir é estável no curto prazo e mudanças no consumo só podem se dar com a inclusão exógena de mais consumidores no mercado. Segundo Keynes (1983[1936]) o investimento é por excelência o elemento de demanda efetiva capaz de conduzir a economia para um estágio de pleno emprego<sup>1</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[1936]).

A riqueza depende do investimento, que por sua vez depende da poupança, e a poupança depende 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[1890]). A noção de que os agentes decidem olhando para frente é consensual desde clássicos como Marshall.

Os resultados deste artigo são mostrados nas tabelas 3 e 4 a seguir, que estimam os efeitos da volatilidade cambial e das incertezas políticas respectivamente sobre o investimento e o consumo. Foram estimadas um total de 16 modelos baseados nas equações de (1) a (4), 8 delas buscando encontrar efeitos da volatilidade cambial sobre os investimentos e as outras 8 investigando seus efeitos sobre o consumo. Em ambas as tabelas, as especificações I, II, III e VI foram estimadas para o período pós crise, isto é, dados partindo do 1º trimestre de 2008. Já os modelos V, VI, VII e VIII foram estimados para o período pós regime de câmbio flutuante que teve início a partir do comunicado 6565/1999 do Bacen que instituía o regime de câmbio flutuante em 18/01/1999, portanto, os dados desta estimacão têm início 1º tri de 1999.

15 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.

Finalmente, as especificações ímpares, I, III, V e VII foram estimadas por MQO enquanto que as especificações II, IV, VI e VIII foram estimadas por GMM.

A Tabela 3 apresenta os resultados. No que se refere às especificações pós crise de 2008 (I a IV) verificou-se sinal negativo para variável volatilidade cambial em todas as especificações e significância estatística a 1% nas especificações I, III e IV. Tem-se, portanto, que para cada elevação de 1 ponto na volatilidade cambial, a taxa de crescimento do investimento na economia brasileira é reduzida, em média, de 5 a 8%. Quanto às especificações para o período pós regime de câmbio flutuante (de V a VIII), foi verificado novamente sinal negativo em todas as especificações e significância estatística a 1% na especificação VII, a 5% na VI e a 10% na VIII. Nestes testes foi verificado que para cada 1 ponto de elevação na volatilidade cambial, a

taxa de crescimento dos investimentos cai em média entre 1 e 1,8%.

Estes resultados, trazem implicações relevantes acerca dos investimentos economia brasileira. A partir de 2008 houve maior frequência de períodos de alta volatilidade se comparado com o período entre 1999 e 2008. Em função disto, é natural que os parâmetros estimados para o pós-crise fossem maiores. Comparando os parâmetros estimados em ambos os períodos, verificou-se que a partir da crise de 2008 a sensibilidade negativa dos investimentos frente a flutuações na taxa de câmbio aumentou significativamente. Esta mudança nos parâmetros pode indicar que os efeitos da volatilidade do câmbio sobre os investimentos podem estar causando o arrefecimento das taxas de crescimento da economia brasileira nos anos recentes.

**Tabela 3 – Resultados (MQO e GMM): Efeitos sobre a Formação Bruta de Capital Fixo.**

Variáveis / Especificações	FBCF 2008 – 18				FBCF 1999 – 2018			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Volatilidade	-5.45 (1.38) <sup>A</sup>	-1.92 (4.05)	-5.88 (0.86) <sup>A</sup>	-8.28 (1.14) <sup>A</sup>	-0.36 (0.36)	-1.05 (0.49) <sup>B</sup>	-1.02 (0.30) <sup>A</sup>	-1.84 (0.92) <sup>C</sup>
PIB	0.78 (0.16) <sup>A</sup>	0.31 (0.20)	0.79 (0.11) <sup>A</sup>	0.48 (0.13) <sup>A</sup>	0.58 (0.34) <sup>C</sup>	0.37 (0.30)	0.54 (0.34)	1.16 (1.58)
NFSP	0.23 (0.70)	1.23 (1.67)	0.15 (0.44)	2.34 (0.64) <sup>A</sup>	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.01 (0.01)
Selic	1.79 (3.98)	-1.87 (9.98)	-	-	-3.34 (11.00)	5.41 (8.36)	-	-
Selic Real	-	-	4.28 (2.01) <sup>B</sup>	12.14 (3.27) <sup>A</sup>	-	-	7.01 (8.92)	27.56 (40.10)
IPCA	-5.16 (2.63) <sup>C</sup>	-4.12 (7.41)	-	-	-2.04 (1.23)	-4.93 (1.51) <sup>A</sup>	-	-
Incerteza	-0,00 (-0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00) <sup>A</sup>	-0,00 (0,00) <sup>A</sup>	-0,00 (0,00) <sup>A</sup>	-0,00 (0,00) <sup>A</sup>	0,00 (0,00)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Defasagens	-	1	-	2	-	3	-	2
Observações	42	40	42	40	78	75	78	76
Prob > F	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
R <sup>2</sup> (overall)	0.69	0.48	0.68	0.47	0.38	0.29	0.36	0.01
Durbin-Watson	2.15	1.93	2.09	1.76	1.95	1.83	1.86	1.92
Teste BG	0.78	-	0.91	-	0.97	-	0.80	-
Teste White	0.96	-	0.97	-	0.00	-	0.008	-
Teste RESET	0,68	-	0,80	-	0,70	-	0,59	-
Estatística J	-	0.69	-	0.62	-	0.73	-	0.77

Nota: Teste LM: H<sub>0</sub> = não autocorrelação. Teste RESET: H<sub>0</sub> = Ausência de variáveis omitidas.

Teste J: H<sub>0</sub> = Não sobre especificação do modelo. Teste White: H<sub>0</sub> = Heteroscedasticidade.

<sup>A</sup>Significante a 1%, <sup>B</sup>Significante a 5% e, <sup>C</sup>Significante a 10%.



Verificou-se, ainda, significância estatística a 1% ao avaliar os efeitos da incerteza nas especificações IV, V, VI e VII e o sinal negativo demonstra que para cada 1 ponto de elevação no índice de incerteza política, estima-se uma queda média aproximada de 0,005% na taxa de crescimento de FBCF. Quanto às demais variáveis de interesse, verificou-se que a taxa de crescimento do PIB exerce um efeito positivo sobre a taxa de crescimento dos investimentos, apresentando significância estatística a 1% e sinal positivo na especificação I, III, IV, V e VII. Já o IPCA verificou-se significância estatística apenas a 10% na especificação I e a 1% na VI, ambas com sinal negativo, isto porque inflação mais alta dificulta a formação dos preços e, conseqüentemente, dos lucros futuros a partir do investimento realizado. Já a variável necessidade de financiamento do setor público (NFSP) não apresenta significância estatística em nenhuma das especificações. O mesmo foi verificado para a taxa nominal de juros (SELIC). Apenas no que se refere à taxa real de juros (SELIC Real) foi verificada significância estatística a 1% e sinal positivo na especificação VI.

Quanto aos resultados para o consumo, apresentados na Tabela 4, não se verificou significância estatística acerca dos efeitos da volatilidade cambial, exceto na especificação VIII quando se apurou significância estatística a 5% e sinal positivo. Verificou-se, nesta especificação, que a elevação em 1 ponto percentual da volatilidade, eleva em média a taxa de crescimento do consumo em 0,5%. Uma explicação para um possível efeito positivo da volatilidade sobre o consumo é que ela pode causar no consumidor a expectativa de que produtos importados estarão mais caros no futuro, antecipando as decisões de consumo do futuro para o presente. Tais resultados mostram que não se pode afirmar que a volatilidade da taxa de câmbio exerce efeitos prejudiciais sobre a taxa de crescimento pelo canal do consumo.

Já no que se refere à variável de interesse incerteza política foi verificado significância estatística a 1% e um sinal negativo apenas na especificação II. Pelos resultados verificou-se que para cada 1 ponto de elevação no índice

de incerteza o efeito médio sobre a taxa de crescimento do consumo é de queda de 0,002%. Quanto as demais variáveis, verificou-se que a taxa de crescimento do PIB apresenta sinal positivo e significância estatística a 1% em todas as especificações, se deduz que quando o PIB cresce, o consumo das famílias acompanha. Os resultados mostram que para cada elevação de 1 ponto percentual na taxa de crescimento do PIB há uma elevação média do consumo entre 0,4% e 0,6%.

Não houve significância estatística em nenhuma das especificações referentes à NFSP. Já no que se refere ao IPCA verificou-se significância e sinal negativo apenas na especificação II, foi verificado que o efeito médio do crescimento de 1 ponto percentual na inflação, provoca uma queda média acima dos 6% na taxa de crescimento do consumo das famílias. Finalmente, no que se refere à taxa de juros, começando pela nominal, verificou-se significância estatística a 5% e sinal negativo apenas para a especificação III. Segundo o resultado para cada elevação de 1 ponto percentual da taxa SELIC o efeito médio sobre a taxa de crescimento do consumo é de 9%. Já na especificação VIII se verificou sinal negativo e significância estatística a 10% conclui-se que para cada 1 ponto percentual de elevação na taxa real de juros verifica-se uma queda média de 7% sobre a taxa de crescimento do consumo. O consumo, principalmente dos produtos que compõem o varejo ampliado é afetado pela elevação nos juros por vias do canal do crédito (CARDIM, *et.al.* 2007).

Foram verificados resultados estatisticamente robustos tanto no que se refere aos efeitos sobre os investimentos, quanto no consumo das famílias. Tem-se, ainda,  $R^2$  relativamente elevado para todas as especificações. Quanto as estimações por GMM interessa saber sobre a especificação dos modelos e a validade dos instrumentos e a estatística J estimada acima de 0,5, mostra que os instrumentos são válidos e que o modelo está devidamente ajustado, sem sobre identificação em todas as especificações. Já para os modelos estimados por MQO, convém algumas breves



considerações acerca do comportamento dos resíduos. Foram realizados dois testes para verificar a ausência de correlação serial: primeiramente a estatística Durbin-Watson apresentou resultado próximo de 2 para todas as especificações estimadas, indicando ausência de correlação serial. Quanto aos testes de Breusch-Godfrey a hipótese de correlação serial foi rejeitada, sobretudo nos modelos estimados sobre a FBCF. Finalmente, a eventual heteroscedasticidade dos modelos, foi tratada pelo método de White.

Foram verificados resultados estatisticamente robustos tanto no que se refere aos efeitos sobre os investimentos, quanto no consumo das famílias. Tem-se, ainda,  $R^2$  relativamente elevado para todas as especificações. Quanto as estimações por GMM interessa saber sobre a especificação

dos modelos e a validade dos instrumentos e a estatística J estimada acima de 0,5, mostra que os instrumentos são válidos e que o modelo está devidamente ajustado, sem sobre identificação em todas as especificações. Já para os modelos estimados por MQO, convém algumas breves considerações acerca do comportamento dos resíduos. Foram realizados dois testes para verificar a ausência de correlação serial: primeiramente a estatística Durbin-Watson apresentou resultado próximo de 2 para todas as especificações estimadas, indicando ausência de correlação serial. Quanto aos testes de Breusch-Godfrey a hipótese de correlação serial foi rejeitada, sobretudo nos modelos estimados sobre a FBCF. Finalmente, a eventual heteroscedasticidade dos modelos, foi tratada pelo método de White.

**Tabela 4 – Resultados (MQO e GMM): Efeitos sobre o Consumo das Famílias**

Variáveis / Especificações	Consumo 2008 – 18				Consumo 1999 – 2008			
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
Volatilidade	0.35 (0.46)	1.66 (1.04)	0.42 (0.48)	1.19 (0.78)	0.09 (0.37)	0.34 (0.50)	0.20 (0.29)	0.51 (0.22) <sup>B</sup>
PIB	0.62 (0.06) <sup>A</sup>	0.43 (0.12) <sup>A</sup>	0.62 (0.06) <sup>A</sup>	0.46 (0.12) <sup>A</sup>	0.67 (0.16) <sup>A</sup>	0.97 (0.17) <sup>A</sup>	0.67 (0.16) <sup>A</sup>	1.04 (0.15) <sup>A</sup>
NFSP	-0.26 (0.34)	0.60 (0.40)	-0.25 (0.33)	0.25 (0.46)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Selic	1.35 (1.36)	2.76 (2.29)	- -	- -	-3.81 (7.79)	-9.80 (4.26) <sup>B</sup>	- -	- -
Selic Real	- -	- -	0.93 (0.79)	5.04 (2.12) <sup>B</sup>	- -	- -	-4.80 (5.31)	-7.04 (4.16) <sup>C</sup>
IPCA	-0.78 (1.02)	-6.41 (1.95) <sup>A</sup>	- -	- -	0.80 (0.69)	1.47 (1.13)	- -	- -
Incerteza	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00) <sup>A</sup>	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Defasagens	-	1	-	1	-	3	-	3
Observações	42	40	42	40	78	75	78	75
Prob > F	0.00	-	0.00	-	0.00	-	0.00	-
R <sup>2</sup> (overall)	0.81	0.58	0.81	0.66	0.40	0.36	0.40	0.35
Durbin-Watson	2.26	2.14	2.27	2.11	2.48	2.36	2.50	2.33
Teste BG	0.00	-	0.00	-	0.03	-	0.02	-
Teste White	0.58	-	0.18	-	0.00	-	0.00	-
Teste RESET	0,01	-	0,01	-	0,46	-	0,25	-
Estatística J	-	0.14	-	0.20	-	0.61	-	0.67

Nota: Teste LM:  $H_0$  = não autocorrelação. Teste RESET:  $H_0$  = Ausência de variáveis omitidas. Teste J:  $H_0$  = Não sobre especificação do modelo. Teste White:  $H_0$  = Heteroscedasticidade.

<sup>A</sup>Significante a 1%, <sup>B</sup>Significante a 5% e, <sup>C</sup>Significante a 10%.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisou os 20 anos de regime de câmbio flutuante no Brasil e suas consequências para a demanda agregada no país. Também respondeu à pergunta sobre o canal de transmissão pelo qual a volatilidade da taxa de câmbio afeta o crescimento econômico. Seu objetivo, portanto, foi satisfeito, tendo sido possível verificar tal canal de transmissão é o investimento e não o consumo. As evidências mostraram que tais efeitos negativos da volatilidade do câmbio para os investimentos se ampliaram a partir da crise de 2008.

Não se propõe, de posse destes resultados, fixações ou intervenções na taxa de câmbio que possam trazer efeitos colaterais perigosos e inflacionários. Mas é preciso estar atento às causas da volatilidade cambial, isto pode requerer reformas institucionais que incentivem a formação de poupança doméstica (inclusive a poupança pública) e o financiamento dos investimentos. Ou ainda, aprimoramento institucional de forma a alinhar o mercado nacional de capitais às melhores práticas verificadas nos países avançados.

É preciso, ainda, dada a conjuntura econômica e política do país pós crise, recuperar o ambiente de normalidade e estabilidade no país, mitigando as incertezas políticas. Para isto, faz-se necessário: i) Solucionar a crise fiscal por vias das contrações de déficits involuntários que têm crescido nos anos recentes. ii) Pacificar a relação entre os poderes, restabelecendo competências e um ambiente harmônico. Dado que as reformas econômicas dependem de aprovação legislativa, que por sua vez depende da fixação de consensos políticos mínimos, a inexistência destes consensos causada por um ambiente de polarização, inviabiliza a adoção de reformas institucionais que impulsionem, o investimento e o crescimento econômico. O processo instaurado de polarização política causa incerteza econômica, que pode produzir efeitos deletérios sobre os investimentos e, conseqüentemente, sobre o crescimento.

O artigo respondeu a supracitada pergunta, mas novas perguntas podem oferecer uma

perspectiva futura para esta agenda de pesquisa. Primeiramente, é preciso compreender melhor as causas da volatilidade da taxa de câmbio, visto que ela afeta o crescimento e a acumulação de capital. Este artigo tomou a volatilidade da taxa de câmbio como um dado e testou seus efeitos sobre agregados macro. No entanto, há uma ampla agenda no sentido de responder empiricamente as causas desta volatilidade. Tal agenda pode se fixar na interface do conhecimento entre macroeconomia, ciências políticas e finanças para construções de artigos futuros.

---

## REFERÊNCIAS

ADLER, G. ; MANO, R. C. The Cost of Foreign Exchange Intervention: Concepts and Measurement. **Journal of Macroeconomics**, v. 67, p. 1 – 26, 2021.

AGHION, P. ; BACCHETTA, P. ; RANCIÈRE, R. ; ROGOFF, K. Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development. **Journal of Monetary Economics**, v. 56, n. 4, p. 494 – 513, 2009.

BAKER, S. R. ; BLOOM, N. ; DAVIS, S. J. Has Economic Policy Uncertainty Hampered the Recovery? **Hoover Institution Press**. February 2012.

BAKER, S. R. ; BLOOM, N. ; DAVIS, S. J. Measuring Economic Policy Uncertainty. **Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 4, 2016.

BELKE, A. ; KAAS, L. Exchange Rates Movements and Employment Growth: An OCA Assessment of the CEE Economies. **Empírica**, v. 31, p. 247 – 280, 2004.

BELLUZZO, L. G. O Declínio de Bretton Woods e a Emergência dos Mercados Globalizados. **Economia e Sociedade**, v. 4, n. 1, p. 11 – 20, 1995.

BERNHEIM, B. D. Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 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**, v. 65, p. 491 – 500, 2001.

BLOOM, N. The impact of Uncertainty Shocks. **Econometrica**. v. 77, n. 3, p. 623 – 680, 2009.

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. 1993.

BOSWORTH, B.; COLLINS, S.; CHEN, Y. Accounting for differences in economic growth. In KOHSAKA, A.; OHNO, K. (orgs.). **Structural Adjustment and Economic Reform: East Asia, Latin America, and Central and Eastern Europe**. Tokyo: Institute of Developing Economies. 1996.

BOX, G. ; JENKINS. G. **Time Series Analysis Forecasting and Control**, Holden-Day, San Francisco. 1970.

BRASIL, Banco Central do Brasil, Comunicado 6563. Brasília, DF. 1999.

BRASIL, Banco Central do Brasil, Comunicado 6565. Brasília, DF. 1999.

BRESSER-PEREIRA, L. C. ; GALA, P. Why Foreign Savings Fail to Cause Growth. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 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?** 1ª Edição. Campus Elsevier. São Paulo, p. 141 – 171, 2009.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. Ed. Cenage Learning. São Paulo. 2008.

CALDERÓN, C. ; DUNCAN, R. ; SCHMIDT-HEBBEL, K. Do Good Institutions Promote Countercyclical Macroeconomic Policies? **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 78, n. 5, 2016.

CAMPA, J. ; GOLDBERG, L. S. Investment in Manufacturing, Exchange Rates and External Exposure. **Journal of International Economics**, v. 38, p. 297 – 320, 1995.

CARDIM, F. J. C. ; SOUZA, F. E. P. ; SICSÚ, J. ; PAULA, L. F. R. ; STUDART, R. **Economia Monetária e Financeira**. 2ª Edição. Editora Campus Elsevier. São Paulo. 2007.

CARROLL, C. D. ; SAMWICK, A. A. How Important is Precautionary Savings? **Review of Economics and Statistics**, v. 90, p. 410 – 419, 1998.

CRAGG, J. G. More Efficient Estimation in the Presence of Heteroscedasticity of Unknown form. **Econométrica**, v. 51, n. 3, p. 751 – 763, 1983.

CRAINE, R. Risky Business: The Allocation of Capital. **Journal of Monetary Economics**, v. 23, p. 201 – 218, 1989.

DARBY, J. ; HALLETT, A. H. ; IRELAND, J. ; PISCITELLI, L. The impact of exchange rate uncertainty on the level of investment. *The Economic Journal*, Vol. 109, nº 454, p. 55-67, 1999.

DOLLAR, D. Outward Oriented Developing Countries Really do Grow More Rapidly. **Economic Development and Cultural Change**, n 4, p. 523 – 554, 1992.

DURBIN, J. ; WATSON, G. S. Testing for Serial Correlation in Least Squares Regressions I. **Biometrika**, v.37, p. 409 – 428, 1950.

EICHEGREEN, B. A Retrospective on the Bretton Woods System. Chicago. **The University Chicago Press**, 1993.

ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. **Econométrica**, v. 50, n. 4, p. 987 – 1007, 1982.

ENGLE, R. F. ; GRANGER, C. W. J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Tasting. **Econométrica**, v. 55, n. 2, p. 251 – 276, 1987.

FELDMANN, H. The Unemployment Effect of Exchange Rate Volatility in Industrial Countries. **Economics Letters**, v. 111, n. 3, p. 268 – 271, 2011.

FRIEDMAN, M. The Permanent Income Hypothesis. **Princeton University Press**, p. 20 – 37, 1957.

HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. **Econometrica**, v. 50, n. 4. p. 1029 – 1054, 1982.

HASHMI, M. S. ; CHANG, B. H. ; SHAHBAZ, M. Asymmetric Effect of Exchange Rate Volatility on India's cross-border Trade: Evidence from Global Financial Crisis and Multiple Threshold Nonlinear Autoregressive Distributed Lag Model. *Australian Economic Paper Wiley*, v. 60, p. 64 – 97.

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, 2011.

KALDOR, L. The Role of Effective Demand in the Short Run and the Long Run. In Barrére A. (Eds). **The Foundations of Keynesian Analysis**. Keynesian Studies. London. 1988.

KEYNES. J. M. Teoria Geral do Emprego, do Juro e do Dinheiro. 1ª Edição. Abril Cultural. São Paulo. [1936]1983.

MALTHUS, T. R. **Princípios de Economia**. 1ª Edição. Nova Cultural. São Paulo [1818] 1996.

MARSHALL, A. **Princípios de Economia**. 1ª Edição. Nova Cultural. São Paulo [1890] 1985.

RAMSEY, J. B. Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Analysis. **Journal of Royal Statistical Association**, v. 71, p. 350 – 371, 1969.

RICARDO, D. **The Principles of Political Economy, and Taxation**. 1ª Edição. Dover. New York, [1818] 2004.

RODRIK, D. The real exchange rate and economic growth. **Brookings Papers on Economic Activity**, nº 2, p.365-412, 2008.

RODRIK, D. SUBRAMANIAN, A. Why did Financial Globalization Disappoint? IMF Staff Papers, v. 56, n. 1, 2009.

SALOMÃO, B. A. N. ; SILVA, G. J. C. Desaceleração, Indústria e Demografia no Brasil: Uma Investigação sobre a Estagnação da Economia Brasileira. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 2, n. 43, p. 136 – 160, 2019.

SALOMÃO, B. A. N. Quando a Política Afeta a Economia? Os Efeitos da Instabilidade Macroeconômica e Incertezas Políticas sobre o Mercado de Capitais no Pós Crise. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 20, n. 1, p. 21 – 34, 2020.

SAY, J. B. **A Treatise on Political Economy**. 1ª Edição. Transcription. New Jersey. [1803] 2009.

SCHNABL, G. Exchange Rate Volatility and Growth in Emerging Europe and East Asia. **Open Economic Review**, v. 20, p. 565 – 587, 2009.

SIMÁKOVÁ, J. The Impact of Exchange Rate Development on Czeck Trade Flows. **Procedia. Economics and Finance**, v. 15, p. 129 – 136, 2014.



---

SMITH, A. **A Riqueza das Nações**. 1ª Edição. Volume II, Livro IV. Martins Fontes. Martins Fontes. São Paulo. [1967] 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**, v. 11, n. 3, p. 711 – 73, 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**, v. 38, p. 499 – 507, 2016.

VIEIRA, F. V. ; DAMASCENO. A. O. Desalinhamento cambial, Volatilidade cambial e Crescimento Econômico: Uma Análise para a Economia Brasileira (1995 – 2011). **Revista de Economia Política**, V. 36, n. 4, p. 704 – 725, 2016.

WERNECK, R. A Deterioração do Regime Fiscal no Brasil no Segundo Mandato de Lula e seus Desdobramentos. In Bacha, E. L.; Bolle, M. B. (Orgs) **Novos Dilemas da Política Econômica**. Rio de Janeiro. Ed. LTC. Cap. 23, 250 – 257, 2011.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria uma Abordagem Moderna**. 4ª Edição. Cengage Learning. São Paulo, 2010.

YUNG, J. Can Interest Rate Factors Explain Exchange Rate Fluctuations? **Journal of Empirical Finance**, v. 61, n. 34 – 56, 2021.