

Quando a Política afeta a Economia? Os Efeitos da Instabilidade Macroeconômica e Incertezas Políticas sobre o Mercado de Capitais no Pós Crise*

Resumo: A economia brasileira vem passando por um conjunto de choques de natureza política nos últimos 10 anos. Este artigo avalia se tais choques e se a volatilidade na taxa de câmbio exerceram efeitos sobre o valor das empresas listadas em bolsa no pós crise de 2008. Os resultados, estimados por OLS e GMM, apontam que estes choques políticos e a volatilidade da taxa de câmbio exercem efeitos estatisticamente significantes, causando relevantes reduções no valor das empresas no Brasil.

Palavras-chave: Volatilidade Cambial. Incerteza Política. Mercado de Capitais. Série de Tempo. Economia Brasileira.

Abstract: *The Brazilian economy has been going through a series of shocks of a political nature in the last 10 years. This article assesses whether such shocks and whether exchange rate volatility had an effect on the value of listed companies in the post-2008 crisis. The results, estimated by OLS and GMM, point out that these political shocks and the volatility of the exchange rate exchange rates exercise statistically significant effects, causing significant reductions in the value of companies in Brazil.*

Keywords: *Exchange Volatility. Political Uncertainty. Stock Market. Times Series. Brazilian Economy.*

Classificação JEL: F62; G12; G18.

Benito Adelmo Salomão Neto¹

¹ Doutorando em Economia pelo Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal de Uberlândia – basalomao@benitosalomao.com.br.

* Agradeço as contribuições de dois avaliadores anônimos que contribuíram com seus pareceres para o aprimoramento deste artigo. O presente trabalho foi realizado com o apoio da Coordenação de Aprimoramento de Pessoal de Nível Superior – Brasil CAPES – Código do Financiamento 001.

1. Introdução

O Brasil dos últimos anos foi alvejado por uma sequência de choques políticos. Na avaliação da conjuntura, uma máxima se popularizou ao ser repetida na imprensa em diversos momentos: “O Brasil vive uma fase em que a economia se descola da política”. O contexto em que este argumento é utilizado, normalmente é caracterizado por valorizações de ativos da Bolsa de Valores, em simultâneo a episódios negativos envolvendo o governo. Afinal, é possível que política e economia se descolem?

O objetivo do artigo é entender os impactos deste fenômeno sobre o mercado de capitais no Brasil entre janeiro de 2007 e julho de 2018. A hipótese é que choques políticos afetam negativamente o valor das empresas listadas em Bolsa e, portanto, um possível descolamento entre a economia (representada pelo mercado financeiro) e a política não se verifica. A primeira contribuição do ensaio é a consonância com uma discussão internacional contemporânea que busca associar o desempenho da política afetando a economia (Bloom *et. al.* 2012). A segunda contribuição consiste na interdisciplinariedade, uma vez que se relacionam elementos da macroeconomia, finanças e ciência política.

A terceira contribuição é de natureza metodológica, dado que serão utilizadas técnicas econométricas distintas afim de garantir robustez aos resultados. Neste artigo as regressões serão estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e também pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM). A quarta contribuição, consiste na construção de uma variável *proxy* para a volatilidade da taxa de câmbio, a ser estimada pela aplicação de técnicas de Heterocedasticidade Condicional (ARCH; GARCH) aos dados da taxa de câmbio real efetiva.

O artigo se divide em cinco seções a partir desta introdução: na seção dois será realizada uma breve revisão da literatura nacional e internacional acerca do tema. Em seguida, na seção três serão apresentadas as estratégias empíricas para estimação da série de volatilidade da taxa de câmbio. Na seção quatro serão apresentadas as estratégias empíricas para as estimações, bem como a especificação dos modelos e os dados a serem utilizados. Finalmente na seção cinco serão apresentados e comentados os resultados. O artigo será concluído com uma breve seção de considerações finais.

2. Referencial Teórico e Contextualização

O Brasil pós crise foi caracterizado por intensas incertezas políticas, que têm afetado o desempenho da economia principalmente pelo canal das expectativas. É verdadeira a tese de que tais incertezas exercem efeitos distintos, em diferentes mercados de uma economia. Pelo seu caráter irreversível, os investimentos na economia real podem ser mais afetados do que as aplicações nos mercados financeiros e de capitais, cuja natureza especulativa permite ao investidor auferir ganhos tanto na alta, quanto na baixa de um determinado ativo (Keynes, 1936).

Assumindo uma economia aberta e regime de câmbio flutuante, os efeitos das expectativas sobre a taxa de câmbio aparecem recorrentemente, causando flutuações na cotação da moeda, ainda que isto não esteja atrelado a nenhuma mudança estrutural nas transações reais do balanço de pagamentos. A determinação da taxa de câmbio, se dá pela interação entre oferta e demanda no mercado de divisas e existem capitais voláteis que podem entrar e sair da economia doméstica sem maiores restrições. Henry (2007) argumenta que a liberalização das contas de capital, dos países em desenvolvimento, direciona o excesso de poupança das economias avançadas para as emergentes, cuja demanda de investimentos é superior à poupança doméstica.

Já Borio e Disyatat (2011) argumentam que as evidências não corroboram com a premissa teórica de Henry (2007). Segundo os autores, mesmo após a liberalização da conta de capital em economias em desenvolvimento (América Latina e Ásia), os fluxos de capitais continuaram circulando majoritariamente entre economias avançadas (Estados Unidos e Europa). Já Rodrik e Subramanian (2009) apontam que a liberalização da conta capital e financeira serviu para apreciar a taxa de câmbio nas economias emergentes, o que desestimulou o setor de manufatura doméstica, comprometendo o desempenho econômico destes países.

O Brasil pós plano Real adotou por alguns anos o regime de câmbio fixo. No entanto, após uma crise de insuficiência de reservas em 1999, o país adotou um sistema de câmbio flutuante e metas de inflação (Carneiro e Wu, 2011). Este novo padrão de política econômica, resultou em um equilíbrio macroeconômico caracterizado por taxas de juros excessivamente altas (Bacha, 2012), somado a alta volatilidade na taxa de câmbio (Vieira e Damasceno, 2016). Esta arquitetura macroeconômica pode afetar o desempenho do setor de *tradesbles* e resultar em um conjunto de prejuízos à economia (Bresser e Marconi, 2009).

Desde 2008, muitas democracias têm passado por um conjunto de choques políticos que podem estar afetando a economia. O excesso de ruídos políticos podem causar a contaminação do ambiente de expectativas e comprometer decisões econômicas, alguns mercados sentem esta inversão de expectativas primeiro do que outros. Baker *et al.* (2016) desenvolveram um índice de incerteza política e econômica com base em três elementos: i) manchetes de jornais, ii) consulta ao orçamento votado no parlamento dos países para os quais é calculado o índice e, iii) dispersão entre as previsões e a realização de agregados macroeconômicos a partir de expectativas formadas por analistas do mercado financeiro.

Os gráficos 1, 2, 3 e 4 mostram respectivamente o comportamento da volatilidade cambial, da taxa básica de juros Selic over, do valor real das empresas brasileiras listadas em Bolsa de Valores com o ajuste sazonal e do Índice de Incerteza Política (EPU) para a economia brasileira entre os meses de janeiro de 2007 e julho de 2018.

Gráfico 1: Volatilidade da Taxa de Câmbio

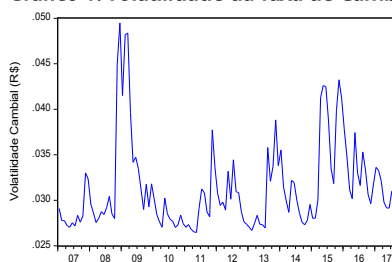


Gráfico 2: Taxa SELIC

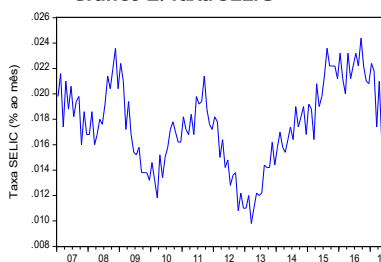


Gráfico 3: Valor Real das Empresas

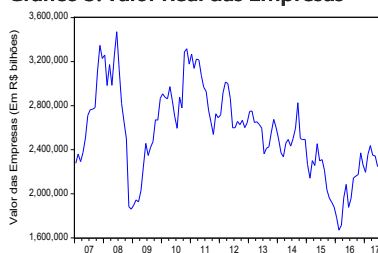
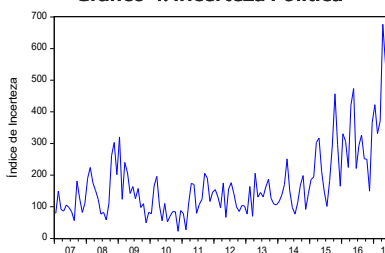


Gráfico 4: Incerteza Política



Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews: Volatilidade Cambial estimada a partir da série mensal da Taxa de Câmbio Real Efetiva. Dados da Selic Over disponíveis no Banco Central do Brasil. Dados do Valor Real das Empresas também disponíveis no

Banco Central e deflacionados a partir dos dados do IPCA do IBGE e dessazonalizados. Finalmente o Índice de Incerteza da economia brasileira está disponível no Economic Policy Uncertainty.

Analisando os gráficos de 1 a 4, verifica-se que períodos de alta volatilidade da taxa de câmbio se tornaram recorrentes na economia brasileira pós crise 2008 (Gráfico 1). Verifica-se também que as incertezas políticas assumem uma tendência crescente a partir de meados de 2012 (Gráfico 4). Quanto a taxa de juros, tem-se o revezamento de momentos de alta e baixa (Gráfico 2). Finalmente, verifica-se uma perda substancial no valor real das empresas listadas no Ibovespa (Gráfico 3).

Inúmeros trabalhos têm empenhado esforços em testar os efeitos de uma alta volatilidade da taxa de câmbio sobre a economia. No âmbito internacional, Dollar (1992) realiza um estudo para 95 economias avançadas e emergentes, no qual estima efeitos negativos sobre as taxas de crescimento de longo prazo. Já Bosworth *et. al.* (1996) encontram resultados semelhantes para uma amostra de 88 economias. No que se refere aos efeitos da volatilidade na taxa de câmbio sobre o emprego, Belke e Kaas (2004) e também Feldman (2011) estimam que economias que apresentam maior volatilidade da taxa de câmbio têm maior desemprego. Darby *et. al.* (1999) encontraram efeitos negativos sobre a formação bruta de capital em países europeus. Já Bleaney e Greenaway (2001) reproduziram resultados semelhantes para países da África Subsaariana. Finalmente Aghion *et. al.* (2009) estimam efeitos negativos sobre a produtividade das economias.

Para o Brasil evidências de que a volatilidade da taxa de câmbio prejudicam o crescimento econômico foram encontradas em artigo de Vieira e Damasceno (2016), os autores estimam tanto os efeitos da volatilidade, quanto do desalinhamento da taxa de câmbio entre os anos de 1995 e 2011. Também Holland *et. al.* (2011) estimam efeitos negativos da volatilidade cambial sobre o PIB para 82 economias.

Quanto ao indicador de incerteza (EPU), para a economia brasileira, este apresenta uma trajetória crescente para o período. Isto se intensifica a partir de 2014, o que se justifica devido as eleições daquele ano e a choques políticos tais como o *impeachment* em 2016, o julgamento de cassação da chapa eleita, ou ainda as denúncias de corrupção que se sucederam durante todo este período. Tais choques políticos podem ter exercido efeitos na economia. Desde a proposição do índice de incerteza política (EPU) por Baker *et. al.* (2016), a literatura vem incorporando na discussão. Há por exemplo, trabalhos que testam os efeitos da incerteza sobre a inflação (Leduc e Liu, 2016), ou ainda, sobre a política monetária e a taxa de juros (Basu e Bundick, 2017). Já Nilavongse *et. al.* (2019) testam os efeitos de choques de incerteza sobre a taxa de câmbio.

3. A Medida de Volatilidade da Taxa de Câmbio

Considerando a volatilidade da taxa de câmbio como a dispersão desta variável em relação à sua tendência, quando esta dispersão é maior diz-se que o comportamento da taxa de câmbio é mais volátil. Dito isto, a primeira contribuição do artigo foi a construção de uma medida de volatilidade da taxa de câmbio. Para tanto, foram utilizados, como em Vieira e Damasceno (2016), os dados mensais referentes à taxa de câmbio real efetiva das exportações brasileiras, cujo ano base é 2010. Seja, portanto, a taxa de câmbio real efetiva representada pela equação 1.

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

Tem-se que a variável ε_{it} consiste na taxa de câmbio real efetiva do Brasil apurada no período t . Já a variável ε_{kt} consiste nas respectivas taxas de câmbio de um conjunto k de economias que tem relações comerciais com o Brasil. As variáveis P_t e P_{kt} são respectivamente os níveis de preço da economia doméstica e das k economias para as quais o país comercializa. Estabelecida a taxa de câmbio real efetiva para a economia brasileira no período t , a estratégia para estimar a série de volatilidade da taxa de câmbio, se deu conforme Holland *et al.* (2011), primeiramente apurando a diferença da taxa de câmbio em relação à sua defasagem imediatamente anterior, por vias de uma função *log*:

$$\ln \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (2)$$

Em seguida, foram realizados os testes de estacionariedade da série com vistas a garantir a ausência de raiz unitária e a confiabilidade estatística dos testes. Neste artigo utilizou-se os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips Perron (PP) e KPSS. Os resultados destes testes estão apresentados na Tabela I, o intervalo de confiança para aceitar ou rejeitar a hipótese estacionariedade é de 5%.

Tabela I – Teste de Raiz Unitária de ε_{it}

Discriminação	Constante	Tendência	Estatística t	P – 5%
ADF	Sim	Sim	-8,1706	-3,4461
PH. Perron	Sim	Sim	-8,0541	-3,4461
KPSS	Não	Não	0,4593	0,4630

Nota: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews. Hipótese nula dos testes do ADF e PP de raiz unitária, já a hipótese do KPSS é de estacionariedade.

A terceira etapa do processo de construção da medida de volatilidade cambial, se deu através da função de auto correlação parcial (FACP), se valendo de um processo ARMA capaz de lidar com a média condicional. A função de auto correlação estimada para um processo de máxima verossimilhança foi um AR(1) e um MA(2), as respectivas FAC e FACP da série estimada em log da taxa de câmbio real efetiva segue na Tabela II.

Tabela II – Função de Auto Correlação e de Auto Correlação Parcial de $\ln \varepsilon_{it}$

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

Nota: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews.

Uma vez verificado que o processo pelo qual se tem a representação da média condicional da amostra consiste em um ARMA(1,2), torna-se possível analisar o correlograma e verificar a máxima ordem da estrutura da variância estimada por uma função de variância condicional do tipo ARMA + XARCH. O ganho de se utilizar os modelos ARCH, para estimar séries de dispersão, se dá devido ao fato de que estes modelos estimam a variância condicional de momento, isto é, eles consideram as dependências condicionais de mais de um momento na série. Graças a isto é possível captar as alternâncias entre períodos de maior e menor volatilidade. Desta forma, assumindo o tempo discreto e condicionado à informação conhecida em $t - 1$, é possível estimar a dispersão da taxa real de câmbio real efetiva aplicando um modelo ARCH.

Para garantir a estacionariedade da série, no entanto, optou-se para estimar a variância condicional do câmbio pela utilização de uma técnica mais parcimoniosa, tal como o modelo GARCH. De posse finalmente, da variância condicional do *log* da taxa de câmbio real efetiva, tem-se como uma *proxy* adequada da volatilidade cambial o desvio padrão da série. Em resumo, a medida construída de volatilidade da taxa de câmbio, consiste no desvio padrão das variâncias condicionais a partir de um modelo do tipo GARCH.

4. Estratégias Empíricas

Como já mencionado, o objetivo do artigo é avaliar os efeitos da volatilidade da taxa de câmbio e da incerteza política sobre o valor das empresas listadas no Ibovespa. A hipótese é que uma maior incerteza política e uma flutuação excessiva da taxa de câmbio reduziram o valor destas empresas. A variável explicada deste artigo é o valor real destas empresas, disponibilizada no portal do Banco Central do Brasil, dessazonalizada e deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com data base de janeiro de 2007.

Retornando a pergunta que motivou este artigo, é possível que a economia tenha se descolado da política? Aqui se buscou responder a esta pergunta partindo de duas variáveis *proxies* para auferir este comportamento, a incerteza política e a volatilidade da taxa de câmbio. No que se refere a variável incerteza política foi utilizado o *Uncertainty Policy Index* (EPU) para a economia brasileira de Baker *et. al.* (2016). Quanto a volatilidade da taxa de câmbio, como visto anteriormente, esta foi estimada a partir de procedimento descrito na seção anterior. Acredita-se que sua inclusão nas especificações, se justifica devido a entradas e saídas de capitais provocadas por fenômenos conjunturais (Bresser e Gala, 2007).

A escolha das variáveis explicativas que determinam a especificação do modelo a ser estimado, se deram de acordo com a literatura. Por exemplo, Cardim *et. al.* (2007) relatam a existência do efeito riqueza nas economias, isto é, diante de uma política monetária expansionista, caracterizada pela queda na taxa nominal de juros, o custo de oportunidade entre investir na renda fixa ou na renda variável se altera, provocando a migração de investimentos e causando, desta forma, uma elevação do preço destas ações. Por esta razão utilizou-se como variável explicativa neste modelo a taxa nominal de juros Selic over.

Dado que o debate econômico no Brasil dos últimos anos, esteve focado excessivamente na sustentabilidade da política fiscal, assume-se que um dos fatores causadores das incertezas econômicas, são as desconfianças que pairam sobre a capacidade política de conduzir as reformas necessárias para corrigir a trajetória do déficit público. Por esta razão, optou-se por incluir no modelo uma variável capaz de captar se os problemas fiscais exercem efeitos sobre o valor das empresas. Se optou pela Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP).

Foram utilizadas também, como variáveis de controle, as ações emitidas no mercado primário e também pela taxa de rentabilidade dos fundos de investimentos. A opção pelas emissões se deu devido ao provável efeito do aumento de oferta de ações no mercado primário, que pode causar, pela lei de oferta e demanda, a redução do preço. Já no que se refere à rentabilidade dos fundos, considera-se que um melhor desempenho dos mesmos tende a aumentar a demanda por quotas e isto pode exercer um efeito indireto no valor das empresas.

Assumindo que investidores possuem um comportamento *forward looking*, ou seja, que a percepção quanto a economia futura importa para as decisões do presente,

foi testado se as taxas de juros futuras exercem efeitos sobre o valor das empresas. Se a ponta longa da taxa de juros é maior, isto pode indicar que investidores desejam um prêmio para rolar a dívida do governo brasileiro, evidenciando desconfiança. Neste caso, os agentes arbitram entre alocar sua riqueza em títulos públicos ou privados. Por esta razão, um modelo adicional foi estimado controlando os efeitos da estrutura a termo da taxas de juros das Letras do Tesouro Nacional LTN, para os períodos de 1, 3, 6 e 12 meses respectivamente. A Tabela III resume todas as variáveis utilizadas nas estimações.

Tabela III – Variáveis Explicativas do Modelo

Sigla	Variável	Fonte
$Valor_t$	Valor real das empresas listadas no Ibovespa (em bilhões de R\$ de 2007) ²	BCB
$Volat_t$	Volatilidade da Taxa Real Efetiva de Câmbio	IPEADATA
Inc_t	Índice de Incerteza Política	EPU
$Selic_t$	Taxa básica de juros nominal da economia brasileira	BCB
Y_t	Índice de atividade econômica do Banco Central IBC-BR	BCB
$NFSP_t$	Necessidade de Financiamento do Setor Público	BCB
$Rent_t$	Rentabilidade dos Fundos de Investimentos	BCB
Ems_t	Emissões de ações no mercado primário	BCB
LTN_t	Taxa de juros de títulos do Tesouro com vencimento futuro.	IPEADATA

Nota: Elaboração Própria. Fontes: BCB: Banco Central do Brasil, EPU *Economic Policy Uncertainty*.

As especificações dos modelos a serem estimados, são apresentados nas equações (3) e (4), denominadas, respectivamente, como modelos restrito e ampliado, cuja única diferença é a substituição da variável Selic over na equação (3) pela estrutura a termo das LTNs com prazos de vencimento respectivamente de 1, 3, 6 e 12 meses.

$$valor_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 Inc_t + \beta_3 Selic_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 Em_t + \beta_6 Rent_t + e_t \quad (3)$$

Para t : Janeiro/2007 até julho/2018.

No qual a variável $Valor_t$ é o valor das empresas listadas em Bolsa. $Volat_t$ consiste na volatilidade estimada para a taxa de câmbio. Inc_t consiste no indicador de incerteza política para a economia brasileira. $Selic_t$ é a taxa de juros básicas da economia brasileira. $NFSP_t$ é a Necessidade de Financiamento do Setor Público. Tem-se ainda, a variável Em_t que consiste nas emissões de ações no mercado primário e, finalmente, $Rent_t$ que é a rentabilidade dos fundos de investimentos. Finalmente, um termo de erro aleatório descrito por e_t . O termo β_0 é o parâmetro de intercepto e os termos $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$ e β_6 são os coeficientes de inclinação do modelo.

Quanto ao modelo ampliado, será substituída a variável ($Selic_t$) pelas taxas de juros futuras da economia brasileira (LTN_t), ou seja, na estrutura a termo da dívida do Tesouro Nacional para 1 mês, 3 meses, 6 meses e 12 meses, conforme demonstrado na equação (4).

$$valor_t = \beta_0 + \beta_1 Volat_t + \beta_2 Inc_t + \beta_3 LTN_t + \beta_4 NFSP_t + \beta_5 Em_t + \beta_6 Rent_t + e_t \quad (4)$$

Para t : janeiro/2007 até julho/2018.

Definidos os modelos a serem estimados, é preciso descrever as estratégias empíricas. O primeiro conjunto de estimações foram realizadas pelo Método dos Mínimos

² Os dados do valor das empresas listadas no Ibovespa estão disponíveis nas séries desativadas do BCB, não há glossário na série utilizada como variável explicativa detalhando as características dos dados, não havendo, portanto, como saber se novas empresas passaram a compor a amostra. Portanto, na ausência de informações adicionais este trabalho assume o valor destas empresas como sendo um conjunto fixo de empresas listadas na amostra.

³ Para que haja inexistência de viés no OLS, entre outras coisas, é preciso se verificar ausência de correlação serial, isto é, que as variáveis explicativas tenham média condicional = 0 para com o termo de erro. Sobre isto ver Woodridge (2010).

Quadrados Ordinários (OLS) para séries de tempo. Entretanto, em função de suas premissas extremamente restritivas³ para um estimador não viesado de OLS, e também para lidar com eventuais problemas de auto correlação serial e heterocedasticidade, além de auferir mais robustez aos resultados, optou-se por estimar as equações (3) e (4) também pelo Método dos Momentos Generalizados (GMM) de Hansen (1982). Esta mesma estratégia foi também utilizada por Vieira e Damasceno (2016).

Para que os estimadores de OLS sejam consistentes, é preciso verificar ausência de correlação $\text{Corr}(X_{jt}, e_t) = 0$. Também é preciso que todos os regressores do modelo sejam estritamente exógenos, isto implica em assumir que para todos os períodos t , as variáveis explicativas X_{jt} sejam não correlacionadas com o termo de erro e_t . Para garantir que estas premissas sejam respeitadas e que os estimadores de OLS sejam, ao mesmo tempo, consistentes e não viesados, dois testes estatísticos serão utilizados, Durbin e Watson (1950) e Breusch-Godfrey. Já para lidar com uma eventual presença de heterocedasticidade dos resíduos, as estimações serão corrigidas pelo método de White.

Para maior confiabilidade dos resultados estimados, será empregado ainda, o Método dos Momentos Generalizados (GMM). Tal método consiste em igualar o momento de uma distribuição a um valor, se X_{jt} e e_t são completamente independentes, tem-se o estabelecimento de uma condição de momento. Existem algumas vantagens na aplicação deste método. Primeiro, trata-se de método generalizado em que as condições de momento podem ser maiores do que os parâmetros estimados. Ademais, se X_{jt} e e_t é uma condição de momento, pode-se relaxar a hipótese de ausência de correlação serial, isto se dá em função da utilização de variáveis instrumentais Z_{jt} , que têm correlação com a variável X_{jt} , mas não com o termo de erro e_t . Trata-se de um método eficiente para lidar com a endogenia.

Dado que as estimações por GMM a serem apresentadas, são séries de tempo que sofrem um processo autorregressivo, é possível utilizar as próprias defasagens dos regressores como variáveis instrumentais. O cuidado a ser tomado é com a eventual perda dos graus de liberdade das estimações, que podem reduzir a eficiência dos parâmetros. Para lidar com o problema, se utilizará um grande período amostral. Em todo caso, para lidar com uma eventual sobre especificação do modelo, será apresentado o teste J, que testa se as condições de momento têm média zero, ou seja, se há excesso de graus de liberdade em relação aos parâmetros estimados.

Finalmente, para garantir a confiabilidade nos resultados, é preciso garantir a ausência de raiz unitária das séries, para não incorrer no problema de regressão espúria⁴, auferindo causalidade onde não há. Optou-se pela estimação de três testes de raiz unitária. Os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips Perron (PP) assumem a hipótese de não estacionariedade. Sendo que o segundo teste detém a vantagem de que ele permite uma especificação independente das ordens p e q de um modelo ARIMA $(p, 1, q)$, fazendo correção paramétrica do testes ADF quanto a sua consistência. Por fim, o teste KPSS cuja hipótese é de inexistência de raiz unitária e cujo poder estatístico é maior. Foram aceitas como estacionárias séries com p -crítico acima de 5%. Os resultados dos testes de raiz unitária seguem na tabela IV.

⁴ Ver Bueno (2008).

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

Discriminação	ADF	P- 5%	PP	P- 5%	KPSS	P- 5%
$Valor_t$	-10.432	-1,9434	-10.530	-1,9434	0.1335	0,463
$Volat_t$	-4.0809 ^(c)	-3,4458	-4.1962 ^(a)	-3,4458	0.0719 ^(c)	0,146
Inc_t	-5.6578 ^(a)	-3,4458	-5.6293 ^(a)	-3,4458	0.0893 ^(c)	0,146
$Selic_t$	-27.605	-1,9463	-2.9268 ^(a)	-2,8844	0.2399 ^(a)	0,463
$NFSP_t$	-49.960	-1,9463	-10.1722 ^(c)	-3,4461	0.4213 ^(a)	0,739
$LTN1_t$	-3.7195 ^(c)	-3,4461	-3.7223 ^(c)	-3,4461	0,2400 ^(a)	0,463
$LTN3_t$	-31.149	-1,9434	-3,1149	1,9434	0,2071 ^(a)	0,463
$LTN6_t$	-4.2155 ^(c)	-3,4461	-3.9735 ^(c)	-3,4461	0,1739 ^(a)	0,463
$LTN12_t$	-6.0496 ^(c)	-3,4461	-6.1106 ^(c)	-3,4461	0.1288 ^(c)	0,146

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

A ausência de estacionariedade em uma série é passível de tratamento, convertendo-as em primeira diferença, ao fazê-lo, o risco que se incorre é o de prejudicar a inferência estatística dos resultados (WOODRIDGE, 2010). A Tabela IV mostra os testes de raiz unitária para todas as variáveis de interesse, constatando que as séries são estacionárias e, portanto, os resultados estimados por OLS ou GMM são confiáveis, não havendo risco de regressão espúria.

5. Análise dos Resultados

Durante o período recente, mesmo diante do baixo desempenho econômico e do aprofundamento da crise fiscal, o mercado financeiro apresentou momentos de bom desempenho. Flutuações neste mercado estão relacionadas com o estado de expectativas da economia, podendo ser altamente contaminadas por choques políticos aparentemente desconectados da economia. Em períodos de maior confiança sobre a consolidação das agendas do governo, verifica-se uma expansão maior do valor dos ativos, já momentos de maior pessimismo, são acompanhados de retração no valor destas empresas.

O estado de confiança sobre a economia e sobre os agregados financeiros não depende, como colocado por Keynes (1936), do desempenho presente da economia, mas sim da forma como se enxerga sua performance futura. Por esta razão, mesmo diante de um baixo crescimento e do aprofundamento da crise fiscal no curto prazo, os investidores podem prever um cenário melhor no médio prazo. No que se refere à crise fiscal, a aprovação do Novo Regime Fiscal pode ter contribuído com este novo estado de expectativas.

Incertezas políticas podem ser sentidas também no mercado de divisas, com movimentos de capitais de curto prazo na economia refletindo sobre a taxa de câmbio. Isto pode ocorrer na ausência de mudanças Transações Reais do Balanço de Pagamentos, dependendo do estado de expectativas sobre inúmeras variáveis da economia. Ao decidir portar ativos e carrega-los ao longo do tempo, os agentes formam expectativas racionais (Lucas, 1976), sendo desprezíveis as barreiras à entrada e saída no mercado de capitais, a decisão de portar um ativo em moeda doméstica ou estrangeira torna-se reversível.

O ambiente econômico e político influenciam as condições de alocação de portfólio dos agentes, que decidem sobre a alocação da riqueza olhando para frente. Foi verificado, desde os economistas clássicos que em maior ou menor grau os agentes apresentam

alguma aversão ao risco. “O princípio gerador da poupança, é portanto, a segurança e o princípio gerador do investimento é a estabilidade” (MARSHALL. P. 199. 1985). As palavras de Marshall são atuais e necessárias, uma vez que em um ambiente de instabilidade e insegurança, as decisões de investimentos são postergadas. Feitas estas considerações, a análise dos resultados começa com a apresentação das estatísticas descritivas na Tabela V.

Tabela V – Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

Variável	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. Padrão	Observações
$Valor_t$	2.560.494	2.562.916	3.393.306	1.731.791	392.495	127
$Volat_t$	0,03144	0,029814	0,049488	0,02647	0,004913	127
Inc_t	172,8297	146,26	676,96	22,3	109,2068	127
$Selic_t$	0,017594	0,0174	0,0244	0,0098	0,003324	127
$NFSP_t$	0,042262	0,04	0,0722	0,0288	0,010341	127
$LTN1_t$	0,01116	0,0112	0,0146	0,0072	0,002008	127
$LTN3_t$	0,011083	0,0111	0,0145	0,0711	0,002076	127
$LTN6_t$	0,011119	0,0111	0,0151	0,007	0,002104	127
$LTN12_t$	0,011311	0,011339	0,015753	0,007075	0,002071	127

Fonte: Elaboração própria a partir das saídas do Eviews.

Antes de dar início à interpretação dos resultados apresentados na Tabela VI, convém informar que as especificações I e II se deram com base na na equação (3), estimadas respectivamente por OLS e GMM. Já as especificações III e IV, foram estimadas a partir do modelo ampliado apresentado na equação (4), considerando a estrutura a termo da taxa de juros, sendo estas especificações estimadas respectivamente por OLS e GMM.

Começando a interpretação dos resultados pelos efeitos da volatilidade da taxa de câmbio sobre o valor das empresas. Se verificou significância estatística a 1% e sinal negativo para todas as especificações. Houve diferença, no entanto, na magnitude dos resultados obtidos. No que se refere as estimações por OLS, especificações I e III, verificou-se que para um crescimento de 1 ponto na volatilidade na taxa de câmbio, a redução média no valor das empresas é de R\$33.158 e R\$34.184 milhões. Já nos resultados estimados por GMM, a queda no valor das empresas é ainda maior, foi verificado que para cada elevação de 1 ponto na volatilidade da taxa de câmbio, a queda média no valor das empresas é respectivamente de R\$43.943 e R\$45.962 milhões.

No que se refere à incerteza política, foi verificado sinal negativo em todas as especificações e significância estatística a 1% nos modelos I, II e III. Segundo os resultados encontrados nos modelos I e III estimados por OLS, para cada 1 ponto de expansão no índice de incerteza, o valor das empresas se retrai em média entre R\$1.115 e R\$818. Foi ainda verificada uma queda média de R\$1.293 na equação II estimada por GMM. Tanto os resultados referentes à volatilidade cambial, quanto a variável de incerteza política, ambas aqui tratadas como *proxies* para incerteza política, corroboram com a hipótese inicial deste artigo de que um eventual descolamento entre política e economia não se verifica, ou seja, política e economia se relacionam.

Tabela VI – Resultados: Efeitos sobre o valor das empresas listadas em bolsa

Variáveis/ Especificações	I	II	III	IV
<i>Volatilidade</i>	-33.158.820 (4410933) ^(a)	-43.943.645 (9693136) ^(a)	-34.187.484 (4810446) ^(a)	-45.962.029 (7475100) ^(a)
<i>Incerteza</i>	-1.115 (279) ^(a)	-1.293 (517) ^(a)	-818 (282) ^(a)	-665 -626
<i>Selic</i>	-7.654.275 -8112050	22.107.205 -17433877	-	-
<i>N F S P</i>	-	-6.012.411	-7.969.731	-12.784.504
<i>Rentabilidade</i>	(2825448) ^(b) -6.918.960 -8101707	-4515325 25.924.843 (14434702) ^(c)	(2987970) ^(a) -4.253.810 -8220340	(5094684) ^(a) 34.512.110 (16038431) ^(b)
<i>Emissões</i>	9 -173	803 -561	20 -170	383 -398
<i>LTN1</i>	-	-	127.826.053	503.158.059
<i>LTN3</i>	-	-	-85227879	(188989771) ^(a)
<i>LTN6</i>	-	-	-298354965	(757162678) ^(b)
<i>LTN12</i>	-	-	280.431.176	1.837.367.966
	-	-	-345722959	(867204310) ^(b)
	-	-	69.236.274	-349.678.101
	-	-	-125629272	-287399293
Constante	Sim	Sim	Sim	Sim
Defasagens Instrumentais	-	3	-	3
Observações	127	124	127	124
Prob > F	0.000000	-	0	-
R ² (overall)	0.525394	0.267379	0.574937	0.323730
Durbin-Watson stat	0.420514	1.092.411	0.453112	1.172.552
Teste BG (MQO)	0.00000	-	0.0000	-
Estatística J (GMM)	-	0.667534	-	0.509859

Nota: ^(a) Significante a 1%, ^(b) Significante a 5% e, ^(c) Significante a 10%.

Como argumentado anteriormente, as incertezas políticas no Brasil, estão contextualizadas em um ambiente de ceticismo quanto ao futuro da política fiscal no longo prazo. Os resultados contemplam esta hipótese, a variável Necessidade de Financiamento do Setor Público apresentou, em todas as especificações, sinal negativo e se verificou significância estatística a 1% nas especificações III e IV e a 5% na especificação I. Os resultados por OLS mostram que um crescimento de 1 p.p. na NFSP, reduz em média o valor das empresas em R\$6.631 e R\$7.969 milhões respectivamente. Já o resultado obtido por GMM (especificação IV), retrata uma queda de R\$12.784 milhões em resposta a uma elevação de 1 p.p. na NFSP.

A quarta variável é a rentabilidade dos fundos de investimentos, que apresentou, como esperado, sinal positivo sobre o valor das empresas e significância estatística a 5% e 10% nas especificações II e IV respectivamente, ambas estimadas por GMM. Os resultados mostram que se a rentabilidade dos fundos aumentam, isto causa uma elevação do valor das empresas em média de R\$25.924 e R\$34.512 milhões. Já no que se refere, finalmente, à estrutura a termo da taxa de juros, foi verificada significância estatística apenas na especificação IV e para as LTNs de prazo igual a 1 mês, 3 meses e 6 meses. Apenas a taxa de juros de 3 meses apresentou efeitos negativos sobre o valor das empresas, as demais taxas apresentaram efeitos positivos.

Os resultados apresentados mostram os efeitos negativos que as incertezas políticas e da volatilidade da taxa de câmbio exercem sobre as empresas do mercado de capitais. Em outras palavras, não se pode dizer, com base nestas estimações que a economia se descola da política. Tais resultados são estatisticamente robustos, uma vez que foram estimados por duas técnicas econométricas distintas. Ademais foram realizados testes adicionais que demonstram a confiabilidade dos resultados. No caso das estimações por OLS, a eventual presença de heteroscedasticidade dos resíduos foi corrigida pelo método de White e eventuais problemas de correlação serial apresentados pelo teste de Breusch e Godfrey, que poderiam eventualmente comprometer a consistência dos resultados estimados por MQO, não causam prejuízos aos resultados, uma vez que as

estimações por GMM lidam com problemas de correlação serial e apontam para resultados semelhantes em sinal e significância estatística, apresentando evidências no mesmo sentido. Já no que se refere às estimações por GMM, a estatística J com prob superior a 0,5 mostra que os testes rejeitam a hipótese de proliferação de instrumentos e sobre identificação dos modelos.

6. Considerações Finais

Os objetivos do artigo foram satisfeitos uma vez que os resultados estimados respondem a pergunta feita e corroboram com as hipóteses apresentadas. Os resultados estimados por duas OLS e GMM mostraram que a tese de descolamento entre economia e política não se verifica. Pelo contrário, verificou-se que tanto a volatilidade da taxa de câmbio, oriunda de ambientes políticos conturbados, quanto o índice de incerteza política, afetam significativamente e negativamente o valor das empresas no mercado de capitais.

O Brasil viveu nos últimos anos uma sequência de choques de natureza política, um ambiente de excessiva polarização entre grupos de situação e oposição se somaram a denúncias de corrupção que ameaçavam a continuidade de diversos governos, impeachment, abertura de processo pela impugnação da chapa presidencial. Todos estes choques, além dos seus efeitos sobre o humor do mercado, atrasaram a agenda legislativa produzindo efeitos econômicos e agravando a crise fiscal. Estas incertezas políticas, exerceram um efeito prejudicial sobre o valor das empresas.

Pode-se concluir que na presença de instabilidade política, déficits fiscais elevados e flutuações excessivas na taxa de câmbio, os ciclos de alta no valor das empresas listadas em Bolsa podem até ocorrer, porém serão curtos e reversíveis, caracterizados por movimentos puramente especulativos. Para que o valor das empresas no mercado de capitais nacional possa se expandir de forma perene, sustentável e robusta, o país precisa em primeiramente ser pacificado politicamente, arrefecendo-se as polarizações. Em segundo lugar, precisa de uma agenda de desenvolvimento clara, capaz de reunir estabilidade macroeconômica, aumento da competitividade e investimentos em capital físico e humano.

A economia recomenda, mas a política executa, a construção de um ambiente harmônico favorece a governabilidade, estimula a confiança e alonga o horizonte de investimentos e aplicações financeiras. Este deve ser o princípio básico a nortear a governança da economia brasileira.

Referências

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. Além da Tríade. In *Belíndia 2.0*. Ed. Civilização Brasileira. Cap. 6 p. 115 – 135. 2012.

BASU, S; BUNDICK, B. Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand. *Econometría*. Vol. 85 p. 937 – 958. 2017.

BELKE, A. KAAS, L. Exchange Rates Movements and Employment Growth: An OCA

Assessment of the CEE Economies. *Empírica*. Vol. 31: 247 – 280. 2004.

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.

BLOOM, N. The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*. Vol. 77. N. 3 p. 623-680. 2009.

BLOOM, N. Fluctuations in Uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*. Vol. 28. N. 2 p. 153 – 176. 2014.

BORIO, C. DISYATAT, P. Global Imbalances and the Financial Crisis: Link or no link? BIS Working Papers. N. 346. May 2011.

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.

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.

BUENO, R. L. S. *Econometria de Séries Temporais*. Ed. Cengage Learning. 2008.

CARDIM, F. J. C. SOUZA, F. E. P. SICSÚ, J. DE PAULA, L. F. R. STUART, R. *Economia Monetária e Financeira*. 2ª Edição revista. Editora Campus ELSEVIER. 2007.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. *Política Macroeconômica: A Experiência Brasileira Contemporânea*. Ed. Gen. LTC. 2011.

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*. No. 4. P. 523 – 554. 1992.

FELDIMAN, H. The Unemployment Effect of Exchange Rate Volatility in Industrial Countries. *Economics Letters*. Vol. 111. No. 3. P. 268 – 271. 2011.

HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*. V. 50. No. 4. P. 1029 – 1054. 1982.

HENRY, P. B. Capital Account Liberalization Theory: Evidence and Speculation. Brookings Global Economy and Development. Working Paper 4. January. 2007.

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.

KEYNES, J. M. Teoria Geral do Emprego, do Juro e do Dinheiro. Ed. Abril Cultural. (1983).

LEDUC, S; LIU, Z. Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks. Journal of Monetary Economics. Vol. 82 p. 20 – 35. 2016.

LUCAS, R. E. JR. Econometric Policy Evaluation: A Critique. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Vol. 1. P. 19 – 46. 1976.

MARSHALL. A. Princípios de Economia. Ed. Abril Cultural. (1985).

NILAVONGSE, R; RUBASZEK, M; UDDIN, G. S. Economic Policy Uncertainty Shocks, Economic Activity, and Exchange Rate Adjustments. Economics Letters, Vol. 186 p. 1 – 4. 2019.

RODRIK, D. SUBRAMANIAN, A. Why Did Financial Globalization Disappoint? IMF Staff Papers. Vol. 56. N.1. 2009.

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.

WOODRIDGE, J. M. Introdução À Econometria: Uma Abordagem Moderna. Ed. Cenage Learning. 4ª Edição. 2010.