

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RODRIGO DE ALMEIDA LORENZO

**UMA ANÁLISE SOBRE A RELAÇÃO ENTRE O PERÍODO DE INCRIMINAÇÃO
DO EX-PRESIDENTE DO BRASIL LUIZ INÁCIO LULA DA SILVA E A EVOLUÇÃO
DO REAL FRENTE AO DÓLAR AMERICANO**

SÃO PAULO

2018

RODRIGO DE ALMEIDA LORENZO

**UMA ANÁLISE SOBRE A RELAÇÃO ENTRE O PERÍODO DE INCRIMINAÇÃO
DO EX-PRESIDENTE DO BRASIL LUIZ INÁCIO LULA DA SILVA E A EVOLUÇÃO
DO REAL FRENTE AO DÓLAR AMERICANO**

Dissertação de Mestrado apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção de título de Mestre em Finanças e Economia.

Campo de Conhecimento:
Finanças Internacionais

Orientador: Prof. Dr. Joelson Oliveira Sampaio

SÃO PAULO

2018

Lorenzo, Rodrigo de Almeida.

Uma análise sobre a relação entre o período de incriminação do Brasil Luiz Inácio Lula da Silva e a evolução do real frente ao dólar americano / Rodrigo de Almeida Lorenzo. - 2018.

39 f.

Orientador: Joelson Oliveira Sampaio

Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Taxa de câmbio. 2. Análise de componentes principais. 3. Silva, Luiz Inácio Lula da, 1945-. 4. Mercado de câmbio - Brasil. I. Sampaio, Joelson Oliveira. II. Dissertação (MPFE) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.745(81)

Rodrigo de Almeida Lorenzo

**UMA ANÁLISE SOBRE A RELAÇÃO ENTRE O PERÍODO DE INCRIMINAÇÃO
DO EX-PRESIDENTE DO BRASIL LUIZ INÁCIO LULA DA SILVA E A EVOLUÇÃO
DO REAL FRENTE AO DÓLAR AMERICANO**

Dissertação de Mestrado apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas, como requisito para obtenção de título de Mestre em Finanças e Economia.

Campo de Conhecimento:
Finanças Internacionais

Orientador: Prof. Dr. Joelson Oliveira Sampaio

Data de Aprovação:

___ / ___ / ____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Joelson Oliveira Sampaio (Orientador)
FGV – EESP

Profa. Dra. Claudia Emiko Yoshinaga
FGV – EAESP

Prof. Dr. Vinicius Brunassi
FECAP

Dedico esta dissertação à minha família, por todo incentivo, companheirismo e força nessa empreitada.

Adicionalmente, dedico aos meus diretores, colaboradores e colegas da Siemens que muito me apoiaram em conciliar tempo e dedicação aos desafiantes trabalho e mestrado.

Dedico também ao meu orientador Prof. Dr. Joelson Oliveira Sampaio pelo voto de confiança bem como o incentivo, guiando-me com maestria.

Estou convicto que sem o suporte de todos os supracitados, a presente dissertação e conclusão do curso não teriam sido possíveis. Muito grato a todos.

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao Prof. Ricardo Ratner Rochman (FGV – EESP) que foi extremamente competente ao apresentar o curso e convencer a mim e a muitos outros colegas com relação à qualidade e dificuldade do Mestrado Profissional em Finanças e Economia da Fundação Getulio Vargas, além de ampla abertura para discussões educativas ao decorrer do curso.

Agradeço ao Prof. Dr. Joelson Oliveira Sampaio (FGV – EESP) pelas excelentes discussões e suporte e orientação para preparação e conclusão desta dissertação.

Agradeço ao amigo Daniel Dantas, quem muito me ajudou em debates muito interessantes e relevantes com relação ao tema aqui dissertado.

Por fim, agradeço à minha família pela paciência e companheirismo durante esta árdua e importante jornada acadêmica.

RESUMO

Este artigo procura verificar se o período de incriminação e a prisão do ex-presidente do Brasil Luiz Inácio Lula da Silva (Lula) afetaram a evolução diária do Real frente ao Dólar americano (USD/BRL). Constitui a base de dados a taxa de câmbio Real contra Dólar americano, a taxa de câmbio de uma cesta de moedas de países desenvolvidos contra o Dólar (DXY) e uma cesta de moedas das economias em desenvolvimento contra o Dólar (EMB). Todas as informações foram obtidas por meio do terminal Bloomberg e enquadram-se o período entre 01 de dezembro de 2015 e 30 de abril de 2018. Além destes dados, foram analisadas todas as datas em que Lula se tornou réu por acusações dos crimes de lavagem de dinheiro, falsidade ideológica e ocultação de patrimônio. Verificou-se que o ex-presidente tornou-se réu em sete ações penais, foi condenado em primeira instância, em 12 de julho de 2017, condenado em segunda instância meses depois e teve seus recursos e *habeas corpus* negados pelas devidas instâncias da justiça federal do Brasil. Foram utilizados os modelos econométricos ARCH e GARCH a fim de verificar a volatilidade da taxa de câmbio USD/BRL devido aos impactos destas notícias. Os resultados indicam que, nas datas em que ocorreram as decisões da justiça, houve uma maior apreciação do Real frente ao Dólar Americano, em média de 0,43%. Adicionalmente, verificou-se, também empiricamente, que neste período não houve efeito na volatilidade dos mercados. Apesar do coeficiente γ ser positivo, não se pode dizer que ele é estatisticamente diferente de zero.

Palavras-chave: Taxas de Cambio; Volatilidade de Taxas de Câmbio; Luis Inácio Lula da Silva; GARCH.

ABSTRACT

Literature devoted to explore if the period of incrimination and the arrest of the former President of Brazil Luiz Inacio Lula da Silva affected the daily evolution of the Real against the US dollar (USD/BRL). USD/BRL, the exchange rate of a basket of currencies of developed countries against the dollar (DXY) and a basket of currencies of the developing economies against the dollar (EMB) were used. All information was extracted from a Bloomberg terminal and considers the period between December 1, 2015 and April 30, 2018. In addition to these data, we investigated all the dates in which Lula became guilty on charges of money laundering, ideological falsehood and concealment of property. We verified that the former president was guilty in seven criminal actions, he was convicted in the first instance on July 12, 2017, convicted in second instance months later and had his appeals and *habeas corpus* denied by the appropriate instances of the Brazilian federal court. We used the ARCH and GARCH econometric models to verify the volatility of the USD/BRL exchange rate due to the impacts of these news. The results indicate that, on the dates that the judicial decisions occurred, Brazilian Real increased value against the US Dollar, on average 0.43%. In addition, it was also empirically verified that during this period there was no effect on market volatility. Although the coefficient γ is positive, it cannot be said that it is statistically different from zero.

Keywords: Foreign Exchange Rate; Foreign Exchange Rate Volatility; Luis Inacio Lula da Silva; GARCH

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 — Estatísticas Descritivas	22
Tabela 2 — Teste de Dickey-Fuller Aumentado (Equação 1)	26
Tabela 3 — Teste de Dickey-Fuller Aumentado (Equação 2)	27
Tabela 4 — MQO (Equação 3).....	28
Tabela 5 — MQO (Equação 4).....	29
Tabela 6 — ARCH (Equação 5)	30
Tabela 7 — GARCH (Equação 6)	31
Tabela 8 — Critérios de Informação dos modelos de variância condicional	32
Tabela 9 — MV (Equação 7).....	33
Tabela 10 — MV (Equação 8).....	34

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 — Evolução do Real, DXY e EMB frente ao Dólar americano	22
Gráfico 2 — Resíduos do modelo OLS no tempo	29

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 Histórico período incriminação e prisão Luis Inácio Lula da Silva.....	39
---	----

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	REVISÃO DA LITERATURA	14
2.1	IMPACTO DAS NOTÍCIAS NAS EVOLUÇÕES DE MERCADOS DE CAPITAIS E DO CÂMBIO.....	14
2.2	MÉTODOS UTILIZADOS PARA VERIFICAÇÃO DOS IMPACTOS DE NOTÍCIAS NA ECONOMIA.....	16
2.3	APLICAÇÕES EMPÍRICAS DO EFEITO DAS NOTÍCIAS NA VOLATILIDADE E PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS FINANCEIROS.....	18
3	BASE DE DADOS E METODOLOGIA	21
3.1	DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS DAS SÉRIES DE TEMPO	21
3.2	METODOLOGIA	23
4	RESULTADOS OBTIDOS	26
5	CONCLUSÃO	35
	BIBLIOGRAFIA	36
	APÊNDICE	39

1 INTRODUÇÃO

A influência de aspectos comportamentais humanos na economia é estudada há mais de 40 anos e foi sobre este tema que Kahneman e Tversky (1979) estudaram. Focaram em explorar como as pessoas tomam suas decisões frente a probabilidades arriscadas. Neste momento nasceu a Teoria da Perspectiva, a qual se contrapõe a Hipótese do Mercado Eficiente (Fama, 1965), que sugere que os preços dos ativos refletem toda a informação disponível de um mercado e a Hipótese do Passeio Aleatório (Cootner, 1964), a qual sugere que os preços atuais das ações não estão correlacionados com os preços das ações passadas.

A Teoria da Perspectiva, referenciada acima, suporta este trabalho em conjunto com outros estudos que modelaram como as incertezas de mercado, divulgadas através de notícias, políticas governamentais, discursos de políticos e empresários, dentre outros, impactam os ativos financeiros, inclusive as taxas de câmbio. Baseado na teoria existente e parcialmente estudada será verificado se o período de incriminação e a prisão do ex-presidente do Brasil Luiz Inácio Lula da Silva afetaram a evolução diária do Real frente ao Dólar americano USD/BRL.

A importância do tema estudado no mercado brasileiro pode ser justificada pela elevada popularidade do ex-presidente, pela influência do fato no comportamento dos investidores nacionais e internacionais e pela demanda em compreender como aspectos comportamentais afetam a volatilidade e precificação do Real frente ao Dólar americano.

Luiz Inácio Lula da Silva foi presidente do Brasil por dois mandatos, entre 2003 e 2011. É um dos membros fundadores do Partido dos Trabalhadores e presidente de honra deste partido político. Sua popularidade, mesmo após sua prisão, em 07 de maio de 2018, continuou muito elevada, como informam diversas pesquisas para eleição presidencial do Brasil de 2018, as quais o apontam como vencedor independente do candidato que o confronte no segundo turno desta eleição.

Portanto, esta dissertação visa a contribuir para a literatura empírica sobre o tema, mitigando o problema de medir os efeitos das expectativas sobre eventos políticos na economia. Neste trabalho, evitou-se a busca de opiniões de jornais e revistas, ao basear-se em fatos concretos, os quais puderam ser encontrados através das datas efetivas das aceitações das denúncias, por juízes federais

brasileiros, contra o ex-presidente Lula, negações e aceitações de pedidos de *habeas corpus* e a sua prisão propriamente dita.

Outra contribuição do presente trabalho é suportar análises sobre eventos políticos e os efeitos de notícias relacionadas a estes nos preços relativos de ativos financeiros. Encontrou-se um impacto médio de 0.43% por dia no preço do USD/BRL. 13 notícias relevantes ao tema resultaram em uma apreciação total de 5.59% no ativo analisado. No período analisado, a taxa de câmbio em questão, era de 2.6625, no início de 2015 e 3.5063 no final deste período, portanto uma desvalorização de 31.69%. A prisão do ex-presidente, segundo este estudo, contribui para frear parte desta desvalorização.

Como é conhecido, tais fatos não afetam diretamente, no curto prazo, as bases macro e microeconômicas do país. Desta forma, segundo as teorias tradicionais de finanças e economia, não deveriam afetar a evolução do Real frente ao Dólar americano.

Para realizar a análise proposta acima, este artigo será dividido em cinco seções. Esta seção introdutória. A segunda realizará uma revisão da literatura. Na terceira seção serão apresentadas as variáveis e o modelo que será estimado. Já a quarta parte, demonstrará os resultados obtidos e quais os seus significados. Ao final, será realizada a conclusão sobre o estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Após a seção introdutória abordada neste artigo, será verificado o que já foi produzido sobre o tema e quais foram os resultados obtidos. Para facilitar a análise, os trabalhos foram separados por temas correlatos. A primeira seção, 2.1, apresenta o impacto das notícias nas evoluções de mercados de capitais e do câmbio. A seção 2.2 traz os métodos utilizados para investigar este impacto. Por fim, a seção 2.3 apresenta aplicações empíricas relacionadas ao tema investigado neste trabalho.

2.1 IMPACTO DAS NOTÍCIAS NAS EVOLUÇÕES DE MERCADOS DE CAPITALIS E DO CÂMBIO

Diversos trabalhos foram feitos ao longo das últimas décadas para analisar o comportamento e flutuações nas taxas de câmbio. As duas hipóteses mais estudadas são a hipótese do mercado eficiente (FAMA, 1965), a qual afirma que os ativos financeiros, inclusive o câmbio, são precificadas por seu valor justo e a hipótese do passeio aleatório (COOTNER, 1964), a qual afirma que os preços atuais das ações não dependem de eventos passados.

Por outro lado, as Finanças Comportamentais, a qual tem como um dos seus grandes alicerces a Teoria da Perspectiva (KAHNEMAN e TVERSKY, 1979), traz uma visão diferente ao tema, com foco em demonstrar que as pessoas são influenciadas quando têm que tomar decisões arriscadas e não necessariamente escolhem a opção que maximiza sua utilidade.

Ao longo das últimas quatro décadas, diversos estudos contribuíram para literatura econômica, por meio de demonstrações estatísticas que evidenciam como o comportamento humano, relacionado à incerteza do mercado de capitais e de câmbio, influencia a tomada de decisão dos investidores.

Frankel (1981) demonstrou que eventos imprevistos, como notícias sobre expectativas inflacionárias, impactam a precificação da taxa de câmbio.

Os autores Cutler et al. (1989) foram pioneiros ao investigarem a relação entre notícias e preços de ações em mercados de capitais. Eles examinaram o efeito sobre os preços das ações de 49 itens de notícias mundiais não econômicas entre 1941 e 1987 e concluíram que elas tinham efeitos surpreendentemente pequenos.

Eles também descobriram que notícias macroeconômicas publicamente disponíveis, sobre valores econômicos fundamentais explicavam menos da metade da variância nos preços das ações agregadas. Isso os levou a sugerir que os movimentos nos preços das ações refletem algo diferente de notícias sobre valores econômicos fundamentais.

De modo a corroborar com os estudos relacionados ao impacto das notícias na economia, Engle e Ng (1993) estimaram a volatilidade na curva de impacto das notícias, quando uma nova informação é incorporada na série.

Mais especificamente, de acordo com Klibanoff, Lamont e Wizman (1998), quando notícias econômicas referentes a um país específico são divulgadas na página inicial de jornais como New York Times, o preço dos fundos de investimentos deste país é afetado. Tais notícias influenciam o comportamento dos investidores fazendo com que eles reajam rapidamente.

Shiller (2003) argumentou que os sentimentos das pessoas influem, significativamente, nas decisões que elas tomam quando se trata de temas financeiros. Além disso, a opinião pública é moldada pela mídia, a qual impacta, através das teorias de *feedback* e cascata, na propagação de bolhas especulativas, sobre ou subvalorizando a importância de informações passadas nos preços futuros (SHILLER, 2005).

Prast e De Vor (2005) concluíram que a reação dos indivíduos às notícias políticas e econômicas impactou relevantemente nas variações entre as taxas de câmbio do Euro e do Dólar americano, em um determinado período.

Baker e Wurgler (2007) expuseram a dificuldade em explicar eventos financeiros através dos estudos e teorias econômicas e financeiras clássicas. Eles afirmaram que há muitos aspectos comportamentais, como o sentimento, que influenciam no humor e discernimento das pessoas induzindo-as, muitas vezes, a não buscarem a maximização de sua utilidade.

É importante, também, notar a questão da assimetria nas reações dos investidores quando se deparam com bons e maus momentos e boas e más notícias (FAUSTINO, 2013). Em momentos positivos, ou seja, quando os ativos financeiros estão apreciando-se, os investidores tendem a continuar com a mesma estratégia utilizada anteriormente, a fim de maximizarem seus ganhos. A incerteza em manter a mesma ação, para obter resultados conhecidos, é pequena. Já em momentos negativos, os investidores tendem a mudar o rumo de suas ações, a fim de não

obterem as mesmas perdas conhecidas, as quais obtiveram anteriormente. Entretanto, há muita insegurança em mudar o rumo das ações. Desta forma, uma má notícia tende a trazer maior insegurança, porque implica em modificação, e uma boa notícia tende a trazer maior segurança, pois implica em manutenção. Nesta mesma direção, Lee, Jiang e Indro (2002) concluíram que o sentimento assimetricamente influencia a variância condicional, de tal forma que mudanças com viés negativo no sentimento afetam mais a volatilidade condicional, comparativamente às mudanças positivas. Adicionalmente, Chiang et al. (2007) estimaram que há maior volatilidade no retorno quando a quantidade de notícias negativas é publicada do que quando positivas são publicadas. Por fim, Malik (2011) conclui que notícias positivas reduzem significativamente a volatilidade, já notícias negativas têm um efeito contrário, ou seja, aumentam a volatilidade, a partir de estimações feitas com modelos GARCH assimétricos.

2.2 MÉTODOS UTILIZADOS PARA VERIFICAÇÃO DOS IMPACTOS DE NOTÍCIAS NA ECONOMIA

A análise de notícias e seus impactos na economia é relativamente nova devido à dificuldade em localizar fontes de informação que sejam substancialmente relevantes para que estimativas significantes sejam encontradas. Entretanto, com o avanço exponencial da tecnologia, principalmente do tráfico global de dados pela internet, os estudos estão crescendo proporcionalmente. Fato este que enriquece as conclusões sobre o tema. Em 1997, o tráfico global da internet era de apenas 100 *gigabytes* por hora em 1997 para 20.235 *gigabytes* por segundo em 2015 e com previsão de alcançar mais de 61 mil *gigabytes* em 2020 (SYSTEMS, 2016).

Uma forma recente de analisar o impacto das notícias na economia pode ser observada através da rede social Twitter. Esta rede foi criada em 2006 e é um dos mais dinâmicos e populares métodos de interação entre pessoas, devido a não haver pagamento para acesso, fácil usabilidade, amplo escopo e aderência de políticos e economistas muito populares. A rede conta com aproximadamente 340 milhões de usuários ativos e um bilhão de visitas mensais. A eficácia da utilização desta rede para analisar notícias está relacionada à instantaneidade das

mensagens, a possibilidade de atingir toda população de usuários e a facilidade de coletar os dados nela divulgados (MALAVER-VOJVODIC, 2017).

Adicionalmente às redes sociais, há outras fontes de informações modernas que podem ser utilizadas para analisar o sentimento das pessoas. Azevedo (2017) classifica medidas de sentimentos como diretas ou indiretas. Sendo as diretas captadas diretamente de fontes de dados oficiais, ou seja, sem a interferência de um analista que infere sua opinião na informação, como exemplos estão os agentes econômicos, políticos e jurídicos, mecanismos de buscas como o Google, fóruns, *sites* de redes sociais e *blogs* de discussões pessoal ou corporativo. Já as indiretas são aquelas que contam com a intermediação de um analista, seja para definição de pauta, interpretação e até mesmo escolha das palavras a serem divulgadas na mídia de massa, ou seja, internet.

Além dos métodos para analisar o impacto das notícias na economia citados acima, os *sites* de busca apresentam ferramentas que permitem a análise de uma massa grande de dados (*big data*), a fim de verificar a tendência de atenção e busca por um assunto ou palavra específica, tal como o Google Trends. Askitas e Zimmermann (2009) realizaram previsões econômicas através desta ferramenta. Já Preis, Moat e Stanley (2010) utilizaram a ferramenta para identificar padrões de *trading*. Além deles e dentre outros, Kristoufek (2013) utilizou o Google Trends para analisar a diversificação de riscos de investidores.

Anterior ao advento da internet e da enorme quantidade de dados, a maioria dos estudos baseava-se em índices como o *Consumer Confidence Index*, do *Conference Board*. A construção destes índices é feita a partir de questionários mensais, enviados a consumidores e empresários com perguntas classificatórias sobre as condições financeiras dos indivíduos, as condições no mercado de trabalho e outras perguntas relacionadas (AZEVEDO, 2017).

A fim de analisar a volatilidade das notícias na economia, tal como nas taxas de câmbio, grande parte dos estudos utilizou os modelos ARCH e GARCH, sendo Engle (1982) quem propõe uma dessas novas classes de modelos estocásticos. Modelos estes chamados de heteroscedasticidade condicional auto-regressiva (*autoregressive conditional heteroskedasticity* - ARCH). Nesta nova classe, ao passar do tempo, a variância da série se modifica, condicionada aos erros de previsão encontrados no passado.

Após alguns anos, a fim de encontrar modelos mais acurados para previsão de volatilidade, Bollerslev (1986) surgiu com a generalização do modelo ARCH, a qual visa observar a variância em um período específico, porém não com dependência somente dos erros de previsão passado, mas também da variância condicional observada neste mesmo momento. Esta classe denomina-se heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada (*generalized auto regressive conditional heteroskedasticity* - GARCH).

2.3 APLICAÇÕES EMPÍRICAS DO EFEITO DAS NOTÍCIAS NA VOLATILIDADE E PRECIFICAÇÃO DE ATIVOS FINANCEIROS

Há uma grande dificuldade em estudar os efeitos de eventos políticos na economia, devido à escassez de dados relacionados às expectativas do público sobre os próximos eventos antes deles realmente ocorrerem. Tal afirmação foi feita por Amihud e Wohl (2004) em seu estudo sobre notícias políticas referentes à queda do ex-presidente do Iraque Saddam Hussein do poder e seu impacto no mercado de ações internacional, preço do petróleo e taxas de câmbio. Durante a guerra contra os Estados Unidos, quanto mais aumentavam as chances dele cair, mais o mercado de ações valorizava-se, mais o Dólar norte-americano, também, se valorizava em relação ao Euro e, em contra partida, mais o valor do preço do petróleo desvalorizava-se.

Para fazer tal análise, os autores (AMIHUD e WOHL, 2004) utilizaram probabilidades determinadas pelo mercado da queda de Saddam Hussein do poder. Em 2002, o site Tradesports.com, que fornece uma plataforma para apostas *online*, iniciou um contrato que prometia US\$ 10 no dia da expiração do contrato se Saddam Hussein estivesse fora do poder. Este site é organizado como uma troca eletrônica com um livro de pedidos de limite aberto. Os preços são cotados em números inteiros entre 0 e 100 (100 significa US\$ 10). Assim, o preço refletiu a probabilidade da queda de Saddam do poder pela expiração do contrato (ignorando as considerações do prêmio pelo risco).

No estudo de Laakkonen e Lanne (2009) sobre o impacto de boas e más notícias relacionadas às macroeconomias americana e europeia, os resultados sugeriram que tais notícias aumentam a volatilidade da taxa de câmbio EUR/USD,

sendo que as más notícias aumentam mais do que as boas. A base das notícias foi coletada a partir do calendário econômico mundial da Bloomberg (Bloomberg WECO).

Baseado na rede social Twitter, Malaver-Vojvodic (2017) analisou 7.429 mensagens divulgadas nesta rede, emitidas por Donald Trump, sobre o México e a política externa americana que ocorreram no período que se inicia em 16 de junho de 2015 (quando ele anunciou sua candidatura nas primárias presidenciais do Partido Republicano de 2016) até 21 de fevereiro de 2017 (um mês após ele ter sido empossado como presidente dos Estados Unidos). 64 mensagens foram classificadas como “negativas” com base no tom e conteúdo da mensagem entregue. A partir de um modelo GARCH, com a inclusão de uma variável *dummy* para *tweets* negativos, concluiu-se que as flutuações entre o peso mexicano/USD não são apenas influenciadas por mudanças passadas na taxa de câmbio, mas também por *tweets* negativos diários de Donald Trump. Fato que possivelmente levou a ineficiências do mercado e oportunidades de arbitragem.

Diversos outros estudos baseados nesta mesma rede social também sugeriram que as informações divulgadas neste meio de comunicação impactaram o comportamento dos investidores e, por consequência, o mercado financeiro de ações e de câmbio. Papaioannou *et al.* (2013), coletaram 20.250 mensagens da rede social mencionada para modelar e prever a flutuação entre o euro e a cotação do Dólar americano em uma alta frequência de negociações diária. Foram usados os modelos autoregressivo, autorregressivo com inputs exógenos e redes neurais artificiais.

Da mesma forma, Ozturk e Ciftci (2014) classificaram as mensagens como positivas, negativas ou neutras e usaram um modelo de regressão logit para estudar a relação entre a quantidade de mensagens e as flutuações das taxas de câmbio do Dólar americano frente à lira turca. Este estudo sugeriu que a utilização de dados da rede social Twitter possibilita prever melhor a variabilidade nas taxas de câmbio.

A literatura referenciada demonstra que quanto maior a incerteza econômica maior o prêmio de risco exigido pelos investidores, logo os preços das ações tendem a reduzir. Desta mesma forma, o risco político é conhecido por afetar negativamente os preços dos ativos. Balley e Chung (1995) utilizaram dados do mercado cambial mexicano para demonstrarem que o aumento do risco político impactou

ascendentemente os prêmios dos ativos financeiros atrelados a este risco, o que, por consequência, baixou o preço das ações.

Erb et al. (1995) demonstraram que as incertezas causadas pela inflação elevaram o prêmio de risco do capital investido e reduziram o prêmio de risco das ações.

A revisão de literatura apresentada buscou evidenciar a relevância das notícias na economia, com um viés comportamental, através de métodos antigos e recentes de coleta de informações. Comparativamente, este estudo busca, nas próximas seções, utilizar um dos métodos mencionados acima, a fim de analisar o impacto das notícias jurídicas na economia. Neste caso, referindo-se ao período de incriminação e prisão do ex-presidente Lula. Tal método, que se baseia no indicador de sentimento direto, pressupõe que não haja interferência externa no conteúdo da notícia. Ou seja, não há a opinião de analistas políticos, econômicos e jornalistas.

3 BASE DE DADOS E METODOLOGIA

Após ter sido apresentada a revisão da literatura, nesta seção será demonstrada as variáveis que serão utilizadas na regressão com o período de análise, a definição das variáveis e a fonte dos dados. Além disso, será descrita a metodologia que a estes dados será aplicada.

3.1 DESCRIÇÃO DA BASE DE DADOS DAS SÉRIES DE TEMPO

A base de dados utilizada neste trabalho é composta por séries de tempo públicas e diárias referentes ao período de dezembro de 2015 a abril de 2018. Foram utilizadas a taxa de câmbio Reais contra Dólar, a taxa de câmbio de uma cesta de moedas de países desenvolvidos contra o Dólar (DXY) e uma cesta de moedas das economias em desenvolvimento contra o dólar (EMB). Todas as informações de taxas de câmbio foram obtidas por meio de um terminal Bloomberg.

Além destes dados, foram coletadas todas as datas em que Lula se tornou réu por acusações dos crimes de lavagem de dinheiro, falsidade ideológica e ocultação de patrimônio; as datas em que ele foi condenado e as datas em que seus recursos e *habeas corpus* negados pelas devidas instâncias da justiça federal do Brasil. Tais informações foram coletadas do arquivo nacional do Ministério da Justiça Brasileiro.

O índice DXY é uma medida de valor do Dólar Americano contra uma cesta de moedas de países desenvolvidos tais como Euro, Yen, Libra, Dólar Canadense, Coroa Sueca e Franco Suíço. Este índice é publicado pelo ICE (Intercontinental Exchange, Inc.) desde março de 1973.

O Índice EMB é uma medida que objetiva refletir o desempenho de uma cesta de moedas de países emergentes contra o Dólar Americano. As seguintes moedas compõe esta cesta: Real do Brasil, Peso Mexicano, Rand da África do Sul, Lira Turca, Rublo da Rússia, Zloty Polonês, Florim Húngaro, Dólar de Singapura, Won da Coreia do Sul, Dólar de Taiwan, Yuan Chinês e Ringgit da Malásia. Este índice começou a ser divulgado em dezembro de 2010 e é mantido pelo Deutsche Bank.

As estatísticas descritivas das variáveis de interesse, a saber, USDBRL, a taxa de câmbio do Real contra o Dólar Americano, USDDXY, a taxa de câmbio de

uma cesta de moedas de países desenvolvidos contra o Dólar americano e USDEMB, a taxa de câmbio de uma cesta de moedas de países emergentes contra o Dólar americano estão descritas na Tabela 1.

Tabela 1 — Estatísticas Descritivas
(variáveis em nível, período 01/12/2015 a 30/04/2018)

Métrica	USDBRL	USDDXY	USDEMB
Média	3.348	95.90	1.155
Mediana	3.260	95.70	1.157
Mínimo	3.057	88.59	1.055
Máximo	4.155	103.30	1.299
Desvio Padrão	0.25	3.53	0.06
Coeficiente de Variância	0.07	0.04	0.05
Assimetria	1.54	0.00	0.22
Excesso de Curtose	1.52	-0.74	-0.60
5% percentil	3.115	89.78	1.068
95% percentil	3.990	101.55	1.255
IQ range	0.24	5.21	0.08
Observações em Branco	0	0	0
Tamanho da Amostra	596	596	596

Fonte: Elaboração própria

Com relação às datas específicas em que as denúncias contra Lula foram aceitas, *habeas corpus* foram negados e a prisão ocorreu, verifica-se no gráfico abaixo que a variação do USD/BRL foi a menor, comparada ao USD/DXY e ao USD/EMB, na grande maioria dos dias. Fato este que sugere uma apreciação do Real frente ao Dólar americano devido ao impacto das notícias, conforme pode ser observado no gráfico abaixo.

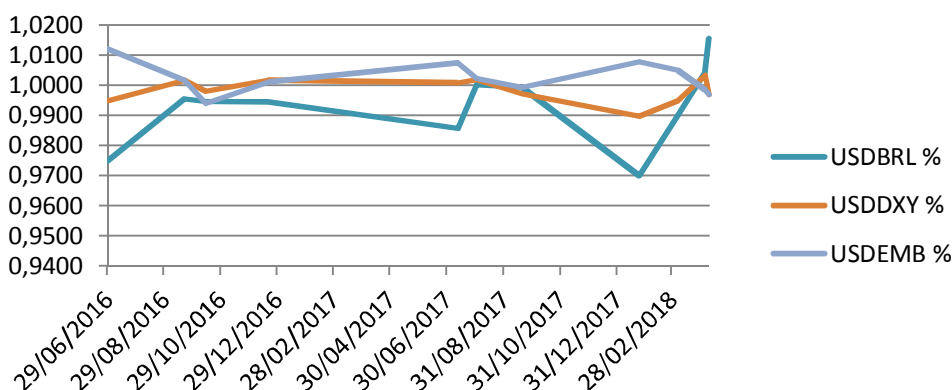


Gráfico 1 — Evolução do Real, DXY e EMB frente ao Dólar americano

Fonte: Elaboração própria

Visualmente, é possível verificar que as notícias referentes à condenação e prisão do ex-presidente Lula sugerem um impacto positivo na apreciação do Real frente ao Dólar americano.

A seguir, será detalhada a metodologia aplicada aos dados para obtenção dos resultados.

3.2 METODOLOGIA

A fim de checar a plausibilidade do estudo, inicialmente será verificada se as séries de tempo utilizadas neste trabalho são estacionárias ou possuem raízes unitárias. Assim, mitigar o risco de serem obtidos, nos modelos, resultados espúrios provenientes da existência de uma raiz unitária comum às séries.

Em seguida, será utilizada uma derivação simples do modelo Fama (1984) e Sosvilla-Rivero et al. (1992) que estima o poder preditivo do diferencial da taxa de câmbio futura e *spot* com relação ao retorno em $t+1$ da taxa de câmbio *spot*. Será verificado que o modelo nos permitirá afirmar que há poder preditivo referente ao diferencial da taxa de câmbio futura e *spot* para o Real.

De acordo com a revisão de literatura apresentada, a seguir serão explorados os modelos ARCH e GARCH. O ARCH demonstra que a variância condicional evolui de acordo com um processo autorregressivo. Bollerslev (1986) e Taylor (1986) generalizaram independentemente o modelo de Engle para torná-lo mais realista. A generalização foi chamada de GARCH. Do GARCH derivaram-se muitos outros modelos mais sofisticados, os quais podem ser aplicados em futuros trabalhos, a fim de melhorar os resultados por este estudo estimados.

Primeiramente, foi utilizado o modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para checar os coeficientes, relações e correlações básicas entre as variáveis, como exemplo, será verificado se a apreciação da cesta de moedas emergentes está relacionada positivamente com uma apreciação do Real frente ao Dólar americano.

Em seguida, foi utilizado o modelo ARCH, conforme citado anteriormente, a fim de incluir choques no modelo e verificar como a variância é impactada. Além de modelar uma série temporal usando este processo, deve-se considerar ε_t , os termos de erro (resíduos de retorno, em relação a um processo médio), isto é, os termos da

série. Estes ε_t são divididos em uma componente estocástica z_t e um desvio padrão dependente de tempo σ_t , os quais caracterizam os tamanhos típicos dos termos, de modo que:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t.$$

A variável aleatória z_t é um processo forte de ruído branco. A série σ_t^2 é dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2,$$

Em que $\alpha_t > 0$ e $\alpha_i \geq 0, i > 0$. Um modelo ARCH pode ser estimado usando mínimos quadrados ordinários.

Se um modelo autoregressivo de médias móveis (ARMA) for assumido para a variância do erro, tem-se um modelo de heteroscedasticidade condicional autoregressiva generalizada (GARCH).

Neste caso, o modelo GARCH (p, q) . (em que p é a ordem dos termos GARCH σ^2 e q é a ordem dos termos ARCH ε^2) é dado por:

$$y_t = x_t' b + \varepsilon_t,$$

$$\varepsilon_t | \psi_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_t^2),$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2.$$

A parametrização GARCH para volatilidade foi introduzida por Bollerslev (1986). Em linhas gerais, pode-se afirmar que o GARCH é uma forma de ponderar como os choques inesperados afetam a volatilidade de uma série de tempo, permitindo que a volatilidade varie no tempo. Além disso, ele possui a característica de dar pesos maiores para choques mais recentes, sem deixar que choques antigos percam completamente sua relevância (apesar de que estes choques acabam se diluindo com o tempo, até, no limite, não influenciarem em nada a volatilidade presente).

Esta opção de modelagem tem amparo na prática. A maioria das séries de tempo em finanças possui *clusters* de volatilidade: momentos de euforia, em que a

volatilidade aumenta de maneira relevante e momentos de calma, de baixa volatilidade, o que requer um modelo que permita à volatilidade variar no tempo. Adicionalmente, há uma relação entre o choque e a volatilidade por ele gerada. Um choque pode ser caracterizado como um evento inesperado, uma notícia que surpreende o mercado, por exemplo. Essa surpresa, a depender da sua intensidade, possui um efeito muito relevante assim que realizada, porém conforme é assimilada aos preços, seu efeito minguia, decrescendo até que se torne zero. A especificação GARCH permite modelar justamente este comportamento de maneira simples.

4 RESULTADOS OBTIDOS

Antes do início da modelagem de interesse, conforme descrito na metodologia, será apresentada se as séries de tempo utilizadas neste trabalho são estacionárias ou possuem raízes unitárias.

O teste utilizado para a verificação da estacionariedade das taxas de câmbio será o Dickey Fuller Aumentado (teste ADF) em seu modelo completo com intercepto e tendência. Este teste será realizado inicialmente sobre a série em nível. Esta opção se dá pela clara existência de um nível para as séries e de uma aparente tendência, que pode inclusive ser justificada teoricamente pela teoria da paridade descoberta da taxa de juros e sua conseqüente expectativa de desvalorização cambial.

O modelo estimado nos teste ADF é dado pela seguinte equação:

$$(1 - L)y = b_0 + b_1t + (a - 1)y(-1) + e \quad (1)$$

Onde: y é a variável testada, L é o operador defasagem, t representa a tendência determinística e e o erro do modelo.

Tabela 2 — Teste de Dickey-Fuller Aumentado (Equação 1)

Taxa de Câmbio	rUSDBRL	rUSDDXY	rUSDEMB
Defasagens	0	0	0
Máximo	18	18	18
Tamanho da Amostra	596	596	596
Critério de Informação	Bayesiano	Bayesiano	Bayesiano
Hipótese Nula	$a = 1$	$a = 1$	$a = 1$
Coefficiente de Autocorrelação de 1ª ordem (e)	-0,031	-0,015	0,977
Valor Estimado de $(a - 1)$	-0.0131806	-0.0100759	-1.00016
Estatística de teste: tau_ct (1)	-1,79	-1,74	-3300
p-Valor	0,7092	0,7342	1

Fonte: Elaboração própria

Pode-se notar que para as três variáveis testadas aceitam-se a hipótese nula e conclui-se que as séries são não estacionárias, ou seja, possuem raiz unitária. A estacionariedade, porém, é uma condição necessária para seguirmos nossa modelagem. Para tornar as séries estacionárias, trabalharemos com o log retorno das mesmas.

$$rUSDBRL_t = \log\left(\frac{USDBRL_t}{USDBRL_{t-1}}\right) \quad (2)$$

Os resultados dos testes de raiz unitária para o retorno das séries estão descritos na tabela abaixo.

Tabela 3 — Teste de Dickey-Fuller Aumentado (Equação 2)

Taxa de Câmbio	rUSDBRL	rUSDDXY	rUSDEMB
Defasagens	0	0	0
Máximo	18	18	18
Tamanho da Amostra	596	596	596
Critério de Informação	Bayesiano	Bayesiano	Bayesiano
Hipótese Nula	$a = 1$	$a = 1$	$a = 1$
Coefficiente de Autocorrelação de 1ª ordem (e)	-0.0005	0,001	0,001
Valor Estimado de (a - 1)	-1,0525	-1.01881	-0,985166
Estatística de teste: tau_ct (1)	-25.6	-24.8	-18.1
p-Valor	4.706e-057	1.404e-056	3,665e-059

Fonte: Elaboração própria

Neste caso, nota-se que para as três variáveis testadas rejeitam-se a hipótese nula e conclui-se que as séries, após a alteração, são estacionárias, ou seja, não possuem raiz unitária. Serão estas as séries utilizadas na modelagem das sessões a seguir.

Inicialmente, será feita uma derivação simples do modelo Fama (1984) e Sosvilla-Rivero et al. (1992) que estima o poder preditivo do diferencial da taxa de câmbio futura e spot com relação ao retorno em t+1 da taxa de câmbio spot.

Verificou-se que não se pode afirmar que há poder preditivo do diferencial da taxa de câmbio futura e spot, presente no Real durante o período de interesse. O modelo testado pode ser descrito pela equação abaixo:

$$S_{t+1} - S_t = \mu + \beta_1(F_t - S_t) + e_{1,t+1} \quad (3)$$

Onde: S_t é o ln da taxa de câmbio em t e F_t é o ln da taxa de câmbio futura em t. Objetivou-se concluir se o diferencial da taxa de câmbio futura e spot tem algum poder preditivo, caso o coeficiente de interesse β_1 apresentasse significância. Para este teste, utilizou-se o modelo Mínimos Quadrados Ordinários simples.

Tabela 4 — MQO (Equação 3)

Observações 3822-4417 (T = 596)Variável dependente: *rSt1St*

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Relação t</i>	<i>p-valor</i>
Const	1.23e-05	0.0005	0.023	0.982
Ft – St	-0.045	0.103	-0.439	0.661
Média dependente var	-0.000137	D.P. dependente var		0.010050
SQR	0.060075	E.P. da regressão		0.010057
R ²	0.000324	R ² ajustado		-0.001359
F(1, 594)	0.192595	P-valor(F)		0.660925
Probabilidade Log	1896.628	Critério de Akaike		-3789.255
Critério de Schwarz	-3780.475	Hannan-Quinn		-3785.836
Rho	-0.054034	Durbin-Watson		2.104947

Fonte: Elaboração própria

Constatou-se, porém, que β_1 não é estatisticamente diferente de zero, o que não permite afirmar que o poder preditivo existe. Neste sentido, adotou-se outro modelo para a especificação básica do artigo, em que se controlou o retorno da taxa de câmbio USDBRL pelo retorno de uma cesta de moedas de países desenvolvidos e de uma cesta de moedas de países em desenvolvimento.

A seguir será testado o seguinte modelo:

$$rBRL_t = \alpha + \beta_{DXY}rDXY_t + \beta_{EMB}rEMB_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Sendo: $rBRL_t$ o retorno diário da taxa de câmbio Real por Dólar americano, variável dependente, $rDXY_t$ o retorno diário do DXY e $rEMB_t$ o retorno diário do EMB, variáveis explicativas. O termo de erro é expresso por ε_t .

Tabela 5 — MQO (Equação 4)

Observações 3822-4417 (T = 596)

Variável dependente: rBRL

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Relação t</i>	<i>p-valor</i>	
const	5.57e-05	0.0004	0.16	0.876	
rDXY	0.214	0.0901	2.37	0.018	**
rEMB	1.007	0.0883	11.41	<0.001	***
Média dependente var	-0.000158	D.P. dependente var		0.010044	
SQR	0.044775	E.P. da regressão		0.008697	
R ²	0.252807	R ² ajustado		0.250283	
F(2, 592)	100.1494	P-valor(F)		3.44e-38	
Probabilidade Log	1980.394	Critério de Akaike		-3954.787	
Critério de Schwarz	-3941.621	Hannan-Quinn		-3949.660	
Rho	-0.189127	Durbin-Watson		2.374125	

Fonte: Elaboração própria

Pôde-se verificar que os coeficientes de $rDXY_t$ e $rEMB_t$ são ambos positivos e estatisticamente significantes. O R^2 obtido é de 0.25, o que indica que as variações das cestas de moedas em conjunto explicam 25% das variações do Real frente ao dólar. Neste modelo, assume-se a validade da homoscedasticidade da variância dos resíduos, ou seja, ela é considerada constante no tempo.

Esta hipótese, porém, não parece razoável para modelos de séries de tempo em finanças. Analisando os resíduos da regressão da equação (4) obteve-se o gráfico abaixo.

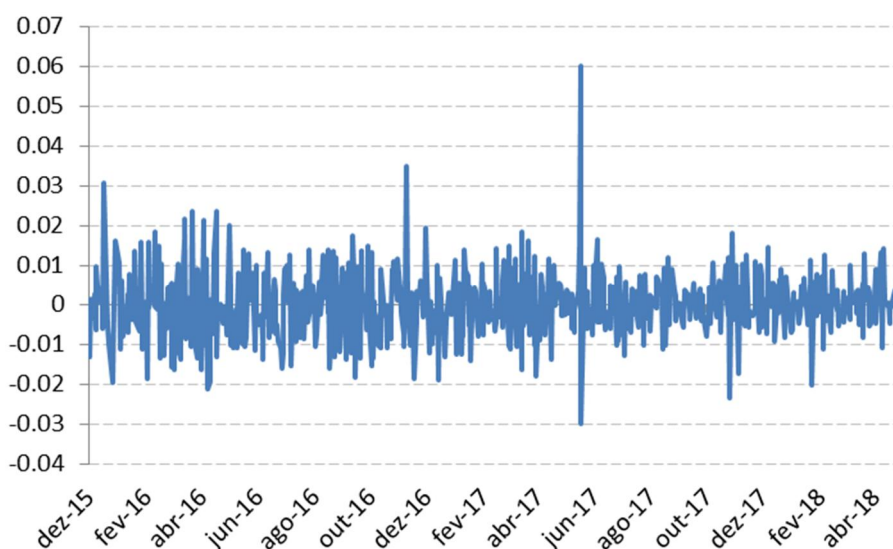


Gráfico 2 — Resíduos do modelo OLS no tempo

Fonte: Elaboração própria

É possível notar períodos em que os resíduos variaram entre -0.02 e +0.02 como em abril de 2016 e períodos em que os resíduos variaram entre -0.01 e 0.01, com em agosto de 2017. Por construção, os resíduos possuem média zero. Este é um indicativo visual de que a variância dos resíduos muda ao longo do tempo.

Será relaxada, então, a hipótese de homoscedasticidade e para isso será trabalhado com um modelo básico de heteroscedasticidade condicional, o ARCH(1). A especificação do modelo segue abaixo:

$$rBRL_t = \alpha + \beta_{DXY}rDXY_t + \beta_{EMB}rEMB_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2$$

Sendo: σ_t^2 a variância de $rBRL_t$ condicional aos valores de $rDXY_t$ e $rEMB_t$, no período t.

Desta forma, permitiu-se que a variância varie no tempo e modelamos de uma forma simples a heteroscedasticidade.

Tabela 6 — ARCH (Equação 5)

Observações 3822-4417 (T = 596)					
Variável dependente: rBRL					
Erros padrões baseados em Hessiano					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Z</i>	<i>p-valor</i>	
Const	5.040e-05	0.0003	0.17	0.868	
rDXY	0.247	0.0800	3.09	0.002	***
rEMB	0.919	0.0943	9.75	<0.001	***
alfa(0)	5.205e-05	4.57e-06	11.40	<0.001	***
alfa(1)	0.342	0.0812	4.20	<0.001	***
Média dependente var	-0.000158	D.P. dependente var		0.010044	
Probabilidade Log	1999.501	Critério de Akaike		-3987.002	
Critério de Schwarz	-3960.671	Hannan-Quinn		-3976.748	
Variação de erro incondicional = 7.91e-005					

Fonte: Elaboração própria

Verificou-se que os coeficientes utilizados na parametrização da variância são positivos e significativos. Além disso, houve pouca alteração nos coeficientes do modelo, que seguem positivos e significativos.

Uma especificação mais completa para a modelagem da variância condicional pode ser obtida pelo GARCH(1,1) que segue as equações abaixo.

$$rBRL_t = \alpha + \beta_{DXY}rDXY_t + \beta_{EMB}rEMB_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1\sigma_{t-1}^2$$

Sendo: σ_{t-1}^2 a variância de $rBRL_{t-1}$ condicional aos valores de $rDXY_{t-1}$ e $rEMB_{t-1}$.

Modelos do tipo GARCH proporciona uma modelagem mais flexível para a variância condicional, bem como possibilitam que se capture de maneira mais completa a memória de tal processo. Ambas as vantagens são apontadas por Bollerlev [1986] no artigo que introduziu este método. Diferente do modelo ARCH, o modelo GARCH possibilita que a volatilidade condicional de períodos passados ($\sigma_{(t-i)}^2$) contribua diretamente para a variância presente.

Existe alguma similaridade entre modelos GARCH e ARCH uma vez que modelos ARCH são um caso específico do modelo GARCH: um GARCH(0,p) é igual a um ARCH(p). Além disso, pode-se reescrever um modelo GARCH(p,q) como um modelo ARCH com infinitos parâmetros.

Em vista do exposto, estimar-se-á a volatilidade condicional pelo modelo GARCH(1,1). Os resultados podem ser encontrados abaixo.

Tabela 7 — GARCH (Equação 6)

Observações 3822-4417 (T = 596)
Variável dependente: rBRL
 Erros padrões baseados em Hessiano

	<i>Coefficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	
Const	6.427e-05	0.0003	0.21	0.831	
rDXY	0.253	0.0805	3.14	0.002	***
rEMB	0.920	0.0948	9.71	<0.001	***
alfa(0)	4.655e-05	1.02e-05	4.57	<0.001	***
alfa(1)	0.354	0.0846	4.19	<0.001	***
beta(1)	0.065	0.1168	0.56	0.579	
Média dependente var	-0.000164	D.P. dependente var		0.010037	
Probabilidade Log	2003.595	Critério de Akaike		-3993.189	
Critério de Schwarz	-3962.458	Hannan-Quinn		-3981.223	
Variação de erro incondicional = 8.01467e-005					

Fonte: Elaboração própria

Novamente, checkou-se que os coeficientes estimados para a equação dos retornos das taxas de câmbio são positivos e significativos. Com relação ao modelo

de variância, o coeficiente β_1 estimado é positivo, porém não é significativamente diferente de zero. Será com base neste modelo que tentativas serão feitas, a fim de capturar o efeito das notícias referentes à prisão do ex-presidente Lula no câmbio (valorização ou desvalorização) e na sua volatilidade (aumento ou redução).

Para escolher-se o melhor modelo da família GARCH a ser usado (isso inclui os modelos do tipo ARCH, como visto), será feita uma análise dos critérios de informação.

Critérios de Informação mensuram a qualidade de modelos comparando-os pela perda de informação que cada um produz: quanto menor a perda de informação de um modelo, maior será a sua qualidade. Os critérios de informação ponderam a distância entre o valor previsto pelo modelo e o valor observado (desvio padrão dos resíduos - quanto menor, melhor) e o número de parâmetros estimados (quanto menos parâmetros estimados, maior o grau de liberdade do modelo - quanto menor, melhor), visando identificar qual o modelo mais simples com maior assertividade. Entre os critérios de informação disponíveis na literatura encontramos AIC (Akaike 1974), BIC (Schwarz, 1978) e HQ (Hannan e Quinn, 1979).

É possível verificar na tabela abaixo os valores dos critérios de informação para diversas especificações de modelos para a variância condicional.

Tabela 8 — Critérios de Informação dos modelos de variância condicional

Modelo	AIC	BIC	HQ
MQO	-3954.79	-3941.62	-3949.66
ARCH(1)	-3987.00	-3960.67	-3976.75
GARCH(1,1)	-3993.19	-3962.46	-3981.22
ARCH(2)	-3993.10	-3962.32	-3981.21
ARCH(3)	-3989.84	-3954.72	-3976.16
ARCH(4)	-3987.82	-3948.30	-3972.43

Fonte: Elaboração própria

Nota-se que o modelo com menor valor de critério de informação é o GARCH(1,1), tanto no critério de Akaike, quanto Schwarz e Hannan e Quinn. Isso indica que este é o modelo com melhor relação entre o erro padrão dos resíduos e o número de parâmetros estimados. Em vista disso, esta modelagem será utilizada para os demais testes deste artigo.

Desta forma, inicialmente utilizou-se o modelo descrito abaixo:

$$rBRL_t = \alpha + \beta_{DXY}rDXY_t + \beta_{EMB}rEMB_t + \beta_N dNoticias_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

Sendo: $dNoticias_t$ uma variável dummy que assume o valor 1 caso no dia t tenha sido reportada alguma notícia indicando que a prisão do ex-presidente Lula é mais provável e 0 caso contrário.

Para esta estimação, utilizou-se o modelo de máxima verossimilhança.

Tabela 9 — MV (Equação 7)

Observações 3822-4417 (T = 596)

$$ll = -0.5 * (\log(h) + (e^2)/h)$$

Erros padrões baseados na matriz de produtos externos

	<i>Estimativa</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	
Alfa	0.0001	0.0003	0.45	0.655	
BetaDXY	0.2460	0.0663	3.71	<0.001	***
BetaEMB	0.9156	0.0815	11.24	<0.001	***
BetaN	-0.0043	0.0021	-2.06	0.040	**
alfa0	4.8e-05	1.12e-05	4.30	<0.001	***
alfa1	0.3417	0.0507	6.74	<0.001	***
beta1	0.0496	0.1326	0.37	0.709	
Probabilidade Log	2552.991	Critério de Akaike		-5091.981	
Critério de Schwarz	-5061.250	Hannan-Quinn		-5080.015	

Fonte: Elaboração própria

Novamente, pôde ser analisado que os coeficientes estimados para a equação dos retornos das taxas de câmbio são positivos e significativos. O β_N , por outro lado, mostrou-se negativo e significativo, ou seja, em média, em dias de aceitação de denúncia para prisão do ex-presidente Lula o câmbio se aprecia aproximadamente 0.43%.

As notícias também podem afetar os mercados através da volatilidade, aumentando ou reduzindo. Uma nova informação é incorporada aos preços vigentes, provocando variações. Abaixo um modelo para capturar o impacto da notícia:

$$rBRL_t = \alpha + \beta_{DXY}rDXY_t + \beta_{EMB}rEMB_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma dNoticias_t$$

Agora as notícias impactam contemporaneamente a variância condicional do $rBRL_t$. A tabela abaixo mostra a estimação dos coeficientes.

Tabela 10 — MV (Equação 8)

Observações 3822-4417 (T = 596)

$$ll = -0.5*(\log(h) + (e^2)/h)$$

Erros padrões baseados na matriz de produtos externos

	<i>Estimativa</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>z</i>	<i>p-valor</i>	
Alpha	7.96e-05	0.0003	0.25	0.801	
betaDXY	0.2438	0.0655	3.72	<0.001	***
betaEMB	0.9183	0.0816	11.25	<0.001	***
alpha0	4.74e-05	1.02e-05	4.63	<0.001	***
alpha1	0.3462	0.0502	6.89	<0.001	***
beta1	0.0509	0.1202	0.42	0.672	
gamma	3.24e-05	5.18e-05	0.62	0.532	
Probabilidade Log	2551.636	Critério de Akaike		-5089.271	
Critério de Schwarz	-5058.539	Hannan-Quinn		-5077.304	

Fonte: Elaboração própria

Com base nos resultados acima, sugeriu-se que as notícias referentes à prisão do ex-presidente Lula que indicam um aumento da possibilidade deste ato não têm efeito na volatilidade dos mercados. Apesar do coeficiente γ ser positivo, não se pode dizer que ele é estatisticamente diferente de zero.

5 CONCLUSÃO

Este estudo teve por objetivo verificar se o período de incriminação e a prisão do ex-presidente do Brasil Luiz Inácio Lula da Silva impactaram a valorização e volatilidade diária Real frente ao Dólar americano, através de modelos que verificam a heteroscedasticidade condicional autorregressiva.

Os resultados encontrados comprovam, empiricamente, que há uma relação negativa entre os dias em que os eventos referentes à incriminação e prisão do ex-presidente Lula ocorreram e a evolução do USD/BRL. Mostrou-se negativo e significativo, ou seja, em média, em dias de divulgação de notícias que indicam aumento da possibilidade de prisão do ex-presidente Lula o câmbio se aprecia aproximadamente 0.43%. Além disso, verificou-se, também empiricamente, que as notícias referentes à prisão do ex-presidente Lula que indicam um aumento da possibilidade deste ato não têm efeito na volatilidade dos mercados. Apesar do coeficiente γ ser positivo, não se pode dizer que ele é estatisticamente diferente de zero.

Com base neste trabalho, não conseguimos conjecturar porque o aumento da probabilidade da prisão do Lula está associado a uma apreciação cambial, apenas podemos apontar tal fato. Estudos posteriores podem tentar elucidar qual o vínculo para que este efeito se dê. Em todo o caso, o trabalho é de grande valia para avaliar quão significativo são os eventos políticos e seus efeitos nos preços relativos. Um impacto médio de 0.43% por dia é bastante relevante. Como foram avaliadas 13 notícias, o impacto total do período foi uma apreciação de 5.59%. A taxa de câmbio, no período analisado, saiu de 2.6625, no início de 2015, para 3.5063 no final de abril de 2018, o que significa uma desvalorização de 31.69%. A prisão do Lula, neste sentido, serviu para conter parte do movimento de desvalorização.

Não é possível enunciar, contudo, que todo o evento político é acompanhado por variação cambial, mas pode-se afirmar com confiança que a condenação e prisão do ex-presidente Lula foi seguida de perto por movimentos no câmbio.

BIBLIOGRAFIA

AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. **IEEE Trans. on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.

AMIHUD, Y & WOHL A. Political news and stock prices: The case of Saddam Hussein contracts. **Journal of Banking & Finance**, v. 28, p. 1185-1200, 2004.

ASKITAS, N. ZIMMERMANN, K. F. Google econometrics and unemployment forecasting. **Applied Economics Quarterly, Duncker & Humblot**, v. 55, n. 2, p. 107–120, 2009.

AZEVEDO, L. F. P. Impactos econômicos e financeiros de notícias. **FGV Digital Repository**. 2017

BAKER, M. P., & WURGLER, J. A. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 4, p. 1645-1680. 2006.

Bailey, W., Chung, P. Exchange rate fluctuations, political risk, and stock returns: Some evidence from an emerging market. **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 30, p. 541–561, 1995.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. **Journal of econometrics**, v. 31, n. 3, p. 307-327, 1986.

CHIANG, T., JEON, B., & Li, H. Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. **Journal of International Money and Finance**, v. 26, p. 1206-1228, 2007.

COOTNER, P.H. The random character of stock market prices. **Cambridge, Mass: M.I.T. Press**, 1964.

CUTLER D., POTERBA, J., & SUMMERS, L. The relationship between forward and future prices. **Cambridge, Mass: M.I.T. Press**, 1988.

ENGLE, R. F., & NG, V. K. Measuring and testing the impact of news on volatility. **Journal of Finance**, v. 48, p. 1749-1778, 1993.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 987-1007, 1982.

Erb, C.B., Harvey, C.R., Viskanta, T.E., Inflation and world equity selection. **Financial Analysts Journal** (November–December), p. 28–42, 1995.

FAMA, E. F. Forward and spot exchange rates. **Journal of monetary economics**, v. 14, n. 3, p. 319-338, 1984.

FAMA, E. F. The behavior of stock-market prices. **The journal of Business**, v. 38, n.1, p. 34-105, 1965.

FAUSTINO, C. C. R. O impacto das notícias no mercado financeiro Brasileiro. **FGV Digital Repository**. 2013

FRANKEL, J. A. Flexible exchange rates, prices, and the role of news: lessons from the 1970s. **Journal of Political Economy**, v. 89, n.4, p 665-705, 1981.

HANNAN, E. J. ;QUINN, B. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society, Londres, Series B**, v. 41, n. 2, p. 190–195, 1979

KAHNEMAN, D., & TVERSKY, A. 'Prospect theory: An analysis of decision under risk. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 263-291, 1979.

KLIBANOFF, P., LAMONT, O., & WIZMAN, T. A. Investor reaction to salient news inclosed-end country funds. **Journal of Finance**, v. 53, p. 673-699, 1998.

KRISTOUFEK, L. Can google trends search queries contribute to risk diversification? **arXivpreprint arXiv:1310.1444**, 2013.

LAACKONEN, H., & LANNE, M. Asymmetric news effects on exchange rate volatility: good vs. bad news in good vs. bad times. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, v. 14, n.1, p. 1-38, 2009.

LEE, W., JIANG, C., & INDRO, D. Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. **Journal of Banking and Finance**, p. 2277-2299, 2002.

MALAVAR-VOJVODIC, M. Measuring the Impact of President Donald Trump's Tweets on the Mexican Peso/U.S. Dollar Exchange Rate. **Department of Economics of the University of Ottawa Press**, 2017.

MALIK, F. Estimating the impact of good news on stock market volatility. **Applied Financial Economics**, v. 21, p. 545–554, 2011.

OZTURK, S. S., & CIFTCI, K. A Sentiment Analysis of Twitter Content as a Predictor of Exchange Rate Movements. **Review of Economic Analysis**, v. 6, n. 2, p. 132-140, 2014.

PAPAIOANNOU, P., RUSSO, L., PAPAIOANNOU, G., & SIETTOS, C. I. Can social microblogging be used to forecast intraday exchange rates?. **Netnomics: Economic Research and Electronic Networking**, v. 14, n.1-2, p. 47-68, 2013.

PRAST, H. M., & DE VOR, M. P. Investor reactions to news: a cognitive dissonance analysis of the eurodollar exchange rate. **European Journal of Political Economy**, v. 21, n.1, p. 115-141, 2005.

PREIS, T.; MOAT, H. S.; STANLEY, H. E. Quantifying trading behavior in financial markets using google trends. **Scientific reports**, v. 3, 2013.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, p. 461–464, 1978.

SHILLER, R. J. From efficient markets theory to behavioral finance. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 17, n. 1, p. 83-104, 2003.

SHILLER, R. Irrational Exuberance. **Princeton University Press**, 2, 2005.

SYSTEMS, C. The Zettabyte Era: Trends and Analysis. <http://www.cisco.com/c/en/us/solutions/collateral/service-provider/visual-networking-index-vni/vni-hyperconnectivity-wp.html>, 2016.

SOSVILLA-RIVERO, S., & PARK, Y. B. Further tests on the forward exchange rate unbiasedness hypothesis. **Economics Letters**, v. 40, n. 3, p. 325-331, 1992.

TAYLOR, S. J. **Modeling Financial Times Séries**. UK: John Wiley & Sons, 1986.

APÊNDICE

Figura 1 Histórico período incriminação e prisão Luis Inácio Lula da Silva

