

Inspere
Graduação em Ciências Econômicas

Gabriel Viegas Madasi

Análise da correlação, variante no tempo, entre a incerteza e a atividade econômica
para o Brasil entre a década de 2000 e 2019

São Paulo

2021

Gabriel Viegas Madasi

Análise da correlação, variante no tempo, entre a incerteza e a atividade econômica para o Brasil entre a década de 2000 e 2019

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao programa de Graduação em Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Heleno Piazzentini Vieira

São Paulo

2021

Viegas Madasi, Gabriel.

Análise da correlação, variante no tempo, entre a incerteza e a atividade econômica para o Brasil entre a década de 2000 e 2019./

Gabriel Viegas Madasi – São Paulo, 2021.

48 f.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Insper, 2021

Orientador: Prof. Heleno Piazzentini Vieira

1. Incerteza. 2. Atividade Econômica. 3. História Econômica do Brasil. 4. *DCC-GARCH*. 5. Correlação. I. Gabriel Viegas Madasi. II. Análise da correlação, variante no tempo, entre a incerteza e a atividade econômica para o Brasil entre a década de 2000 e 2019.

Gabriel Viegas Madasi

Análise da correlação, variante no tempo, entre a incerteza e a atividade econômica para o Brasil entre a década de 2000 e 2019

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado ao programa de Graduação em Ciências Econômicas, como requisito parcial para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Heleno Piazzentini Vieira

Banca Examinadora

Prof. Heleno Piazzentini Vieira
Insper

Prof. Ulisses Monteiro Ruiz de Gamboa
Insper

A minha irmã e a meus pais.

Muito obrigado por tudo.

Agradecimentos

Agradeço a meu pai, a minha mãe e a minha irmã pelo apoio e ajuda durante toda a minha trajetória pessoal e acadêmica. Agradeço ao meu orientador pelas oportunidades de aprendizado ao longo do último ano.

“Um gesto generoso pode ser tão poderoso quanto uma espada.” Richard Russel Riordan Jr. (2008)

Resumo

A história econômica do Brasil é marcada por períodos de grande incerteza. Mais recentemente, é possível observar isto em períodos como a eleição presidencial de 2002. Diversos autores buscaram compreender a maneira pela qual essa incerteza econômica se relaciona com a atividade de um país. Foram utilizadas – por tais autores - duas metodologias centrais: a primeira de choques de incerteza que afetam diretamente o produto econômico, e a segunda buscando gerar correlação entre ambas as variáveis e compreender seu comovimento (mas sem inferir causalidade). O presente trabalho busca partir da segunda metodologia e traçar um panorama para o Brasil entre 2001 e 2019, utilizando um modelo *Dynamic Conditional Correlation GARCH (DCC-GARCH)*, para compreender como a correlação se comporta (e varia ao longo do tempo). Foram utilizados diversos estimadores de incerteza e dois estimadores de atividade (Índice de Atividade Econômica - IBC-BR - e Nível de Emprego). A correlação se manteve negativa ao longo de todo o período de análise para o IBC-BR e para a grande maioria do tempo para o segundo. Além disso, foi observado que a correlação se tornou maior (em módulo, sendo mais negativa) durante a crise internacional observada no biênio de 2008 e 2009. Por fim, uma minoria dos modelos indicou um pico de correlação durante a crise econômica vivida em meados de 2015 a 2017.

Palavras-chave: Incerteza; Atividade Econômica; História Econômica do Brasil; *DCC-GARCH*; Correlação.

Abstract

Brazilian economic history is full of periods of high uncertainty. Recently, this is observable in periods as the presidential elections of 2002. Many authors tried to understand the way this economic uncertainty relates to the activity of a country. Two central methodologies were used by those authors: firstly, shocks of uncertainty that directly affects the economic product, the second one looks for the correlation between both the variables in order to comprehend their comovements (without assuming causality). This work adopts the second method to look at Brazil from 2001 to 2019, adopting a *Dynamic Conditional Correlation GARCH (DCC-GARCH)* model, in order to understand how the correlation behaves (and how it varies during the analyzed years). Several uncertainty and two activity (*Índice de Atividade Econômica* - IBC-BR - and Employment Rate) estimators were used. The correlation was sustained as negative for all the period in the models using IBC-BR, and for the majority of the time for the other proxy. Besides that, it was observed that the correlation became more negative during the international crisis observed in the period of time between 2008 and 2009. Finally, a minority of the models showed a peak in the correlation in the economic crisis between 2015 and 2017.

Keywords: Uncertainty; Economic Activity; Brazilian Economic History; *DCC-GARCH*; Correlation.

Lista de Tabelas e Gráficos

1.	Gráfico 1 – Medidores de Atividade.....	28
2.	Gráfico 2 - Medidores de Incerteza - Índices	29
3.	Gráfico 3 – Medidores de Incerteza – Câmbio - Euro	30
4.	Gráfico 4 – Medidores de Incerteza – Câmbio - Dólar.....	30
5.	Gráfico 5 – Medidores de Incerteza – Câmbio - Futuro	31
6.	Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária e Heterocedasticidade	32
7.	Gráfico 6 – Correlações – IBC-BR 1	34
8.	Gráfico 7 – Correlações – IBC-BR 2.....	35
9.	Gráfico 8 – Correlações – Nível de emprego 1.....	36
10.	Gráfico 9 - Correlações – Nível de Emprego 2	37
11.	Tabela 2 – Média das correlações.....	37
12.	Tabela 3 – Testes de heterocedasticidade	38
13.	Tabela 4 – Testes de heterocedasticidade 2	38
14.	Tabela 5 – Coeficientes do modelo	39
15.	Tabela 6 – Coeficientes do modelo 2.....	39
16.	Tabela 7 – Coeficientes do modelo 3.....	39
17.	Tabela 8 – Coeficientes do modelo 4.....	40

Sumário

1.	INTRODUÇÃO.....	12
2.	REVISÃO DA LITERATURA	14
3.	METODOLOGIA.....	24
4.	RESULTADOS	28
5.	CONCLUSÃO	41
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	44

1. Introdução

A história macroeconômica recente do Brasil é repleta de episódios que geraram cenários de incerteza elevada. É possível olhar para períodos como as eleições presidenciais de 2002 e notar que um fator que desencadeava problemas era justamente o desconhecimento sobre o futuro. Nesse caso, havia receio de como seria o plano de governo para a economia do candidato do PT (eleito) à presidência Luiz Inácio Lula da Silva. Sendo que incerteza levou a problemas macroeconômicos importantes para a história econômica recente do Brasil, é levantada uma questão relevante: qual o papel da incerteza no ambiente macroeconômico?

Jones e Olson (2012) buscam fazer uma análise da correlação e do comovimento entre incerteza e atividade econômica e mostram evidências de correlação negativa para dados norte-americanos no período de 1986 a 2012.

Para estudar esse tema, este trabalho tem como objetivo realizar uma análise histórica do Brasil no período a partir da década de 2000. O período temporal é, de maneira mais precisa, entre 2001 e 2019. A proposta será a de investigar como se comportou a correlação entre a incerteza dos agentes econômicos e o Produto Nacional ao longo do período, procurando destacar possíveis diferenças em determinados subperíodos de tempo. Ao se notar períodos com divergências consideráveis em relação aos demais, será possível olhar de maneira mais aprofundada para tais, de modo a compreender o que pode vir a ter causado a diferença.

Para isso, será utilizado um modelo *Dynamic Conditional Correlation GARCH* (*DCC-GARCH*). Esse permite a investigação da correlação entre mercados diferentes simultaneamente, permitindo avaliar ambas as variáveis de interesse e estimar a correlação condicional entre as variáveis. Assim, será possível analisar a história macroeconômica recente do Brasil sob a perspectiva da correlação entre variáveis de incerteza e de produto.

Segundo Jones e Olson (2012) há uma correlação negativa entre o produto e a incerteza para os EUA, o que também pode ser visto, no caso brasileiro, em Costa Filho (2014), que aborda a incerteza como uma variável contracíclica. No presente trabalho, para os modelos em que a variável de atividade é o Índice de Atividade

Econômica (IBC-BR), independentemente do medidor de incerteza, a correlação se manteve negativa. Quando olhamos para o Nível de Emprego, podemos ver que há predominância de correlação negativa, mas há períodos em que essa se torna positiva, principalmente no primeiro mandato Lula (início da década de 2000). É interessante notar que o modelo que retorna mais tempo correlações positivas é o da volatilidade de contratos futuros de câmbio como o medidor de incerteza.

Além disso, segundo Scotti (2013), medidores de incerteza disparam em períodos recessivos. Assim, seria de se esperar que para o Brasil a correlação se torne mais negativa (e maior em módulo) em períodos recessivos, também sendo mais fraca em momentos de plena expansão. Foi possível constatar que durante os anos de 2008 e 2009 (durante o período em que a Crise de 2008 afetou a economia mundial e brasileira), houve um pico de correlação negativa para 9 dos 12 modelos observados. Ainda, alguns modelos com Nível de Emprego indicaram um ápice de correlação negativa entre 2015 e 2017. Assim, ressaltando um período de crise econômica e política enfrentadas pelo Brasil.

Por fim, também seria esperado que se observassem momentos de alta da correlação negativa em alguns períodos específicos. Dentre eles, cabe ressaltar momentos perto de eleições federais, com especial ênfase nas eleições de 2002. Entretanto, esse último período não contou com uma correlação mais forte que a de outros períodos. Pelo contrário, sendo um momento em que ela se aproximou de zero, de modo que não há um espelhamento no comportamento das variáveis. Já as demais eleições presidenciais não aparentaram divergir do padrão dos demais períodos.

2. Revisão da Literatura

Conforme Giambiagi, *et al.* (2016) e Abreu e Werneck (2005), o segundo mandato de Fernando Henrique Cardoso (1999-2002), depois de um período inicial bastante turbulento, apresentava boas expectativas de crescimento. Mas, em 2001, com a crise argentina, a crise energética doméstica e o atentado terrorista de 11 de setembro, há uma dinâmica de desvalorização cambial e necessidade de alta de juros para controlar a situação. Em 2002, ainda surge uma crise de expectativas. Chegando próximo às eleições há a expectativa (que se concretiza) de vitória do PT. Historicamente, o partido se colocava como sendo contrário à ortodoxia econômica e favorável à heterodoxia. Assim, com o crescimento da probabilidade de sua vitória, os analistas de mercado e demais agentes começam a demonstrar preocupação com o rumo econômico a ser tomado pelo Brasil. O receio era de que Lula desconstruísse tudo que havia sido conquistado economicamente por FHC (estabilização e reformas estruturais haviam sido feitas) e aplicasse uma moratória nos credores internacionais perante às dificuldades econômicas do período. Meio a isso, o Risco-País do Brasil dispara e a Taxa Selic se eleva em 7 pontos percentuais em apenas 2 meses (de 18% para 25%) e o câmbio chegou a se desvalorizar em 30% em apenas 5 meses.

É importante ressaltar (OLIVEIRA, TUROLLA, 2003) que essa dinâmica apenas se tornou possível com uma substituição do regime cambial para um modelo com maior liberdade para a flutuação cambial. Nele, o Banco Central permitia a flutuação, mas realizando algumas vendas de reservas e de títulos públicos indexados ao câmbio como maneira de reter, ainda, certo controle. Como consequência, o Banco Central passou a ter maior controle sobre a política monetária, passando a pautar as decisões conforme metas de inflação (em vez de ser um instrumento visando apenas o controle cambial).

Após o fim do governo FHC, segundo Lima e Fonseca (2021) há diferentes abordagens para a situação econômica do país, variando entre o *mainstream* e a heterodoxia. Assim, é possível iniciar por uma vertente *mainstream*.

Conforme Giambiagi, *et al.* (2016), Giambiagi (2011, citado por LIMA, FONSECA, 2021), Safatle, Borges e Oliveira (2016, citados por LIMA, FONSECA, 2021) e Goldfajn (2017, citado por LIMA, FONSECA, 2021), Lula assume seu primeiro

mandato (2003-2006) com as citadas dificuldades de uma crise de expectativas. A resolução dele para o problema se deu com base em sinalizar e agir de maneira moderada, mantendo o tripé macroeconômico e as medidas ligadas à ortodoxia do governo anterior, tendo como marco de guinada a “Carta ao povo brasileiro”.

Antônio Palocci é colocado como ministro da Fazenda e escala uma equipe econômica ortodoxa, sendo que Henrique Meirelles se tornou presidente do Banco Central. Esta decide por metas agressivas de inflação (8,5% para 2003 e 5,5% para 2004) e coloca uma meta de superávit acima do exigido pelo FMI, além de subir os juros para 26,5% nos primeiros dois meses do governo. Em maio de 2003, o prêmio de risco para o Brasil (em relação a títulos do tesouro americano) havia caído para 8% (anteriormente chegara a 14%). Com forte crescimento global, o Brasil também acaba se favorecendo com exportações, já que commodities tiveram altas nos preços. Assim, há exportações principalmente de produtos primários e de baixa tecnologia. Ainda, os primeiros anos do mandato são marcados por forte política contracionista.

Segundo Giambiagi, *et al.* (2016), Safatle, Borges e Oliveira (2016, citados por LIMA, FONSECA, 2021) e Werneck (2014, citado por LIMA, FONSECA, 2021), a ortodoxia é deixada de lado conforme a Crise do Mensalão, em 2005, derruba o núcleo central do PT que apoiava a condução da política ortodoxa. Essa queda leva a dois processos que resultam na mudança citada. Em primeiro lugar, setores dos próprios PT e governo passam a vocalizar mais fortemente objeções à ortodoxia. Em segundo lugar, o governo passa a ter como maior prioridade a manutenção do governo durante o próprio mandato e para uma reeleição. Guido Mantega assume o cargo de Palocci, o que é visto economicamente como uma busca por políticas desenvolvimentistas. Desse modo, há os “campeões nacionais” do BNDES, uma exploração do Pré-Sal com forte intervenção e reajuste do salário mínimo acima da inflação, dentre outras. O Banco Central, entretanto, segue mantendo políticas ortodoxas de juros em patamares mais elevados.

Essa guinada desenvolvimentista seria problemática ao reverter os avanços do governo anterior e por não ser adequada devido à situação fiscal. A consequência seria crescimento econômico com inflação acelerada e deterioração fiscal. Carrasco, Mello e Duarte (2014, citados por LIMA, FONSECA, 2021) vão além e tratam desde 2003 a 2012 como uma década perdida. A justificativa seria de que o PIB *per capita*

cresceu menos que o de países comparáveis, de modo que o Brasil deveria estar de 10% a 15% mais rico ao fim do período, caso medidas sustentáveis tivessem sido tomadas.

Economistas heterodoxos vão por outro caminho ao analisar o governo Lula. Segundo Moraes e Saad Filho (2011, citados por LIMA, FONSECA, 2021), havia um consenso heterodoxo de que políticas econômicas ortodoxas seriam opostas a planos de redução de pobreza e desigualdade. Meio a isso, manter os juros elevados acarretaria problemas para as contas externas e públicas e para o produto interno. As justificativas para o início com políticas *mainstream* passariam por duas análises por esses economistas: o governo seria fraco politicamente ou fraco ideologicamente. A partir disso, Barbosa e Souza (2010, citados por LIMA, FONSECA, 2021) trazem que a melhora internacional foi benéfica para as exportações nacionais, mas que a continuada política ortodoxa do Banco Central estaria sendo maléfica ao plano econômico do governo, dificultando os avanços sociais e de produto, e gerando desaceleração do crescimento. O que teria ocorrido, no final das contas, é que o choque negativo pelo contracionismo monetário e fiscal teria se sobreposto às políticas que incentivariam crescimento e ao sentimento positivo por parte dos empresários.

A partir de 2006, com as citadas políticas mais desenvolvimentistas, Moraes e Saad Filho (2011, citados por LIMA, FONSECA, 2021), Barbosa e Souza (2010, citados por LIMA, FONSECA, 2021) e Serrano e Suma (2012, citados por LIMA, FONSECA, 2021), afirmam que teria havido crescimento econômico e um ciclo virtuoso do investimento privado e consumo com as contas públicas. Entretanto, as afirmações seriam de que o modelo não seria desenvolvimentista de fato. O governo Lula teria se mantido em uma espécie de hibridismo com políticas ligadas ao neoliberalismo.

Conforme Giambiagi, *et al.* (2016), Mesquita (2014), Barbosa Filho e Pessôa (2014, citados por LIMA, FONSECA, 2021), o primeiro governo Dilma (2011-2014), por sua vez, é marcado pela heterodoxa Nova Matriz Econômica. Segundo análises ortodoxas, até julho de 2011, não era possível notar mudanças em relação ao governo anterior, inclusive com aumento dos juros em janeiro de 2011, visando a convergência da inflação.

Mas, em agosto desse ano, há uma virada em que se reduz a taxa de juros e representa um momento de virada para o início da matriz. A lógica dela era incentivar o crescimento econômico através de desonerações tributárias, redução da taxa de juros, um câmbio considerado competitivo, o consumo de massas pela população e, portanto, uma maior intervenção estatal. Essa guinada teria vindo por motivos ideológicos e houve, também, redução da transparência das contas públicas. Como consequência, houve um aumento da incerteza macroeconômica com alta inflacionária, redução da receita do governo e aumento dos gastos (levando a uma forte deterioração fiscal) e um choque de oferta que reduz a aceleração econômica, a produtividade (em detrimento de um aumento do fator capital) e o produto potencial, levando o país a uma recessão. Ainda nas contas públicas, teria havido expansão do gasto governamental sem gerar maior crescimento, apenas deteriorando as contas (ALMEIDA JR., LISBOA, PESSÔA, 2015, citados por LIMA, FONSECA, 2021); ainda, havia um problema estrutural de utilização histórica de normas legais para fazer a regulação das políticas públicas, a qual haveria chegado a um ponto de esgotamento, em que o crescimento econômico estava abaixo do crescimento dos gastos públicos desde 1991 (BARBOSA FILHO, PESSÔA, 2014; citados por LIMA, FONSECA, 2021).

Os fatores externos não teriam sido tão relevantes nesse momento, pois a desaceleração doméstica teria sido três vezes maior que a do restante da América Latina (BARBOSA FILHO, PESSÔA, 2014; citados por LIMA, FONSECA, 2021). Ainda, a abertura comercial do país não seria grande o suficiente, de modo que instabilidades externas teriam efeito reduzido. Por fim, os termos de troca ainda se mantinham em um bom patamar.

Entretanto, há análises ainda ortodoxas que também dão peso ao cenário externo. Borges (2017, citado por LIMA, FONSECA, 2021) fez uma análise de diferenças-em-diferenças do crescimento do PIB *per capita* entre países exportadores de commodities de rendas médias ou média alta com o Brasil. O resultado foi que, no mínimo, 38% da desaceleração brasileira (e no máximo 54%) poderia ser explicado pelo contexto externo (como a reversão do cenário positivo de alta de preços de commodities que ocorrera no governo Lula, como citado anteriormente). Essa análise não alivia o contexto doméstico, citando complicações hídrico-energéticas do período e um choque negativo na economia pelas implicações da Operação Lava-Jato para um prazo mais curto.

Análises heterodoxas, por sua vez, como Lélis, Cunha e Linck (2018, citados por LIMA, FONSECA, 2021) e Carneiro (2018, citados por LIMA, FONSECA, 2021) recusam a causa da desaceleração e da recessão como sendo resultados das políticas econômicas do governo. A argumentação focaria no cenário externo. Os preços dos commodities teriam sido responsáveis pela queda de cerca de 1/3 do PIB do país (LÉLIS, CUNHA, LINCK, 2018; citados por LIMA, FONSECA, 2021). Isso seria consequência de uma baixa nos preços que surge a partir de 2014 e que dura cerca de 30 meses, com efeitos prolongados.

Ainda, a estrutura político-econômica brasileira teria contribuído com a crise (CARNEIRO, 2018; citado por LIMA, FONSECA, 2021). Uma maior integração financeira que vinha desde a década de 1990 levaria a uma maior importância dos ciclos globais de liquidez. Assim, medidas não convencionais por parte dos países centrais levariam a reações negativas domesticamente. Ainda, cadeias globais de valor estariam formadas sem o Brasil como participante, levando a uma maior especialização regressiva industrial e maior foco em redução de preços para conseguir competir externamente. Meio a isso, o modelo de crescimento do governo Lula não mais funcionaria.

Ainda, em seu segundo mandato (2015-2016), Dilma busca trazer um choque ortodoxo ao governo, nomeando Joaquin Levy como ministro da fazenda. Entretanto, com o país desestruturado e a gestão da presidente desgastada, as medidas ortodoxas não são aceitas pelo Congresso. Além disso, cada vez mais os agentes econômicos se mostravam receosos e incertos quanto aos rumos do país. Nesse cenário, há a queda do governo Dilma (Giambiagi, *et al.*, 2016). Carneiro (2018, citado por LIMA, FONSECA, 2021), pelo lado heterodoxo, afirma que essa tentativa de volta à ortodoxia teria sido negativa, sendo um ponto central para compreender a recessão pela qual o país passou.

Após o *impeachment*, Michel Temer (2016-2018) assume o país em uma situação econômica desfavorável. Havia alta inflação, recessão e um grave problema fiscal. Ilan Goldfajn é nomeado presidente do Banco Central e retoma o regime de metas de inflação e a reduz. Ainda, há uma série de reformas buscando reduzir o déficit do governo, como a PEC 241/55 (do Teto dos Gastos).

Após o registro da situação econômica do Brasil é possível notar o como a incerteza faz parte central do cenário macroeconômico do país.

Mas o que seria, exatamente, incerteza? Nowzohour e Stracca (2017) abordam esse tema. Os autores abordam que incerteza pode assumir dois significados centrais no contexto econômico. Primeiramente, pode ser toda a gama de possíveis resultados futuros. A segunda opção seria a falta de conhecimento sobre a distribuição de probabilidades dos eventos econômicos futuros. Assim, essa última definição converge melhor para a ideia central da presente pesquisa.

Além disso, Sims (2009) traz um elemento interessante para essa questão: agentes podem assumir distribuições de probabilidade diferentes entre si, o que é comum de ocorrer. Primeiramente, tais divergências poderiam ocorrer pois os agentes econômicos não conseguem armazenar e processar todas as informações a que têm acesso. Assim, cada agente formaria distribuições de probabilidade conforme o que consegue captar e o que dá atenção (variante conforme o contexto em que a pessoa está inserida). Em segundo lugar, cada agente pode cometer erros, os quais seriam independentes e aleatórios.

Mas como esses conceitos se conectam com o produto de um país?

Bloom (2009) buscou observar essa conexão para os Estados Unidos a partir de um modelo de Vetores Autorregressivos (*VAR*) e concluiu que choques de incerteza geram queda no produto agregado e no emprego para o curto prazo. Mas haveria recuperação já no médio prazo, com níveis para ambas as variáveis indo para acima do original, em um efeito de ultrapassagem. Assim, há causa e consequência.

Costa Filho (2014) e Barbosa e Zilberman (2018) buscaram fazer uma conexão entre medidores de incerteza e a atividade brasileira a partir do mesmo modelo. A ideia central de seus estudos era que a incerteza seria uma variável contracíclica, sendo que os choques de incerteza trariam efeitos negativos para a economia do Brasil já no curto prazo.

Para a abordagem empírica, o primeiro adotou três medidas diferentes para a incerteza, que foram utilizadas para regressões diferentes. Primeiramente, foi gerado um índice de frequência que a palavra “incerteza” aparecia nas partes de economia de 4 grandes jornais brasileiros ao longo do de 2004 a 2013. Em segundo lugar,

utilizou o desvio-padrão das expectativas de crescimento econômico a partir da pesquisa Focus do Banco Central. Por fim, utilizou a variabilidade do IBOVESPA. Para medir a atividade, utilizou o IBC-BR do Banco Central do Brasil, mas também olhou para outras variáveis, como produção industrial. Para as três medidas, o autor encontrou resultados alinhados com as expectativas. Ou seja, encontrou que para o Brasil, choques de incerteza levariam a uma queda do produto interno.

Barboza e Zilberman (2018) foram por uma mesma linha. Utilizaram seis *proxies* para a incerteza interna e uma para a externa. Para a nacional, a primeira foi uma média entre o percentual de matérias da Folha de São Paulo e O Globo sobre incerteza econômica (em que a medida para o primeiro jornal foi construída por Baker, Bloom e Davis, 2016). Em segundo lugar, foi usada a volatilidade implícita de opções de câmbio. Em terceiro lugar, o desvio-padrão dos retornos do Ibovespa. Em quarto lugar, o desvio-padrão das expectativas de inflação do Boletim Focus. A quinta medida é uma construção levando em conta as quatro medidas já citadas. Já a sexta medida é o Índice de Incerteza Econômica (IIE-FGV) da IBRE/FGV. A *proxy* externa é um medidor de frequência de jornais (como o nacional) para os principais parceiros comerciais do Brasil. No fim, encontraram que a produção industrial e o IBC-BR teriam sido maiores em um cenário alternativo sem a incerteza.

Entretanto, a modelagem baseada em VAR não é a única possibilidade de análise. Há autores (Bachmann, Elstner e Sims, 2013) que concluíram que a evidência empírica não suporta que haja a relação causal citada anteriormente de choques de incerteza e que, na verdade, as recessões trariam uma maior incerteza ao ambiente. Há modelos que visam olhar para a incerteza e produto sem o viés de causa e consequência. Esses estudos buscam analisar temporalmente como se comporta a correlação entre as variáveis de interesse, fazendo diferenciações entre subperíodos. Assim, é possível gerar evidências relevantes ao se atentar a como as variáveis se comportaram em momentos específicos e os comparando.

Em Jones e Olson (2012) é observado o descrito no último parágrafo. Os autores buscam usar um índice de incerteza de política econômica (BAKER, BLOOM, DAVIS, 2016, citado por JONES, OLSON, 2012) para poder observar o comportamento e a relação entre indicadores econômicos de incerteza, produto e

inflação. Para isso, utilizaram o método *DCC-GARCH* (Engle, 2002), permitindo análise das correlações entre as variáveis para diferentes subperíodos do tempo.

Em seus resultados, Jones e Olson (2012) encontram que a correlação entre incerteza e produto é negativa para todo o período estudado. Ressaltam, meio a isso, que entre 2005 e 2008 (em que há um choque no preço do petróleo) a correlação se torna mais negativa que nos outros períodos. Entretanto, a correlação entre incerteza e inflação varia nos períodos, sendo negativo em alguns momentos e positiva em outros. Esta se inicia negativa, se torna positiva no início da década de 1990, voltando a ser negativa até o início de 2000, quando passa a ser positiva até o fim da série temporal. Cabe dizer que essa correlação é mais forte em períodos importantes de recessão americana (1991-1992, 2001 e 2007-2009).

Assim, é possível dizer que o presente trabalho é de certo modo uma aplicação deste outro para o Brasil a partir da década de 2000. Ou seja, enquanto o artigo de Jones e Olson (2012) olha para um momento histórico dos Estados Unidos, esse trabalho utilizará o modelo *DCC-GARCH* para buscar compreender o comportamento das variáveis do artigo (com exceção de inflação) para um período histórico do Brasil.

É interessante notar que esse tipo de modelo não se mostra interessante apenas para a citada análise de produto e incerteza. Diversos autores utilizaram o método para observar outras relações relevantes para a economia. Lee (2006) utilizou a modelagem *DCC-GARCH* para olhar o comovimento entre preços e produtos nos Estados Unidos para o período entre 1900 e 2002.

Tal autor parte da premissa que a teoria econômica tradicional de ciclos econômicos aceita que preço e produto caminham na mesma direção, sendo o nível de preços cíclico, mas que alguns economistas discordam da premissa. O autor conclui que antes da Segunda Guerra Mundial de fato se confirma que o comovimento entre as variáveis é positivo. Entretanto, após ela, o sentido se inverteria.

Outra aplicação é feita por Caporale, Hunter e Ali (2014). Os autores buscam olhar para a relação entre os preços nas bolsas de valores e taxas de câmbio para seis regiões: Estados Unidos, Reino Unido, Canadá, Japão, Suíça, e Zona do Euro. O período observado é entre 2000 e 2010, logo, buscando observar os efeitos do

colapso financeiro de 2008. Cabe dizer que os autores utilizaram uma modelagem um pouco diferente da anteriormente tratada: a adoção foi de um *Unrestricted Conditional Correlation GARCH (UECCC-GARCH)* bivariado. O resultado central encontrado foi que durante a crise a dependência entre as variáveis de interesse aumentou.

Retomando as variáveis centrais desse trabalho, uma questão central dos estudos é como mensurar a incerteza. Além dos métodos já citados há outras possibilidades de construção. Uma delas é a discutida no estudo de Baker, Bloom e Davis (2016, citado por JONES, OLSON, 2012). Esses autores buscaram criar um Índice de Incerteza de Política Econômica. O índice tem como base três componentes centrais.

Em primeiro lugar, uma variável para pegar a incerteza com base em matérias de jornal. Para tal selecionou dez importantes jornais americanos e identificou a quantidade de artigos que citava “incerteza”, “incerto”, “econômica” ou “economia”, além de um ou mais termos que fossem relacionados a órgãos responsáveis pela política econômica americana.

O segundo medidor é através da quantidade de provisões de códigos fiscais americanos a vencer nos próximos anos, que seriam os vencimentos de políticas fiscais tomadas pelo governo americano. Tal quantidade seria relevante pois o congresso americano tende a demorar para decidir se estende ou não elas, de modo que gerariam uma grande incerteza para o cenário interno.

Por último, uma medida de discordância entre profissionais responsáveis por fazer previsões de três variáveis econômicas: o índice de preços dos Estados Unidos (denominado *CPI, Consumer Price Index*), a compra de bens e serviços por governos municipais e estaduais e a compra de bens e serviços pelo governo federal. Essas variáveis foram escolhidas por serem consideradas como refletindo diretamente as decisões de políticas fiscal e monetária. Com base nisso, constroem uma medida de dispersão entre os dados que tem disponíveis.

Outros autores que construíram um medidor interessante são Bachmann, Elstner e Sims (2013). Eles usam dados americanos e alemães para construir proxies empíricas para incerteza nos negócios.

Para a Alemanha, usam dados micro confidenciais da *German IFO Business Climate Survey* e para os EUA dados da *Philadelphia Fed's Business Outlook Survey*. Na pesquisa alemã há perguntas de se a produção doméstica de um setor subirá, descerá ou se manterá igual e como se comportou ao longo do tempo, ambas as questões para um período de 3 meses. Com isso constroem já uma variável ponderando as respostas às perguntas. Também geram uma proxy a partir do desvio-padrão gerado a partir do tratamento das respostas obtidas. Na pesquisa americana obtém a resposta para perguntas de se os entrevistados acreditam que o Produto Nacional crescerá, cairá ou se manterá no próximo mês e uma pergunta também com as três possibilidades de resposta sobre empacotamento hoje versus daqui 6 meses. A proxy é a dispersão da primeira pergunta citada suplementada pela dispersão da segunda.

Já Jurado, Ludvigson e Ng (2015) criam um medidor para a incerteza que se baseia em três passos centrais. Primeiramente, é necessário obter a previsão para N séries macroeconômicas. Após isto, é necessário obter o erro de previsão e estimar a variância associada. Ambos os passos seriam feitos para medidas individuais. Por fim, se estima um fator de incerteza econômica, somando de maneira ponderada as incertezas individuais.

Por fim, Godeiro e Lima (2017) buscaram propor uma medida de incerteza macroeconômica específica para o Brasil, justamente se baseando no já citado estudo de Jurado, Ludvigson e Ng (2015), e utilizando séries macroeconômicas para o Brasil de Issler, Notini e Rodrigues (2013, citado por GODEIRO, LIMA, 2017).

3. Metodologia

Iniciando, pelas bases de dados e variáveis utilizadas, é ideal buscar séries que tragam medidas de incerteza. Nesse sentido, será utilizado o Indicador de Incerteza da Economia do Brasil (IIE-FGV) da FGV IBRE (Instituto de Economia Brasileira da Fundação Getúlio Vargas), o qual tem frequência mensal (retirada do próprio site da FGV IBRE, 2021). Esses dados são interessantes na medida em que são obtidos a partir de uma ponderação de dois fatores utilizados em ambos os estudos brasileiros citados anteriormente que utilizam VAR (BARBOZA, ZILBERMAN, 2018; COSTA FILHO, 2014), sendo que Barboza e Zilberman (2018) utilizam justamente esse índice como uma das variáveis. Ele é obtido como 80% vindo de uma análise da incidência de termos ligados à incerteza em 6 jornais nacionais e 20% advindo da dispersão das previsões de especialistas quanto a taxa de câmbio, taxa SELIC e IPCA (o que é divulgado pelo próprio Banco Central). Cabe ressaltar que a variável está disponível para o período de janeiro de 2000 até abril de 2021.

No Ipeadata (do IPEA), é possível encontrar o mensurador de risco EMBI+, com fonte como o JP Morgan (2021), tendo frequência diária entre abril de 1994 e maio de 2021. Esse dado se trata de uma informação que mensura a percepção de risco no país. Assim, serve como uma boa *proxy* para a incerteza. A variável foi passada para termos mensais a partir de uma média aritmética dos dados diários.

Outra variável interessante é a taxa de câmbio. Ela é relevante pois mede as expectativas cambiais do país, representando as crenças dos agentes econômicos e sua confiança ou incerteza para o futuro. É possível encontrar essa em diferentes frequências, períodos históricos e formatos, de modo a trazer diversas possibilidades de mensuração. Primeiramente, com dados disponíveis no Ipeadata - do IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, mas com fonte do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (2021) -, é possível encontrar a Taxa Média de Câmbio de Reais por Dólares entre 1985 e maio de 2021, em frequência diária e tanto para venda quanto para compra. Com a mesma fonte, temos o mesmo tipo de dado (com mesma frequência), mas para Reais por Euros (e sendo entre 1999 e maio de 2021). Para uso e sentido de padronização com outras variáveis, tais dados

foram tratados de modo a se tornarem mensais. O valor da variável no mês é obtido através da média aritmética dos dados diários.

Ainda quanto a câmbio, extraído do Ipeadata e com fonte como o próprio IPEA (2021), há uma série de dados bastante interessante: a volatilidade do futuro de câmbio entre Reais e Dólares para $t + 3$, em frequência diária de 2001 até maio de 2021. Esta série é interessante pois a volatilidade pode ser encarada justamente como um termo de incerteza. Da mesma maneira que a taxa de câmbio, os dados foram transformados em variáveis mensais a partir da média aritmética para cada mês.

Quanto ao produto e atividade, é interessante usar o Índice de Atividade Econômica do Banco Central dessazonalizado (IBC-BR). Esse se encontra disponível no site do IPEA (Ipeadata), com a fonte sendo o Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (2021). Estes dados estão disponíveis para o período de tempo entre janeiro de 2003 e agosto de 2021. Cabe ressaltar que sua frequência é mensal.

Por fim, no site do IPEA (Ipeadata), com fonte como a FIESP, Federação e Centro das Indústrias do Estado de São Paulo (2021), há uma opção do nível de emprego na indústria com frequência mensal para São Paulo. Os dados vão de janeiro de 1981 até outubro de 2019, sendo que junho de 2005 é demarcado com o valor 100 e o resto está padronizado conforme tal.

Indo adiante, com o objetivo central do trabalho sendo identificar a correlação entre produto e incerteza ao longo da história econômica recente brasileira, é necessário um modelo que permita observar como se comportam as variáveis ao longo do tempo, como um *DCC-GARCH* (Engle, 2002).

Modelos *ARCH/GARCH* (Engle, 1982; Bollerslev, 1986) são utilizados para estimar a volatilidade, podendo se encarar essa justamente como um termo de incerteza. Assim, é possível estimar cenários de incerteza através de estimações da volatilidade de algum indicador, sendo possível ver como foi o comportamento através do tempo (olhando para um modelo univariado).

Ao se passar para um modelo multivariado, como o *DCC-GARCH*, será possível observar mercados diferentes simultaneamente. Assim, estimando uma

volatilidade condicional e extraíndo uma correlação entre os dois mercados, estabelecendo conhecimento sobre a relação entre ambos. Cabe dizer que um *DCC-GARCH* permite que essa correlação seja dinâmica ao longo do tempo, ao contrário do modelo constante *CCC-GARCH*, introduzido por Bollerslev (1990), explicado por Orksaug (2009).

Desse modo, é possível olhar simultaneamente para produto e incerteza e captar a correlação entre eles, observando como essa varia ao longo do tempo, tendo uma relação de comovimento (não sendo causal).

É importante ressaltar uma vantagem do modelo em questão em relação a similares. Ele possui, segundo Engle (2002), a flexibilidade de um modelo *GARCH* univariado, ao mesmo tempo que não tem a complexidade de um *GARCH* multivariado convencional.

Outro ponto relevante é que o modelo traz vantagens computacionais quando comparado a outros modelos *GARCH* multivariados, já que o número de parâmetros a serem estimados para o processo da correlação não depende do número de séries, facilitando aplicações para matrizes maiores.

Indo mais especificamente para o modelo em si, como Miceli (2008) discute, a classe de modelos *DCC* (*Dynamic Conditional Correlation*) necessita ser estimada em dois passos. Em primeiro lugar, é escolhido um modelo *GARCH* univariado para cada série de interesse. Após isso, vamos para o segundo passo em que com uma padronização dos dados de desvios-padrão calculados, é possível obter a correlação via uma equação recursiva (em que o termo no momento t vai depender do termo em momentos anteriores, como $t - 1$).

Adentrando na parte mais matemática, conforme visto em Jones e Olson (2012), em Orksaug (2009) e em Miceli (2008), primeiro temos um vetor das séries de dados temporal em questão y_t . Sendo este $n \times 1$, em que n é o número de séries analisadas, o qual é 2×1 para o caso em questão (incerteza e atividade econômica).

A média condicional desse pode ser representada a partir de um modelo *VAR* conforme a equação abaixo, em que μ_t é a esperança condicional de y_t . Além de que $E(r_t)$ segue uma distribuição normal com média zero e variância H_t .

$$y_t = \mu_t + r_t, \quad E(r_t) \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

H_t é uma matriz de covariância, a qual pode ser decomposta (conforme a equação abaixo) em desvio-padrão condicional (D_t) e uma matriz de correlação condicional (R_t), sendo que ambas são variantes ao longo do tempo.

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2)$$

O citado desvio-padrão D_t , por sua vez, é uma matriz 2×2 que é derivada a partir de um modelo *GARCH* (P, Q) univariado, de modo que segue um processo tradicional para este tipo de modelo, observado na equação a seguir:

$$h_{it} = \gamma_t + \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{Q_i} \beta_{iq} h_{iq-q} \quad (3)$$

Já R_t segue a equação a seguir:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (4)$$

Cabe dizer que Q_t segue o seguinte formato:

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{n=1}^N b_n) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M a_m (\varepsilon_t - m\varepsilon_t - m) \quad (5)$$

Enquanto isso, Q_t^* é uma matriz com o seguinte formato:

$$\begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{q_{33}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \quad (6)$$

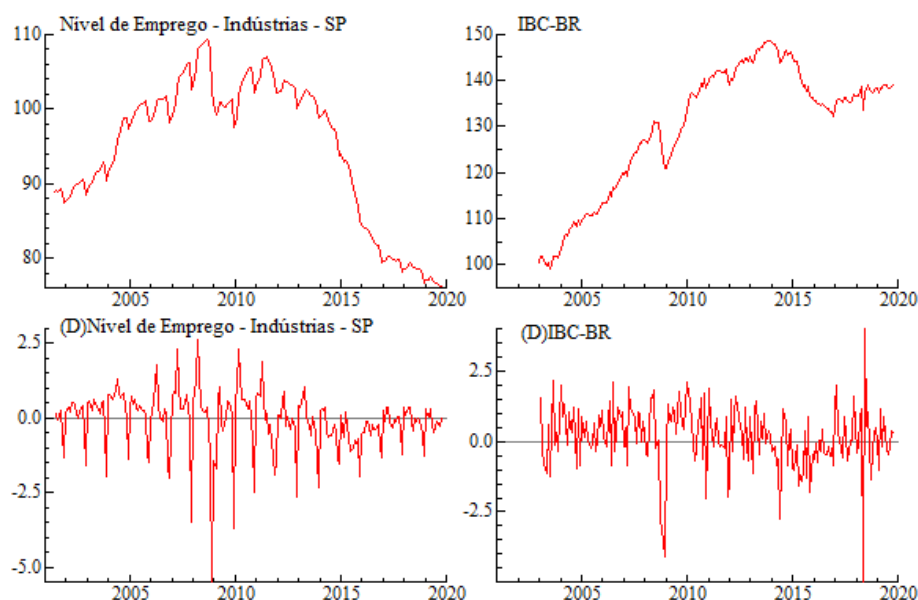
4. Resultados

Após conhecer a metodologia, é possível passar para os resultados. Primeiramente, é interessante observar os gráficos do comportamento das variáveis brutas e destas em diferença através do tempo. É relevante ressaltar que o IBC-BR vai de janeiro de 2003 a outubro de 2019 e as demais séries vão de junho de 2001 a outubro de 2019.

Primeiramente, há o grupo de medidores de atividade econômica, contendo o nível de emprego na indústria em São Paulo e o IBC-BR.

É interessante notar que as variáveis não aparentam ter um movimento similar entre si. O nível de emprego tem um formato mais próximo de uma parábola e o IBC-BR tem crescimento ao longo do tempo, com exceção da crise de 2008 e o período a partir de 2015 até 2020. Quanto às variáveis em diferenças, também não é possível notar semelhanças entre os movimentos.

Gráfico 1 - Medidores de Atividade

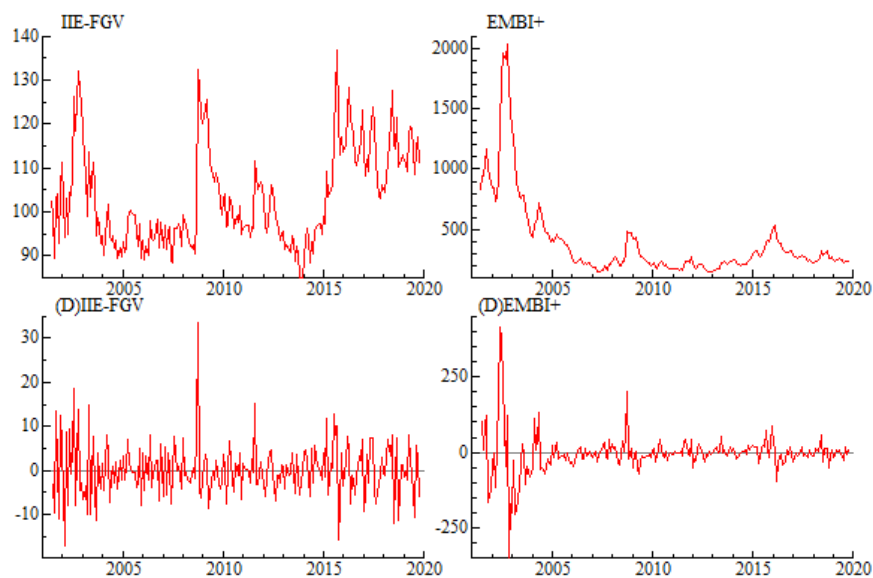


Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Após isto, é possível passar para os medidores puros de incerteza e risco. Ou seja, aqueles que são criados diretamente para fazer a mensuração desses fatores, sendo eles, o IIE-FGV e o EMBI+.

Até o ano de 2005, o EMBI+ e IIE-FGV tem um movimento similar, com um crescimento no indicador ao redor das eleições de 2002 (representando o receio do mercado com a hipótese da vitória de Lula), mas depois se acalmando. A partir daí, é interessante notar um crescimento de ambos indicadores ao redor de 2016 (ano do processo de *impeachment* da presidente Dilma). Fora isso, notam-se movimentos relativamente similares em formato, mas com intensidades diferentes nos níveis dos indicadores, o que aparenta indicar que o EMBI+ capturou um efeito mais forte para o ano de 2002 (deixando com que outros períodos tivessem variações menores). Para as variáveis em diferença, a história aparenta ser similar, mas sendo mais difícil de traçar paralelos.

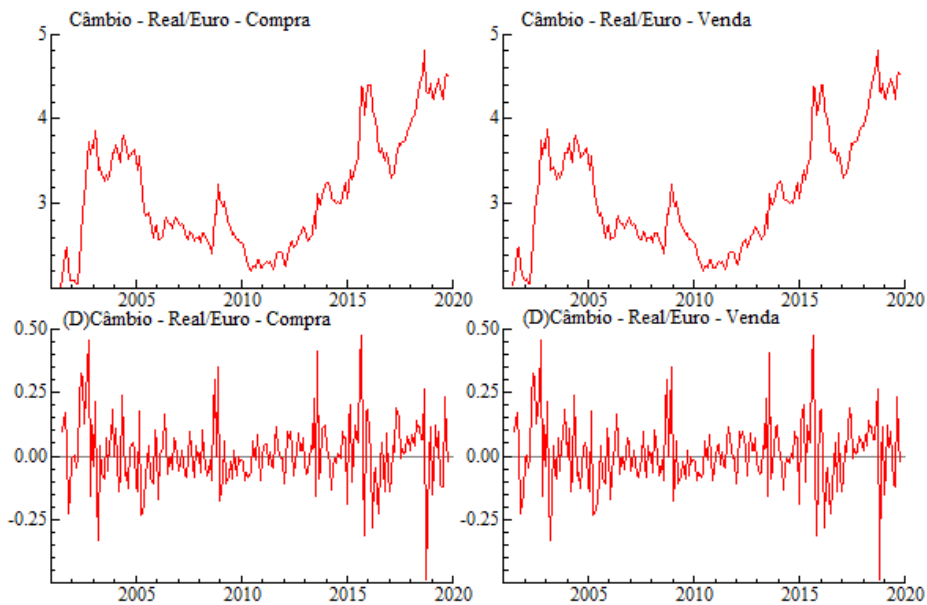
Gráfico 2 - Medidores de Incerteza - Índices



Fonte: FGV, IPEA, JP Morgan

Em terceiro lugar, temos a taxa de câmbio entre Real e Euro, tanto para compra quanto para venda. Ambas as medidas são extremamente similares, tanto em nível quanto em diferença. É interessante observar de que de 2010 a 2018 houve uma forte depreciação cambial brasileira, decorrente dos problemas econômicos estruturais mencionados ao longo da revisão de literatura.

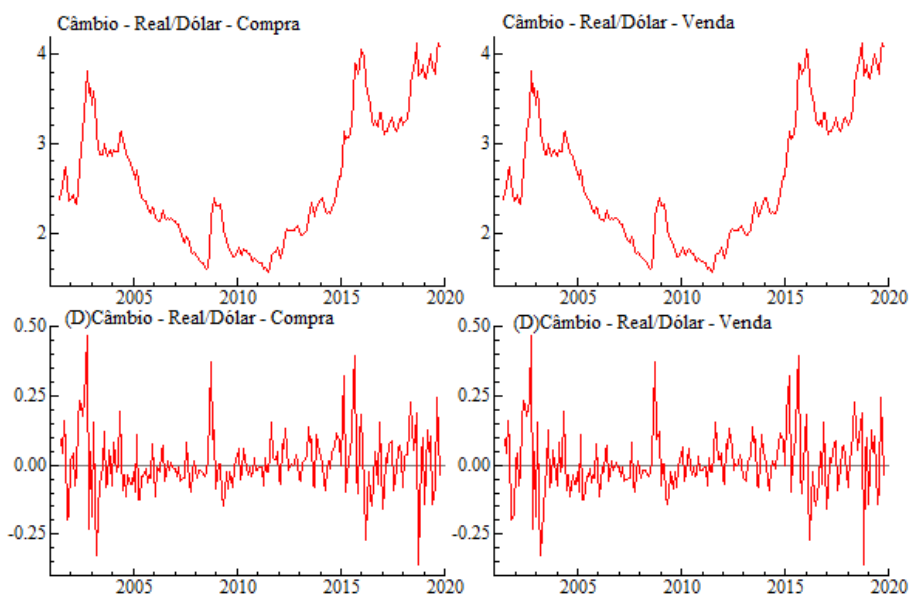
Gráfico 3 - Medidores de Incerteza – Câmbio - Euro



Fonte: IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Após isto, podemos visualizar a taxa de câmbio para compra e venda entre Real e Dólar. Novamente, notamos que, tanto para o nível quanto para a diferença, o comportamento de ambas variáveis é bastante similar. E a partir da década de 2010 é possível notar os efeitos da situação econômica brasileira se deteriorando.

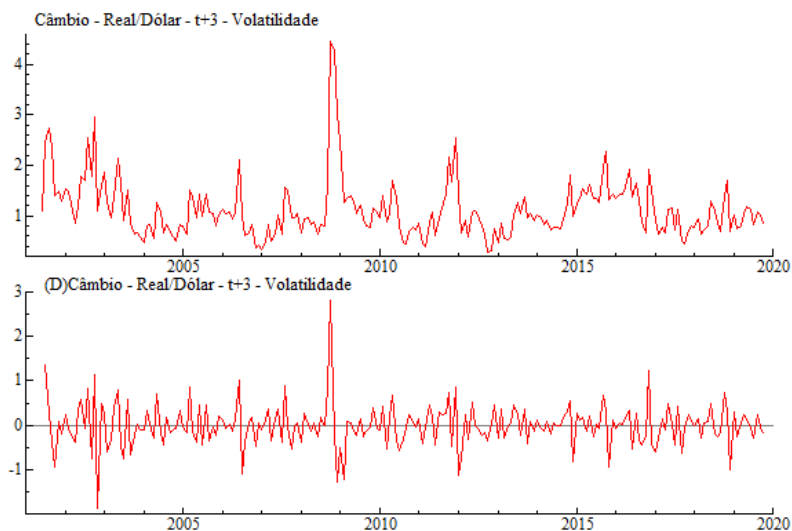
Gráfico 4 - Medidores de Incerteza – Câmbio - Dólar



Fonte: IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Por fim, é possível observar a volatilidade do futuro de câmbio. O mais interessante dessa série histórica é o momento ao redor de 2008 e 2009. É possível notar uma grande alta na volatilidade, a qual pode ser atribuída a um momento de incerteza nos mercados derivado da crise de 2008.

Gráfico 5 - Medidores de Incerteza – Câmbio - Futuro



Fonte: IPEA

Passando para a estimação econométrica, foi necessário fazer testes de raiz unitária para decidir se as séries seriam tratadas em seu nível ou em diferença. Assim, para cada uma das 9 variáveis disponíveis foi testada a hipótese nula de que havia raiz unitária. Caso a hipótese nula seja aceita é necessário trabalhar com a variável em diferença.

Ainda, é necessário fazer testes para checar a heterocedasticidade do modelo. Como o modelo utilizado é um *DCC-GARCH*, é necessário que as variáveis tenham uma característica heterocedástica, pois do contrário não faria sentido passar para modelos *GARCH*. Afinal, um dos grandes ganhos desse tipo de modelo é justamente conseguir tratar essa característica e entregar resultados com isto tendo sido controlado.

Na tabela abaixo é possível observar os testes de raiz unitária e de heterocedasticidade para as variáveis em nível e os testes de heterocedasticidade para as variáveis em diferença (apenas para as que a hipótese nula foi aceita).

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária e Heterocedasticidade

Testes de Raiz Unitária e Heterocedasticidade	Variável:					
	IBC-BR	Nível de Emprego	Câmbio Dólar Compra	Câmbio Dólar Venda	Câmbio Euro Compra	Câmbio Euro Venda
Teste ADF*	-2,461724	-0,550615	-0,837655	-0,837392	-1,130507	-1,129683
Teste Box-Pierce Q(20)**	2.845,750000	3.112,340000	2.397,310000	2.397,540000	2.186,900000	2.185,720000
Teste Box-Pierce Quadrado Q(20)**	2.896,910000	3.086,770000	2.186,120000	2.186,280000	2.037,270000	2.036,150000

Testes de Raiz Unitária e Heterocedasticidade	Variável:		
	EMBI+	IIE-FGV	Futuro Câmbio Volatilidade
Teste ADF*	-3,190478	-4,179979	-6,655203
Teste Box-Pierce Q(20)**	970,477000	906,013000	154,995000
Teste Box-Pierce Quadrado Q(20)**	520,568000	853,093000	121,167000

Testes de Heterocedasticidade	Variável:					
	(D)IBC-BR	(D)Nível de Emprego	(D)Câmbio Dólar Compra	(D)Câmbio Dólar Venda	(D)Câmbio Euro Compra	(D)Câmbio Euro Venda
Teste Box-Pierce Q(20)**	18,709700	249,164000	40,803000	41,033600	26,487300	26,587200
Teste Box-Pierce Quadrado Q(20)**	38,235400	119,381000	38,990900	39,075300	23,681000	23,726200

*Sob a hipótese nula, a série apresenta raiz unitária. Teste levando em conta a adição de uma constante. O apresentado é a estatística t referente ao teste.

**Teste realizado com a adição de uma constante.

Fonte: FGV, FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, JP Morgan

Tendo os resultados acima, podemos ver que todas as 9 variáveis disponíveis apresentam heterocedasticidade, de modo que será possível modelar elas conforme um modelo *GARCH*. Ainda, temos evidências a 5% de significância de que o IIE-FGV, o EMBI+ e a volatilidade do contrato futuro de câmbio não apresentam raiz unitária, sendo tratadas em nível. As demais 6 variáveis apresentam evidências de raiz unitária, de modo que serão tratadas em diferença.

Os modelos com o Nível de Emprego como variável de atividade foram estimados de junho de 2001 a outubro de 2019 e os modelos com o IBC-BR como variável de atividade de janeiro de 2003 a outubro de 2019. Cabe ressaltar que houve as adições de estruturas *ARMA* nos modelos.

Antes de partir para a interpretação dos resultados mais especificamente, é essencial compreender o que cada direção da correlação pode vir a apontar de maneira mais genérica.

Primeiramente, correlações maiores em módulo trazem uma ideia de espelhamento entre as variáveis. Assim, é possível usar os dados de um dos ativos para fazer previsões e conhecer o comportamento do segundo ativo.

Mais diretamente, correlações mais fortes podem demonstrar duas opções caso sejam negativas. Podem demonstrar momentos de otimismo na economia (baixa percepção de incerteza por parte dos agentes econômicos) vindos em conjunto de crescimento na atividade. Ou podem ser a representação de momentos de

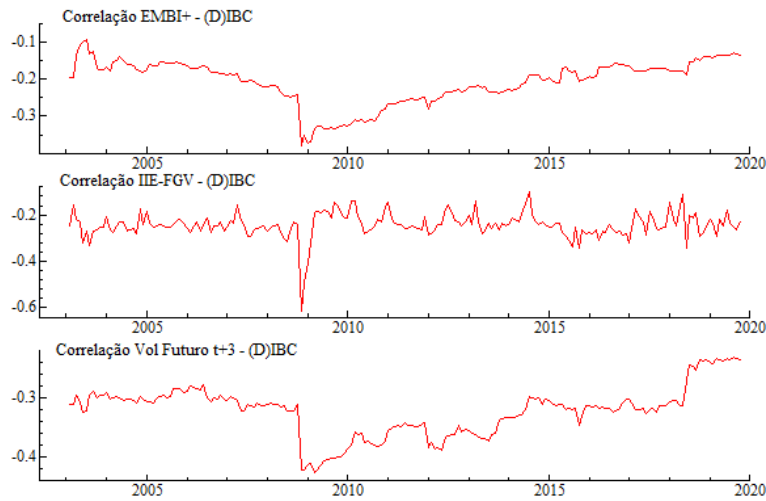
pessimismo na economia (alta percepção de incerteza) vindos em conjunto com queda na atividade. No caso em específico, notamos a segunda opção (no período da crise de 2008).

Caso a correlação seja positiva também há duas análises. Primeiramente, pode se tratar de uma incerteza forte em conjunto de crescimento, mostrando um ambiente em que por mais que as condições estejam propícias para o crescimento, há incerteza para o futuro e para o como será o crescimento da economia. Em segundo lugar, um período de baixo crescimento econômico, mas com expectativas mais estáveis e com uma percepção menor de risco e de possíveis variações para o futuro.

Mas, e caso a correlação seja mais próxima de zero? Momentos em que se observe esse comportamento indicam um maior descolamento entre atividade e incerteza, sendo marcado por movimentos independentes entre ambas. Assim, são períodos em que as variáveis aparentam não se espelhar entre si. Assim, quando conhecemos o comportamento de uma das variáveis, não temos elementos para fazer estimações sobre o comportamento da outra.

Passando para os modelos, iniciando pelos do IBC-BR, podemos notar que tanto o modelo para o EMBI+, quanto os modelos para o IIE-FGV e para a volatilidade do futuro de câmbio há um ápice de correlação negativa na virada de 2008 para 2009, época da crise de 2008 que abalou os mercados financeiros e economias globais. É interessante notar que esse momento foi o pico para os 3 modelos, sendo um momento fora do padrão observado em outros períodos. Ainda, é interessante notar que para o modelo do EMBI+, o período próximo de 2003 e 2004 (início do primeiro mandato Lula) se manteve mais próximo de zero que o resto do tempo. Já para o modelo da volatilidade, o período mais próximo de zero se tratou de 2018 e de 2019. Os modelos se mantêm negativos para todo o período de tempo.

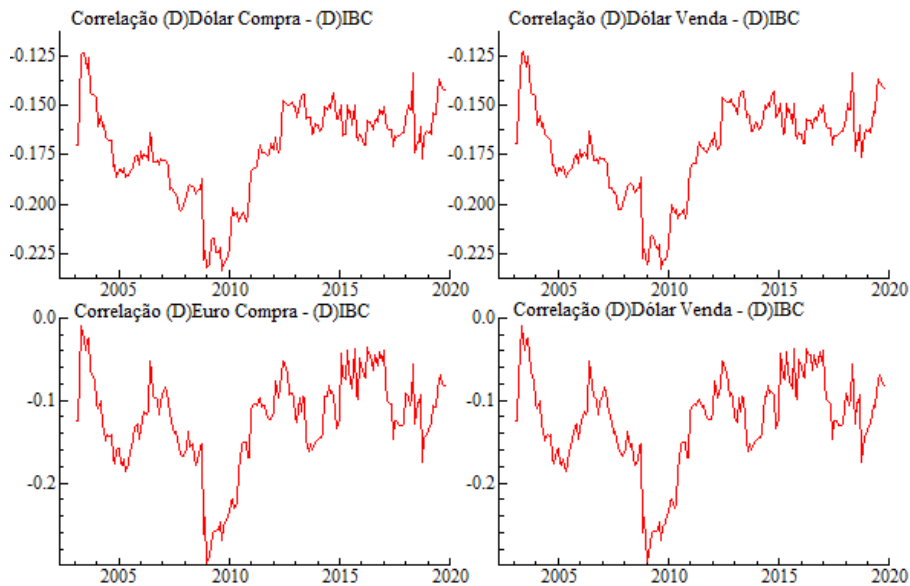
Gráfico 6 - Correlações – IBC-BR 1



Fonte: FGV, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, JP Morgan

Quanto aos modelos relacionados aos câmbios (euro e dólar, tanto compra quanto venda), é possível observar que eles tiveram um comportamento bastante similar ao longo do tempo. Todos tiveram um pico extremamente fora do padrão de correlação negativa na virada de 2008 para 2009 (no caso do dólar sendo um pouco mais longo), enquanto tiveram um pico de proximidade de zero antes de 2005. É interessante notar que a variação para os modelos se mostrava mais forte até cerca de 2012 ou 2013, quando ela passa a variar menos ao longo do tempo (ainda que se mantenha variante). Os modelos se mantêm negativos para todo o período de tempo.

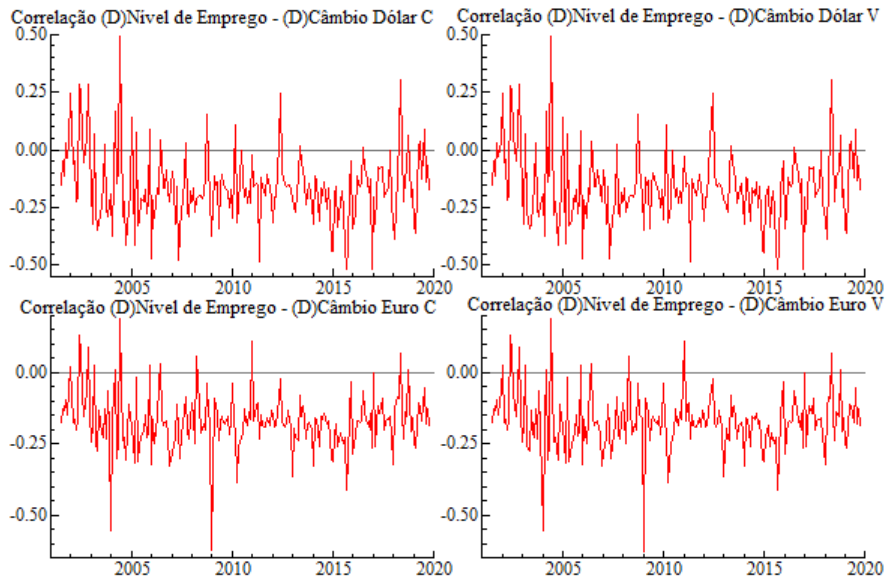
Gráfico 7 - Correlações – IBC-BR 2



Fonte: IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Passando para os modelos com o Nível de Emprego como variável central de atividade, é possível notar que eles são menos suaves que a contraparte, variando mais ao longo do tempo, chegando a correlações maiores em módulo, além de também terem períodos com correlação positiva. Para os modelos de câmbio em dólar, é interessante notar o como não há um pico de correlação negativa na virada de 2008 para 2009, sendo os momentos de pico em torno de 2015, 2016 e 2017, justamente durante uma crise econômica e política vivida pelo Brasil entre o final do governo Dilma e início do governo Temer. Para os modelos de câmbio em Euro, é interessante notar que o pico segue sendo no biênio entre 2008 e 2009, e que por volta de 2016 houve um momento de aumento (em módulo) da correlação negativa, entretanto, sem se aproximar do vivido na dupla citada de anos, e estando também bem abaixo de um pico observado em 2004. Para os 4 modelos é interessante notar que antes de 2005 houve uma alta de correlação positiva em momentos de tempo.

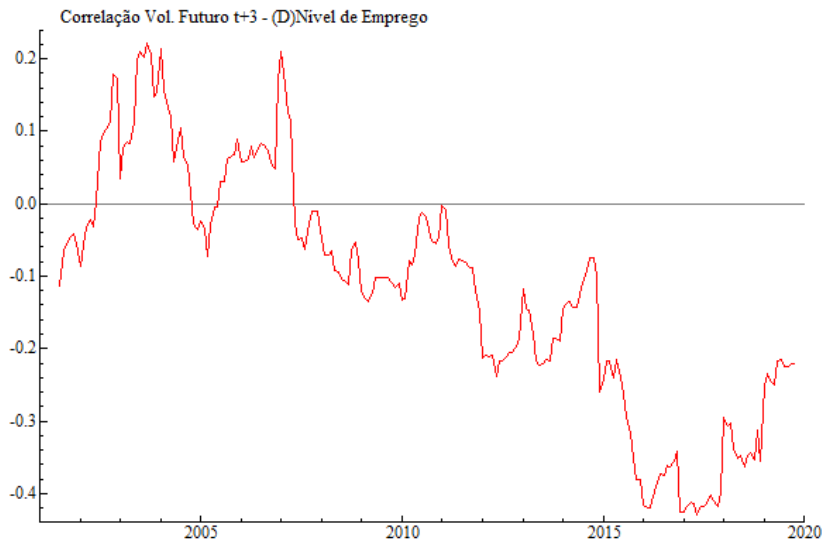
Gráfico 8 - Correlações – Nível de emprego 1



Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Já para o modelo de volatilidade do futuro do câmbio, houve uma constância ainda maior de correlação positiva antes do ano de 2005. Para esse modelo, 2009 não foi um pico, estando bem próximo de zero e sendo um momento que não chama atenção. Nesse modelo, o pico observado foi entre 2016 e 2018, com valores para 2019 mais controlados, mas ainda acima da média histórica.

Gráfico 9 - Correlações – Nível de emprego 2



Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Abaixo é possível ver a média de correlação para os modelos. É interessante notar que a maioria dos modelos apresenta média entre -0,1 e -0,25, com exceção apenas do modelo correlacionado a volatilidade do futuro de câmbio com o IBC-BR.

Tabela 2 – Médias das correlações

Modelo:	EMBI+ - (D)IBC-BR	IIE-FGV - (D)IBC-BR	(D)Futuro Câmbio Volatilidade t+3 - (D)IBC-BR
Média da Correlação	-0,208211	-0,243392	-0,321941
Modelo:	(D)Câmbio Euro Compra - (D)IBC-BR	(D)Câmbio Euro Venda - (D)IBC-BR	(D)Câmbio Dólar Venda - (D)IBC-BR
Média da Correlação	-0,124175	-0,124202	-0,171223
Modelo:	(D)Câmbio Dólar Compra - (D)IBC-BR	(D)Câmbio Dólar Compra - (D)Nível de Emprego	(D)Câmbio Dólar Venda - (D)Nível de Emprego
Média da Correlação	-0,172131	-0,158135	-0,157286
Modelo:	(D)Câmbio Euro Venda - (D)Nível de Emprego	(D)Câmbio Euro Compra - (D)Nível de Emprego	(D)Futuro Câmbio Volatilidade t+3 - (D)Nível de Emprego
Média da Correlação	-0,170398	-0,170203	-0,114950

Fonte: FGV, FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, JP Morgan

Após ver os resultados, é possível observar os testes de heterocedasticidade feitos para cada modelo. Os objetivos destes eram de observar se os modelos tinham tido esse fator controlado pela modelagem *GARCH*. É interessante notar que, de fato, todos os modelos parecem ter tido a heterocedasticidade controlada, estando bem especificados. Abaixo também constam os coeficientes de estimação de cada modelo.

Tabela 3 – Testes de heterocedasticidade

Testes de Heterocedasticidade	Modelo:	EMBI+ - (D)IBC-BR		IIE-FGV - (D)IBC-BR		(D)Futuro Câmbio Volatilidade t+3 - (D)IBC-BR			
Teste Box-Pierce		EMBI+	(D)IBC-BR	IIE-FGV	(D)IBC-BR	(D)Futuro Vol. Câmbio t+3	(D)IBC-BR		
Q(5)		7,17376	5,12499	260,69200	5,04406	2,21855	5,27171		
Q(10)		11,20410	8,55583	391,16300	8,98923	8,94295	9,12375		
Q(20)		17,27690	19,50860	471,82900	21,17360	19,10680	20,90330		
Q(50)		39,16050	58,24230	527,52900	53,22480	47,41500	58,58130		
Teste Box-Pierce Quadrado									
Q(5)		12,81380	2,04086	0,175254	1,99190	3,68250	1,83189		
Q(10)		14,31930	5,29932	1,15765	4,14498	6,84120	3,88339		
Q(20)		19,05350	8,27886	4,77080	9,40737	16,25710	6,54242		
Q(50)		26,60630	28,73010	24,13040	30,77340	48,67060	25,54430		
Testes de Heterocedasticidade	Modelo:	(D)Câmbio Euro Venda - (D)IBC-BR		(D)Câmbio Euro Compra - (D)IBC-BR		(D)Câmbio Dólar Venda - (D)IBC-BR		(D)Câmbio Dólar Compra - (D)IBC-BR	
Teste Box-Pierce		(D)Câmbio Euro Venda	(D)IBC-BR	(D)Câmbio Euro Compra	(D)IBC-BR	(D)Câmbio Dólar Venda	(D)IBC-BR	(D)Câmbio Dólar Compra	(D)IBC-BR
Q(5)		2,48528	4,05612	2,49026	4,05625	0,89737	4,09908	0,92998	4,09817
Q(10)		8,65062	7,71497	8,63257	7,71510	7,11916	7,74231	7,29580	7,74091
Q(20)		22,19860	19,32940	22,18860	19,32950	10,80020	19,37730	10,99550	19,37870
Q(50)		58,66480	53,99990	58,64720	54,00100	44,42050	54,18840	45,08830	54,19560
Teste Box-Pierce Quadrado									
Q(5)		2,23778	2,10302	2,24766	2,10321	3,637650	2,10886	3,44509	2,11215
Q(10)		7,10620	4,14384	7,11700	4,14408	6,69937	4,18070	6,44929	4,18578
Q(20)		20,65800	7,33859	20,65480	7,33889	13,28160	7,36956	13,12880	7,37542
Q(50)		61,00910	24,04550	61,01440	24,04570	44,47270	24,12920	44,56420	24,13600

Fonte: FGV, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, JP Morgan

Tabela 4 – Testes de heterocedasticidade 2

Testes de Heterocedasticidade	Modelo:	(D)Futuro Câmbio Volatilidade t+3 - (D)Nível de Emprego		(D)Câmbio Dólar Compra - (D)Nível de Emprego		(D)Câmbio Dólar Venda - (D)Nível de Emprego	
Teste Box-Pierce		(D)Futuro Vol. Câmbio	(D)Nível de Emprego	(D)Câmbio Dólar Compra	(D)Nível de Emprego	(D)Câmbio Dólar Venda	(D)Nível de Emprego
Q(5)		2,39362	3,43356	5,08523	3,24853	5,05996	3,24753
Q(10)		7,61182	11,63320	9,19586	11,63170	9,21817	11,63020
Q(20)		19,25590	171,63900	16,40230	172,23000	16,44870	172,23500
Q(50)		47,46310	504,58200	50,28840	506,00300	49,91620	506,02800
Teste Box-Pierce Quadrado							
Q(5)		2,70070	5,90199	8,245160	6,02597	8,499220	6,02277
Q(10)		5,04854	14,63240	12,52260	14,79230	12,82030	14,78640
Q(20)		12,47520	137,67600	17,478800	138,83700	17,76130	138,82500
Q(50)		39,74020	281,06300	42,877700	282,86600	43,17760	282,82100
Testes de Heterocedasticidade	Modelo:	(D)Câmbio Euro Venda - (D)Nível de Emprego		(D)Câmbio Euro Compra - (D)Nível de Emprego			
Teste Box-Pierce		(D)Câmbio Euro Venda	(D)Nível de Emprego	(D)Câmbio Euro Compra	(D)Nível de Emprego		
Q(5)		4,14888	3,34910	4,14057	3,34890		
Q(10)		7,39793	11,69520	7,37603	11,69350		
Q(20)		15,64080	171,72300	15,59210	171,72100		
Q(50)		46,81330	504,16800	46,75270	504,16400		
Teste Box-Pierce Quadrado							
Q(5)		4,68428	5,94261	4,70878	5,94266		
Q(10)		8,19063	14,84660	8,21483	14,84620		
Q(20)		22,17040	138,86500	22,19080	138,86300		
Q(50)		53,80830	283,23500	53,80240	283,23200		

Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Tabela 5 – Coeficientes do modelo

Estimação do Modelo						
Modelo:	EMBI+ - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(1,1)		IIE-FGV - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(0,0)		Vol. Futuro Câmbio - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(1,1)	
	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t
	EMBI+		IIE-FGV		Vol. Futuro Câmbio	
Constante (média)	265,697908	0,000000	98,003107	0,000000	0,952149	0,000000
AR(1)	0,887236	0,000000	-	-	0,658721	0,000000
MA(1)	0,254082	0,027400	-	-	-0,150365	0,459300
Constante (Variância)	1.897,829413	0,045000	11,913513	0,001100	0,062635	0,004400
ARCH (Alpha 1)	0,022202	0,244800	0,499522	0,000000	0,662215	0,143800
GARCH (Beta 1)	-0,997518	0,000000	0,419787	0,000900	0,127318	0,355500
Alpha[1] + Beta[1]	-0,975320	-	0,919310	-	0,789530	-
	(D)IBC-BR		(D)IBC-BR		(D)IBC-BR	
Constante (média)	0,111067	0,556400	0,160410	0,066500	0,111067	0,556400
AR(1)	0,579716	0,532400	-	-	0,579716	0,532400
MA(1)	-0,446402	0,563100	-	-	-0,446402	0,563100
Constante (Variância)	0,695285	0,000200	0,712270	0,000000	0,695285	0,000200
ARCH (Alpha 1)	0,432424	0,167100	0,392394	0,058200	0,432424	0,167100
GARCH (Beta 1)	0,004247	0,965900	0,012481	0,784300	0,004247	0,965900
Alpha[1] + Beta[1]	0,436670	-	0,404870	-	0,436670	-
	Multivariado		Multivariado		Multivariado	
rho 21	-0,194600	0,086200	-0,247037	0,006100	-0,310966	0,001500
Alpha	0,011425	0,521700	0,049381	0,368000	0,011511	0,469300
Beta	0,959378	0,000000	0,396165	0,440700	0,959137	0,000000

Fonte: FGV, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central, JP Morgan

Tabela 6 – Coeficientes do modelo 2

Estimação do Modelo								
Modelo:	(D)Dólar C - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(1,1)		(D)Dólar V - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(1,1)		(D)Euro C - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(1,1)		(D)Euro V - (D)IBC-BR - GARCH(1,1) - ARMA(1,1)	
	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t
	(D)Dólar C		(D)Dólar V		(D)Euro C		(D)Euro V	
Constante (média)	-0,005539	0,421000	-0,005509	0,424200	-0,000648	0,938200	-0,000615	0,941400
AR(1)	-0,139578	0,339600	-0,139352	0,338300	-0,071161	0,792500	-0,071806	0,790200
MA(1)	0,584618	0,000000	0,584654	0,000000	0,231620	0,502000	0,233668	0,496800
Constante (Variância)	0,001584	0,130300	0,001624	0,129900	0,002098	0,067300	0,002095	0,067600
ARCH (Alpha 1)	0,561213	0,007700	0,562737	0,007200	0,387624	0,003000	0,387290	0,003000
GARCH (Beta 1)	0,350925	0,041100	0,344166	0,046800	0,513792	0,000100	0,514352	0,000100
Alpha[1] + Beta[1]	0,912140	-	0,906900	-	0,901420	-	0,901640	-
	(D)IBC-BR		(D)IBC-BR		(D)IBC-BR		(D)IBC-BR	
Constante (média)	0,111067	0,556400	0,111067	0,556400	0,111067	0,556400	0,111067	0,556400
AR(1)	0,579716	0,532400	0,579716	0,532400	0,579716	0,532400	0,579716	0,532400
MA(1)	-0,446402	0,563100	-0,446402	0,563100	-0,446402	0,563100	-0,446402	0,563100
Constante (Variância)	0,695285	0,000200	0,695285	0,000200	0,695285	0,000200	0,695285	0,000200
ARCH (Alpha 1)	0,432424	0,167100	0,432424	0,167100	0,432424	0,167100	0,432424	0,167100
GARCH (Beta 1)	0,004247	0,965900	0,004247	0,965900	0,004247	0,965900	0,004247	0,965900
Alpha[1] + Beta[1]	0,436670	-	0,436670	-	0,436670	-	0,436670	-
	Multivariado		Multivariado		Multivariado		Multivariado	
rho 21	-0,169840	0,034000	-0,168991	0,035000	-0,124026	0,155600	-0,124040	0,155200
Alpha	0,007505	0,729400	0,007494	0,733800	0,023490	0,429300	0,023379	0,431200
Beta	0,953551	0,000000	0,953214	0,000000	0,905415	0,000000	0,905673	0,000000

Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Tabela 7 – Coeficientes do modelo 3

Estimação do Modelo								
Modelo:	(D)Dólar C - (D)Emprego - GARCH(1,1) - ARMA(1,0)		(D)Dólar V - (D)Emprego - GARCH(1,1) - ARMA(1,0)		(D)Euro C - (D)Emprego - GARCH(1,1) - ARMA(1,0)		(D)Euro V - (D)Emprego - GARCH(1,1) - ARMA(1,0)	
	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t	Coeficiente	Probabilidade-t
	(D)Dólar C		(D)Dólar V		(D)Euro C		(D)Euro V	
Constante (média)	-0,004999	0,498600	-0,004980	0,501400	0,001604	0,848700	0,001630	0,846500
AR(1)	0,285005	0,000400	0,285709	0,000400	0,141207	0,075100	0,141915	0,073800
Constante (Variância)	0,001095	0,084300	0,001105	0,086900	0,002134	0,074800	0,002128	0,075300
ARCH (Alpha 1)	0,431760	0,017400	0,430459	0,019100	0,372942	0,001000	0,372423	0,001000
GARCH (Beta 1)	0,524795	0,000200	0,524293	0,000400	0,535043	0,000000	0,536013	0,000000
Alpha[1] + Beta[1]	0,956560	-	0,954750	-	0,907980	-	0,908440	-
	(D)Nível de Emprego		(D)Nível de Emprego		(D)Nível de Emprego		(D)Nível de Emprego	
Constante (média)	-0,186322	0,039900	-0,186322	0,039900	-0,186322	0,039900	-0,186322	0,039900
AR(1)	0,373221	0,000000	0,373221	0,000000	0,373221	0,000000	0,373221	0,000000
Constante (Variância)	-0,000323	0,974300	-0,000323	0,974300	-0,000323	0,974300	-0,000323	0,974300
ARCH (Alpha 1)	0,068451	0,015000	0,068451	0,015000	0,068451	0,015000	0,068451	0,015000
GARCH (Beta 1)	0,935071	0,000000	0,935071	0,000000	0,935071	0,000000	0,935071	0,000000
Alpha[1] + Beta[1]	1,003520	-	1,003520	-	1,003520	-	1,003520	-
	Multivariado		Multivariado		Multivariado		Multivariado	
rho 21	0,066201	0,826400	0,066093	0,827200	-0,196666	0,003400	-0,196752	0,003400
Alpha	0,033082	0,103100	0,032918	0,106200	0,053526	0,223000	0,053551	0,222500
Beta	0,965686	0,000000	0,965869	0,000000	0,625961	0,083200	0,625966	0,084600

Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

Tabela 8 – Coeficientes do modelo 4

Estimação do Modelo

Modelo:	Vol. Futuro Câmbio - (D)Emprego - GARCH(1,1) - ARMA(1,0)	
	Coeficiente	Probabilidade-t
	Vol. Futuro Câmbio	
Constante (média)	1,013304	0,000000
AR(1)	0,682530	0,000000
Constante (Variância)	0,059046	0,000600
ARCH (Alpha 1)	0,547086	0,097200
GARCH (Beta 1)	0,237642	0,022300
Alpha[1] + Beta[1]	0,784730	-
	(D)Nível de Emprego	
Constante (média)	-0,186322	0,039900
AR(1)	0,373221	0,000000
Constante (Variância)	-0,000323	0,974300
ARCH (Alpha 1)	0,068451	0,015000
GARCH (Beta 1)	0,935071	0,000000
Alpha[1] + Beta[1]	1,003520	-
	Multivariado	
rho 21	-0,066291	0,230500
Alpha	0,000000	1,000000
Beta	0,976698	0,224500

Fonte: FIESP, IPEA, Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central

5. Conclusão

Em geral, os modelos majoritariamente indicam correlações negativas para os períodos de tempo, indo a favor da teoria já existente que correlaciona atividade e incerteza de maneira negativa do ponto de vista de espelhamento (JONES, OLSON, 2012).

Outro ponto interessante é o de que Jones e Olson (2012) chegaram a resultados em que a correlação entre a atividade e a incerteza para os Estados Unidos variou de cerca de -0,1 a cerca de próximo de -0,225. Ainda, por mais que os autores não apresentem a média da correlação, é possível notar que em grande parte do tempo (para o período de 1986 a 2012) ela esteve entre -0,15 e -0,2, sendo que de 2000 em diante aparenta ter variado entre ligeiramente acima de -0,2 e -0,125. No presente estudo, as médias de correlação dos diferentes modelos variaram entre os valores -0,114950 e -0,321941, cabendo dizer que dentre os 12 modelos estimados, 9 tiveram média entre -0,1 e -0,18, sendo que 11 variaram entre -0,1 e -0,25, a exceção estando no modelo de correlação entre a volatilidade do futuro do câmbio e do IBC-BR. Assim, é possível notar uma relativa semelhança de resultados entre ambos os estudos, por mais que tratem de países diferentes.

Ainda, como observado, a maior parte dos modelos conta com um pico de correlação negativa por volta do biênio de 2008 e 2009, o que pode estar demonstrando efeitos da crise de 2008. É interessante notar que ao olharmos para o trabalho de Jones e Olson (2012), que buscam traçar justamente uma correlação entre atividade e incerteza para os Estados Unidos, a partir da década de 2000 o momento de maior força na correlação justamente é na dupla 2008 e 2009. Contando todo o período de estudo desses autores (de 1986 a 2012), é ainda interessante notar que apenas de 1986 a 1988 houve uma correlação ainda mais forte em módulo.

Essa força da correlação durante o período em questão também é interessante de ser observada quando levado em conta que Scotti (2013) afirma que medidores de incerteza disparam em períodos recessivos, de modo que se torna esperado que esse pico em conjunto com a recessão leve a um aumento em módulo da correlação (negativa). Assim, vemos a convergência dos resultados com a literatura existente.

A força da correlação no período da crise não se repete para outros anos, sendo relevante observar que mesmo em momentos de crises domésticas no Brasil (como no período de 2014 e 2015 do governo Dilma, ou em 2002 com a crise de expectativas da transição entre o segundo mandato de Fernando Henrique Cardoso e Lula) não houve picos tão fortes para a maioria dos modelos. Desse modo, é interessante levantar o questionamento de se crises internacionais tem maior peso para a correlação que crises nacionais, gerando choques negativos concomitantes para a atividade e a incerteza, ao menos no caso do Brasil.

Além disso, o começo do governo Lula tem um ponto interessante a ser observado, ao apresentar correlações mais próximas de zero, ou até positivas. É possível observar que o emprego e a atividade estavam melhorando, mas com os medidores de incerteza (como a volatilidade do futuro do câmbio, a qual se torna positiva no modelo com o nível de emprego) ainda fortes (por mais que houvesse uma tendência de apreciação cambial).

Ademais, as eleições de 2002, marcadas por um forte agravamento da incerteza no país (levando inclusive a um forte movimento de alta de juros e uma crise de expectativas) não contou com uma correlação mais forte que a de outros períodos. Pelo contrário, ela esteve mais próxima de zero do que em outros momentos. Outras eleições presidenciais (2006, 2010 e 2014) e o período de *impeachment* de Dilma (2016), por sua vez, não aparentaram divergir do padrão dos demais períodos para os modelos do IBC-BR, com uma pequena exceção em 2010, quando a correlação era mais forte que a média para 5 dos 6 modelos do IBC-BR (com exceção do modelo com o IIE-FGV), mas já abaixo do pico observado em 2008 e 2009 e tendo um movimento que também poderia ser interpretado como uma transição de volta a patamares padrão de correlação após um período de crise nos dois anos anteriores.

Entretanto, é interessante notar que para os modelos levando em conta o Nível de Emprego (com exceção para ambos os modelos do Euro), o período entre 2015 e 2017 teve picos de correlação negativa. Sendo que o *impeachment* da presidente Dilma ocorreu em 2016 e que houve momentos recessivos a partir de 2014, é possível criar a hipótese de que a crise nacional econômica e política vividas tiveram impacto para que houvesse esse pico, novamente indo a favor da teoria de que atividade e incerteza se correlacionam negativamente de maneira mais forte em períodos de

recessão. É importante ressaltar que esses modelos representam 3 do total de 12 modelos.

Ainda, o uso do IBC, em vez do Nível de Emprego, aparenta trazer resultados mais alinhados com a teoria, ao ser negativo para todo o período do tempo. Ainda, tem comovimento mais suave quando observados os modelos que olham para a taxa de câmbio, gerando maiores possibilidades de análise histórica, ao ter uma trajetória mais constante e com uma menor variabilidade.

Por fim, é interessante ressaltar outros caminhos que podem vir a trazer análises relevantes. Um caminho seria aumentar o período histórico analisado, passando a olhar também para 2020 e 2021, de modo a capturar possíveis efeitos da pandemia do covid-19, também sendo relevante olhar para períodos mais para trás. Além disso, poderia ser uma boa análise obter modelos correlacionando inflação e incerteza, como Jones e Olson (2012).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, Marcelo D. P. A.; Werneck, Rogério L. F.. The Brazilian economy from Cardoso to Lula: An interim view. **Texto para Discussão Departamento de Economia PUC-Rio**, n. 504, 2005. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/uploads/adm/trabalhos/files/td504.pdf>. Acesso em: 09 mai. 2021.

BACHMANN, Rüdiger; ELSTNER, Steffen; SIMS, Eric R.. Uncertainty and economic activity: evidence from business survey data. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 5, n. 2, 2013. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.5.2.217>. Acesso em: 18 mai. 2021.

BARBOZA, Ricardo D. M.; ZILBERMAN, Eduardo. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica do Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 2, p. 144-160, 2018. Disponível em: https://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S0034-71402018000200144&lng=en&nrm=iso. Acesso em 04 abr. 2021.

BLOOM, Nicholas. The impact of uncertainty shocks. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 623-685, 2009. Disponível em: http://pages.stern.nyu.edu/~dbackus/GE_asset_pricing/Bloom%20uncer%20shocks%20Ec%2009.pdf. Acesso em 04 abr. 2021.

BOLLERSLEV, Tim. Generalized autoregressive conditional heteroskedacity. **Journal of Econometrics**, v. 31, n. 3 p. 307-327, 1986. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0304407686900631>. Acesso em 04 abr. 2021.

BOLLERSLEV, Tim. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. **The Review of Economics and Statistics**, v. 72, n. 3, p. 498-505, 1990. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/2109358?seq=1#metadata_info_tab_contents. Acesso em 04 abr. 2021.

CAPORALE, Guglielmo M.; HUNTER, John; ALI, Faek M.. On the linkages between stock prices and exchange rates: evidence from the banking crisis of 2007-2010. **International Review of Financial Analysis**, v. 33, p. 87-103, 2014. Disponível em: https://TCCs.ssrn.com/sol3/TCCs.cfm?abstract_id=2248684. Acesso em 04 abr. 2021.

COSTA FILHO, Adonias E. D.; Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 3, p. 421-453, 2014. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/88429>. Acesso em 04 abr. 2021.

ENGLE, Robert F.. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation. **Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/1912773?seq=1#metadata_info_tab_contents. Acesso em 04 abr. 2021.

ENGLE, Robert F.. Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH models. **Journal of Business & Economics Statistics**, v. 20, n. 3, p. 339-350, 2002. Disponível em: https://www.jstor.org/stable/1392121?seq=1#metadata_info_tab_contents. Acesso em 04 abr. 2021.

FEDERAÇÃO E CENTRO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DE SÃO PAULO *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Nível de emprego – indústria – índice (jun. 2005 = 100) - SP**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 23 mai. 2021.

GIAMBIAGI, Fabio. *et al.* **Economia brasileira contemporânea (1945-2015)**. 3 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016.

GODEIRO, Lucas L.; LIMA, Luiz R. R. D. O.; **Economia Aplicada**, v. 21, n. 2, p. 311-334, 2017. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/135146/132568>. Acesso em 04 abr. 2021.

INSTITUTO DE ECONOMIA BRASILEIRA DA FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Indicador de Incerteza da Economia do Brasil (IIE-BR)**. Disponível em: <https://extra-ibre.fgv.br/IBRE/sitefgvdados/consulta.aspx>. Acesso em 30 mai. 2021.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Taxa de câmbio – R\$ / US\$ - comercial – futuro: vencimento em t + 3 - volatilidade** Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em 30 mai. 2021.

JONES, Paul M.; OLSON, Eric. The time-varying correlation between uncertainty, output, and inflation: Evidence from a DCC-GARCH model. **Economics Letters**, v. 118, n.1, p. 33-37, 2012. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0165176512005198>. Acesso em 04 abr. 2021.

JP MORGAN *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **EMBI+ Risco Brasil**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 30 mai. 2021.

JURADO, Kyle; LUDVIGSON, Sydney C.; NG, Serena. Measuring uncertainty. **American Economic Review**; v. 105, n. 3, p. 1177-1216, 2015. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20131193>. Acesso em 04 abr. 2021.

LEE, Jim. The comovement between output and prices: evidence from a dynamic conditional correlation GARCH model. **Economics Letters**, v. 91, p. 110-116, 2006. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0165176505003770>. Acesso em 04 abr. 2021.

LIMA, Lucas G. D.; FONSECA, Pedro C. D.. Interpretações da política econômica nos governos Lula e Rouseff. **Revista Análise Econômica**, v. 39, n. 79, 2021. Disponível em: [i1-949c07d374574963043a047b43ddc45f.pdf \(anpec.org.br\)](i1-949c07d374574963043a047b43ddc45f.pdf). Acesso em 14 ago. 2021.

MESQUITA, Mário. A política econômica do governo Dilma: a volta do experimentalismo. *In: Sob a Luz do Sol: uma agenda para o Brasil*. Centro de Debate

de Políticas Públicas. Cap. 1, p. 3-14. Disponível em: <https://cdpp.org.br/wp-content/uploads/2017/02/CAPITULO-1.pdf>. Acesso em: 09 mai. 2021.

MICELI, Leonardo F. L.. **Volatilidade e dinâmica da correlação da taxa de câmbio na América Latina. O caso do Brasil, Chile e México**. 2008. 36 f. Dissertação (Mestrado em Economia). Escola de Pós-Graduação em Economia (EPGE) Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/7799>. Acesso em: 23 mai 2021.

NOWZOHOUR, Laura; Stracca, Livio. More than a feeling: confidence, uncertainty and macroeconomic fluctuations. **European Central Bank Working Paper**, n. 2100, 2017, European Central Bank. Disponível em: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2100.en.pdf>. Acesso em 04 abr. 2021.

OLIVEIRA, Gesner; TUROLLA, Frederico. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo Social, Revista de Sociologia da USP**, v. 15, n. 2, p. 195-2017, 2003. Disponível em: [vol15n2a07 \(scielo.br\)](http://vol15n2a07.scielo.br). Acesso em 14 ago. 2021.

ORKSAUG, Elisabeth. **Multivariate DCC-GARCH model with various error distributions**. 2009. 88 f. Dissertação (Mestrado em Física e Matemática). Norwegian University of Science and Technology Department of Mathematical Sciences, Oslo, 2009. Disponível em: [Multivariate DCC-GARCH Model \(ntnu.no\)](http://Multivariate DCC-GARCH Model (ntnu.no)). Acesso em: 25 set. 2021.

SCOTTI, Chiara. Surprise and uncertainty indexes: real-time aggregation of real-activity macro surprises. **International Finance Discussion TCCs**, n. 1093, 2013, Board Of Governors of the Federal Reserve System. Disponível em: <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2013/1093/ifdp1093.pdf>. Acesso em: 04 abr. 2021.

SIMS, Christopher A.. Inflation Expectations, uncertainty and monetary policy. **BIS Working Papers**, n. 275, 2009, SSRN. Disponível em: https://TCCs.ssrn.com/sol3/TCCs.cfm?abstract_id=1440243. Acesso em 09 mai. 2021.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) - dessazonalizado (2002=100)**.

Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 14 nov. 2021.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Taxa de câmbio comercial para compra**: real (R\$) / dólar americano (US\$) - média. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 23 mai. 2021.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Taxa de câmbio comercial para venda**: real (R\$) / dólar americano (US\$) - média. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 23 mai. 2021.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Zona do Euro - taxa de câmbio**: real / euro - compra - média. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 23 mai. 2021.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS DO BANCO CENTRAL *In* INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Zona do Euro - taxa de câmbio**: real / euro - venda - média. Disponível em:

<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 23 mai. 2021.