

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS

JOÃO PEDRO ARBEX OCTAVIANO DE ALMEIDA

**ANÁLISE SOBRE O COMPORTAMENTO DO CÂMBIO
NOMINAL BRASILEIRO DURANTE A PANDEMIA**

SÃO PAULO

2022

JOÃO PEDRO ARBEX OCTAVIANO DE ALMEIDA

ANÁLISE SOBRE O COMPORTAMENTO DO CÂMBIO NOMINAL BRASILEIRO DURANTE A PANDEMIA

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração:
Macroeconomia.

Orientador:
Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos

SÃO PAULO

2022

Almeida, João Pedro Arbex Octaviano de.

Análise sobre o comportamento do câmbio nominal brasileiro durante a pandemia / João Pedro Arbex Octaviano de Almeida. - 2022.

59 f.

Orientador: Marcelo Kfoury Muinhos.

Dissertação (mestrado profissional MPE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Câmbio. 2. Economia. 3. Taxas de câmbio - Brasil. 4. Kalman, Filtragem de. 5. COVID-19 (Doença). I. Muinhos, Marcelo Kfoury. II. Dissertação (mestrado profissional MPE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.745(81)

JOÃO PEDRO ARBEX OCTAVIANO DE ALMEIDA

ANÁLISE SOBRE O COMPORTAMENTO DO CÂMBIO NOMINAL BRASILEIRO DURANTE A PANDEMIA

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração:
Macroeconomia.

Data da Aprovação: 04 / 10 / 2022

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Marcelo Kfoury Muinhos
(Orientador)
FGV - EESP

Prof. Marcel Bertini Ribeiro
FGV - EESP

Dr. Leonardo Porto de Almeida
Citi

RESUMO

Observou-se que durante a pandemia do *Covid-19* vários ativos financeiros tiveram suas cotações alteradas abruptamente. Isso aconteceu principalmente em função de uma alteração repentina da percepção de risco sobre a economia global. Principalmente em economias emergentes esse efeito foi exacerbado com uma preocupação acerca da situação fiscal dessas economias, muitas vezes já fragilizadas. Dessa maneira procura-se entender o comportamento da cotação nominal do Real frente ao Dólar Norte Americano durante a crise do *Covid-19*.

Com uma base de dados com 199 observações mensais desde janeiro de 2006, conclui-se através do método de Mínimos Quadrados Ordinários em séries de tempo, e Filtro de *Kalman*, (KALMAN, 1960), que a taxa de câmbio nominal apresentou um descolamento dos fundamentos globais principalmente em 2020, primeiro ano de pandemia.

Notou-se com o auxílio de *Dummies* e com o Filtro de *Kalman* que os coeficientes de algumas variáveis explicativas sofreram alterações significativas a partir de 2020, sugerindo que houve uma mudança na relação econométrica entre as variáveis, conceitos apresentados por exemplo por (JR, 1976) e (WOLFF, 1987).

Verificou-se também que ao comparar projeções de curto prazo utilizando a metodologia *Pseudo Out Of Sample Forecast*, proposta por (WOLFF, 1987), de períodos anteriores e durante a pandemia, tanto o Modelo Estrutural como os *benchmarks Random Walk* posposto (MESSE; ROGOFF, 1974) e as expectativas de mercado divulgadas pelo Banco Central do Brasil, perderam capacidade preditiva.

Por fim mostrou-se que ao incorporar no modelo variáveis que refletem condições intrínsecas à economia brasileira como por exemplo a taxa da NTN-B (Nota do Tesouro Nacional de Série B) de 10 anos e a taxa básica de juros - SELIC, houve uma melhora na capacidade preditiva de curto prazo durante o período da pandemia. Concluiu-se que entre as duas a SELIC teve o papel mais relevante.

Palavras-chave: Cambio Nominal. *Covid-19*. Filtro De *Kalman* MQO - Mínimos Quadrados Ordinários. Previsão Câmbio Nominal de Curto Prazo. *Pseudo Out Of Sample Forecast*. Série de Tempo. USDBRL.

ABSTRACT

During the *Covid-19* pandemic, several financial assets had their prices changed abruptly. This was mainly due to a sudden change in the perception of risk of the global economy. Especially in emerging economies, this effect was exacerbated by concerns about the fiscal situation of these economies, often already fragile. Thus, we seek to understand the behavior of the nominal exchange rate of the Brazilian Real against the US Dollar during the *Covid-19* crisis.

With a database of 199 monthly observations since January 2006, it is concluded through the method of Ordinary Least Squares in time series, and *Kalman* Filter, (KALMAN, 1960), that the nominal exchange rate showed a detachment from global fundamentals mainly in 2020, the first year of the pandemic.

It was noted with the help of *Dummies* and the *Kalman* Filter that the coefficients of some explanatory variables underwent significant changes from 2020 onwards, which suggests a change in the econometric relationship between the variables in line with the concepts indicated by (JR, 1976) and (WOLFF, 1987).

It was also found that when comparing short-term projections using the *Pseudo Out Of Sample Forecast* methodology, proposed by (WOLFF, 1987), from previous periods and during the pandemic, both the structural models and the benchmarks Random Walk proposed by (MESSE; ROGOFF, 1974) and the market expectations released by the Central Bank of Brazil, lost predictive capacity.

Finally, it was shown that by incorporating variables that reflect intrinsic conditions of the Brazilian economy into the model, such as the 10-year NTN-B (National Treasury Note) rate, the benchmark interest rate - SELIC, there was an improvement in short-term predictive ability during the pandemic period. We concluded that between the two, the SELIC was more relevant to this end.

Keywords: Nominal Foreign Exchange Rate. Covid-19. Kalman Filter OLS. Ordinary Least Square. Nominal Foreign Exchange Short Term Forecast. Pseudo Out of Sample Forecast. Time Series. USDBRL.

Lista de ilustrações

Figura 1 – CDS vs CDS Fundamentos Globais	17
Figura 2 – Descomposição do <i>CDS</i> Em Fatores Externos e Internos	17
Figura 3 – Descomposição do Câmbio Entre Fatores Externos e Internos	18
Figura 4 – A Condição <i>UIP</i> - <i>Uncovered Interest Rate Parity</i>	20
Figura 5 – Condição <i>UIP</i> na Prática - <i>USDBRL</i> vs <i>SELIC</i>	20
Figura 6 – O Comportamento do <i>CDS</i> Durante a Pandemia	26
Figura 7 – O Comportamento do <i>DXY</i> Durante a Pandemia	27
Figura 8 – O Comportamento do <i>CRY</i> Durante a Pandemia	28
Figura 9 – O Comportamento do <i>VIX</i> Durante a Pandemia	28
Figura 10 – O Comportamento da <i>SELIC</i> Durante a Pandemia	29
Figura 11 – O Comportamento Da <i>NTN-B</i> Durante a Pandemia	29
Figura 12 – Modelo Estrutural 2006_2018 com Previsão Para 2019	34
Figura 13 – Modelo Estrutural Comparação Projeção Antes e Durante a Pandemia	36
Figura 14 – Modelo Estrutural 2006_2020 Com e Sem a <i>Dummy</i> Pandemia	41
Figura 15 – Coeficiente <i>CDS</i> Variável	45
Figura 16 – Coeficiente <i>CRY</i> Variável	47
Figura 17 – Comportamento do Câmbio vs. <i>Proxies</i> de Risco	48
Figura 18 – Comportamento do Câmbio vs. <i>SELIC</i>	49
Figura 19 – Comparação Capacidade Preditiva do Modelo Fundamentos Globais vs. Modelo Proposto	52
Figura 20 – Modelo Proposto - Filtro de <i>Kalman</i> Coeficientes Variáveis	53

Lista de tabelas

Tabela 1 – Resumo das Variáveis Utilizadas Nos Modelos Econométricos	21
Tabela 2 – Composição Do Índice <i>DXY</i>	23
Tabela 3 – Composição Do Índice <i>CRY</i>	23
Tabela 4 – Modelo Fundamentos Globais - 2006_2018	33
Tabela 5 – Modelo Estrutural 2006_2018 com Previsão Para 2019	34
Tabela 6 – Modelo Estrutural 2006_2019	35
Tabela 7 – Modelo Estrutural Comparação Projeção Antes e Durante a Pandemia	36
Tabela 8 – Modelo Estrutural com <i>Dummy</i> Pandemia 2006_2022	38
Tabela 9 – Modelo Estrutural com <i>Dummy</i> Pandemia 2006_2021	40
Tabela 10 – Modelo Estrutural 2006_2020 Com e Sem a <i>Dummy</i> Pandemia	41
Tabela 11 – Coeficientes Antes e Depois da Pandemia (2020)	42
Tabela 12 – Modelo Estrutural CDS Variável - <i>State Space Kalman Filter Model</i> . .	44
Tabela 13 – Modelo Estrutural CRY Variável - <i>State Space Kalman Filter Model</i> . .	46
Tabela 14 – Capacidade Preditiva de Modelos Com Coeficientes Variáveis	47
Tabela 15 – Modelo Proposto	51
Tabela 16 – Comparação Capacidade Preditiva do Modelo Fundamentos Globais vs. Modelo Proposto	52
Tabela 17 – Comparação Capacidade Preditiva do Modelo Proposto com Coeficien- tes Variáveis	54
Tabela 18 – Comparação Capacidade Preditiva Modelo Retirando Uma das Variáveis	54

Sumário

1	Introdução	10
2	Revisão Bibliográfica	14
2.1	Modelos Tradicionais	14
2.2	Considerações sobre o Real	15
2.3	Considerações a Respeito da Percepção de Risco Doméstico e Externo	18
2.4	A Condição UIP - <i>Uncovered Interest Rate Parity</i>	19
3	Base de Dados e Descrição das Variáveis	21
3.0.1	Fatores Determinantes no Câmbio Nominal	21
3.0.2	Risco País	22
3.0.3	Diferencial de Taxa de Juros	22
3.0.4	Cotação Do Dólar Frente a Outras Moedas	22
3.0.5	Cotação das <i>Commodities</i>	23
3.0.6	Cotação do Título do Tesouro Americano	24
3.0.7	Percepção de Risco - Volatilidade Implícita do Mercado Acionário Americano	24
3.0.8	Taxa de Juros Real do Título Público Brasileiro	25
3.0.9	SELIC - Taxa de Juros Básico do Brasil	25
3.0.10	Análise Descritiva do Comportamento das Principais Variáveis Durante a Pandemia	26
3.0.10.1	O Comportamento Do <i>CDS</i> Durante a Pandemia	26
3.0.10.2	O Comportamento Do <i>DXY</i> Durante a Pandemia	26
3.0.10.3	O Comportamento Do <i>CRY</i> Durante a Pandemia	27
3.0.10.4	O Comportamento Do <i>VIX</i> Durante a Pandemia	28
3.0.10.5	O Comportamento Da SELIC Durante a Pandemia	28
3.0.10.6	O Comportamento Da NTN-B Durante a Pandemia	29
4	Metodologia e Resultados	30
4.0.1	<i>Benchmarks</i>	30
4.0.2	Metodologia De Projeção <i>Pseudo Out Of Sample Forecast</i> e Métrica de Avaliação das Projeções <i>RMSE - Root Squared Medium Error</i>	31
4.0.3	Modelo Fundamentos Globais - Séries de Tempo e <i>Pseudo Out Of Sample Forecast</i>	32
4.0.4	Modelo Fundamentos Globais com Coeficientes Antes e Após a Pandemia	36

4.0.5	Modelo Fundamentos Globais - Filtro de <i>Kalman</i> - Parâmetro Variável ao Longo do Tempo	42
4.0.6	Modelo Proposto	48
4.0.6.1	Comparação Modelo Fundamento Global vs. Modelo Proposto	52
4.0.6.2	Filtro de <i>Kalman</i>	53
4.0.7	Considerações Econométricas Finais Sobre o Modelo Proposto	54
5	Conclusão	56
	Referências	58

1 Introdução

O comportamento da taxa de câmbio nominal é importante objeto de estudo por vários autores desde 1970, quando as primeiras políticas de câmbio flutuante começaram a ser implementadas. Em geral as primeiras teorias eram mais restritivas na medida em que - por exemplo - previam livre mobilidade de capital.

Ao longo dos anos as teorias evoluíram e incorporaram restrições do mundo real como por exemplo a ausência de perfeita mobilidade de capital, diferentes percepções de risco para diferentes países e moedas associados por exemplo ao risco de crédito, risco de fronteira e risco de inconvertibilidade.

Com isso naturalmente os modelos se tornaram mais complexos e passaram a incorporar diferentes classes de fatores determinantes à taxa de câmbio como por exemplo o termo de troca, diferencial de juros e percepção de risco global e local.

No entanto, é importante notar que algumas dessas variáveis - principalmente aquelas relacionadas a percepção de risco - não são explicitamente apuradas e divulgadas. Em um mundo extremamente globalizado e conectado muitas vezes também não é tarefa fácil segregar os componentes globais ou locais que as compõem.

Esse tema geralmente ganha ainda mais relevância em períodos de delicada situação macroeconômica nacional ou internacional, como é o caso de graves crises financeiras, pandemia e guerras, situações nas quais em geral as cotações dos ativos financeiros sofrem movimentos mais abruptos.

Nesse trabalho avaliamos o comportamento do câmbio nominal durante o período da pandemia e naturalmente o comportamento das variáveis explicativas comumente utilizadas na literatura. Uma possível disfunção do modelo pode estar associada à percepção do risco local e global e o quanto as variáveis explicativas capturam desses riscos. Como vemos em (RIBEIRO; PESSÔA, 2016) o peso dos componentes globais e locais na cotação nominal do Real frente ao Dólar pode variar ao longo do tempo. Outra hipótese é que as relações econométricas entre as variáveis tenham se alterado durante a pandemia. Notamos por exemplo que a taxa SELIC chegou nos seus mínimos históricos e pode, portanto, também ter tido papel relevante na explicação do câmbio durante a pandemia.

Uma possível causa dessas flutuações é a percepção de risco sobre a economia local relativamente à fatores globais. Por exemplo, (REINHART; ROGOFF, 2009) analisa que existem diversas formas de um governo entrar em um evento de *default* em sua dívida em moeda local sem que esse evento seja necessariamente um *default* ou um inadimplemento explícito, por exemplo através de emissão de moeda, ou de geração de inflação.

Essa consideração de um *default* não explícito na dívida interna, ou de uma deterioração das condições econômico-financeiras locais, é relevante para esse trabalho pois é possível que determinadas variáveis comumente utilizadas como *proxy* de risco não capturaram todos esses efeitos. Por exemplo o *CDS* é bastante utilizado como *proxy* de percepção de risco, mas ele incorpora também fatores associados ao risco da insolvência sobre a dívida externa. É notório que o Brasil possui robustas reservas internacionais, em torno de 340 bilhões de dólares enquanto a dívida externa é de aproximadamente 66 bilhões de dólares (BACEN, 2022), logo o risco de *Default* na dívida externa pode ser bastante limitado.

Em resumo, uma hipótese é que o risco associado exclusivamente a economia local, pode ter sido capturado pela taxa nominal de câmbio sem, no entanto, estar integralmente refletido no *CDS*. Uma interpretação prática possível é de que o investidor ao perceber a deterioração das condições financeiras na economia doméstica (inflação alta, aumento do déficit primário, baixo crescimento econômico) relativamente ao risco da dívida externa optou por alocar menos recursos no país e o *CDS* não refletiu integralmente esse comportamento.

Outra hipótese é que as variáveis de risco (tanto global quanto local) não explicaram o comportamento do câmbio nesse período, mas que outra variável o tenha. Por exemplo a taxa SELIC chegou ao seu menor nível da história, e é possível que essa taxa básica extremamente baixa tenha tido papel relevante na desvalorização do Real frente ao Dólar, seguindo a condição *UIP - Uncovered Interest Rate Parity*, (SOSKICE; CARLIN, 2014).

Procura-se apurar também se houve uma mudança de peso das variáveis durante esse período, por exemplo o investidor poderia ter dado mais relevância as variáveis associadas ao risco em relação as variáveis associadas ao termo de troca (*CRY*). Nesse caso haveria um descolamento do câmbio em relação ao (*CRY*). Dado o patamar extremamente baixo da SELIC, é possível que se tenha também atribuído a ela um peso mais relevante.

Essa alteração dos pesos atribuídos a cada variável é bastante discutida na literatura. Por exemplo (JR, 1976) levanta uma discussão a respeito de relações econométricas fixas ao longo do tempo, e como essas relações imóveis podem impactar negativamente a capacidade preditiva dos modelos. Mais especificamente a respeito do câmbio, (WOLFF, 1987) cita alguns fatores que poderiam alterar essas relações econométricas, como por exemplo, mudanças no mercado de petróleo, no padrão de comércio internacional, regimes políticos, entre outros.

Para fazer as análises citadas acima, realizamos alguns exercícios econométricos: Primeiro comparamos a capacidade preditiva do modelo fundamentos globais antes e durante a pandemia, utilizando a metodologia de *Pseudo Out of Sample Forecast*, de (MESSE; ROGOFF, 1974). Além de comparar os modelos entre si, comparamos com dois *benchmarks*: um modelo *Random Walk* sem *drift* e as projeções de mercado apuradas pelo

Banco Central do Brasil. Essa metodologia de comparação da capacidade preditiva com os chamados *benchmarks* é também utilizada por (MESSE; ROGOFF, 1974), e (DIEBOLD FARNCIS X. MARIANO, 1995).

Em segundo lugar analisamos o modelo ao longo de todo o período (desde 2006 até Julho de 2022), interagindo as variáveis explicativas com uma *Dummy* que representa a pandemia. Na prática estamos obtendo um coeficiente para cada variável antes e durante a pandemia.

O terceiro exercício consiste em utilizar o Filtro de *Kalman* (KALMAN, 1960) para se obter o chamado *Time Varying Quoefficient Parameter*, ou seja, obter um modelo no qual o coeficiente de uma das variáveis é flutuante ao longo do tempo. Como vimos há na literatura precedentes sobre a utilização de relações econométricas variáveis ao longo do tempo principalmente em situações de disrupção macroeconômica. Essa metodologia foi utilizada por alguns autores como por exemplo (WOLFF, 1987) que utilizou parâmetros variáveis, com Filtro de *Kalman* para exercícios de previsão do Dólar Americano contra o Ien Japonês, a Libra Esterlina, e o Marco Alemão e concluiu que a utilização de um parâmetro variável ao longo do tempo melhora a capacidade preditiva do modelo estrutural. Na mesma linha (BECK, 1983) utilizando Filtro de *Kalman* e (SCHINASI; SWAMY, 1989), concluíram que a utilização de um parâmetro variável não só melhoram a capacidade preditiva do modelo como em alguns casos pode superar o modelo de passeio aleatório ao contrário das evidencias encontradas por (MESSE; ROGOFF, 1974) de que modelos estruturais não possuem sistematicamente melhor capacidade preditiva que o *Random Walk*.

Por fim fazemos os mesmos exercícios citados acima para avaliar se as capacidades preditivas de um modelo proposto que inclui variáveis associadas aos fatores idiossincráticos da economia brasileira são melhores em relação ao modelo de fundamentos globais.

O objetivo desse trabalho é, portanto, estender estudos já realizados a respeito do comportamento da taxa de câmbio nominal no Brasil para o período da pandemia, verificar se houve alguma mudança estrutural no comportamento da cotação do Real frente ao Dólar, e entender se uma ou mais variáveis ganharam ou perderam relevância nesse período de aumento de percepção de risco econômico. Esse último item pode nos trazer informações importantes a respeito do comportamento da moeda durante esses períodos e eventualmente nos ajudar a entender o seu comportamento em situações similares no futuro.

Essa dissertação se diferencia dos demais estudos sobre o câmbio ao analisar o comportamento do câmbio durante o período da pandemia sob a ótica de mudanças estruturais em relação aos fundamentos globais e que podem se repetir em momentos similares.

Daqui em diante, o trabalho está estruturado da seguinte maneira: a seção 2 é a revisão de literatura que dará embasamento teórico aos modelos e exercícios econométricos, a seção 3 descreve a base de dados e as variáveis utilizadas, a seção 4 contém as metodologias e resultados com quatro principais exercícios econométricos, e por fim a conclusão.

2 Revisão Bibliográfica

2.1 Modelos Tradicionais

Desde a década de 1970 quando o regime de câmbio flutuante começou a ser adotado em alguns países desenvolvidos, diferentes metodologias foram sugeridas para a estimação e determinação da taxa nominal e real das paridades entre moedas.

Algumas delas, como por exemplo a abordagem monetária (*The Monetary Approach*) sugerida por (MUSSA, 1974) tinham como algumas de suas premissas a perfeita mobilidade de capital e que diferentes moedas são substitutas perfeitas dentro de um portfólio.

Esses modelos apresentam algumas limitações, pois - na prática - verifica-se facilmente que essas premissas não são satisfeitas. Ao investir em uma determinada moeda, ou em um ativo de um determinado país os investidores levam em consideração - dentre outros fatores - o risco associado àquele investimento, portanto diferentes moedas não são substitutas perfeitas dentro de um portfólio, à luz por exemplo da Diversificação de Portfólio e da Fronteira Eficiente de *Markowitz*.

(KOURI et al., 1978) propõe uma nova abordagem à seleção de portfólios por investidores, e incorpora novas variáveis. No artigo "*Exchange Rate and the International Adjustment Process*" define explicitamente o componente de risco associado à seleção de portfólio de curto prazo de ativos em diferentes moedas, por investidores avessos ao risco. É proposto que um investidor racional escolhe um portfólio de maneira a maximizar a função linear entre o retorno real e a variância do portfólio. Nesse caso a medida de risco associada é a variância.

$$f(\bar{r}, \sigma^2) = r - 0.5\beta\sigma^2$$

Onde:

- \bar{r} : Retorno Real do Portfólio
- σ^2 : Variância do Portfólio
- β : Aversão ao Risco do Investidor

(DOOLEY; ISARD, 1983) em seu artigo ("*The Portfolio-Balance Model of Exchange Rates and Some Structural Estimates of the Risk Premium*") também incorpora em seu modelo um componente de risco entre diferentes moedas para que os investidores se tornem indiferentes na alocação de recursos.

Segundo (DOOLEY; ISARD, 1983) os investidores levam em consideração durante a alocação de recurso a taxa de câmbio, o diferencial de taxa de juros, e o prêmio de risco. Quando a valorização esperada de determinada moeda muda relativamente ao diferencial de taxa de juros há um deslocamento de alocação de recursos.

Estabelece-se então por essa abordagem de equilíbrio de portfólio existe um prêmio de risco associado à demanda por ativos de um determinado país. Essa demanda por ativos está associada a demanda pela respectiva moeda que por sua vez está associada a taxa nominal (efetiva) e real de câmbio.

(DOOLEY; ISARD, 1983) parte da seguinte premissa:

$$\pi = r^* - r + \phi$$

Onde:

- π : Valorização Esperada da Moeda Doméstica de Equilíbrio
- $r^* - r$: Diferencial de Taxa de Juros Entre Duas Moedas
- ϕ : Prêmio De Risco

O termo ϕ é citado como o prêmio de risco acima do diferencial de taxa de juros para que o investidor seja indiferente ao alocar o recurso entre um título doméstico e estrangeiro. Essa premissa de (DOOLEY; ISARD, 1983) é simples, porém intuitiva e poderosa. Através dela fica explícito que só uma mudança de taxa câmbio se houver também uma mudança relativa entre o prêmio de risco e o diferencial de taxa de juros.

2.2 Considerações sobre o Real

Passamos então a analisar esse componente de prêmio de risco associado especificamente ao Brasil. (GARCIA; DIDIER, 2003) separa esse risco associado ao Brasil em dois: o risco cambial que é associado à desvalorização esperada da moeda e ao risco país associado principalmente ao risco de crédito e ao risco de inconvertibilidade da moeda. Esse último está atrelado a impossibilidade de um investidor que possui uma determinada moeda convertê-la novamente à sua moeda de origem.

Nossas atenções então se voltam à atribuição quantitativa dessas medidas de risco. Na literatura diversas medidas são utilizadas como *proxy* para esse parâmetro. O mais amplamente utilizado é o *Credit Default Swap* instrumento pelo qual um investidor pode comprar ou vender proteção de um determinado risco de crédito, por exemplo de uma empresa ou país. Quanto mais cara essa proteção, maior o risco de crédito associado.

No entanto essa não é a única medida utilizada. (GARCIA; DIDIER, 2003) por exemplo cita outras possibilidades como: os contrato de *Swap* Pré x DI que medem o nível da taxa de juros nominal *ex-ante* da economia brasileira. Nesse caso quanto maior o nível da taxa de juros, tudo mais constante maior o prêmio de risco implícito.

Os *spreads* dos títulos de dívidas brasileiras negociadas no mercado internacional também podem ser balizadores de medida de risco. Nesse caso quanto maior o *spread* maior o prêmio exigido e o risco percebido pelos compradores dos títulos.

Na mesma linha, (MUINHOS; ALVES; RIELLA, 2003) também sugere duas *proxies* para o prêmio de risco país: o *spread* do título de dívida brasileiro negociado no mercado internacional e o diferencial entre a taxa Selic e a taxa básica de juros do mercado Americano "*Fed Funds*".

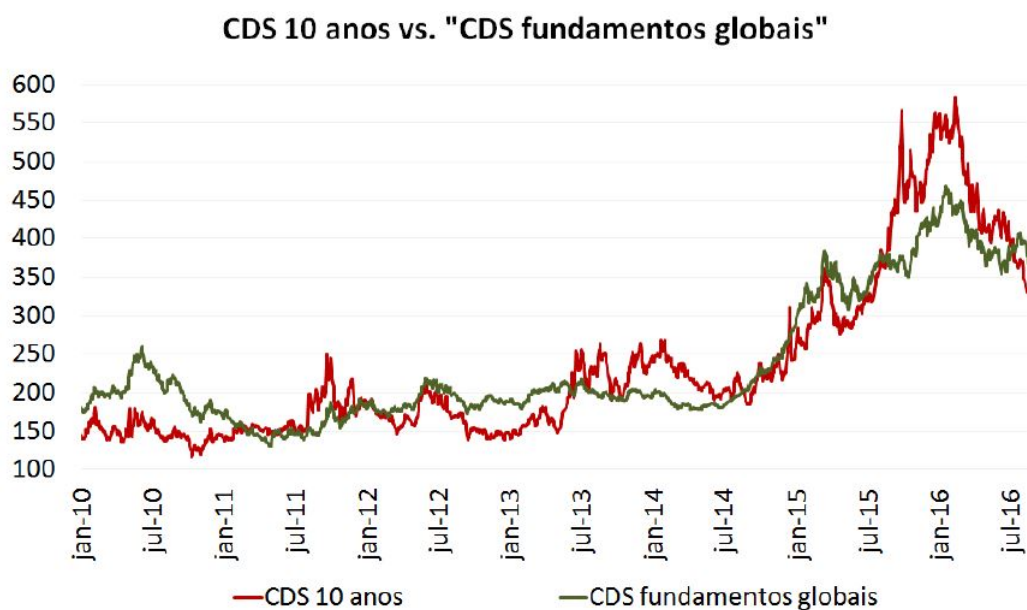
É importante ressaltar alguns aspectos importantes sobre as medidas de risco. O *CDS - Credit Default Swap* é intuitivamente e conceitualmente uma das *proxies* mais relevantes. No entanto o *CDS* naturalmente incorpora componentes globais comuns a vários países como por exemplo o índice de preços de *commodities* o *CRY*.

Nessa linha, (Ribeiro e Pessôa (2016)) discute explicitamente sobre os componentes internacionais e locais que afetam a taxa de câmbio nominal. É concluído que o *CDS* captura ambos simultaneamente. Por exemplo, se há uma queda dos preços das *commodities* no mercado internacional os investidores podem atribuir um risco maior aos países exportadores de *commodities* o que pode ser refletido também no *CDS*. Da mesma forma, se há uma aversão ao risco difundida globalmente, por exemplo em função de uma guerra ou pandemia, a mesma dinâmica seria observada. Esses são exemplos dos componentes internacionais atuando sobre o *CDS*.

É uma tarefa bastante difícil no entanto segregar os componentes idiossincráticos atuantes no *CDS*. A solução de (RIBEIRO; PESSÔA, 2016), foi criar dois modelos. Um do câmbio em função de variáveis associadas a componentes globais como *CDS* e *CRY*, e outro do *CDS* em função dos mesmo fatores globais o qual deu o nome de "*CDS Fundamentos Globais*". Os resíduos desse último modelo seriam então interpretados como o componente doméstico do risco-país. É interessante notar visualmente através da figura abaixo que o *CDS* é explicado em sua grande parte pelo efeito dos fundamentos globais, mas em determinados momentos há um descolamento entre o *CDS* real observado e o "*CDS Fundamentos Globais*".

Por exemplo a aceleração maior do *CDS* no período de 2015 em relação ao sugerido pelo modelo, pode ser explicado pela deterioração do cenário político e econômico local, como por exemplo a desidratação da agenda de ajuste fiscal patrocinado pelo então Ministro da Fazenda Joaquim Levy e o avanço das investigações da operação Lava Jato.

Figura 1 – CDS vs CDS Fundamentos Globais



Fonte:

Ribeiro e Pessôa (2016)

Para além da análise visual, Ribeiro e Pessôa (2016) decompõe em diferentes janelas temporais a contribuição percentual de cada um dos componentes na variação do *CDS*, onde se corrobora a percepção de que no período entre Junho de 2015 e Junho de 2016 houve a maior contribuição dos fatores domésticos no aumento do *CDS*, de acordo com o modelo e metodologia aplicados.

Figura 2 – Descomposição do *CDS* Em Fatores Externos e Internos

TABELA 3: DECOMPOSIÇÃO DA ALTERAÇÃO DO RISCO-PAÍS (%)

	Jun 14 até Jun 15		Jun 15 até Jan 16		Jan 16 até Ago 16	
	Cont (pp)	Part (%)	Cont (pp)	Part (%)	Cont (pp)	Part (%)
DXY	34,20	74,1	7,98	14,3	-7,77	16,9
CRB	23,91	51,8	22,97	41,2	-8,03	17,5
TB_10	0,24	0,5	0,29	0,5	0,56	-1,2
Fatores domésticos	-12,19	-26,4	24,48	43,9	-30,69	66,8
Total	46,1	100,0	55,7	100,0	-45,9	100,0

Fonte: Ribeiro e Pessôa (2016)

Por último, é criado um modelo no qual, no lugar do *CDS* se utiliza o *CDS de 10 Anos Fundamento Globais* derivado da metodologia descrita acima, efetivamente obtendo-se um modelo onde teoricamente todas as variáveis que explicam o câmbio estão associadas a componente globais.

Com isso foi possível também decompor o comportamento do câmbio em função de fatores externos e internos: tudo o que o modelo - (que agora é descrito somente em função de fatores globais) consegue explicar são os fatores externos e os resíduos são os

fatores internos.

Figura 3 – Decomposição do Câmbio Entre Fatores Externos e Internos

TABELA 4: DECOMPOSIÇÃO ALTERNATIVA DA ALTERAÇÃO DO CÂMBIO (%)

	Jun 14 até Jun 15		Jun 15 até Jan 16		Jan 16 até Ago 16	
	Cont (pp)	Part (%)	Cont (pp)	Part (%)	Cont (pp)	Part (%)
Fatores externos	49,74	127,2	16,22	53,7	-9,06	43,1
Fatores internos	-10,64	-27,2	13,98	46,3	-11,94	56,9
Total	39,1	100,0	30,2	100,0	-21,0	100,0

Fonte: Ribeiro e Pessôa (2016)

É concluído portanto que parte do movimento do *CDS* está atrelada a fatores globais e parte a fatores domésticos, e que a contribuição de cada um desses fatores pode variar ao longo do tempo.

2.3 Considerações a Respeito da Percepção de Risco Doméstico e Externo

Um outro aspecto a respeito da diferença entre risco global e local (e consequentemente suas *Proxies*) é o fato de que os riscos associados à dívida emitida em moeda própria difere da emitida em outra moeda. Como o governo controla as políticas fiscal e monetária da moeda local, a deterioração das condições financeiras internas pode se dar de diferentes maneiras além de um evento de inadimplemento explícito. Um *Default* técnico na dívida interna pode se dar de outras formas como por exemplo através de "impressão" de moeda e/ou inflação deliberada. Com isso, é possível que em determinado momento a percepção de risco da dívida externa e da interna seja relativamente alterada, não seja integralmente capturada pela *proxy* de risco utilizada e tenha impacto sobre a taxa de câmbio. Esse seria um caso de um componente idiossincrático não capturado pelo *CDS* como sugeriu Ribeiro e Pessôa (2016).

(REINHART; ROGOFF, 2009) no livro "*This Time Is Different*" afirma que o que ele chama de "*outright default*" ou um "*default de facto*" ou evento de crédito explícito em uma dívida em moeda própria é historicamente raro.

Por outro lado ele afirma também que o chamado "*default de jure*" ou um evento de crédito teórico ou aparente não é nada incomum. Desde 1800 foram observados 70 desses eventos nas dívidas internas e 250 *defaults* nas dívidas externas. Ainda segundo (REINHART; ROGOFF, 2009) os *defaults* na dívida interna são muito mais difíceis de serem detectados que os na dívida externa porque eles podem acontecer através de diversos mecanismos como observado ao longo da história. Alguns exemplos são:

- Hiperinflação: Tem o efeito de diminuir em termos reais o valor da dívida vigente. Os títulos em taxa pré-fixada podem render juros reais negativos ou próximos de zero.
- Conversão Forçada: Alteração da moeda doméstica com uma paridade determinada pelo governo.
- Repressão Financeira:
 - Taxa de Depósito Artificialmente Baixa: Taxa determinada pelo governo que pode causar inflação.
 - Alta Exigência de Reservas Bancárias: Bancos são obrigados a manter altas reservas e como consequência financiam o governo através do depósito do excedente no Banco Central, ou da compra de títulos públicos.
 - Exigência de Dívida Mínima: O governo exige que bancos e instituições financeiras carreguem um montante mínimo de dívida pública, ou seja, na prática obriga os bancos a financiarem o governo.

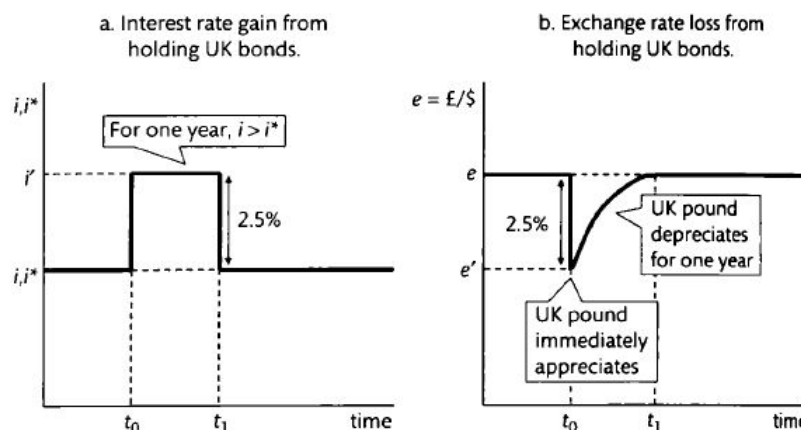
2.4 A Condição UIP - *Uncovered Interest Rate Parity*

Segundo, (SOSKICE; CARLIN, 2014), a condição *UIP* (*Uncovered Interest Rate Parity*), estabelece que quando há uma mudança no retorno de um título de um determinado País A taxa de câmbio deve se ajustar instantaneamente de maneira a eliminar qualquer possibilidade de arbitragem.

Por exemplo, assumindo que o País A e o País B possuam taxa básica de juros de 10% a.a. e que suas taxas de câmbio são idênticas em um determinado momento, e que todas as outras características são iguais (como por exemplo a percepção de risco). Em determinado instante o País A por algum motivo precisa alterar sua taxa básica de juros para 15%. Instantaneamente sua moeda deve se valorizar de maneira a compensar o aumento da taxa de juros para que o rendimento do título do País A seja exatamente o mesmo do País B. Nesse caso, devido à valorização da moeda do País A, será mais caro comprar moeda e título desse país, que será compensado pelo maior retorno de seu título. Se espera ainda que nos períodos subsequentes a moeda A volte a se depreciar (mais suavemente que o movimento de apreciação inicial) de maneira a devolver a perda inicial até atingir seu novo ponto de equilíbrio.

A imagem abaixo mostra essa dinâmica. O gráfico do lado esquerdo mostra o ganho em um título decorrente de um aumento de taxa de juros, e o do lado direito mostra a perda decorrente da desvalorização do câmbio de maneira a sustentar a condição *UIP* e eliminar arbitragens.

Figura 4 – A Condição UIP - *Uncovered Interest Rate Parity*



Fonte: (SOSKICE; CARLIN, 2014)

Essa dinâmica, formalizada pela condição *UIP* incorpora o que são chamados de “pulos” no mercado de câmbio, que é justamente quando a taxa de câmbio se ajusta instantaneamente acompanhado as alterações nas taxas de juros (tudo mais constante) para evitar arbitragens.

No Brasil durante a Pandemia, devido ao choque de demanda negativo inicial e queda da inflação, o Banco Central abaixou significativamente a taxa básica de juros (SELIC). Ao mesmo tempo observou-se uma depreciação abrupta do Real. Naturalmente a condição *UIP* é uma simplificação da realidade dado que considera isoladamente somente o efeito dos juros sobre o câmbio. Ainda assim é interessante notar no gráfico abaixo a semelhança entre a prática e a teoria, principalmente na área destacada em vermelho, período em que o Banco Central começou a baixar taxa de juros em função da Pandemia.

Figura 5 – Condição *UIP* na Prática - USDBRL vs SELIC



Fonte: Bloomberg, Adaptada Autor

3 Base de Dados e Descrição das Variáveis

Esse trabalho busca avaliar o comportamento dos determinantes cotação nominal do Real frente ao Dólar durante a pandemia do *Covid-19*.

Para tanto construiu-se a base de dados com observações mensais, com início em janeiro de 2006 e final em junho de 2022 resultando em um total de 199 observações. Foram utilizados os últimos valores disponíveis de cada mês.

A base de dados é composta por variáveis que refletem condições econômicas e financeiras globais e domésticas. Dentre as globais estão por exemplo o índice *VIX*, o *CRY* entre outros. Entre as locais observam-se variáveis como por exemplo a taxa SELIC e as taxas de juros de títulos públicos brasileiros. As fontes dessas variáveis são principalmente a plataforma financeira *Bloomberg*, o Tesouro Nacional e o Banco Central do Brasil.

Para fins dos modelos aqui apresentados todas variáveis foram analisadas na primeira diferença de seu respectivo logaritmo natural.

Não foram verificadas observações nulas ou negativas, dispensando, portanto, tratamento especial para esses casos.

Nos casos onde se menciona interpolação, principalmente com o objetivo de se construir séries de prazo constante, a metodologia utilizada foi o manual de marcação a mercado da Cetip, (*CETIP, 2019*), que consiste basicamente em uma interpolação exponencial.

3.0.1 Fatores Determinantes no Câmbio Nominal

As variáveis explicativas usadas nos modelos descritos ao longo desse trabalho estão resumidas na tabela abaixo, as quais serão descritas em detalhes nas seções subsequentes.

Tabela 1 – Resumo das Variáveis Utilizadas Nos Modelos Econométricos

Nome	Descrição	Sinal Esperado	Fonte
CDS_BR_5Y	Risco País (Brasil)	+	<i>Bloomberg</i>
BR_US_NY_1Y	Diferencial de Taxa de Juros	-	<i>Bloomberg</i> , Tesouro Nacional
DXY	Cotação do Dólar Frente a Outras Moedas	+	<i>Bloomberg</i>
CRY	Cotação das <i>Commodities</i>	-	<i>Bloomberg</i>
UST_10Y	Taxa de Juros do Título do Tesouro Americano	+	<i>Bloomberg</i>
VIX	Percepção de Risco - Volatilidade	+	<i>Bloomberg</i>
NTNB_10Y	Taxa de Juros Real do Título Público Brasileiro	+	Tesouro Nacional
SELIC	Taxa de Juros Básico do Brasil	-	<i>Bloomberg</i>

Fonte: Autor

3.0.2 Risco País

Essa variável é uma *proxy* do risco país brasileiro e é medida através do *CDS - Credit Default Swap*, um derivativo de crédito negociado no mercado internacional onde um investidor pode comprar ou vender proteção do risco de crédito brasileiro. Teoricamente - tudo mais constante - quanto mais alto o valor do *CDS*, maior o risco país, com isso espera-se um Real mais desvalorizado frente ao Dólar, ou seja o sinal esperado para essa variável é positivo. O prazo escolhido foi o de cinco anos por ser o mais comumente observado entre os investidores e o que apresenta maior liquidez, o que diminui potenciais distorções pontuais de fluxos de oferta e demanda. Nos modelos econométricos ele é apresentado como *CDS_BR_5Y*. Sua fonte é a plataforma financeira *Bloomberg* consultada em agosto de 2022. Como esses derivativos são derivativos de balcão (*Over the Counter*) as fontes primárias são diversas, mas principalmente a *ICE - Intercontinental Exchange* e seus dados compilados pela *Bloomberg*.

3.0.3 Diferencial de Taxa de Juros

Representa a diferença entre a taxa de juros nominal brasileira e americana de um ano *ex-ante*. Essa variável é construída a partir de duas outras: a primeira delas é a taxa de juros do título público pré-fixado americano com prazo constante de um ano (*Treasury Bill 1 Year*). Sua fonte é a plataforma financeira *Bloomberg* consultada em agosto de 2022, e as fontes primárias são diversas, mas principalmente o Tesouro Americano.

A segunda variável é a taxa de juros do título público brasileiro pré-fixado (LTN - Letra do Tesouro Nacional) com prazo constante de um ano. Para construir essa série obteve-se do site do Tesouro Nacional em agosto de 2022, as informações de negociação diária das LTNs no mercado secundário e interpolou-se a taxa em cada dia para o prazo desejado de um ano. Com isso foi possível construir a série de prazo constante.

A diferença entre as duas variáveis citadas acima constitui a diferença de taxa de juros nominal *ex-ante*. Nos modelos econométricos aparentados nesse trabalho essa variável aparece como *BR_US_NY_1Y* abreviação de (*Brazil United States Nominal Yield 1 Year*).

Teoricamente, tudo mais constante, um aumento no diferencial de taxa de juros sugere que mais capital seja alocado no Brasil e, portanto, estaria associado a uma valorização do Real. Em resumo, o sinal esperado para o coeficiente dessa variável é negativo.

3.0.4 Cotação Do Dólar Frente a Outras Moedas

A cotação do Dólar Norte Americano frente a outras moedas é representada pelo índice *DXY - U.S Dollar Index*. Ele é uma média ponderada da cotação do Dólar frente

a outras seis moedas de países desenvolvidos. As moedas e seus respectivos pesos estão apresentações na tabela abaixo.

Tabela 2 – Composição Do Índice *DXY*

Moeda	Peso
Euro (EUR)	57.6%
Yen Japonês (JPY)	13.6%
Libra Esterlina (GBP)	11.9%
Dólar Canadense (CAD)	9.1%
Coroa Sueca (SEK)	4.2%
Franco Suíço (CHF)	3.6%

Fonte: *Bloomberg*, Adaptada pelo Autor

Tudo mais constante um aumento do índice *DXY* implica em uma valorização do Dólar frente a outras moedas. Conseqüentemente espera-se um Real mais desvalorizado frente ao *USD*. Em resumo o sinal esperado do coeficiente nos exercícios econométricos é positivo.

Nos modelos econométricos essa variável é apresentada como *DXY*. Sua fonte é a plataforma financeira *Bloomberg* consultada em agosto de 2022, e a principal fonte primária é a *ICE - Intercontinental Exchange*.

3.0.5 Cotação das *Commodities*

O preço das *Commodities* é representado pelo índice *CRY - TR/CC CRB (Commodity Research Bureau)*. Atualmente ele é uma média aritmética de 19 diferentes *commodities* apresentadas na tabela abaixo:

Tabela 3 – Composição Do Índice *CRY*

Agrícolas / Grãos	Energia	Industriais	Metais Preciosos
Açúcar	Gás Natural	Alumínio	Ouro
Algodão	Gasolina (<i>RBOB</i>)	Cobre	Prata
Cacau	Petróleo (<i>Crude Oil</i>)	Níquel	Prata
Café	Petróleo (<i>NY Harbor ULSD</i>)		
Gado (<i>Live Cattle</i>)			
Grão de Soja			
Milho			
Suco de Laranja			
Suíno (<i>Lean Hog</i>)			
Trigo			

Fonte: *Bloomberg*, Adaptada pelo Autor

Teoricamente, tudo mais constante, um aumento do preço de *commodities* gera no curto prazo um aumento de fluxo de capital para os países exportadores, como é o

caso do Brasil, através do aumento do volume das exportações em valores monetários. Esse aumento na entrada de capital tende a apreciar a cotação da moeda doméstica. Com isso o sinal esperado para esse coeficiente é negativo. A fonte utilizada foi a *Bloomberg* e sua fonte primária principal é a *Thomson Reuters*. Ao longo desse trabalho essa variável aparece como *CRY*.

3.0.6 Cotação do Título do Tesouro Americano

A cotação do título do tesouro americano de prazo constante de dez anos, em taxa de juros nominal é apresentada nos exercícios econométricos como *UST_10Y - U.S Treasury 10 Years*.

Essa variável possui a seguinte interpretação: por ser considerado um dos investimentos mais seguros disponíveis (*Safe Heaven*). Um aumento em sua taxa de juros, tudo mais constante, sugere uma maior alocação de capital nesses ativos e por tanto uma depreciação de moedas emergentes como é o caso do Real. Em resumo o sinal esperado para essa variável é negativo. Sua fonte é a *Bloomberg* consultada em Agosto de 2022 e sua principal fonte primária é o Tesouro Americano.

3.0.7 Percepção de Risco - Volatilidade Implícita do Mercado Acionário Americano

A volatilidade implícita do mercado acionário Americano é representada pelo índice *VIX - Cboe Volatility Index*. Ele mede a volatilidade implícita nos preços de opções de curto prazo, sobre o *S&P-500*, índice que reúne a cotação das quinhentas maiores ações de empresas listadas na bolsa de valores dos Estados Unidos.

Essa variável é um *proxy* largamente utilizada para percepção de risco dos investidores. Ou seja, quanto maior a volatilidade implícita, maior a incerteza percebida. Por exemplo na crise financeira de 2008 o *VIX* saiu de aproximadamente 23% em dezembro de 2007 e chegou próximo de 59% em outubro de 2008.

Em resumo quanto maior o índice, tudo mais constante, teoricamente maior a percepção de risco, o que sugere uma migração de capital para ativos de menor risco o que sugere um real mais desvalorizado, ou seja, o sinal esperado para esse coeficiente é positivo.

Nos exercícios econométricos essa variável é denominada como *VIX*. Sua fonte é a *Bloomberg* consultada em agosto de 2022, e sua principal fonte primária é a *Chicago Board Options Exchange*.

3.0.8 Taxa de Juros Real do Título Público Brasileiro

A taxa de juros real é medida através da taxa juros da *NTN-B* - Notas do Tesouro Nacional da Série B. Esse título paga ao seu investidor inflação acrescida de uma taxa de juros real. A série é composta por essa taxa de juros real para o prazo constante de dez anos.

Para construir a série de prazo constante obteve-se do site do Tesouro Nacional em agosto de 2022, as informações de negociação diária no mercado secundário e interpolou-se a taxa em cada dia para o prazo desejado de dez anos.

A taxa de juros real é composta basicamente por dois componentes: a taxa de juros em si que estaria sujeita à condição *UIP* - *Uncovered Interest Rate Parity*, e um prêmio de risco demandado pelo investidor para alocar recursos no país.

Por um lado, quanto maior a taxa de juros real, tudo mais constante, teoricamente maior é a demanda por esses títulos, maior é a alocação de capital estrangeiro no país o que estaria associado a uma moeda doméstica mais valorizada e, portanto, teria sinal esperado negativo.

Por outro lado, quanto maior o prêmio de risco contido dentro dessa taxa de juros maior a percepção de risco a respeito das condições da economia doméstica, o que estaria associado a um Real mais desvalorizado, e, portanto, o sinal esperado é positivo.

Como veremos nos exercícios econométricos o efeito da segunda interpretação predomina sobre a primeira. Uma das explicações possíveis é que por se tratar de uma taxa de juros de longo prazo em uma economia emergente, os investidores atribuem um peso maior ao prêmio de risco associado a essa variável em detrimento do patamar de juros real isoladamente.

Nos exercícios econométricos essa variável aparece como *NTNB_10Y* e sua fonte é o Tesouro Nacional consultado em agosto de 2022.

3.0.9 SELIC - Taxa de Juros Básico do Brasil

Trata-se da taxa de juros básica do Brasil, ou seja, aquela determinada pelo banco central para condução da política monetária.

Quanto maior essa taxa de juros, maior o retorno nominal de investimentos financeiros no Brasil de curtíssimo prazo (um dia), por exemplo através de aplicações em LFT - Letra Financeira do Tesouro, ou em CDB - Certificado de Depósitos Bancários.

Tudo mais constante teoricamente um aumento dessa taxa sugere um aumento de capital alocado no Brasil que estaria associado a uma valorização do Real, logo o sinal esperado para seu coeficiente é negativo.

Sua fonte é a *Bloomberg* consultada em agosto de 2022, e a fonte primária é o Banco Central do Brasil.

3.0.10 Análise Descritiva do Comportamento das Principais Variáveis Durante a Pandemia

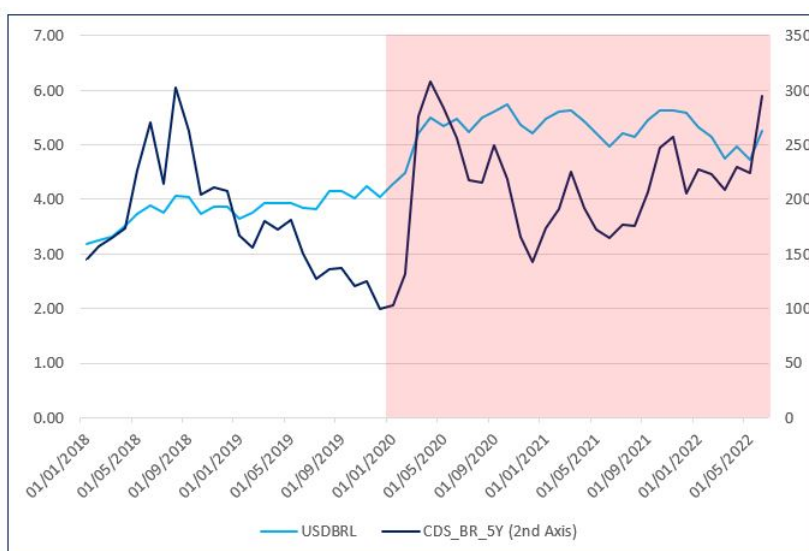
A seguir fazemos uma breve análise descritiva sobre o comportamento das principais variáveis durante a pandemia, tendo sempre em perspectiva o comportamento da taxa de câmbio.

3.0.10.1 O Comportamento Do *CDS* Durante a Pandemia

Como observado no gráfico abaixo o *CDS* sofreu um aumento abrupto logo ao início da pandemia, ao menos visualmente acompanhando o movimento da taxa nominal de câmbio. Na sequência, no entanto devolveu parte de seus ganhos voltando um patamar inferior, e apesar da alta volatilidade permaneceu em torno de uma média até o ano de 2022, quando voltou a subir novamente. Interessante ressaltar que visualmente o *CDS* apresentou uma alta correlação com o câmbio no início da pandemia, em seguida recuou, mas o câmbio permaneceu no mesmo patamar.

Em um segundo momento, em meados de 2022 o *CDS* voltou a subir, porém o câmbio permaneceu mais ou menos nos mesmos níveis.

Figura 6 – O Comportamento do *CDS* Durante a Pandemia



Fonte: *Bloomberg*, Elaborada Pelo Autor

3.0.10.2 O Comportamento Do *DXY* Durante a Pandemia

Conforme esperado o *DXY* também sofreu um aumento significativo, refletindo a valorização do Dólar frente a outras moedas de países desenvolvidos, reforçando sua

condição de *Safe Heaven*. O *DXY* no entanto, ao contrário do *CDS* sofreu um aumento menos abrupto até se estabelecer em meados de 2021. Esse movimento com menor volatilidade, pode ser explicado em parte por se tratar de uma cotação do Dólar frente a outras moedas de fortes.

Figura 7 – O Comportamento do *DXY* Durante a Pandemia



Fonte: Bloomberg, Elaborada Pelo Autor

3.0.10.3 O Comportamento Do *CRY* Durante a Pandemia

O *CRY* por sua vez apresentou uma queda brusca no início da Pandemia, movimento negativamente correlacionado com a paridade do Real frente ao Dólar, conforme esperado. No entanto a medida que o *CRY* se recuperou, o câmbio não acompanhou o mesmo movimento, ao contrário do esperado, em situação parecida com o *CDS*.

Figura 8 – O Comportamento do *CRY* Durante a Pandemia



Fonte: *Bloomberg*, Elaborada Pelo Autor

3.0.10.4 O Comportamento Do *VIX* Durante a Pandemia

O *VIX* também apresentou um aumento repentino ao início da Pandemia, devolvendo parte do aumento nos períodos subsequentes. Novamente o USDBRL acompanhou o movimento inicial, mas permaneceu em patamares elevados.

Figura 9 – O Comportamento do *VIX* Durante a Pandemia



Fonte: *Bloomberg*, Elaborada Pelo Autor

3.0.10.5 O Comportamento Da SELIC Durante a Pandemia

A taxa SELIC por sua vez, sofreu uma redução drástica no começo de 2020, concomitantemente à desvalorização do Real frente ao Dólar conforme esperado, e permaneceu

nesse patamar por algum tempo.

Em contra partida quando a SELIC começou a subir novamente não se observou uma valorização do Real como era esperado, tudo mais constante. Lembrando que nesse mesmo período o *CDS* também voltou a subir.

Figura 10 – O Comportamento da SELIC Durante a Pandemia



Fonte: Bloomberg, Elaborada Pelo Autor

3.0.10.6 O Comportamento Da NTN-B Durante a Pandemia

A taxa de juros real refletida na NTN-B de 10 anos também apresentou um aumento no começo da pandemia, no entanto ao que tudo indica, menos repentino quando comparado ao *CDS*. Em contraste, apresentou um crescimento contínuo ao longo do tempo.

Figura 11 – O Comportamento Da NTN-B Durante a Pandemia



Fonte: Elaborada Pelo Autor

4 Metodologia e Resultados

4.0.1 *Benchmarks*

Apesar do objetivo principal desse trabalho ser comparar diferentes modelos estruturais ou o mesmo modelo estrutural em diferentes períodos de tempo, ao longo dos resultados, mostramos também a comparação dos modelos estruturais com dois *benchmarks*.

Um deles é o modelo *Random Walk* (MESSE; ROGOFF, 1974). Esse é um modelo no qual assume-se que a paridade da moeda segue um passeio aleatório, e o seu valor no período t é explicado somente pelo seu valor no período $t-1$. Em (MESSE; ROGOFF, 1974) foi feita uma extensa análise comparativa entre modelos estruturais da cotação do Dólar frente ao Marco Alemão, Libra Esterlina e Yen Japonês, e foi concluído que modelos estruturais não obtém uma capacidade preditiva melhor que o modelo de passeio aleatório, ainda que nos modelos estruturais as variáveis explicativas consideradas nas projeções são as de fato observadas, mesma metodologia que utilizaremos ao longo desse trabalho: *Pseudo Out Of Sample Forecast*. Uma das explicações para isso é que o comportamento do câmbio em $(t-1)$ contém todas ou quase todas as informações necessárias para o comportamento do câmbio no período t , combinado do fato de que o câmbio segue um passeio aleatório, logo os modelos estruturais não seriam capazes de trazer nenhuma informação relevante adicional.

São dois os motivos pelos quais colocamos essa comparação ao longo do trabalho: o primeiro é para que o leitor tenha uma noção do comportamento e efetividade do modelo estrutural quando comparado a esse conhecido *benchmark*. O segundo é para também avaliarmos a capacidade preditiva de outros modelos que não sejam os modelos estruturais expostos antes e durante a pandemia tornando os resultados mais robustos. Por exemplo se ambos os modelos perdem capacidade preditiva em um determinado período, esse resultado é mais robusto que apenas dizer que modelo estrutural analisado perdeu capacidade preditiva.

Ressalta-se desde já que em alguns resultados encontrados ao longo desse trabalho, o modelo estrutural obteve melhor desempenho que o modelo *Random Walk*. No entanto não é possível dizer que o modelo estrutural apresentado é sistematicamente melhor que o modelo de passeio aleatório. Isso acontece porque além de não ser o objetivo principal desse trabalho, esse resultado se dá em apenas um período específico.

O outro *benchmark* utilizado é a mediana das previsões dos agentes de mercado publicada pelo Banco Central. As previsões são apuradas ao final da janela treino até o final do período da janela de previsão quando disponíveis. Os motivos pelos quais utilizamos

esse *benchmark* são os mesmos apresentados acima, além de ser uma métrica bastante relevante no mercado brasileiro para avaliação das expectativas das condições econômicas.

4.0.2 Metodologia De Projeção *Pseudo Out Of Sample Forecast* e Métrica de Avaliação das Projeções *RMSE - Root Squared Medium Error*

Para as projeções dos modelos apresentados ao longo do trabalho será utilizada a metodologia de *Pseudo Out Of Sample Forecast* em horizontes de até 12 meses à frente, que está em linha com as projeções mais longas de curto prazo vistas na literatura como por exemplo em (MESSE; ROGOFF, 1974).

Na metodologia *Pseudo Out Of Sample Forecast* utilizamos parte do período analisado para a regressão do modelo econométrico e depois realizamos a projeção desse modelo para período subsequente no qual as variáveis explicativas consideradas na projeção são aquelas que foram de fato observadas na realidade.

Em resumo utilizamos parte da base de dados para a regressão do modelo e outra parte para projeção, baseado nas variáveis independentes realizadas.

Com base nos valores realizados das variáveis explicativas prevemos qual seria o resultado do modelo e comparamos com o câmbio observado além dos dois *benchmarks* apresentados acima.

Para a avaliação do desempenho das projeções será utilizado o *RMSE - Root Mean Square Error*, metodologia proposta por (WOLFF, 1987) que consiste na raiz quadrada da média dos erros quadráticos.

Como o modelo *Random Walk* por natureza é uma projeção estática, apresentaremos dois resultados. O *RMSE D.* apresentará os resultados das projeções dinâmicas e o *RMSE E.* das projeções estáticas quando aplicável.

Na projeção dinâmica não utilizamos a variável dependente - nesse caso o câmbio - que foi de fato realizada. Por exemplo se estamos fazendo a projeção para o ano de 2018, utilizamos o câmbio observado ao final de 2017. Para fins da projeção o câmbio do mês subsequente é o câmbio projetado pelo próprio modelo e não o observado de fato e assim sucessivamente, efetivamente carregando o erro ao longo de todo o período da projeção.

Já na projeção estática, informamos ao modelo qual foi o câmbio observado a cada período. Ou seja, não carregamos o erro da projeção para todo o período da amostra. O erro observado é o erro referente a um mês de projeção, dado que a cada período informamos ao modelo qual o câmbio realizado.

Como o modelo *Random Walk* é uma função apenas do câmbio no período imediatamente anterior, por natureza, as projeções realizadas com esse modelo são estáticas.

Apesar desse trabalho ter um foco maior projeção dinâmica, incluiu-se também

a projeção estática para que os modelos estruturais se tornem comparáveis ao modelo *Random Walk*.

4.0.3 Modelo Fundamentos Globais - Séries de Tempo e *Pseudo Out Of Sample Forecast*

Primeiramente analisamos um modelo de câmbio nominal e sua capacidade preditiva em um período anterior à pandemia. Em um próximo exercício vamos testar o modelo em um período de *Covid-19* para comparar a capacidade preditiva dos modelos em diferentes situações.

Para essa análise utilizamos o método dos Mínimos Quadrados Ordinários em um modelo dinâmico de séries de tempo.

Nesse primeiro momento utilizamos o modelo no qual as variáveis explicativas estão associadas principalmente a condições econômicas e financeiras globais o qual vamos dar o nome de "Modelo Fundamentos Globais". Esse modelo possui variáveis explicativas comumente utilizadas na literatura além de estar aderente às teorias revisitadas anteriormente.

O modelo é especificado conforme abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta(\ln(\widehat{USDBRL})) = & \Delta(\ln(\widehat{USDBRL}_{t-1})) + \Delta(\ln(\widehat{CDS_BR_5Y})) + \\ & \Delta(\ln(\widehat{BR_US_NY_1Y})) + \Delta(\ln(\widehat{DXY})) + \Delta(\ln(\widehat{CRY})) + \\ & \Delta(\ln(\widehat{UST_10Y})) + \Delta(\ln(\widehat{VIX})) + c \end{aligned}$$

Onde:

- *USDBRL*: A cotação do Real Frente ao Dólar
- *CDS_5Y_BR*: *Credit Default Swap* do Brasil de 5 anos negociado no mercado internacional
- *BR_US_NY_1Y*: Diferencial de Taxa de Juros Nominal de 1 ano *ex-ante* entre o Brasil e os Estados Unidos
- *DXY*: Um índice que reflete a cotação do Dólar Americano frente a uma cesta de moedas
- *CRY*: Um índice que reflete o preço de um conjunto de *Commodities*
- *UST_10Y*: A taxa de juros nominal do título do tesouro Americano de 10 anos

- *VIX*: Um índice que reflete a volatilidade implícita negociada nos contratos de opções de curto prazo das ações que compõe o *S&P 500*
- *c*: Constante

A regressão foi realizada entre o período de janeiro de 2006 e dezembro de 2018 e os principais resultados estão apresentados abaixo.

Tabela 4 – Modelo Fundamentos Globais - 2006_2018

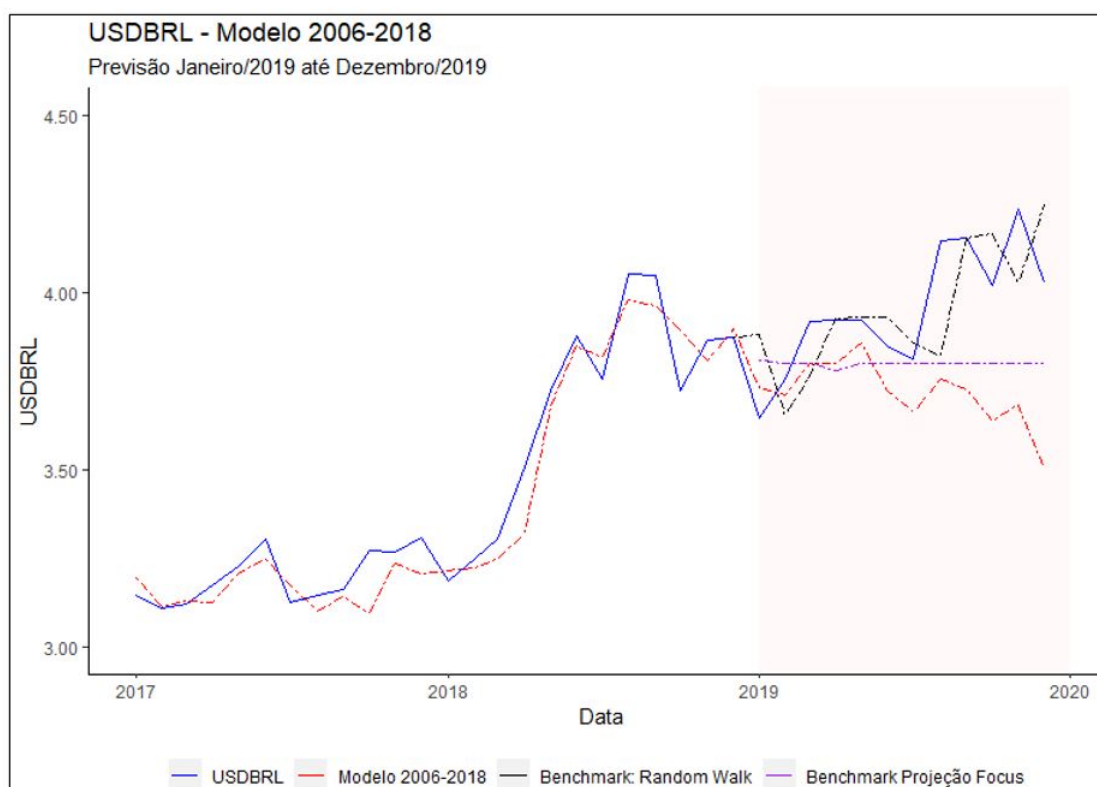
	<i>Dependent variable:</i>
	d(log(USDBRL))
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.025 (0.053)
d(log(CDS_BR_5Y))	0.129*** (0.019)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.054 (0.046)
d(log(DXY))	0.243* (0.138)
d(log(CRY))	-0.326*** (0.067)
d(log(VIX))	-0.019 (0.013)
d(log(UST_10Y))	0.007 (0.028)
Constant	0.002 (0.002)
Observations	154
R ²	0.593
Adjusted R ²	0.573
Residual Std. Error	0.030 (df = 146)
F Statistic	30.339*** (df = 7; 146)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autor

Os resultados encontrados estão estão visualmente apresentados no gráfico abaixo, e numericamente na tabela subsequente.

Figura 12 – Modelo Estrutural 2006_2018 com Previsão Para 2019



Fonte: Autor

Tabela 5 – Modelo Estrutural 2006_2018 com Previsão Para 2019

Item	USDBRL Realizado	Modelo Estrutural 2006_2018	Random Walk	Focus
USDBRL Início	3.8745	3.8745	3.8745	3.8745
USDBRL Final (12m)	4.0304	3.5045	4.1825	3.8000
RSME (D.)	NA	0.3094	0.1621	0.2271
RSME (E.)	NA	0.1024	0.2154	NA

Fonte: Autor

Para a próxima análise primeiramente definimos janeiro de 2020 como início da pandemia, momento em que a China declarou o primeiro *lockdown*.

Com isso expandimos o período de análise até Dezembro de 2019 e aplicamos o *Pseudo Out of Sample Forecast* a partir de janeiro de 2020 até dezembro de 2020 (12 meses à frente).

Os resultados do modelo estão resumidos na tabela abaixo:

Tabela 6 – Modelo Estrutural 2006_2019

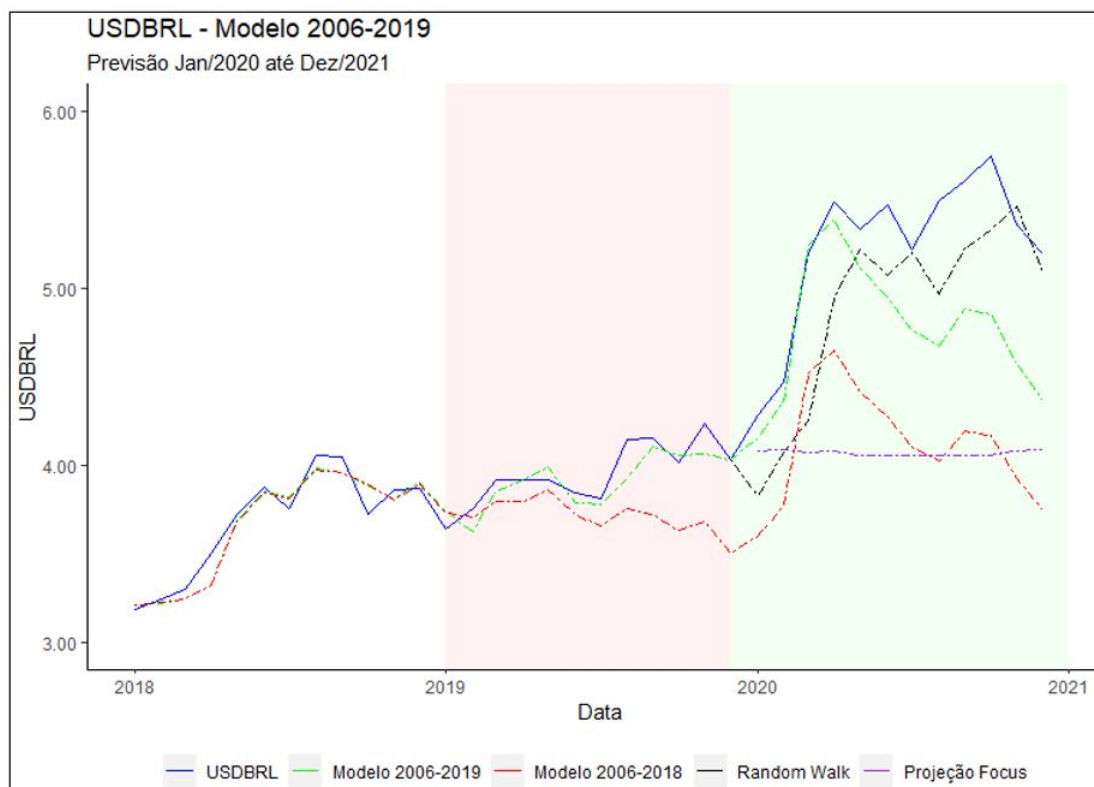
	<i>Dependent variable:</i>
	d(log(USDBRL))
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.034 (0.051)
d(log(CDS_BR_5Y))	0.127*** (0.019)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.067 (0.042)
d(log(DXY))	0.267* (0.135)
d(log(CRY))	-0.318*** (0.066)
d(UST_10Y)	-0.002 (0.010)
d(log(VIX))	-0.020 (0.013)
Constant	0.003 (0.002)
Observations	166
R ²	0.596
Adjusted R ²	0.578
Residual Std. Error	0.030 (df = 158)
F Statistic	33.308*** (df = 7; 158)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autor

O gráfico a seguir mostra simultaneamente ambas as análises feitas até aqui. A linha vermelha é o modelo da janela 2006 até 2018 com previsão de 2019 em diante, e a linha verde é o modelo da janela de 2006 até 2019 com previsão de 2020 em diante e a tabela traduz os resultados em números.

Figura 13 – Modelo Estrutural Comparação Projeção Antes e Durante a Pandemia



Fonte: Autor

Tabela 7 – Modelo Estrutural Comparação Projeção Antes e Durante a Pandemia

Item	USDBRL Realizado	Modelo Estrutural 2006_2019	Random Walk	Focus
USDBRL Início	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304
USDBRL Final (12m)	5.1985	4.3629	5.7624	4.0900
RSME (D.)	NA	0.5679	NA	1.2442
RSME (E.)	NA	0.1737	0.4411	NA

Fonte: Autor

Das análises acima, observamos claramente como não só o modelo estrutural ($RMSE$ 0.31 vs. 0.57 como ambos os *benchmarks* perderam sensivelmente suas capacidades preditivas durante e pandemia.

4.0.4 Modelo Fundamentos Globais com Coeficientes Antes e Após a Pandemia

Uma maneira de avaliar se as variáveis explicativas mudaram seu comportamento durante a crise do *Covid-19* é obtendo coeficientes antes e depois do *Covid-19*. Isso pode ser feito interagindo cada variável do modelo por uma *Dummy* para especificar a pandemia.

O modelo é especificado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta(\ln(USDBRL)) = & \Delta(\ln(\widehat{USDBRL})_{t-1}) + \Delta(\ln(\widehat{RY_DIF_1YR})) + \\ & \Delta(\ln(\widehat{CDS_5Y})) + \Delta(\ln(\widehat{DXY})) + \Delta(\ln(\widehat{CRY})) + \Delta(\ln(\widehat{UST_10Y})) + \Delta(\ln(\widehat{VIX})) + \\ & \Delta(\ln(\widehat{DXY}) * PANDEMIA) + \Delta(\ln(\widehat{CRY}) * PANDEMIA) + \\ & \Delta(\ln(\widehat{UST_10Y}) * PANDEMIA) + \Delta(\ln(\widehat{VIX}) * PANDEMIA) + c \end{aligned}$$

Os resultados abaixo bem como a comparação dos dois modelos para todo o período em análise - de Janeiro de 2006 até Junho de 2022 encontram-se na tabela abaixo:

Tabela 8 – Modelo Estrutural com *Dummy* Pandemia 2006_2022

	<i>Dependent variable:</i>	
	d(log(USDBRL))	
	(1)	(2)
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.053 (0.048)	-0.034 (0.052)
d(log(CDS_BR_5Y))	0.125*** (0.017)	0.127*** (0.019)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.051 (0.033)	0.067 (0.043)
d(log(DXY))	0.260** (0.125)	0.267* (0.139)
d(log(CRY))	-0.289*** (0.055)	-0.318*** (0.067)
d(UST_10Y)	-0.001 (0.010)	-0.002 (0.011)
d(log(VIX))	-0.009 (0.011)	-0.020 (0.013)
d(dpandemia)		0.003 (0.007)
L(d(log(USDBRL)), 1):d(dpandemia)		-0.066 (0.142)
d(log(CDS_BR_5Y)):d(dpandemia)		0.021 (0.057)
d(log(BR_US_NY_1Y)):d(dpandemia)		-0.047 (0.070)
d(log(DXY)):d(dpandemia)		-0.648 (0.483)
d(log(CRY)):d(dpandemia)		0.054 (0.153)
d(UST_10Y):d(dpandemia)		0.029 (0.038)
d(log(VIX)):d(dpandemia)		0.037 (0.025)
Constant	0.004* (0.002)	0.003 (0.002)
Observations	196	196
R ²	0.598	0.610
Adjusted R ²	0.583	0.577
Residual Std. Error	0.030 (df = 188)	0.031 (df = 180)
F Statistic	39.894*** (df = 7; 188)	18.764*** (df = 15; 180)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autor

Notamos - ao contrário do esperado - que nenhuma variável ao interagir com a *Dummy* Pandemia é estatisticamente significativa, o que pode ter acontecido também em função do pequeno número de observações no período da pandemia - 30. Também

por isso esse trabalho é mais focado no resultado empírico das capacidades preditivas em detrimento da especificação do modelo em si.

Vamos agora avaliar a capacidade preditiva desse mesmo modelo de forma análoga ao que fizemos anteriormente.

O período de análise dessa vez é até dezembro de 2020 para que seja possível incluir a um período da Pandemia dentro da janela de treino. Dessa forma obtemos 12 meses de treino dentro da pandemia e 12 meses de *Pseudo Out Of Sample Forecast*.

Os resultados do modelo estão apresentados abaixo:

Tabela 9 – Modelo Estrutural com *Dummy* Pandemia 2006_2021

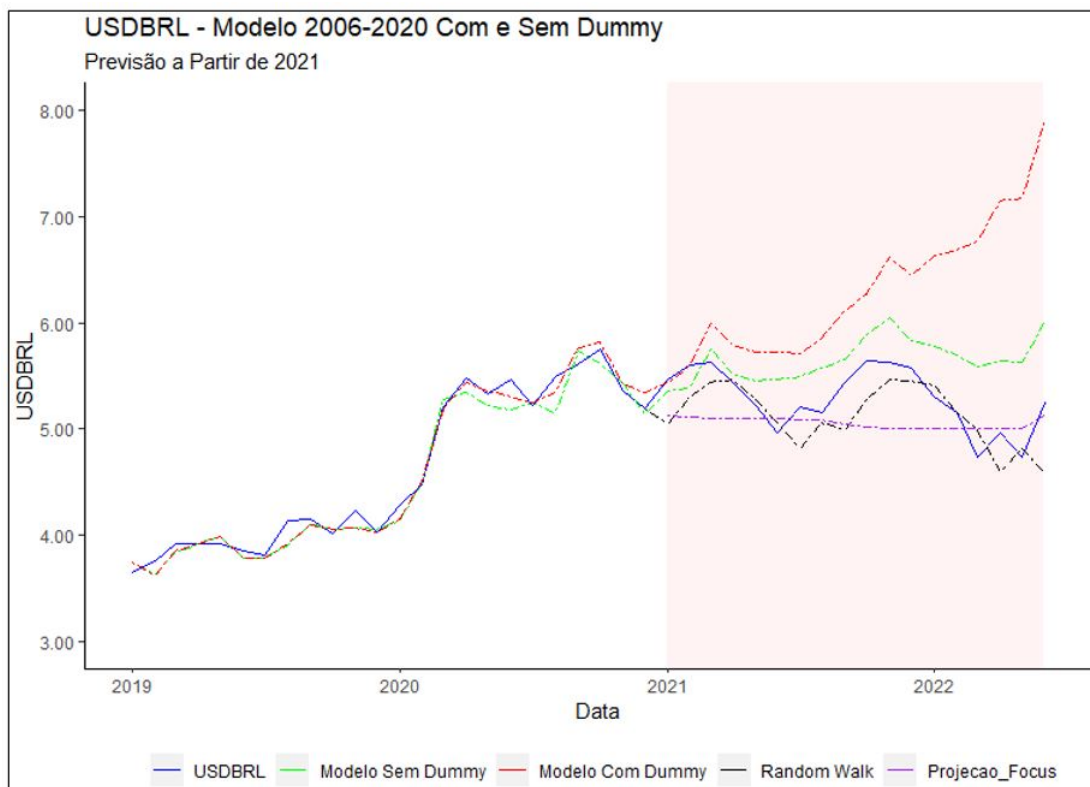
	<i>Dependent variable:</i>	
	d(log(USDBRL))	
	(1)	(2)
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.038 (0.048)	-0.039 (0.049)
d(log(CDS_BR_5Y))	0.123*** (0.017)	0.127*** (0.019)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.062 (0.039)	0.067 (0.042)
d(log(DXY))	0.270** (0.129)	0.262* (0.134)
d(log(CRY))	-0.303*** (0.060)	-0.321*** (0.065)
d(log(UST_10Y))	0.016 (0.023)	-0.002 (0.026)
d(log(VIX))	-0.014 (0.011)	-0.019 (0.013)
d(dpandemia)		0.019* (0.010)
d(log(CDS_BR_5Y)):d(dpandemia)		0.011 (0.083)
d(log(BR_US_NY_1Y)):d(dpandemia)		-0.101 (0.129)
d(log(DXY)):d(dpandemia)		-0.106 (0.778)
d(log(CRY)):d(dpandemia)		-0.012 (0.231)
d(log(UST_10Y)):d(dpandemia)		0.109 (0.072)
d(log(VIX)):d(dpandemia)		0.026 (0.035)
Constant	0.005** (0.002)	0.003 (0.002)
Observations	178	178
R ²	0.611	0.629
Adjusted R ²	0.595	0.597
Residual Std. Error	0.030 (df = 170)	0.030 (df = 163)
F Statistic	38.192*** (df = 7; 170)	19.760*** (df = 14; 163)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autor

Já o gráfico abaixo mostra o câmbio realizado, o modelo sem a *Dummy* Pandemia e o modelo com a *Dummy* Pandemia. No gráfico é apresentado a capacidade preditiva dos três modelos a partir de 2021, e a tabela mostra os resultados numericamente.

Figura 14 – Modelo Estrutural 2006_2020 Com e Sem a *Dummy* Pandemia

Fonte: Autor

Tabela 10 – Modelo Estrutural 2006_2020 Com e Sem a *Dummy* Pandemia

Item	USDBRL Realizado	Modelo Estrutural sem Dummy	Modelo Estrutural com Dummy	Random Walk	Focus
USDBRL Início	5.1985	5.1985	5.1985	5.1985	5.1985
USDBRL Final (18m)	5.2568	6.0045	7.8992	4.4990	5.1300
RSME (D.)	NA	0.5802	1.5894	NA	0.4393
RSME (E.)	NA	0.2679	0.2848	0.3553	NA

Fonte: Autor

Interessante notar tanto visualmente quanto quantitativamente que os dois modelos superestimaram o câmbio realizado, e esse comportamento é exacerbado no modelo que incorpora a *Dummy* Pandemia.

Isso parece acontecer pelo fato de que nos períodos iniciais da Pandemia algumas variáveis tiveram seus coeficientes alterados sensivelmente. Ainda que a mudança em algumas delas não foram significativas a mudança nominal no coeficiente tem impacto direto na projeção.

Nossa atenção então recai sobre a possível alteração nas relações econométricas entre as variáveis durante a pandemia.

A tabela abaixo mostra a diferença dos coeficientes do modelo que incorpora a *Dummy* Pandemia até o final de 2020.

Tabela 11 – Coeficientes Antes e Depois da Pandemia (2020)

Variável	Pré Pandemia	Pós Pandemia
USDBRL _(t-1)	-0.034	-0.089
CDS	0.127	0.148
BR_US_NY_1Y	0.067	0.020
DXY	0.267	-0.381
CRY	-0.318	-0.264
UST_10Y	-0.002	0.027
VIX	-0.020	0.017

Fonte: Autor

Notamos principalmente que o houve um aumento no coeficiente associado ao *CDS* e ao *VIX* e houve uma diminuição em módulo no coeficiente associado ao *CRY*, ou seja, os dois primeiro passaram a ter uma maior relevância no comportamento do câmbio e o *CRY* uma relevância menor.

A hipótese é de que esses novos coeficientes do primeiro ano de pandemia não se mantiveram nos anos subsequentes.

Como observamos na seção anterior tanto o *CRY* quanto o *CDS* continuaram subindo.

Ou seja, um maior coeficiente associado ao *CDS* e um menor coeficiente associado ao *CRY*, se mantidos constantes, estariam associados a uma relativa maior depreciação do Real frente ao Dólar, o que não se corroborou pelo gráfico das projeções.

É possível que em um momento de maior incerteza os investidores adotaram uma postura mais avessa ao risco, mas à medida que os impactos econômicos e fiscais se tornaram mais conhecidos e que se obteve uma maior visibilidade a respeito da vacinação as relações econométricas voltaram à normalidade.

Essa percepção nos leva a próxima seção onde avaliaremos esses coeficientes através do Filtro de *Kalman*.

4.0.5 Modelo Fundamentos Globais - Filtro de *Kalman* - Parâmetro Variável ao Longo do Tempo

Em decorrência das conclusões obtidas até aqui, utilizaremos agora o Filtro de *Kalman* ((KALMAN, 1960)), para relaxar a hipótese de que todos os estimadores são fixos ao longo do tempo, e obter estimadores variáveis. Como vimos, na prática estamos obtendo uma relação econométrica variável ao longo do tempo em linha com o trabalho de (WOLFF, 1987).

Nesse caso em particular estamos diante de uma situação de mercado adversa (uma grave crise social e econômica), onde é possível que relações econométricas tenham se

alterado.

Para se obter um parâmetro variável utilizamos o seguinte modelo, no qual todas as variáveis são apuradas em seu logaritmo natural.

$$\Delta(\ln(USDBRL)) = \Delta(\ln(\widehat{x}(t)) \times \Delta(\ln(\widehat{b}(t))) + \widehat{u}(t)$$

$$(\widehat{b}(t)) = \widehat{b}(t-1) + v(t)$$

Onde:

- USDBRL: A cotação do Real Frente ao Dólar
- $x(t)$: Uma representação das variáveis que possuem coeficientes fixos ao longo do tempo.
- $b(t)$: Uma representação da variável que possui coeficiente variável ao longo do tempo.
- $b(t-1)$: Uma representação da variável que possui coeficiente variável ao longo do tempo no período anterior.
- $v(t)$: Um choque aleatório no período t , na variável com coeficiente variável. Nesse caso esse choque é em função da variância dela mesma.

Esse sistema é identificável como o *State - Space Model* do Filtro de *Kalman* (KALMAN, 1960), no qual a primeira equação é a de observação e segunda é a de transição.

Na segunda equação, notamos que o estimador variável segue um passeio aleatório no qual a variável depende dela mesma no período imediatamente anterior e um choque exógeno que nesse caso depende de sua própria variância.

O sistema de equações é então resolvido pelo método da máxima verossimilhança.

Em primeiro lugar deixamos o coeficiente do termo de troca (*CDS*) variável. Os resultados do modelo bem como sua especificação estão mostradas abaixo:

Tabela 12 – Modelo Estrutural CDS Variável - *State Space Kalman Filter Model*

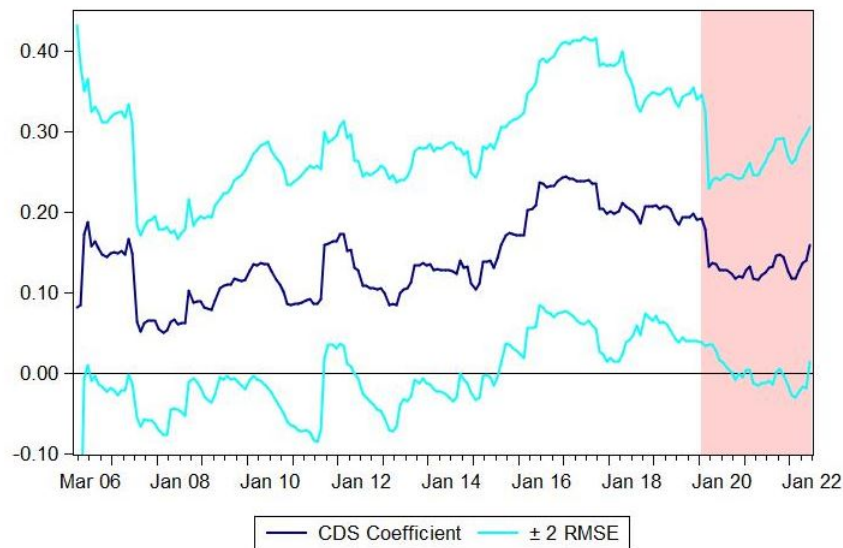
	<i>Dependent variable:</i>
	d(log(USDBRL))
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.051 (0.137)
d(log(CDS_BR_5Y)) (Final State)	0.159*** (0.019)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.034 (0.094)
d(log(DXY))	0.208 (0.354)
d(log(CRY))	-0.296*** (0.125)
d(UST_10Y)	-0.006 (0.025)
d(log(VIX))	-0.011 (0.048)
Constant	0.004 (0.005)
Observations	196
CDS_BR_5Y Root MSE	0.074860
CDS_BR_5Y Z-statistics	2.129881
LogLikelihood	367.3975
Convergence Achieved After	14 Iterations
Parameters	7
Diffuse Priors	1
Akaike Info Criterion	-3.677526
Schwarz Criterion	-3.560450
Hannan-Quinn Criterion	-3.560450

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autor

A figura abaixo mostra o coeficiente do CDS variando ao longo do tempo. A área em vermelho destaca o período da pandemia.

Figura 15 – Coeficiente *CDS* Variável

Fonte: Autor

É interessante notar que visualmente houve uma diminuição do coeficiente atrelado ao *CDS* logo no início da pandemia, principalmente em relação a períodos imediatamente anteriores.

Esse dado nos leva a duas conclusões: Por um lado ele vai contra a expectativa de que componentes associados ao risco teriam um maior peso durante um período de crise. Por outro lado ele corrobora nossa intuição inicial de que pode ter havido um descolamento entre a cotação do câmbio e o comportamento do *CDS*.

Agora elaboramos um modelo análogo porém a variável com liberdade dessa vez é o *CRY*.

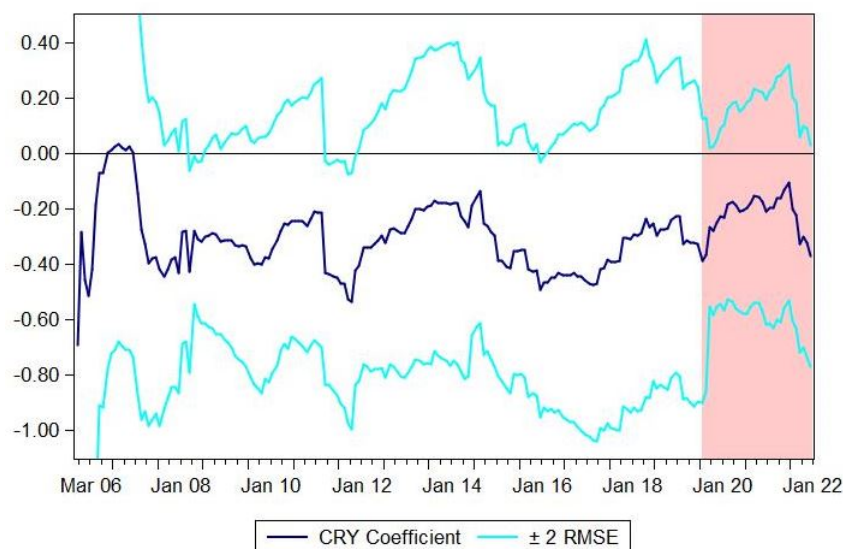
Tabela 13 – Modelo Estrutural CRY Variável - *State Space Kalman Filter Model*

	<i>Dependent variable:</i>
	d(log(USDBRL))
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.049 (0.134)
d(log(CDS_BR_5Y))	0.126*** (0.000)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.052 (0.515)
d(log(DXY))	0.211 (0.510)
d(log(CRY)) (Final State)	-0.373* (0.208)
d(UST_10Y)	-0.007 (0.773)
d(log(VIX))	-0.011 (0.816)
Constant	0.004 (0.506)
Observations	196
CRY Root MSE	0.207752
CRY Z-statistics	-1.797654
LogLikelihood	367.0296
Convergence Achieved After	12 Iterations
Parameters	7
Diffuse Priors	1
Akaike Info Criterion	-3.673771
Schwarz Criterion	-3.556696
Hannan-Quinn Criterion	-3.626374

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fonte: Autor

O gráfico a seguir mostra a série do coeficiente variando ao longo do tempo.

Figura 16 – Coeficiente *CRY* Variável

Fonte: Autor

Dessa vez observamos que há um aumento do coeficiente associado ao *CRY* logo ao início da pandemia. Lembrando que a correlação do *CRY* com o câmbio é negativa, portanto um aumento desse índice implica uma diminuição em módulo, ou seja, uma perda de relevância. Esse dado está em linha com expectativa inicial de que poderia haver uma perda de relevância de fatores como o termo de troca. Também é possível notar que a variação mais abrupta acontece no começo da pandemia e a tendência se reverte, consistente com os resultados encontrados na seção anterior. Possivelmente esse comportamento do *CRY* foi um importante responsável pela perda de capacidade preditiva do modelo tradicional no início do *Covid-19*.

Procedemos agora a análise de capacidade preditiva desse modelo em comparação ao modelo analisado anteriormente de coeficientes fixos, utilizando o mesmo critério de *RSME*.

Tabela 14 – Capacidade Preditiva de Modelos Com Coeficientes Variáveis

Item	USDBRL Realizado	Modelo Estrutural	Modelo CDS Variável	Modelo <i>CRY</i> Variável	Random Walk	Focus
USDBRL Início	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304
USDBRL Final (12m)	5.1985	4.3629	4.4901	4.5183	5.7624	4.0900
RSME (D.)	NA	0.5679	0.4706	0.4722	NA	1.2442
RSME (E.)	NA	0.1737	0.1726	0.1529	0.4411	NA

Fonte: Autor

É interessante notar que o modelo de coeficientes variáveis melhora a capacidade preditiva, e o modelo que possui o *CRY* como coeficiente variável apresenta o melhor resultado. Esse dado pode sugerir que o descolamento tanto da variável *CRY* quando a relação econométrica entre o câmbio e o *CRY* tenha sido mais acentuada em relação ao *CDS*.

Esses resultados também sugerem que em um exercício de previsão de câmbio nominal, além de analisar e prever o nível das variáveis explicativas também é importante fazer o mesmo para variação das relações econométricas entre os estimadores.

4.0.6 Modelo Proposto

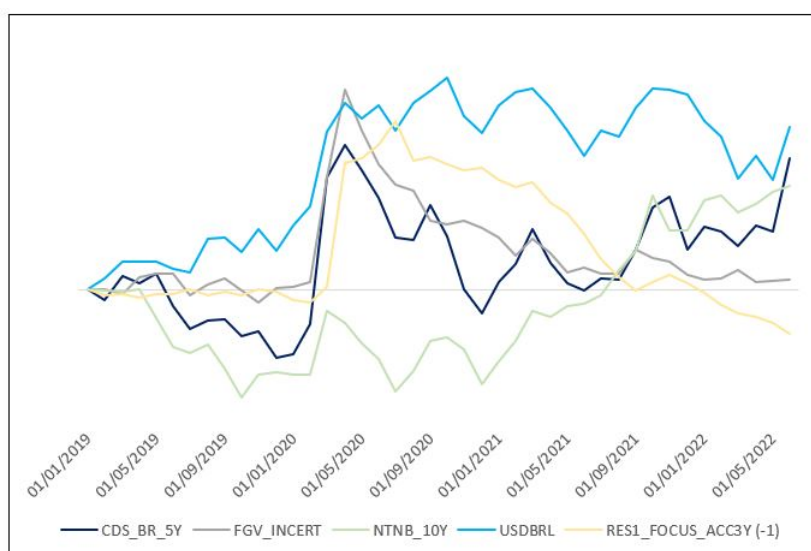
Até agora avaliamos um modelo ancorado principalmente em fundamentos globais da economia. Avaliamos também que o período da Pandemia representou uma queda abrupta na capacidade preditiva desse modelo.

Com isso, uma possível explicação para esse descolamento no período da pandemia é o fato de que variáveis intrínsecas à economia brasileira passaram a ter uma maior relevância na explicação da paridade USDBRL.

Em linha com as discussões e hipóteses apresentadas anteriormente, foi realizada uma extensa pesquisa no sentido de encontrar variáveis que representem o componente de risco local. No entanto notamos que a grande maioria dessas variáveis apresentaram um comportamento similar ao do *CDS*, ou seja, apresentaram uma alteração abrupta ao começo da pandemia mas mostraram uma tendência de reversão (similar ao *CDS*), o que não aconteceu com o câmbio que permaneceu ao redor de um mesmo patamar.

O gráfico abaixo exemplifica algumas das variáveis analisadas como o índice de incerteza da FGV e a expectativa de resultado primário do governo central para os próximos três anos, essa ultima bastante discutida por agentes do mercado e no meio acadêmico como possível fonte principal de preocupação dos investidores.

Figura 17 – Comportamento do Câmbio vs. *Proxies* de Risco



Fonte: Vários, Adaptada Autor

Uma varável, no entanto, que pode ser associada ao risco país e que se mostrou relevante no modelo e nas projeções, foi a *NTNB_10Y*. Nesse caso, possivelmente por ser

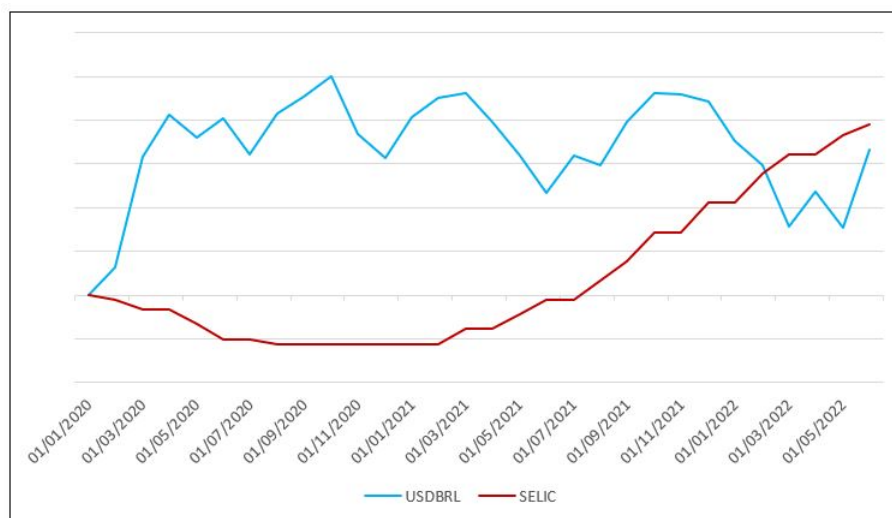
uma taxa de juros de longo prazo, a interpretação que predomina sobre essa variável é aquela associada ao prêmio de risco demandada pelos investidores para continuar investindo no país e, portanto, atrelada a um câmbio mais depreciado.

Com isso incorporou-se essa variável no modelo proposto, e quando combinada com o *CDS*, em conjunto passam a representar os principais componentes do risco país. O *CDS* associado a componentes globais e locais, e a *NTNB_10Y* associada principalmente aos riscos locais. As duas em conjunto passam a ser uma representação de risco mais poderosa do que o *CDS* isoladamente.

Além disso, nossas atenções se voltaram a outros componentes que poderiam justificar a permanência do câmbio nominal em patamares tão elevados durante a pandemia, ainda que as variáveis associadas à percepção de risco tanto global quanto local, em sua grande maioria apresentaram uma retração em relação ao movimento abrupto inicial.

Com fundamentação na condição *UIP*, observou-se que uma das variáveis responsável por uma melhor capacidade preditiva do modelo foi a SELIC, cujo comportamento está apresentado no gráfico abaixo.

Figura 18 – Comportamento do Câmbio vs. SELIC



Fonte: Autor

Uma hipótese passa a ser portanto de que durante a pandemia a taxa SELIC foi a um patamar tão baixo, que pode ter chegado próximo ou até abaixo do chamado *Lower Bound*. *Lower Bound* pode ser entendido como o patamar de juros mínimo que não leve à instabilidade financeira, ou que se torne contra produtivo do ponto de vista de condução de política monetária. Nos países desenvolvidos é tradicionalmente referido como *Zero Lower Bound*). Ele se tornou inclusive preocupação pública e tema de discussão do do Banco Central na ata de sua 232 reunião de política monetária. (COPOM, 2020).

No entanto observou-se também que a medida que SELIC voltou a subir o Real não se apreciou, ao contrário do que sugere a teoria *UIP* e o próprio modelo. Uma possível

explicação é que ao mesmo tempo que a SELIC voltou a subir, outros fatores de risco também subiram, fazendo com que o câmbio permanecesse ao redor do mesmo patamar.

Durante a pandemia portanto a taxa SELIC teria ganhado relevância em detrimento das outras variáveis, mas isso foi se revertendo ao longo do tempo. Essa hipótese será avaliada com Filtro de *Kalman* posteriormente.

Em resumo, e depois de realizadas extensas pesquisas sobre o comportamento das variáveis atreladas às condições da economia doméstica, o modelo proposto incorpora duas variáveis adicionais: Taxa da NTN-B de 10 anos (prazo constante), negociada no mercado secundário, a taxa de juros básica da economia brasileira (SELIC). Além disso controlamos o modelo para ruídos que tenham acontecido no passado com o uso de *Dummies*.

O modelo então é especificado conforme abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta(\ln(\widehat{USDBRL})) &= \Delta(\ln(\widehat{USDBRL})_{t-1}) + \Delta(\ln(\widehat{RY_DIF_1YR})) + \\ &\Delta(\ln(\widehat{CDS_BR_5Y})) + \Delta(\ln(\widehat{DXY})) + \Delta(\ln(\widehat{CRY})) + \Delta(\ln(\widehat{UST_10Y})) + \\ &\Delta(\ln(\widehat{VIX})) + \Delta(\ln(\widehat{NTN_B_10Anos})) + \Delta(\ln(\widehat{SELIC})) + \\ &\Delta(\ln(\widehat{d0908})) + \Delta(\ln(\widehat{d0616})) + \Delta(\ln(\widehat{d1018})) + c \end{aligned}$$

Tabela 15 – Modelo Proposto

	<i>Dependent variable:</i>	
	d(log(USDBRL))	
	(1)	(2)
L(d(log(USDBRL)), 1)	-0.034 (0.051)	-0.026 (0.050)
d(log(CDS_BR_5Y))	0.127*** (0.019)	0.107*** (0.019)
d(log(BR_US_NY_1Y))	0.067 (0.042)	-0.008 (0.052)
d(log(DXY))	0.263* (0.134)	0.387*** (0.130)
d(log(CRY))	-0.321*** (0.065)	-0.232*** (0.065)
d(log(UST_10Y))	-0.002 (0.026)	-0.046* (0.028)
d(log(VIX))	-0.019 (0.013)	-0.019 (0.013)
d(log(NTNB_10Y))		0.154** (0.060)
d(log(SELIC))		-0.072 (0.062)
d(d0908)		0.086*** (0.030)
d(d0616)		-0.055** (0.021)
d(d1018)		-0.035 (0.032)
Constant	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)
Observations	166	166
R ²	0.596	0.651
Adjusted R ²	0.578	0.623
Residual Std. Error	0.030 (df = 158)	0.028 (df = 153)
F Statistic	33.297*** (df = 7; 158)	23.739*** (df = 12; 153)

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

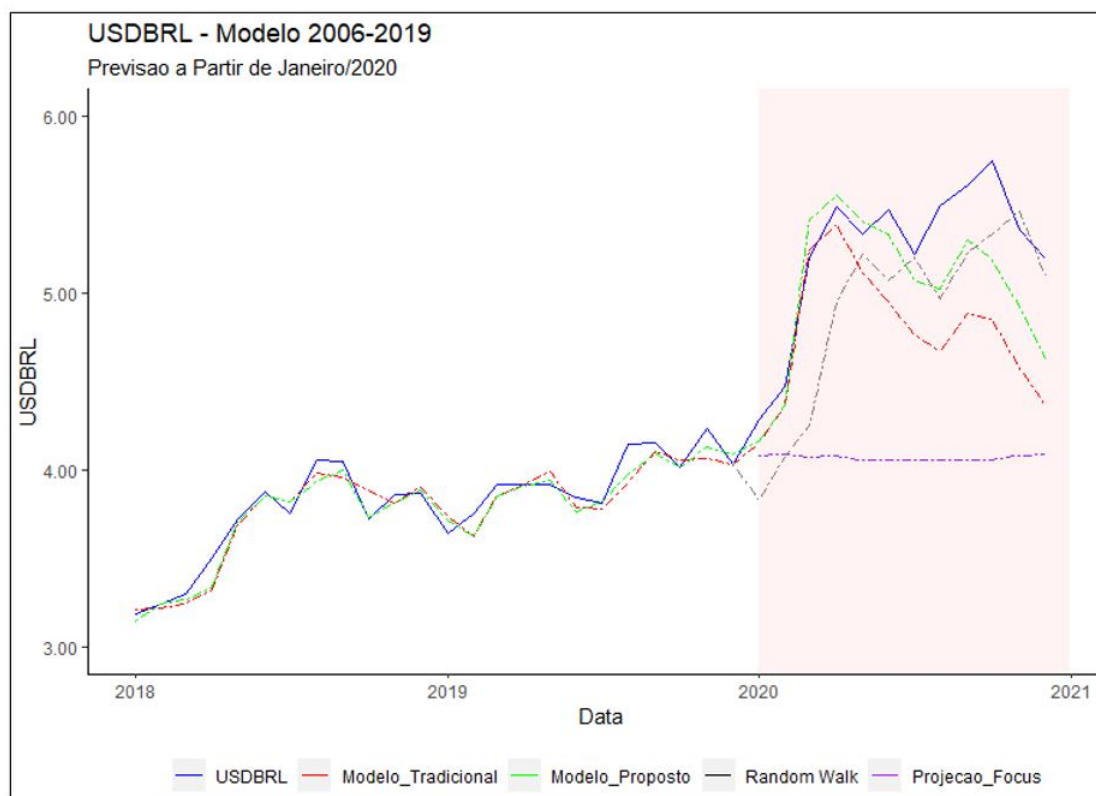
Fonte: Autor

Para avaliar a capacidade preditiva desse modelo e a contribuição das variáveis realizaremos alguns exercícios econométricos, que estão expostos nas seções a seguir:

4.0.6.1 Comparação Modelo Fundamento Global vs. Modelo Proposto

O gráfico e a tabela abaixo mostram a comparação entre a capacidade preditiva do Modelo Fundamentos Globais e do Modelo Proposto.

Figura 19 – Comparação Capacidade Preditiva do Modelo Fundamentos Globais vs. Modelo Proposto



Fonte: Autor

Tabela 16 – Comparação Capacidade Preditiva do Modelo Fundamentos Globais vs. Modelo Proposto

Item	USDBRL Realizado	Modelo FUndamento Global	Modelo Proposto	Random Walk	Focus
USDBRL Início	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304
USDBRL Final (12m)	5.1985	4.4212	4.6289	5.7624	4.0900
RSME (D.)	NA	0.5679	0.3233	NA	1.2442
RSME (E.)	NA	0.1737	0.1910	0.4411	NA

Fonte: Autor

Analisando o gráfico e a tabela acima observamos que a capacidade preditiva do modelo melhorou significativamente (0.53 vs 0.32).

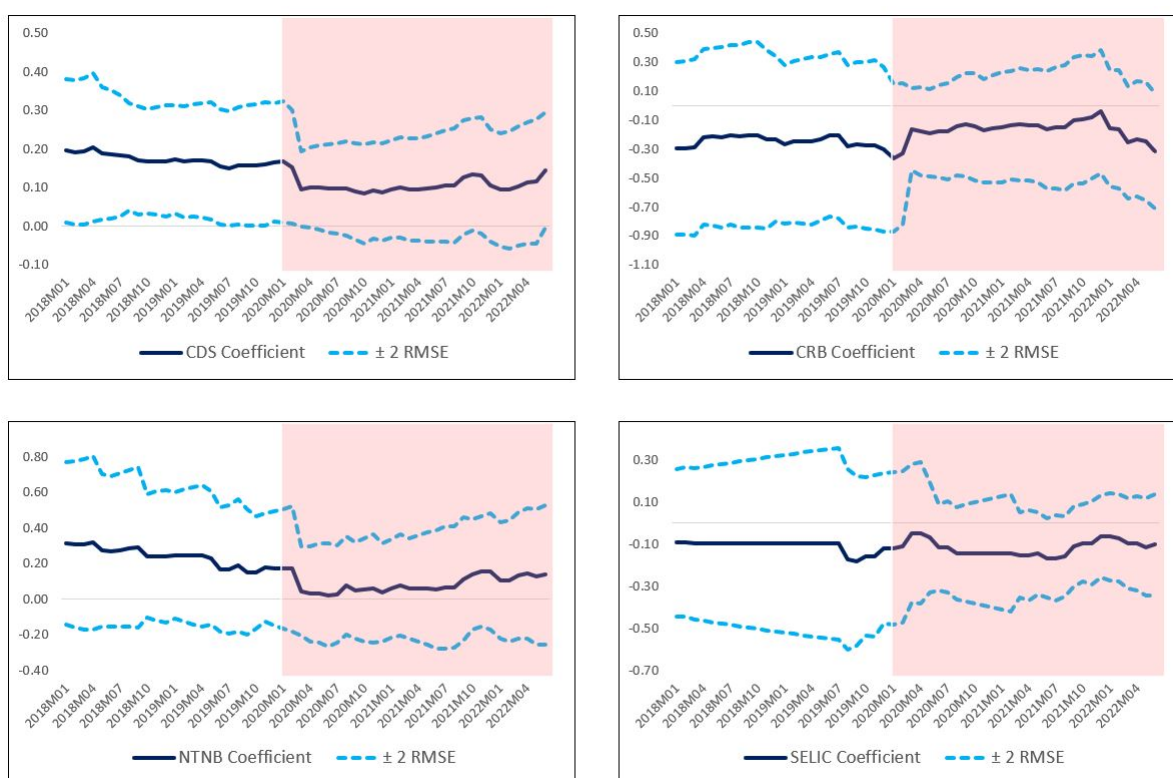
Ressalta-se também que o modelo proposto se apresentou melhor que o modelo *Random Walk* contrariando as conclusões feitas por (MESSE; ROGOFF, 1974). Naturalmente esse trabalho não tem a pretensão de contradizer (MESSE; ROGOFF, 1974) e tampouco é esse o objetivo principal, principalmente porque estamos analisando somente um período

específico. Logo não é possível afirmar que o modelo estrutural é sistematicamente melhor que o *Random Walk*.

4.0.6.2 Filtro de Kalman

Para analisarmos os comportamento das variáveis ao longo da pandemia, repete-se o exercício econométrico no qual permitimos que os coeficientes sejam variáveis ao longo do tempo através da utilização do Filtro de *Kalman*. Os resultados gráficos estão apresentados abaixo.

Figura 20 – Modelo Proposto - Filtro de *Kalman* Coeficientes Variáveis



Fonte: Autor

Os gráficos acima sugerem que tanto o *CDS* quanto o *CRY* e a *NTNB* perderam relevância durante os primeiros períodos da Pandemia e todos eles mostraram tendencia de reversão nos períodos subsequentes, principalmente no começo de 2022.

A *SELIC* parece ter sido a única variável dentre as analisadas, que depois do período inicial de perda de correlação, onde seu coeficiente foi praticamente a zero, recuperou sua relevância mais rapidamente que as outras.

Em resumo depois do movimento abrupto inicial, os outros coeficientes permaneceram nesse nível por algum tempo, apenas se normalizando ao final de 2021 e começo de 2022, enquanto a *SELIC* apresentou o comportamento contrário: recuperou relevância rapidamente e perdeu ao longo do tempo.

Podemos analisar também quantitativamente ao refazer as projeções em *Pseudo Out Of Sample* permitindo que os coeficientes sejam variáveis.

A tabela abaixo apresenta o resultado para quatro diferentes projeções. Em cada uma delas o coeficiente de uma variável foi deixado flutuante.

Tabela 17 – Comparação Capacidade Preditiva do Modelo Proposto com Coeficientes Variáveis

Item	Modelo Posposto	CDS Variável	CRY Variável	NTNB Variável	SELIC Variável
USDBRL Início	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304
USDBRL Final (12m)	4.6289	4.6797	4.7080	4.8470	4.7308
RSME (D.)	0.3233	0.2939	0.2804	0.2306	0.2526

Fonte: Autor

Notamos que as duas variáveis relacionadas as condições idiossincráticas da economia brasileira apresentam os melhores resultados, conforme nossa hipótese inicial.

Por fim para tentar acessar o peso de cada uma das variáveis analisadas na capacidade preditiva do modelo, realizamos um exercício no qual retiramos de cada uma das projeções uma das variáveis.

Tabela 18 – Comparação Capacidade Preditiva Modelo Retirando Uma das Variáveis

Item	Modelo Proposto	CDS	CRY	NTNB	SELIC
USDBRL Início	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304	4.0304
USDBRL Final (12m)	4.6289	4.6797	4.7080	4.8470	4.7308
RSME (D.)	0.3233	0.4367	0.3339	0.3987	0.5141

Fonte: Autor

Com base nesse exercício nota-se que a projeção de pior resultado é aquela em que a SELIC foi retirada do modelo estrutural, sugerindo que ela teve um importante papel na cotação do Real frente ao Dólar durante o ano de 2021.

4.0.7 Considerações Econométricas Finais Sobre o Modelo Proposto

Como estamos trabalhando com diferença logarítmicas - ou seja, em taxa contínua, não foram verificadas presença de não estacionariedade nas séries de tempo.

Foram realizados testes de autocorrelação a qual não foi detectada.

Com relação a endogeneidade, não se espera que as variáveis globais sejam endógenas ao Real, ou seja, que o Real isoladamente seja capaz de estabelecer uma relação causalidade inversa significativa.

Já com relação à SELIC também não se espera relação inversa de causalidade já que um real mais depreciado, tudo mais constante, implica em uma taxa SELIC mais

elevada para conter a inflação advinda da desvalorização cambial, ou seja, relação inversa à encontrada no modelo.

De forma análoga também não se antevê endogeneidade do Real em relação a taxa da NTN-B, já que um real mais depreciado, tudo mais constante implicaria em títulos mais baratos em moeda estrangeira, o que aumentaria a demanda por esses títulos o que seria compatível com uma compressão de suas taxas, inclusive segundo a condição *UIP*, novamente uma relação inversa à encontrada nos modelos.

Quanto a presença de multicolinearidade entre os estimadores, naturalmente é um problema que pode existir, mas que possui impacto principal na variância e consequentemente na significância dos estimadores. Como mitigadores desse problema observamos que as principais variáveis analisadas se apresentaram significantes ao longo dos exercícios econométricos. Além disso o foco do trabalho é a análise empírica com relação à capacidade preditiva dos modelos e contribuição das variáveis, o que é mais impactado pelo coeficiente em si.

Com relação à distribuição estatística dos resíduos, ressalta-se que o número de observações dos modelos - com mínimo de 144 - é suficiente para invocarmos o teorema do limite central, dispensar a necessidade de realização do teste *Jarque-Bera* e assumir que os resíduos são normalmente distribuídos.

Com relação à heterocedasticidade dos resíduos foram realizados o teste de *Breusch-Pagan*. Para o Modelo Fundamentos Globais, não rejeitamos a hipótese nula de que há presença de heterocedasticidade. Já para o modelo proposto temos evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de que há presença de heterocedasticidade. Como o foco principal do trabalho é a análise referente ao modelo proposto, as conclusões entre ambos são coerentes e o foco principal do trabalho é a análise empírica da capacidade preditiva, como ressaltou (MESSE; ROGOFF, 1974) ao lidar com um problema de endogeneidade, nenhum tratamento específico se faz necessário.

5 Conclusão

Concluimos através dos exercícios econométricos, que principalmente no primeiro ano de pandemia o câmbio sugerido pelos modelos estruturais e pelos *benchmarks Random Walk* e expectativas de mercado se descolaram sensivelmente do realizado. No entanto notamos também que com o passar do tempo parece haver uma convergência de volta da taxa de câmbio nominal sugerida pelo modelo.

Uma possível razão para esse fato é que o primeiro ano de pandemia foi justamente o período de maior incerteza econômica: por exemplo não havia perspectiva de vacinação, não havia visibilidade sobre o efeito da pandemia na atividade econômica, não havia previsibilidade sobre quanto os países teriam que gastar com auxílios sociais e com a saúde pública.

A comparação entre a capacidade preditiva em *Pseudo Out Of Sample Forecast* entre o Modelo de 2016 e 2018 com previsão a partir de 2019, e o Modelo de 2006 e 2019 com previsão a partir de 2020 (ano de início da pandemia), mostrou que o Modelo Fundamentos Globais perdeu significativamente sua capacidade preditiva durante a pandemia.

O exercício no qual para o período de treino é incluído o ano de 2020, (uma parte do período de Pandemia) com previsão a partir de 2021 sugere que o câmbio estaria hoje em patamares muito superiores ao atual, corroborando a análise de que o comportamento do modelo no período de 2020 apresentou maior descolamento. O começo da Pandemia provavelmente apresentou relações econométricas entre as variáveis que não se sustentaram ao longo do tempo.

O exercício no qual interagimos as variáveis com a *Dummy* Pandemia, efetivamente obtendo um coeficiente para o período pré pandemia e outro para o período pós pandemia e usamos o Filtro de *Kalman*, para obter coeficientes variáveis ao longo da série de tempo mostra que o *CRY* primeiro ganhou relevância mas depois perdeu. Ele também mostrou que o *CDS* perdeu relevância em relação a períodos imediatamente anteriores, e quando comparado a outras crises. O exercício também mostrou que os coeficientes apresentaram alterações mais acentuadas no começo da crise e a tendência foi revertida nos períodos subsequentes.

Por fim o modelo proposto, no qual se incluiu variáveis associadas às condições idiossincráticas brasileiras, a saber a NTN-B e a taxa SELIC, apresentou uma melhor capacidade preditiva em relação ao Modelo Fundamentos Globais, no primeiro ano de pandemia, sendo a SELIC a variável mais relevante entre as duas.

Como próximos passos sugere-se analisar outros períodos de situação macroeconô-

mica fragilizada na história para se obter dados que podem ser relevantes na interpretação do comportamento do câmbio durante a pandemia. Sugere-se também a continuação da pesquisa a respeito de uma variável, ou a construção de uma variável que sirva como *proxy* que reflita melhor os riscos associados exclusivamente às condições da economia brasileira. Por fim recomenda-se uma investigação mais aprofundada a respeito do chamado *Lower Bound* em economias emergentes, principalmente na brasileira, e se de fato o Brasil se aproximou ou rompeu esse patamar durante a pandemia.

Referências

- BACEN. *Reservas internacionais*. 2022. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/reservasinternacionais>>.
- BECK, N. Time-varying parameter regression models. *American Journal of Political Science*, JSTOR, p. 557–600, 1983.
- BLACK, F. The pricing of commodity contracts. *Journal of financial economics*, Elsevier, v. 3, n. 1, p. 167–179, 1976.
- BRIGO, D.; MERCURIO, F. *Interest rate models-theory and practice: with smile, inflation and credit*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2007.
- CETIP. *Metodologia Cetip de Marcação a Mercado*. 2019. Disponível em: <<chrome-extension://efaidnbmninnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.b3.com.br/data/files/F4/93/B2/F5/9652D6100C22BFC6AC094EA8/Manual/%20de/%20Metodologia/%20de/%20Marcacao/%20a/%20Mercado.pdf>>.
- COPOM. Ata da 232^a reunião do comitê de política monetária (copom) do banco central do brasil. 2020.
- DIEBOLD FARNCIS X. MARIANO, R. S. Comparing predictive accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics*, [Journal of International Economics], v. 13, n. 3, p. 253–263, 1995. Disponível em: <<https://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/DieboldMariano1995.pdf>>.
- DOOLEY, M. P.; ISARD, P. The portfolio-balance model of exchange rates and some structural estimates of the risk premium. *Staff Papers*, Palgrave Macmillan Journals, v. 30, n. 4, p. 683–702, 1983.
- GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco brasil. *Pesquisa e planejamento econômico*, v. 33, n. 2, p. 253–297, 2003.
- JR, R. E. L. "econometric policy evaluation: a critique", in k brunner and a meltzer (eds.), the phillips curve and labour markets, carnegie-rochester conference series on public policy, amsterdam: North-holland. v. 1, p. 19–46, 1976.
- KALMAN, R. E. A new approach to linear filtering and prediction problems. 1960.
- KOURI, P. J. et al. Exchange rates and the international adjustment process. *Brookings Papers on Economic Activity*, JSTOR, p. 111–157, 1978.
- MESSE, R. A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, [Journal of International Economics], v. 14, p. 3–24, 1974. ISSN 0022-1996. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/002219968390017X>>.
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo macroeconômico com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio. *Pesquisa e planejamento econômico*, v. 33, n. 1, p. 61–89, 2003.

- MUSSA, M. A monetary approach to balance-of-payments analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, JSTOR, v. 6, n. 3, p. 333–351, 1974.
- REINHART, C. M.; ROGOFF, K. S. *This time is different*. [S.l.]: princeton university press, 2009.
- RIBEIRO, L.; PESSÔA, S. *Câmbio Nominal: Fatores Internos ou Externos em Sua Dinâmica Recente?* 2016. Disponível em: <<https://silo.tips/downloadFile/cambio-nominal-fatores-internos-ou-externos-em-sua-dinamica-recente-livio-ribair>>.
- SCHINASI, G. J.; SWAMY, P. A. V. B. The out-of-sample forecasting performance of exchange rate models when coefficients are allowed to change. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 8, n. 3, p. 375–390, 1989.
- SOSKICE, D.; CARLIN, W. *Macroeconomics: Institutions, Instability, and the Financial System*. Illustrated edition. Oxford: Oxford University Press, 2014. 672 p.
- WOLFF, C. C. Time-varying parameters and the out-of-sample forecasting performance of structural exchange rate models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 5, n. 1, p. 87–97, 1987. ISSN 0735-0015. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1391218>>.