

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SÃO PAULO  
ESCOLA PAULISTA DE POLÍTICA, ECONOMIA E NEGÓCIOS**

**GABRIEL ESTRELA DE OLIVEIRA**

**ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO *CREDIT DEFAULT SWAP* BRASILEIRO**

**OSASCO**

**2023**

GABRIEL ESTRELA DE OLIVEIRA

**ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO *CREDIT DEFAULT SWAP* BRASILEIRO**

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado à Escola Paulista de Política, Economia e Negócios da Universidade Federal de São Paulo, como parte dos requisitos para obtenção do título de Bacharel em Ciências Atuariais.

Orientador: Prof. Ms Luiz Augusto Finger França Maluf

**Osasco  
2023**

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Unifesp Osasco, CRB-8: 3998,  
e Departamento de Tecnologia da Informação Unifesp Osasco,  
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

O48a OLIVEIRA, Gabriel Estrela de  
Análise dos determinantes do credit default swap brasileiro /  
Gabriel Estrela de Oliveira. - 2023.  
42 f. :il.

Trabalho de conclusão de curso (Ciências Atuariais) -  
Universidade Federal de São Paulo - Escola Paulista de Política,  
Economia e Negócios, Osasco, 2023.  
Orientador: Luiz Augusto Finger França Maluf.

1. Credit default swap. 2. Vetor autorregressivo. 3. Vector  
error correction mechanism. I. Maluf, Luiz Augusto Finger França,  
II. TCC - Unifesp/EPPEN. III. Título.

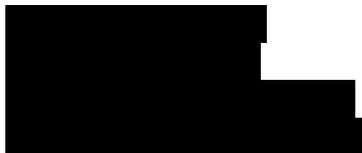
CDD: 650



**ATA DE AVALIAÇÃO DO TCC PELA BANCA EXAMINADORA**

**IDENTIFICAÇÃO DO(A) ALUNO(A):**

Nome: Gabriel Estrela de Oliveira



**TÍTULO DO TRABALHO:**

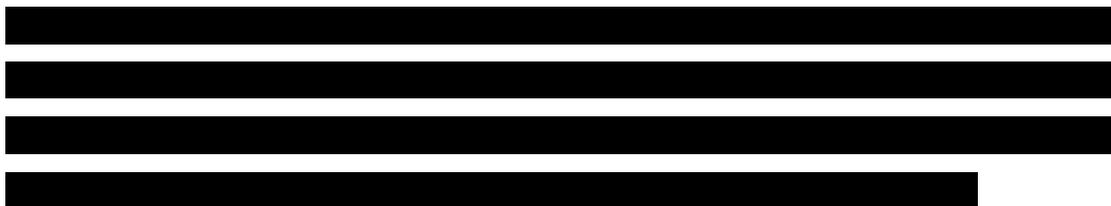
**ANÁLISE DOS DETERMINANTES DO CREDIT DEFAULT SWAP (CDS)  
BRASILEIRO**

**NOTA FINAL:** ■

**CONCEITO FINAL:**



**OBSERVAÇÕES:**





## MEMBROS DA BANCA

### IDENTIFICAÇÃO DO(A) PROFESSOR(A) ORIENTADOR(A):

Nome: Luiz Augusto Finger França Maluf

E-mail: laffmaluf@unifesp.br

Instituição: EPPEN/UNIFESP

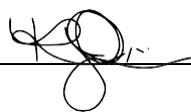
Assinatura:  \_\_\_\_\_

### IDENTIFICAÇÃO DO(A) EXAMINADOR(A) CONVIDADO(A) 01:

Nome: Prof. Raphael de Oliveira Garcia

E-mail: rogarcia@unifesp.br

Instituição: EPPEN-UNIFESP

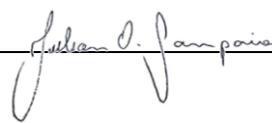
Assinatura:  \_\_\_\_\_

### IDENTIFICAÇÃO DO(A) EXAMINADOR(A) CONVIDADO(A) 02:

Nome: Prof. Dr. Joelson de Oliveira Sampaio

E-mail: [joelson@unifesp.br](mailto:joelson@unifesp.br)

Instituição: EPPEN-UNIFESP

Assinatura:  \_\_\_\_\_

Osasco, 14 de Dezembro de 2022

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente gostaria de agradecer a Deus, pois sempre compartilhei com ele meus objetivos e metas e graças a ele estão sendo atendidas.

A minha família que sempre me apoiou e me motivou a atingir os meus objetivos, meu filho que mesmo não falando uma palavra ainda, olhar para ele e imaginar que pai eu quero ser me fez chegar até aqui e ir além.

A todos os professores da UNIFESP que me guiaram e orientaram para que eu chegasse até aqui, um agradecimento em especial ao meu orientador, Prof. Ms. Luiz Augusto Finger França Maluf, pela paciência e orientação.

## RESUMO

O presente trabalho tem por objetivo identificar quais variáveis sejam elas internas ou globais afetam o *Credit Default Swap* brasileiro. Para isso foi realizada uma pesquisa na literatura do tema e selecionada uma série de variáveis, como: Taxa de Juros EUA, câmbio dólar, câmbio euro, cotação petróleo Brent, cotação petróleo WTI (*West Texas Intermediate*), SP500, Taxa Selic e Ibovespa. O modelo *Vector Error Correction Model* (VECM) foi utilizado para estimação. Como resultado, tivemos uma forte influência do mercado estadunidense para com o CDS brasileiro, em contrapartida, as variáveis relacionadas ao petróleo não foram significativas.

**Palavras-chave:** *Credit Default Swap*, Vetor Autorregressivo, *Vector Error Correction Mechanism*

## **ABSTRACT**

*The present work aims to identify which variables, whether internal or global, affect the Brazilian Credit Default Swap. For this, a search was carried out in the literature on the subject and a series of variables were selected, such as: US interest rate, dollar exchange rate, euro exchange rate, Brent oil price, WTI (West Texas Intermediate) oil price, SP500, Selic Rate and Ibovespa. The Vector Error Correction Model (VECM) was used for estimation. As a result, we had a strong influence from the US market towards the Brazilian CDS, on the other hand, variables related to oil were not significant.*

**Keywords:** *Credit Default Swap, Vector autoregression, Vector Error Correction Mechanism.*

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

- ACF – Função de Autocorrelação Amostral
- ADF – *Augmented Dickey– Fuller*
- BPS – *Basis Points*
- BRICS – Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul
- B3 – Brasil, Bolsa, Balcão
- CBOE – *Indices Chicago Board Options Exchange's*
- CDS – *Credit Default Swap*
- CoVaR – *Covariance*
- DF – *Dickey– Fuller*
- ECT3 – Correção do Erro
- EGARCH– X – *Exponential GARCH*
- EUA – Estados Unidos da América
- FOMC – Comitê Federal do Mercado Aberto
- GARCH – *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*
- G7 – O Grupo dos Sete
- IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
- IPEADData – Base de Dados Macroeconômicos
- ISDA – *International Swaps and Derivatives Association*
- iTraxx – Índices Internacionais de Derivativos De Crédito
- MCE – Estimador Composto Multivariada
- MQO – Mínimo Quadrados Ordinários
- NYSE – *New York Stock Exchange*
- NASDAQ – *National Association of Securities Dealers Automated Quotations*
- OCDE – Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
- ONU – Organização das Nações Unidas
- OVX – *Oil Volatility Index*
- PACF – Função de Correlação Amostral Parcial
- PIB – Produto Interno Bruto
- QIRF – Função de Resposta ao Impulso Pseudo Quantil
- R\$ – Real
- SELIC – Sistema Especial de Liquidação e de Custódia

S&P 500 – *Standard & Poor's 500*

UNCTAD – Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento

USD – Dólar

VAR – Vetor Autorregressivo

VECM – *Vector Error Correction Mechanism*

VIX – *Volatility Index*

WTI – *West Texas Intermediate*

## LISTA DE FIGURAS

Figura 4.1 - Histórico das Variáveis .....	32
Figura 4.2 - Função de Autocorrelação .....	33
Figura 4.3 - Previsão modelo VECM - Horizonte de 100 dias.....	38

## LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas .....	31
Tabela 4.2 - Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (ADF) nas variáveis em log-nível .....	34
Tabela 4.3 - Teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> (ADF) nas variáveis em log na primeira diferença .....	34
Tabela 4.4 - Teste Johansen .....	35
Tabela 4.5 - Critério de Seleção .....	36
Tabela 4.6 - Modelo VECM estimado.....	36
Tabela 4.7 - Previsão do Modelo VECM - Horizonte de 100 dias.....	39

## SUMÁRIO

<b>1 O PROBLEMA</b> .....	12
1.1 Introdução .....	12
1.2 Objetivos.....	13
1.2.1 Objetivo Geral .....	13
1.2.2 Objetivos Específicos .....	14
1.3 Hipóteses .....	14
1.4 Relevância .....	14
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO</b> .....	15
2.1 Spillover Effect.....	15
2.2 Risco-país .....	15
2.3 Estudos sobre o CDS e seus determinantes .....	16
<b>3 METODOLOGIA</b> .....	21
3.1 Investing.com .....	22
3.1.1 Base de Dados - Brasil CDS 5 anos USD .....	22
3.1.2 Base de Dados - Índice Ibovespa.....	22
3.1.3 Base de Dados - Índice S&P 500.....	22
3.2 IPEADData.....	23
3.2.1 Base de Dados - Taxa de câmbio comercial para compra: R\$/US\$ - média.....	23
3.2.2 Base de Dados - Taxa de câmbio comercial para compra: R\$/euro - média.....	23
3.2.3 Base de Dados - Taxa de juros: Selic .....	23
3.2.4 Base de Dados - Preço por barril do petróleo bruto Brent.....	23
3.2.5 Base de Dados - Preço por barril do petróleo bruto WTI.....	24
3.2.6 Base de Dados - Taxa de juros básica - Federal Funds (EUA) .....	24
3.3 Ajuste de Dados.....	24
3.4 Teste de raiz unitária e Augmented Dickey-Fuller (ADF) .....	25
3.4.1 Teste de raiz unitária.....	25
3.4.2 Teste ADF (Augmented Dickey-Fuller).....	25
3.5 Teste Johansen.....	26
3.6 Modelagem por Vetores Auto Regressivos (VAR).....	27
3.6.1 Construção do modelo VAR.....	27

3.6.2	Identificação da ordem do modelo VAR.....	27
3.6.3	Previsão modelo VAR.....	27
3.7	Modelagem por VEC.....	28
3.8	Testes de causalidade de Granger.....	29
3.8.1	Causalidade de Granger.....	29
3.8.2	Definição do teste de causalidade de Granger.....	30
<b>4</b>	<b>ANÁLISE DOS RESULTADOS.....</b>	<b>31</b>
4.1	Ajustes dos dados.....	31
4.1.1	Junção das variáveis.....	31
4.1.2	Análise da ACF e teste <i>Augmented Dickey-Fuller</i> .....	32
4.2	Teste Johansen.....	35
4.3	Modelagem por VECM.....	35
4.3.1	Critério de informação.....	35
4.3.2	Modelo VECM.....	36
4.3.3	Previsão.....	38
4.4	Causalidade de Granger.....	39
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO.....</b>	<b>39</b>
<b>6</b>	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>40</b>

## 1 O PROBLEMA

### 1.1 Introdução

O *Credit Default Swap* (CDS) foi introduzido ao mercado em meados da década de 90, inicialmente como um meio de proteção de risco contra um evento adverso de crédito (*default*). Nos primórdios, os bancos comerciais utilizavam o CDS para cobrir riscos de crédito associados à grandes empréstimos corporativos. A atratividade desse contrato é decorrente pelo fato de que ele pode ser feito em balcão e normalmente adere às regras da *International Swaps and Derivatives Association* (ISDA). Dessa forma, o contrato permite que as partes transacionais diminuam as exigências regulatórias quando comparado a um contrato de seguro formal (NOETH; SENGUPTA, 2012).

Na literatura o CDS pode ter mais de uma definição, Fender, Bernd, Matthias (2011) definiram o CDS de um soberano como contratos financeiros que oferecem seguro contra perdas de eventos de crédito sob dívidas pendentes emitidas pelos governos. Já Apergis, Danuletiu, Xu (2022) definiu o *Credit Default Swap* como um derivativo projetado para permitir que os investidores comprem proteção para trocar ou transferir riscos de crédito em títulos ou empréstimos. Em ambas as definições apresentadas o ponto em comum é a proteção contra um evento adverso de crédito, proteção essa que se assemelha a uma apólice de seguro até certo ponto.

Apergis, Danuletiu, Xu (2022) apresentam três partes no contrato de CDS, comprador, vendedor, e o evento de crédito específico (normalmente é a inadimplência ou reestruturação). Nesse contexto, o comprador paga um prêmio periódico ao vendedor do CDS em troca de indenização caso o evento de crédito adverso ocorra. Esse evento de crédito é determinado em contrato, que pode representar a falência de uma empresa ou a inadimplência de um país, porém outros fatores podem ser incluídos desde que as partes envolvidas estejam de acordo.

De acordo com Hull (2012) o *Credit Default Swap* é calculado em pontos base, onde 100 pontos base equivalem a 1,00%. Partindo da suposição de pagamentos anuais (normalmente é trimestral) de um contrato de CDS de 5 anos onde o valor do título seja de 10 milhões o contratante tem a obrigação de pagar por ano \$100.000,00. Em troca o comprador obtém o direito de vender os títulos emitidos pelo seu valor nominal caso ocorra um evento de crédito. O pagamento é interrompido quando ocorre um evento de crédito.

O CDS soberano é uma medida é altamente utilizada para observar o risco-país e, de acordo com Ismailescu e Kazemi (2010), o CDS antecipa uma classificação ruim do risco-país das agências de crédito. Takami (2018) salienta a importância do estudo e do funcionamento do CDS soberano, os *spreads* de CDS podem ser monitorados para avaliar a percepção do mercado sobre a sustentabilidade da dívida de governos específicos de forma tempestiva. Medidas oportunas de risco de crédito são importantes para bancos centrais preocupados com o risco de suas carteiras de reservas internacionais. Vale ressaltar que o estudo trouxe o tamanho do mercado de CDS avaliado em US\$1,6 trilhões (2018).

Sobre o tema são verificadas diversas relações do CDS com indicadores macroeconômicos indo além das agências de crédito já citadas. Assim, Cheuathonghua et. al. (2021), verificou que nos países exportadores de *commodities* que compõem a UNCTAD (Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento) as *commodities* energéticas mesmo que não predominantes nas exportações do país analisado, apresentam um efeito significância estatística sob o CDS. O que é corroborado por Wang, Sun, Li (2020) que analisaram o CDS dos países do G7 e do BRICS utilizando como variáveis os índices *West Texas Intermediate* e *Brent*.

Dessa forma, verifica-se que os preços extremos de petróleo são um fator comum de risco entre os países, variando de acordo com a estabilidade econômica de cada país. Kim, Salem, Wu (2015) analisaram que tanto o índice dos preços de *commodities*, quanto o de ações possuem uma influência negativa significativa nos *spreads* de CDS dos soberanos. Ainda no estudo observaram que boas e más notícias domésticas e globais vindas dos EUA, Zona do Euro e China causam o efeito de significância estatística nos *spreads* de CDS.

Sendo assim, o presente trabalho contribui para literatura do CDS trazendo um estudo do Brasil e quais fatores podem vir determinar o CDS brasileiro. Foi possível verificar uma forte influência do mercado americano sob o CDS brasileiro. O que pode implicar que instabilidades no mercado norte americano podem gerar riscos ao mercado brasileiro.

## **1.2 Objetivos**

### **1.2.1 Objetivo Geral**

O objetivo geral da pesquisa está em verificar como as variáveis domésticas e globais afetam o CDS brasileiro, o critério de escolha das variáveis partiu com base nos estudos apresentados neste trabalho.

### 1.2.2 Objetivos Específicos

Os objetivos específicos deste estudo estão definidos como:

- Realizar uma pesquisa baseada na literatura *do Credit Default Swap (CDS)* com o objetivo de verificar as variáveis domésticas e globais que determinam o CDS e qual o seu impacto;
- Selecionar as variáveis partindo como base a literatura analisada e considerando os achados para o CDS brasileiro;
- A partir dos dados e comportamento das variáveis selecionar modelos que melhor se adequem para verificar sua correlação e volatilidade.

### 1.3 Hipóteses

A partir dos estudos realizados no referencial teórico deste trabalho, Cheuathonghua et. al. (2021) foi verificado que o Brasil, apesar de ser um país onde predomina a exportação de commodities agrícolas, apresentou um efeito significância estatística negativo para as *commodities* energéticas. Nessa linha, Kim, Salem, Wu (2014) observaram um efeito negativo de significância estatística referente ao retorno das *commodities* para o CDS brasileiro. Além disso, foi observado que o retorno do mercado de ações, taxa de juros de curto prazo, boas notícias macroeconômicas domésticas e globais das principais economias mundiais (EUA, China e Zona do Euro) têm efeitos negativos sob o CDS brasileiro. Nesse sentido, é possível observar que em ocasiões de boas notícias também há redução do CDS brasileiro. Porém, em contrapartida, as más notícias tendem a causar aumento nesses índices. Assim, pode-se observar que os índices de títulos, câmbio (Dólar e Euro), o preço de curto prazo do petróleo, e o preço do ouro e o índice VIX também dispõem de efeitos positivos sob o CDS do Brasil. Logo, espera-se que esses resultados sejam verificados no CDS brasileiro, além de facilitar a visualização de que qual proporção o CDS brasileiro é impactado.

### 1.4 Relevância

A relevância do tema de pesquisa está na hipótese de que o *Credit Default Swap (CDS)* é um excelente e abrangente indicador de risco-país e de acordo com Ismailescu e Kazemi (2010), o CDS antecipa uma classificação ruim do risco-país das agências de crédito. Dessa

forma, é imprescindível que Bancos Centrais e formuladores de políticas públicas tenham esse tipo de estudo, a fim de buscarem um menor risco-país e por consequência conseguirem investimentos internacionais com menor custo.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

Neste capítulo serão apresentados os estudos que serviram como base para esse trabalho. Primeiramente será apresentado o significado de alguns termos utilizados durante o estudo: 2.1 *Spillover Effect*; 2.2 Risco-país e por último os estudos sobre o CDS, enfatizando e separando principalmente os estudos que trataram de CDS de soberanos emergentes e seus determinantes.

### **2.1 *Spillover Effect***

*Spillover effect* ou na tradução livre o efeito de transbordamento trata-se do impacto de eventos que não são relacionados em uma determinada nação que acaba tendo um efeito positivo ou negativo em uma outra nação. Eventos esses que podem ser um terremoto, uma crise política, crise econômica ou outros eventos seja ele macroeconômicos ou não. Os efeitos de transbordamento funcionam como algo semelhante a uma rede que aumentou desde a conexão financeira entre economias. Exemplo, se os gastos dos consumidores estadunidenses diminuïrem, isso gera efeitos colaterais nas economias que dependem dos EUA como seu maior mercado de exportação (KENTON, 2020).

### **2.2 Risco-país**

O risco-país refere-se à incerteza associada ao investimento em um determinado país, de forma mais específica, ao grau de incerteza que pode levar a eventos adversos aos investidores. Tal incerteza pode ocorrer por diversos fatores, como: influências políticas, econômicas, cambiais ou tecnológicas. Algumas organizações internacionais avaliam o risco-país em nome de seus membros. Exemplo, a Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), publica uma lista atualizada de países e seus riscos associados com o propósito de definir taxas de juros e prazos de pagamento (SCOTT, 2020).

### 2.3 Estudos sobre o CDS e seus determinantes

Nesse cenário, foi realizada uma pesquisa bibliográfica sobre as principais referências acerca do CDS e seus determinantes. A partir disso, temos que Eyssell, Fung, Zhang (2013) fizeram a utilização do CDS chinês para uma série de variáveis domésticas (bolsa de valores de Xangai, taxa de juros, inflação, dívida externa, PIB e as reservas) e globais (índice *Chicago Board Options Exchange's CBOE Volatility index*, sendo a diferença entre os títulos de dívidas americano de 10 anos e o título de 3 meses e a diferença entre os títulos corporativos AAA e BAA dos EUA e índice global fora da América do Norte) com o objetivo de verificar se esses dados possuem poder explicativo no CDS e utilizando um modelo de Vetor Auto Regressivo (VAR).

Assim, o período observado foi de janeiro de 2001 a dezembro de 2010, quando foram criados dois subperíodos, pré e pós-crise de 2008. O que foi constatado é que tanto as variáveis domésticas quanto as globais são importantes para explicar o CDS soberano, um indicador destacado foi o índice de ações da bolsa de Xangai e o índice VIX. Nos subperíodos, foi verificado que as variáveis do país são mais importantes para explicar o CDS no período pré-crise, isso se inverte no período pós crise.

Ainda na utilização do modelo VAR, Cheuathonghua et. al (2022), foram colhidos dados de CDS dos países que compõem a UNCTAD e os diferentes subíndices de *commodities* da *Goldman Sachs* da S&P. Sendo o período de amostra do estudo a data de 01 de outubro de 2010 a 31 de março de 2020. Os métodos utilizados foram uma extensão do Vetor Autorregressivo (MVMQ-CAViaR) e a função de resposta ao impulso pseudo quantil (QIRF). A finalidade é estudar a estrutura de comovimento e dependência entre os índices levantados. Os achados foram que a categoria de *commodities* predominante influencia substancialmente a volatilidade dos *spreads*, salvo quando essa categoria predominante é a agrícola. Além disso, as *commodities* energéticas, mesmo que não seja a predominante no país analisado, apresenta um efeito significância estatística no CDS.

Além do modelo VAR e suas variações, existe uma diversidade de estudos utilizando outros modelos para atingir seus objetivos. Por exemplo, Ismailescu, Kazemi (2010) utilizou o CDS de países emergentes e suas classificações de *rating* de crédito para analisar os efeitos de mudança de classificação nos prêmios de CDS e seus efeitos de transbordamento. Foram extraídos os CDS diários se concentrando nos contratos de 5 anos, à seleção dos países emergentes parte de um status das agências de *rating* classificados como *non-investment*, a amostra final conta com 22 países emergentes. Os dados fornecidos são de 2 de janeiro de 2001

a 22 de abril de 2009 e o modelo utilizado para o estudo foi o logístico. Em suas conclusões, foi constatada uma assimetria dos mercados de CDS e eventos de *rating* de crédito. As observações sugerem que houve um *upgrade* de crédito em economias emergentes transmite mais informações, o modelo logístico comprova a capacidade dos *spreads* de CDS de prever um evento negativo. Os anúncios de classificações positivas são mais prováveis para transbordamento em outros mercados emergentes, porém diminui seus efeitos quando os anúncios de *rating* anteriores que estão incluídos na análise. Nesse sentido, também foi constatado que países com classificações mais baixas têm consequências mais sérias do que as economias de classificação média.

Sensoy, Fabozzi, Eraslan (2017) utilizaram uma abordagem de entropia e permutação para verificar os mercados de *Credit Default Swap* (CDS) de 15 países emergentes. O estudo se destaca por cobrir um mercado de CDS que não foi utilizado esse método anteriormente, fora o fato de empregarem uma abordagem de variação no tempo usando amostras rolantes. O conjunto de dados utilizados abrange *spreads* diários de CDS soberanos de contratos de 5 anos em dólares americanos, do período de 5 de janeiro de 2004 a 18 de março de 2016. A partir da nova abordagem, obtiveram quatro descobertas. Primeiro, o grau de eficiência dinâmica varia entre os mercados de CDS, segundo o mercado de CDS pode ser eficiente mesmo em períodos de crise. Terceiro, em sua maioria, os países asiáticos da amostra tiveram melhores desempenhos em termos de eficiência de mercado, por fim, é descoberta uma forte correlação negativa entre eficiência do CDS soberano e os níveis médios diários de CDS.

Audzeyeva, Fuertes (2018) utilizam contratos de 5 anos do *Credit Default Swap* (CDS) de mercados emergentes (Brasil, México, Filipinas e Turquia) com o intuito de examinar a previsibilidade dos mercados utilizando uma abordagem de regressão hierárquica. O artigo é dividido em duas hipóteses, a hipótese 1 afirma que a atual situação de crédito dos mercados emergentes e suas curvas de *spread* por si só são estatisticamente suficientes para prever *spreads* de crédito no futuro. Assim, para testar a hipótese foi implementada uma abordagem de modelagem hierárquica pela qual a regressão preditiva da linha de base é gradualmente aumentada com diferentes tipos de preditores macroeconômicos, globais e domésticos. E uma segunda hipótese, que sugere que os *spreads* de títulos soberanos de mercados emergentes tornaram-se mais alinhados com os fundamentos globais/domésticos pós *Lehman-Brothers*. O estudo foi dividido em dois subperíodos, o primeiro período se refere a 1º de julho de 2003 a 14 de setembro de 2008 e 1º de dezembro de 2008 a 31 de dezembro de 2013, às semanas anômalas imediatamente após a falência do *Lehman-Brothers* foi excluída da análise. Em uma segunda etapa é estendido o período pós *Lehman* em dois anos até 31 de dezembro de 2015.

Dessa maneira, as variáveis explicativas do modelo são: preço médio de compra/venda no meio da semana do Tesouro dos EUA, títulos dos 4 países analisados realizando o ajuste da curva de *spread* semana a semana utilizando o preço médio de compra e venda no meio da semana denominados em dólares americanos. Audzeyeva, Fuertes (2018) relatam que apenas o conteúdo de informação na atual curva de CDS não consegue superar os passeios aleatórios e regressão de inclinação. Mas quando adicionado variáveis macroeconômicas globais e específicas do país reduz os erros de previsão, isso refuta a hipótese 1. No geral, também é observado uma capacidade preditiva significativamente maior de indicadores macroeconômicos específicos de cada país pós Lehman, isso consiste com a segunda hipótese, a precificação está mais alinhada aos fundamentos. Porém as evidências dessas considerações foram enfraquecidas durante um longo período, confirmando o fato de que os efeitos de alerta são transitórios.

Takami (2018) verificou quais fatores impulsionaram mudanças nos *spreads* de CDS com vencimento de 5 anos de 35 países. As variáveis explicativas utilizadas foram: índice de ações local, taxa de câmbio, índice S&P 500, índice VIX e índice *slope and oil*. O período do estudo corresponde ao período de julho de 2005 a julho de 2016, o modelo escolhido foi o ARMA e o processo é estimado por estimativa de máxima verossimilhança de informações completas (FILME). Foi verificado que o S&P 500 (*Standard & Poor's 500*) que há uma significância estatística para explicar os *spreads* de CDS em uma variedade de países, principalmente os emergentes. Sendo assim, nas variáveis locais a taxa de câmbio e títulos de rendimento de dois anos fazem referência a significância estatística para alguns países. Quanto a precisão de previsão fornece resultados mais específicos e objetivos para os países emergentes se comparado com os países desenvolvidos.

Fender, Bernd, Matthias (2011), utilizaram os dados diários de CDS de países emergentes, PIB (Produto Interno Bruto), dívida/PIB, o indicador *Aggregate Effective Currency Mismatch* (AECM), o índice do S&P 500, índice VIX, índice *CDX North American High Yield*, considerando os efeitos específicos de cada país foi adicionada onze *dummies* de países, usando a Bulgária como país de referência e uma *dummy* para capturar o impacto das indexações cambiais nos *spreads* de CDS. Foi utilizado um modelo GARCH (*Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*) para verificar quais são os determinantes do CDS dos mercados emergentes e seu comportamento pré e pós-crise do *Lehman Brothers*, o período observado foi dividido em dois subperíodos, abril de 2002 a julho de 2007 e agosto de 2007 a dezembro de 2011. Em seus resultados verificaram o impacto das variáveis domésticas e internacionais, o CDS foi mais relacionado com os prêmios de risco globais e regionais do que

com fatores de risco específicos do país, esse resultado fica mais evidente em períodos de crise. Por sua vez, os períodos de crise sugerem que os *spreads* de CDS são mais fortemente influenciados durante a crise financeira.

Pavlova, Boyrie, Parhizgari (2018) realizaram um estudo utilizando os países exportadores de petróleo e os seus respectivos CDS, o objetivo foi verificar o transbordamento dinâmico dos preços do petróleo bruto e as volatilidades dos *spreads* do CDS. Portanto, foi extraído o CDS dos soberanos que compõem uma amostra de 10 países exportadores de petróleo da classificação da ONU de 2013 (utilizando-se do CDS de 5 anos), índice WTI (*West Texas Intermediate*), índice *Chicago Boards Options Exchange* (CBOE) e o índice OVX. O período observado se divide em duas subamostras, uma subamostra pré-crise de abril de 2002 a julho de 2007 e agosto de 2007 a dezembro de 2011, foi utilizado um modelo GARCH. Nessa vertente, identificou-se diferenças significativas nos efeitos de transbordamento ao longo do tempo. As maiores medidas de transbordamento foram para os países emergentes, enquanto as menores são encontradas nos países desenvolvidos. Também foi verificado que, em média, o transbordamento de volatilidade do petróleo bruto (*proxy* pelo índice OVX) para os *spreads* de CDS são relativamente menores quando se comparado com o transbordamento na mudança dos preços de petróleo bruto.

Wang, Sun, Li (2020) observaram o CDS soberano com vencimento de 5 anos dos países que compõem o G7 e os países que estão no BRICS. A seleção de países do G7 e do BRICS se deu porque o comércio de petróleo e a estabilidade econômica dos países desenvolvidos e emergentes diferem em relação a variações macroeconômicas. O objetivo deste estudo consistiu em verificar o comportamento desses dados sob movimentos extremos do preço do petróleo. Adotaram o modelo GARCH Cópula-CoVaR para medir transbordamento de retornos extremos de petróleo em *spreads* de CDS. Foi considerado dois dos principais benchmarks de petróleo e como o preço do petróleo Brent e o preço do petróleo *West Texas Intermediate* (WTI) onde concentraram-se nos retornos extremos ao invés da volatilidade.

O período amostral foi do dia 01 de julho de 2009 a 21 de dezembro de 2018. Em seus resultados é possível observar que os transbordamentos de preços do petróleo nos *spreads* de CDS de determinados países são basicamente os mesmos e os valores de CoVaR e VaR são significativamente diferentes entre todos os países. O que implica que os preços extremos do petróleo são um fator comum de risco tanto para mercados emergentes quanto para mercados desenvolvidos, além disso os preços extremos sobre os importadores de petróleo variam de acordo com a estabilidade econômica de cada país.

Kim, Salem, Wu (2015) investigaram o impacto de notícias macroeconômicas domésticas e globais vindas dos mercados Norte Americano, Chinês e Europeu sobre os *spreads* de CDS soberanos utilizando modelos EGARCH-X. Os dados utilizados partiram de uma amostra global de 19 países que possuem mercados ativos de CDS soberanos com dados históricos suficientes. Os contratos de CDS são de 1, 5 e 10 anos, porém é reportado os resultados para o vencimento de 5 anos, por se tratar do contrato mais líquido.

Sobre as variáveis explicativas, analisou-se anúncios macroeconômicos de cada país da amostra, sendo convertido o horário da notícia para cada país, sendo reportados os eventos que receberam um valor de índice de relevância de 0 a 100, taxa de crescimento do PIB, indicadores de produção, crescimento de vendas no varejo, saldo externo (balança comercial ou saldo de conta corrente) e taxa de desemprego, variações/retornos diários do índice do mercado de ações de cada país, taxas de juros nacionais de longo prazo (dez anos) e curto prazo, taxas de câmbio e por fim, foi incluído os *rating* de crédito da *Standard and Poors* (S&P), convertidos para formato numérico.

O período da amostra inicia no dia 14 de novembro de 2007 a 31 de março de 2012. Os autores relatam que as notícias macroeconômicas têm impactos estatisticamente significância estatística nos mercados de CDS (onde boas notícias tendem a diminuir os *spreads* e más notícias aumentam os *spreads* de CDS). Verificaram que os mercados nacionais de crédito soberano são altamente sensíveis aos desenvolvimentos macroeconômicos, mas não só do seu país, mas também nas três maiores economias mundiais (China, EUA e zona do euro).

Ademais, também houve a investigação de Bouri, De Boyrie, Pavlona (2017) sobre a transmissão de volatilidade das *commodities* para os *spreads* de CDS de países emergentes e de fronteira. Para realização do estudo, foram selecionados dezessete países emergentes e seis de fronteira, as *commodities* observadas foram de agricultura, mineração e energética e o modelo utilizado foi o GARCH e GJR-GARCH.

O período amostral foi dividido em duas subamostras, a primeira abrange do dia 2 de junho de 2010 a 30 de maio de 2014 e a segunda do dia 1 de junho de 2014 até 27 de julho de 2016. Bouri, De Boyrie, Pavlona (2017) relataram que apesar de identificado no estudo a relação entre os índices *commodities* e os *spreads* de CDS, determina-se que há uma significância estatística transbordamento de volatilidade entre os preços de *commodities* e os *spreads* de CDS. Porém os resultados diferem ao longo do tempo e por setor de *commodities*, e não são diretamente proporcionais à quantidade de exportações de *commodities* por país, como porcentagem de exportações do PIB. Mesmo que em alguns casos a falta de contribuição

das *commodities* nas variações dos *spreads* de países possam parecer surpreendente, dado que alguns desses países são grandes exportadores ou importadores de *commodities*.

Por fim, Tokat (2012) examinou o mecanismo de transmissão de volatilidade entre o CDS de países emergentes e desenvolvidos, usando um modelo GARCH multivariado. O estudo se diferencia por examinar a transmissão de volatilidade de forma bidirecional. Foi utilizado os preços diários de CDS da Turquia e do Brasil denominados em dólares americanos com vencimento de 5 anos, também foi selecionado os índices *iTraxx* XO de 5 anos de vencimento e o índice CDX com vencimento de 5 anos. O período estudado foi dividido em duas subamostras, de 22 de março de 2005 a 12 de setembro de 2008 e 15 de setembro de 2008 a 31 de março de 2011. Tokat (2012) conclui que podemos identificar neste estudo a transmissão de volatilidade dos mercados desenvolvidos e emergentes em ambas as direções. Porém ocorre uma mudança de padrão no período pós crise, o transbordamento de volatilidade ocorre nos dois sentidos e não há sinal de domínio dos mercados desenvolvidos sob os emergentes.

### 3 METODOLOGIA

Neste capítulo será apresentado a metodologia para realização do trabalho. Os dados utilizados foram extraídos de três fontes distintas, *Investing.com* e IPEADData. Deste modo, no item 3.1 será introduzido a base de dados do CDS e os devidos tratamentos realizados. No item 3.2, extraímos a base de dados disponibilizada pela IPEADData, suas tabelas e características, com o intuito de apresentar os procedimentos adotados para o uso dos dados.

No item 3.4 serão apresentados os métodos utilizados para o ajuste dos dados descritos nos itens anteriores à verificação de estacionariedade através de função de autocorrelação (ACF) e pelo teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Em seguida, em 3.5 vamos realizar o teste *Johansen* para verificar os vetores de cointegração de longo prazo das variáveis. Introduziremos a modelagem através de VECM em 3.6 e por Vetores Auto Regressivos (VAR) no item 3.7 e em 3.8 vamos testar a qualidade do modelo, por fim, em 3.9 teste de causalidade de Granger.

### 3.1 *Investing.com*

Fundado em 2007 o *Investing.com* é uma plataforma de mercados financeiros disponível em 44 idiomas. Oferece em tempo real, cotações, gráficos, ferramentas financeiras, notícias e análises de 250 bolsas mundiais.

#### 3.1.1 Base de Dados - Brasil CDS 5 anos USD

Para a realização desse estudo, foi utilizada a base do CDS brasileiro para o contrato de 5 anos, por ser o contrato mais líquido e o mais utilizado na literatura. Os dados foram disponibilizados pelo *Investing.com* em seu site. A base contém dados provenientes da cotação em pontos base (bps) calculados em dólares americanos que correspondem ao período que se inicia em 19 de dezembro de 2007 a 12 de julho de 2022 publicado diariamente.

A base de dados contém os dados de Data, Preço de fechamento, Preço de Abertura, Máxima, Mínima e Variação percentual em relação ao dia anterior.

#### 3.1.2 Base de Dados - Índice Ibovespa

O índice Ibovespa é o indicador mais importante para verificar o desempenho médio das cotações das ações negociadas na B3 (Brasil, Bolsa, Balcão). Sendo formado pelas ações com o maior volume de negociação dos últimos meses. Os dados correspondem ao período de início em 19 de dezembro de 2007 a 12 de julho de 2022 publicado diariamente.

A base de dados contém os dados de Data, Preço de fechamento, Preço de Abertura, Máxima, Mínima, Volume e Variação percentual em relação ao dia anterior.

#### 3.1.3 Base de Dados - Índice S&P 500

O *Standard & Poors 500* (S&P 500) é um índice composto por quinhentos ativos que são negociados nas bolsas NYSE ou NASDAQ. A qualificação para compor o índice é baseada no tamanho do mercado da ação, liquidez e sua representação de grupo industrial. Os dados correspondem ao período de início em 19 de dezembro de 2007 a 12 de julho de 2022 publicado diariamente.

A base de dados contém os dados de Data, Preço de fechamento, Preço de Abertura, Máxima, Mínima, Volume e Variação percentual em relação ao dia anterior.

## 3.2 IPEADData

Criado em 1964, o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) é uma fundação pública federal vinculada ao Ministério da Economia brasileiro. Suas atividades fornecem suporte técnico e institucional às ações governamentais para a formulação e reformulação de políticas públicas e programas de desenvolvimento nacional.

### 3.2.1 Base de Dados - Taxa de câmbio comercial para compra: R\$/USD - média

Foi retirada a taxa de câmbio entre o real (R\$) e o dólar americano (USD). A taxa de câmbio é o preço de uma moeda estrangeira medido em unidades ou frações (centavos) da moeda nacional, temos como resultado o custo de uma moeda em relação à outra. A cotação corresponde à média aritmética das taxas de compra das consultas realizadas diariamente, o período disponibilizado parte de 02 de janeiro de 1985 a 29 de julho de 2022, a frequência dos dados é diária.

### 3.2.2 Base de Dados - Taxa de câmbio comercial para compra: R\$/euro - média

Foi identificado que taxa de câmbio entre o real (R\$) e o euro. A cotação corresponde à média aritmética das taxas de compra das consultas realizadas diariamente, sendo o período disponibilizado é do dia 04 de janeiro de 1999 a 29 de julho de 2022, a frequência dos dados é diária.

### 3.2.3 Base de Dados - Taxa de juros: Selic

A base revelou que a taxa de juros Selic, que refere-se à taxa de juros apurada nas operações de empréstimos de um dia entre as instituições financeiras que utilizam títulos públicos federais como garantia. O período disponível é de 04 de junho de 1986 a 29 de julho de 2022, a frequência dos dados é diária.

### 3.2.4 Base de Dados - Preço por barril do petróleo bruto *Brent*

Foi possível encontrar na base o preço em dólares americanos por barril de petróleo bruto do tipo *Brent*. *Brent* faz referência a uma classe de petróleo bruto que serve como *benchmark* para o preço internacional de diferentes tipos de petróleo. No preço não está incluído

despesa de frete e seguro. O período é de 04 de janeiro de 1968 a 11 de julho de 2022, a frequência dos dados é diária.

### 3.2.5 Base de Dados - Preço por barril do petróleo bruto WTI

Foi localizado também o preço em dólares americanos por barril de petróleo bruto do tipo *West Texas Intermediate* (WTI). Trata-se de uma classe de petróleo bruto que serve como *benchmark* para o preço internacional de diferentes tipos de petróleo. No preço não está incluído despesa de frete e seguro. O período é de 02 de janeiro de 1986 a 11 de julho de 2022, a frequência dos dados é diária.

### 3.2.6 Base de Dados - Taxa de juros básica - *Federal Funds* (EUA)

Extraíu-se da base de dados referente a *Federal Funds rate*, que contém a taxa de juros básica dos Estados Unidos da América, seu valor é definido pelo Comitê Federal do Mercado Aberto (FOMC). O período disponível é de 04 de janeiro de 1986 a 19 de julho de 2022, a frequência dos dados é diária.

## 3.3 Ajuste de Dados

Relacionado ao ajuste de dados, foram realizados alguns tratamentos nas variáveis com o auxílio do software R, primeiro, onde definiu-se o corte de data de acordo com nossa variável dependente (*Credit Default Swap*). Nesse cenário, o período do estudo concentrou-se em 19 de dezembro de 2007 a 12 de julho de 2022. A partir do corte, houve uma junção de todas as variáveis em um *dataframe*, sendo que todas as variáveis possuíam dados disponíveis apenas com a abertura do mercado observado. A fim de contornar a situação foi utilizada uma função para omitir valores faltantes em nosso *dataframe*. Por fim, foram feitas as estatísticas descritivas das variáveis e utilizada a função de correlação amostral (ACF) e função de correlação amostral parcial (PACF) em cada variável para definição de como seriam feitos os testes.

### 3.4 Teste de raiz unitária e *Augmented Dickey-Fuller* (ADF)

#### 3.4.1 Teste de raiz unitária

De acordo com Gujarati e Porter (2011, p. 748-751), o teste de raiz unitária tornou-se muito utilizado para verificar a estacionariedade. O ponto de partida é o processo de raiz unitária (estocástico).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t - 1 \leq \rho \leq 1, \quad (1)$$

$u_t$  é um termo de erro de ruído branco, caso  $\rho = 1$ , no caso de raiz unitária, a Equação (1) torna-se um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, que não é estacionário.

Entretanto, não podemos estimar a Equação (1) por Mínimo Quadrados Ordinários (MQO) e testar a hipótese de que  $\rho = 1$  pelo teste habitual  $t$ , porque esse teste é rigorosamente viesado no caso de uma raiz unitária. Portanto vamos manipular a equação (1) subtraindo  $Y_{t-1}$  de ambos os lados da equação para obter:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} + Y_{t-1} + u_t - Y_{t-1} = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t, \quad (2)$$

podendo ser escrito como:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

em que  $\delta = (\rho - 1)$  e  $\Delta$  é o operador de primeira diferença. Estimamos a Equação (3) e testamos a hipótese nula de que  $\delta = 0$ , sendo a hipótese alternativa  $\delta < 0$ . Se  $\delta = 0$ , então  $\rho = 1$ , significando que a série temporal sob consideração é não estacionária.

#### 3.4.2 Teste ADF (*Augmented Dickey-Fuller*)

Wooldrige (2018, p. 733-739) explica que o teste ADF pode ser realizado utilizando um modelo AR(p) conforme a seguir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta_t + \theta \Delta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p}, \quad (4)$$

onde se  $\rho = 1$ , então  $\theta = 1 - \rho$ . Se  $\rho < 1$  implica em  $\theta < 0$ . As hipóteses do teste consistem em  $H_0: \theta = 0$  e a alternativa é que  $H_1: \theta < 0$ . Se  $\theta = 0$ , não é possível rejeitar a hipótese nula, portanto, o processo estocástico  $Y_t \sim AR(p)$  possui raiz unitária, sendo não estacionário.

### 3.5 Teste Johansen

Quanto ao teste Johansen, Morretin (2017, p. 295-302) apresenta que ele é uma generalização multivariada do teste de *Dickey-Fuller* (DF). Consideremos o seguinte modelo:

$$\Delta X_t = \varphi_0 D_t + \alpha \beta X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_p \Delta X_{t-p+1} + \alpha_p, \quad (5)$$

$\Pi = \Phi_1 + \dots + \Phi_p - I_n$  e  $D_t$  contém termos determinísticos (constantes, tendências etc.). Nesse sentido, de acordo com Johansen (1988, 1995) o teste para testar a existência de cointegração, é baseado em alguns passos:

- (i) Analisar a ordem de integração das séries envolvidas; analisar a existência de tendências lineares.
- (ii) Especificar e estimar um modelo VAR(p) para  $X_t$ , que supomos I(1);
- (iii) Construir testes da razão de verossimilhanças (RV) para se determinar o número de vetores de cointegração, que sabemos ser igual ao posto de  $\Pi$ ;
- (iv) Dados os vetores de cointegração (normalizados), estimar o MCE (Estimador composto multivariada).

Realizado o teste, os resultados de Johansen podem apresentar 3 possibilidades quanto ao posto  $\Pi$ :

- Posto ( $\Pi$ ) = 0
  - Não há uma relação de cointegração entre as variáveis;
  - Não existe mecanismo de correção de erro;
  - Devemos seguir com um VAR em primeira diferença.

- Posto ( $\Pi$ ) =  $k$  (número de variáveis do modelo)
  - As linhas da matriz são linearmente independentes;
  - As variáveis são estacionárias.
- Posto ( $\Pi$ ) =  $1 \leq r \leq k - 1$ .
  - Existem  $r$  combinações lineares independentes;
  - Existem  $r$  relações e vetores de cointegração.

### 3.6 Modelagem por Vetores Auto Regressivos (VAR)

#### 3.6.1 Construção do modelo VAR

É possível identificar com Morettin (2017, p. 258-264) que o modelo de Vetores Auto Regressivos (VAR) segue o mesmo ciclo para estimação usado para modelos univariados da família ARIMA. Onde esse modelo pode assumir “ $k$ ” variáveis e “ $p$ ” defasagens. Para exemplificar, consideremos um modelo VAR (1) com duas variáveis:

$$\begin{aligned} X_{1t} &= \varphi_{10} + \varphi_{11}X_{1,t-1} + \varphi_{12}X_{2,t-1} + a_{1t} \\ X_{2t} &= \varphi_{20} + \varphi_{21}X_{1,t-1} + \varphi_{22}X_{2,t-1} + a_{2t} \end{aligned} \quad (6)$$

onde  $X_t$  é a variável dependente,  $\varphi_0$  a constante,  $\varphi_1 X_{1,t-1}$  e  $\varphi_2 X_{2,t-1}$  as variáveis explicativas defasadas e  $a_t$  nosso termo de erro. De forma matricial, temos:

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_{10} \\ \varphi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

#### 3.6.2 Identificação da ordem do modelo VAR

A identificação da ordem do VAR será através do critério de informação *Bayesian information criterion*, feito:

$$HQC(k) = \ln(|\Sigma_k|) + kn^2 \ln(\ln(T)) / T, \quad (\text{Hanna-Quinn}) \quad (8)$$

### 3.6.3 Previsão modelo VAR

Considerando o modelo  $VAR(1)$  e supondo que o parâmetro  $\Phi$  seja conhecido. A previsão de origem  $T$  e horizonte  $h$  é feita por:

$$\hat{X}_T(h) = \Phi \hat{X}_T(h-1), \quad (9)$$

Seu erro de previsão  $h$  passos à frente é dada por:

$$e_T(h) = X_{t+h} - \hat{X}_T(h) = \sum_{j=0}^{h-1} \Phi^j a_{T+h-j}, \quad (10)$$

### 3.7 Modelagem por VEC

Desenvolvido por Engle e Granger (1987) o Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) tem como objetivo a inserção de ajustes de longo prazo, devido à presença de cointegração. A matriz  $(\Pi)$  pode ser decomposta em:  $\Pi = \alpha_{k \times r} \beta_{r \times k}$ . Substituindo no VAR reparametrizado, temos:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde  $\gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$ ;  $\Delta y_t$  é um vetor de diferenças com  $n$  variáveis,  $\alpha$  é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo e  $\beta$  a matriz com as relações ( $r$ ) de cointegração que definem sua trajetória de longo prazo.

### 3.8 Testes de causalidade de Granger

#### 3.8.1 Causalidade de Granger

Morettin (2017, p.266-271) trata a causalidade de Granger por meio da representação VAR da série multivariada  $X_t$ , de ordem  $n \times 1$ . A representação MA do processo é dada por:

$$X_t = P + \psi(B)a_t, \psi_0 = I_n, \quad (12)$$

Suponha que

$$X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix}, \quad (13)$$

onde  $Y_t$  é um vetor  $r \times 1$  e  $Z_t$  é um vetor  $s \times 1$ ,  $r + s = n$ . Então podemos escrever

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_1 \\ P_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{11}(B) & \psi_{12}(B) \\ \psi_{21}(B) & \psi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}, \quad (14)$$

particionando  $\mu$ ,  $\Psi(B)$  e  $a_t$  de acordo com a participação de  $X_t$ . Se houver causalidade unidirecional de  $Y_t$  para  $Z_t$ , isto é, se  $Z_t$  for mais bem prevista pelo presente e passado de  $Y_t$ , mas não o contrário, deveremos ter  $\Psi_{12}(B) = 0$  e obteremos:

$$Y_t = P_1 + \psi_{11}(B) a_{1t}, \quad (15)$$

$$Z_t = P_2 + \psi_{21}(B) a_{1t} + \psi_{22}(B) a_{2t}, \quad (16)$$

Note que (16) pode ser escrita como:

$$Z_t = P_2 + V(B) Y_t + \psi_{22}(B) a_{2t}, \quad (17)$$

Que é um modelo de regressão dinâmica. As condições  $\Psi_{12}(B) = 0$  e  $V(B) = 0$  implicam que  $Y_t$  não causa  $Z_t$ , e vice-versa. Neste caso, as duas séries serão não acopladas ou relacionadas apenas instantaneamente.

### 3.8.2 Definição do teste de causalidade de Granger

Ainda observando Morettin (2017, p. 266-271) pode-se verificar o teste de causalidade de Granger. Em sistemas temporais Granger (1969) definiu causalidade em termos de previsibilidade: a variável  $X$  causa a variável  $Y$ , em um dado universo de informação (que contém  $X$  e  $Y$ ). Se o presente da variável  $X$  pode ser previsto de forma mais eficiente quando usado valores passados de  $Y$ . Podemos definir:

(a)  $X_t \rightarrow Y_t$ :  $X_t$  causa  $Y_t$  no sentido de Granger se:

$$\sigma^2(Y_t | \bar{A}_t) < \sigma^2(T_t | \bar{A}_t - \bar{X}_t), \quad (18)$$

pode-se constatar que a variável  $X_t$  é exógena ou antecedente a  $Y_t$ .

(b)  $Y_t \Rightarrow X_t$ :  $Y_t$  causa instantaneamente  $X_t$  no sentido de Granger se:

$$\sigma^2(Y_t | \bar{A}_t \bar{X}_t) < \sigma^2(T_t | \bar{A}_t), \quad (19)$$

onde  $\{A_t, t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$  é o conjunto de informação relevante até o instante  $t$ , contendo pelo menos  $X_t, Y_t$ . Podemos definir  $\bar{A}_t = \{A_s: s < t\}$ ,  $\underline{A}_t = \{A_s: s \leq t\}$ . Voltando à equação (19), o valor presente de  $Y_t$  é previsto de forma mais eficiente caso o valor presente de  $X_t$  for inserido.

(c) Há *feedback*, e escrevemos  $X_t \leftrightarrow Y_t$ , se  $X_t$  causa  $Y_t$  e  $Y_t$  causa  $X_t$ .

(d) Há causalidade unidirecional de  $X_t$  para  $Y_t$ , se  $X_t \rightarrow Y_t$  e não há *feedback*.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo serão apresentados os resultados obtidos através da execução da metodologia apresentada neste trabalho.

### 4.1 Ajustes dos dados

#### 4.1.1 Junção das variáveis

A partir das variáveis selecionadas foi realizada a junção dos dados e posteriormente realizada a estatística descritiva (tabela 4.1) com base nas unidades: CDS (bps), tx\_dolar (R\$), tx\_euro (R\$), p\_brent (US\$), p\_wti (US\$), tx\_eua (%), sp500 (pbs) e ibovespa (bps).

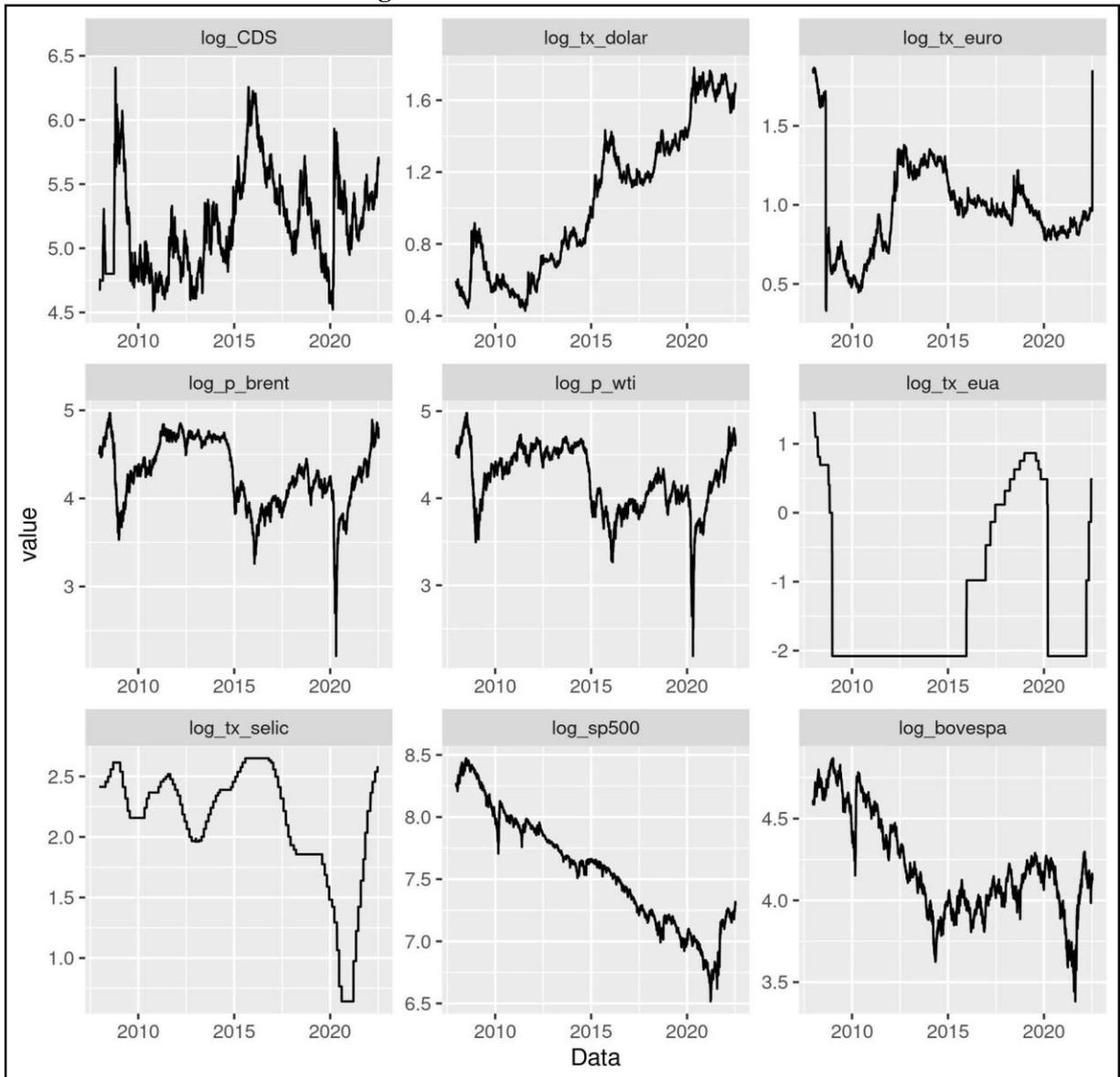
**Tabela 4.1 - Estatísticas descritivas**

	CDS	tx_dolar	tx_euro	p_brent	p_wti	tx_eua	tx_selic	sp500	ibovespa
<b>Min</b>	91,16	1,53	2,17	13,78	-36,98	0,13	1,9	676	29,43
<b>Max</b>	606,31	5,94	6,94	143,95	145,31	4,25	14,15	4786	130,78
<b>Media</b>	193,25	3,02	3,65	77,84	72,72	0,69	9,36	2188	71,12
<b>Mediana</b>	171,43	2,68	3,26	73,64	70,88	0,13	10,15	2027	63,78
<b>1° Quartil</b>	128,94	1,87	2,6	55,37	51,83	0,13	6,9	1331	54,07
<b>3° Quartil</b>	228,91	5,94	4,35	105,48	93,91	1,13	11,9	2800	85,77

Tabela 4.1 - Fonte: O Autor (2022)

O objetivo a seguir é transformar as variáveis em log, porém como é possível observar na Tabela 4.1 existe uma variável que apresentou o valor negativo. Nesse sentido, a partir do valor mínimo da variável petróleo WTI, foi identificado que em 10 de janeiro de 2020 o petróleo WTI foi comercializado no valor de -US\$36,98, esse valor foi substituído pelo valor anterior imediatamente. Realizado o ajuste na variável petróleo WTI foram alteradas também as variáveis para log e montado o gráfico de histórico das variáveis, como é possível observar na figura abaixo (Figura 4.1).

**Figura 4.1 - Histórico das Variáveis**

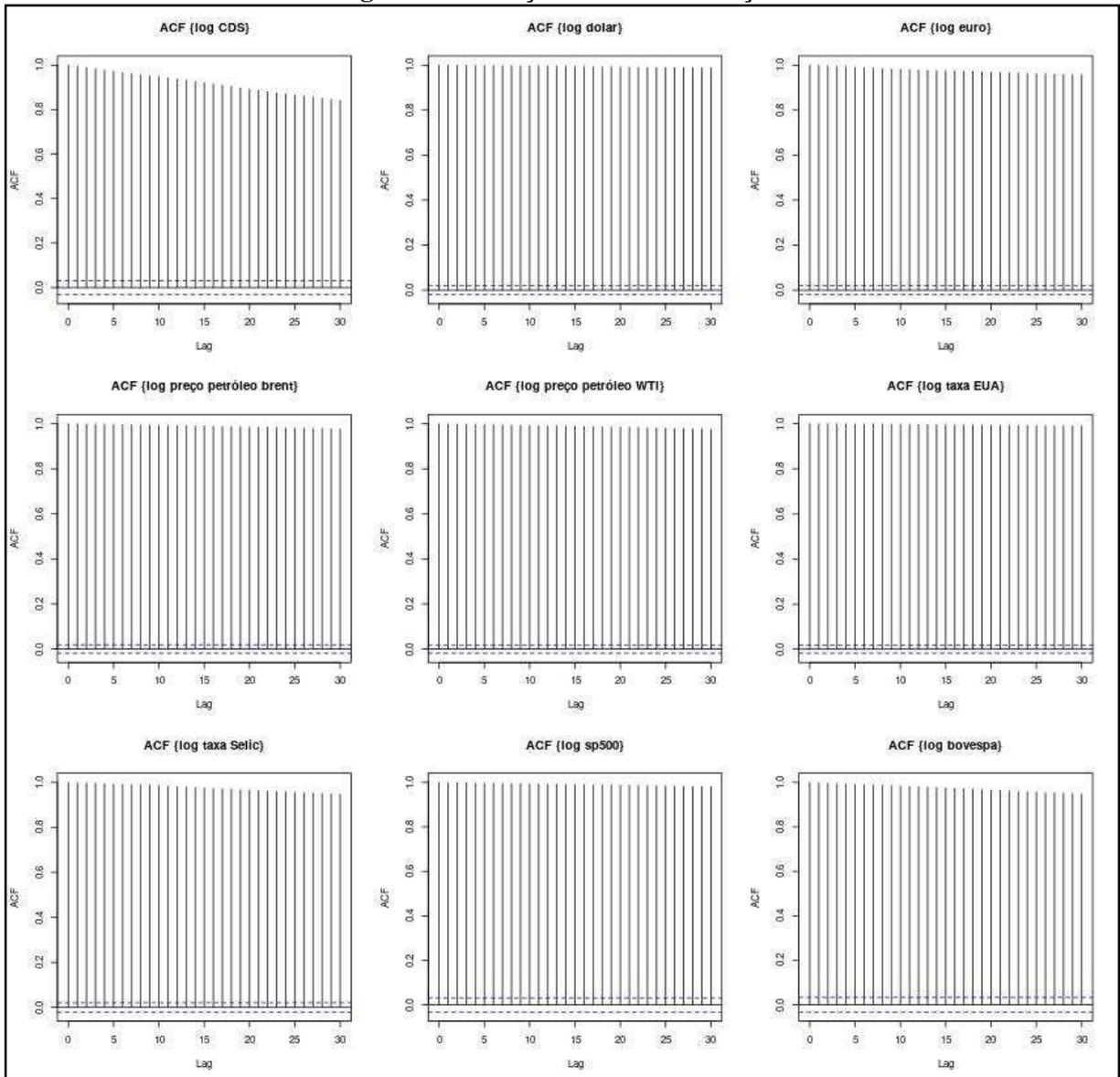


Fonte: O Autor (2022)

#### 4.1.2 Análise da ACF e teste *Augmented Dickey-Fuller*

Para verificar a estacionariedade das variáveis é necessário que a princípio haja análise gráfica com a utilização da função de correlação (ACF) (Figura 4.2). Sendo que a análise consiste em verificar se a variável tende para zero dentro dos 30 primeiros *lags*. No eixo horizontal tem-se os *lags*, que foi limitada em 30. No eixo vertical o valor apresentado pela ACF. Caso o valor da ACF atinja a faixa tracejada azul que está próxima a zero e permaneça lá é possível sugerir que a variável é estacionária, porém se isso não ocorrer pode-se sugerir que a variável é não estacionária.

**Figura 4.2 - Função de Autocorrelação**



Fonte: O Autor (2022)

Observando graficamente podemos concluir que nenhuma das variáveis apresentadas são estacionárias em nível. Isso é corroborado pelo teste *Augmented Dickey-Fuller* que nos traz a mesma conclusão. Verificando a tabela 4.2 abaixo temos que as variáveis não atingiram os valores críticos a 5% (-1,95), contudo as variáveis não são estacionárias em nível.

Tabela 4.2 - Teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) nas variáveis log-nível

	Value of test-statistic	1pct	5pct	10pct
log_CDS	0,3868			
log_cambio_dolar	-0,4481			
log_cambio_euro	-0,2879			
log_p_brent	-0,4151			
log_p_wti	-0,3965	-2,58	-1,95	-1,62
log_tx_eua	-1,2509			
log_tx_selic	0,0345			
log_sp500	0,0431			
log_ibovespa	0,0293			

Fonte: O Autor (2022)

Para verificar a ordem que as variáveis são integradas vamos tomar a primeira diferença das variáveis selecionadas e refazer o teste ADF.

Tabela 4.3 - Teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) nas variáveis em log na primeira diferença

	Value of test-statistic	1pct	5pct	10pct
log_CDS	-40,3977			
log_cambio_dolar	-42,8881			
log_cambio_euro	-43,4675			
log_p_brent	-36,8552			
log_p_wti	-39,4262	-2,58	-1,95	-1,62
log_tx_eua	-28,0119			
log_tx_selic	-43,3003			
log_sp500	-44,6875			
log_ibovespa	-44,2599			

Fonte: O Autor (2022)

A partir do teste ADF é possível rejeitar o 1% (-2,58) que as variáveis em primeira diferença são não estacionárias, de acordo com o teste as variáveis são integradas de ordem 1, I(1). Dado o comportamento dos dados pode-se sugerir um modelo de correção de erro vetorial (VECM) para as variáveis em nível, para isso é necessário examinar a existência de vetores de cointegração.

## 4.2 Teste Johansen

Uma vez verificado que as variáveis são I(1), a existência de combinações lineares entre elas indica a existência de cointegração. Para confirmar essa hipótese e determinar o número de vetores de cointegração vamos utilizar o teste Johansen.

**Tabela 4.4 - Teste Johansen**

	<b>test</b>	<b>10pct</b>	<b>5pct</b>	<b>1pct</b>
<b>r ≤ 8</b>	2,63	7,52	9,24	12,97
<b>r ≤ 7</b>	5,63	13,75	15,67	20,20
<b>r ≤ 6</b>	10,71	19,77	22,00	26,81
<b>r ≤ 5</b>	12,99	25,56	28,14	33,24
<b>r ≤ 4</b>	21,58	31,66	34,40	39,79
<b>r ≤ 3</b>	43,05	37,45	40,30	46,82
<b>r ≤ 2</b>	55,04	43,25	46,45	51,91
<b>r ≤ 1</b>	96,02	48,91	52,00	57,95
<b>r = 0</b>	828,82	54,35	57,42	63,71

Fonte: O Autor (2022)

Analisando os resultados apresentados na Tabela 4.4, a princípio é necessário verificar a presença de cointegração. Os testes nos fornecem fortes evidências para a rejeição da hipótese nula de não cointegração ( $r = 0$ ), uma vez que o teste excede significativamente o valor crítico de 1% ( $828,82 > 63,72$ ). O segundo teste ( $r \leq 1$ ) e terceiro teste ( $r \leq 2$ ) foram oferecidas evidências para rejeitá-los, uma vez que os valores excederam o valor crítico a 1% ( $96,02 > 57,95$  e  $55,04 > 51,91$  respectivamente). Porém não foi possível rejeitar o quarto teste ( $r \leq 3$ ) pois refere-se ao valor crítico de 1% ( $43,05 < 46,82$ ). Dessa forma, as evidências fornecem a existência de três vetores de cointegração. Isso diz que é necessária uma combinação linear de três séries temporais para formar uma série estacionária.

## 4.3 Modelagem por VECM

### 4.3.1 Critério de informação

Dando início a modelagem por VECM, primeiro é necessário selecionar a defasagem que minimize o nosso critério de informação, o critério de informação utilizado neste trabalho é o *Hannan-Quinn*,  $HQ(n)$ .

Tabela 4.5 - Critério de informação *Hannan-Quinn*

HQ(n)	Value
10	-67,0432
9	-67,0850
8	-67,1272
7	-67,1657
6	-67,1903
5	-67,2268
4	-67,2743
3	-67,2951
2	-67,3113
1	-67,2574

Fonte: O Autor (2022)

A partir da Tabela 4.5, podemos verificar que duas defasagens minimizam o critério de informação.

#### 4.3.2 Modelo VECM

Os resultados do modelo são apresentados na tabela 4.6, utilizando a variável *logCDS* como variável dependente.

Tabela 4.6 - Modelo VECM estimado

Variáveis	Estimado	Std. Error	t value	Pr(> t )
ect1	-0,002262	0,001505	-1,502	0,13308
ect2	-0,025011	0,012666	-1,975	0,04838 *
ect3	0,028759	0,015462	1,860	0,06296 .
constante	0,037501	0,022848	1,641	0,10081
l.CDS.dl1	0,079965	0,019889	4,021	5,92e-05 ***
l.cambiodolar.dl1	0,203036	0,099190	2,047	0,04073 *
l.cambioeuro.dl1	-0,175819	0,114018	-1,542	0,12315
l.p_brent.dl1	-0,02008	0,021765	-0,923	0,35630
l.p_wti.dl1	0,010977	0,007069	1,553	0,12056
l.tx_eua.dl1	0,031898	0,012225	2,609	0,00911 **
l.tx_selic.dl1	0,001808	0,046236	0,039	0,96880
l.sp500.dl1	0,164062	0,059695	2,748	0,00602 **
l.ibovespa.dl1	-0,09050	0,051062	-1,772	0,07641 .

Fonte: O Autor (2022)

- (\*) Significância estatística ao nível de 5%  
 (\*\*) Significância estatística ao nível de 1%  
 (\*\*\*) Significância estatística ao nível de 0,01%

Podemos observar a equação do modelo gerado abaixo:

$$\begin{aligned} \Delta \log CDS_t = & 0,03750 - 0,00226ECT1_{t-1} - 0,02501ECT2_{t-1} + 0,02876ECT3_{t-1} + \\ & 0,07997\Delta \log CDS_{t-1} + 0,20304\Delta \log dolar_{t-1} - 0,14582\Delta \log euro_{t-1} - \\ & 0,02008\Delta \log pbrent_{t-1} + 0,16406\Delta \log pwti_{t-1} + 0,03190\Delta \log txeua_{t-1} + \\ & 0,00181\Delta \log txselic_{t-1} + 0,16406\Delta \log SP500_{t-1} - 0,09306\Delta \log bovespa_{t-1}, \end{aligned} \quad (19)$$

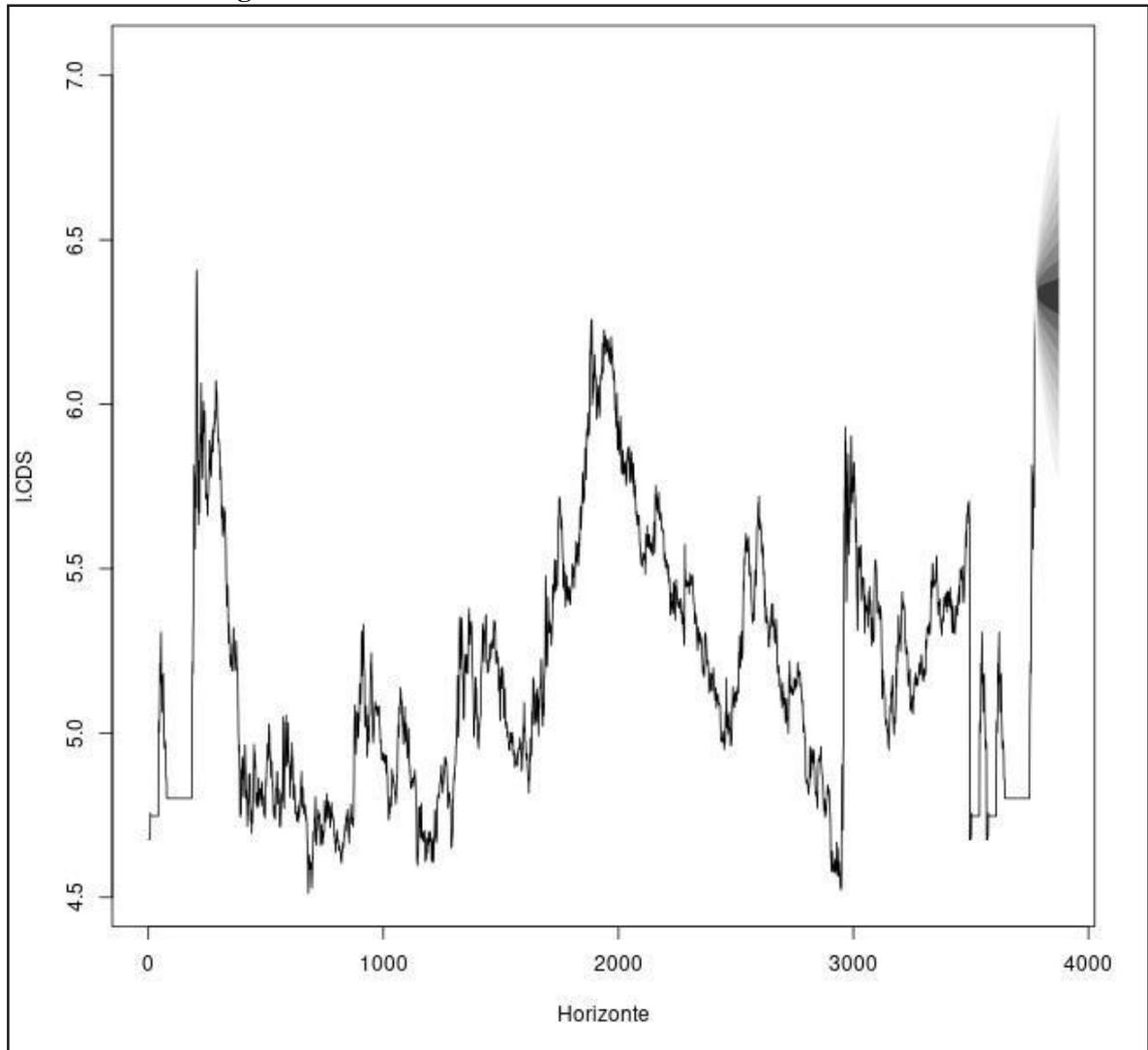
A partir da análise dos resultados obtidos na Tabela 4.6, temos um alerta quanto ao modelo. Um dos termos de correção do erro (ECT3) apresentou valor positivo (0,028759), isso pode implicar que o processo não está convergindo no longo prazo, portanto pode haver instabilidades. Focando primeiramente em impacto, por ordem decrescente é possível verificar que cambio dólar, índice sp500 e o câmbio euro são os mais representativos (0,20; 0,16 e -0,18 respectivamente). Assim, de forma prática uma alteração de 1 ponto percentual na variável cambio dólar mantendo as demais variáveis constantes aumenta o CDS brasileiro em 0,2%. Porém nem todas as variáveis foram estatisticamente significativas.

Porém, ao observar as variáveis, o CDS em sua primeira diferença tornou-se o parâmetro com a maior significância. Isso significa que as informações em t-1 da variável CDS são relevantes para prevê-la em t. Além do CDS, verificamos que o câmbio dólar, taxa de juros dos EUA e o SP500 todos a diferença foi a significância estatística dentro do limite de 5%.

Ademais, ao observar as variáveis estadunidenses, é possível identificar que todas apresentaram efeito positivo, o que significa que quanto maior as variáveis estadunidenses mantendo as demais variáveis constantes maior é o CDS brasileiro. Assim, pode-se concluir com os resultados que o crescimento do mercado americano, alta dos juros dos EUA e a alta do câmbio da nossa moeda com o dólar aumentam o risco de default do Brasil.

Contudo, em confronto com os estudos anteriores o câmbio dólar converge com os achados de Kim, Salem, Wu (2014), já a taxa de juros EUA e SP500 convergem em seus achados. Não foi possível verificar a significância ao nível de 5% nas variáveis de *commodities* energéticas (Petróleo *Brent* e WTI) para explicar o CDS brasileiro, diferindo do que foi verificado por Cheuathonghua et al. (2021). Logo, conclui-se que variáveis macroeconômicas globais mais especificamente estadunidenses influenciam o CDS brasileiro.

## 4.3.3 Previsão

**Figura 4.3 - Previsão modelo VECM - Horizonte de 100 dias**

Fonte: O Autor (2022)

Ao observar a Figura 4.3 pode-se visualizar a previsão do modelo VECM para o horizonte de 100 dias. Dessa maneira verifica-se que quanto maior a janela de previsão, maior a dispersão da previsão realizada. Logo, é plausível confirmar essa observação com base na verificação da tabela 4.7 abaixo.

Tabela 4.7 - Previsão do Modelo VECM - Horizonte de 100 dias

<b>t</b>	<b>fcst</b>	<b>lower</b>	<b>upper</b>
1	6,392758	6,312303	6,473213
2	6,354608	6,235511	6,473705
3	6,390267	6,240326	6,540207
4	6,360831	6,186293	6,535370
5	6,340986	6,145510	6,536463
...			
95	6,328789	5,490342	7,167236
96	6,328762	5,485969	7,171555
97	6,328737	5,481622	7,175852
98	6,328714	5,477299	7,180129
99	6,328692	5,472999	7,184385
100	6,328672	5,468724	7,188620

Fonte: O Autor (2022)

#### 4.4 Causalidade de Granger

Conforme verificado nos passos anteriores, nossas variáveis não foram estacionárias em nível e verificamos que temos ao menos 3 vetores de cointegração entre as variáveis selecionadas. Não podemos realizar o teste de Granger em nível uma vez que as variáveis em seu formato são não estacionárias podendo resultar em regressão espúria. Portanto, seguimos alguns passos levantados por Giles (2011) para variáveis não estacionárias. Um dos requisitos abordados é que a série não poderia apresentar correlação serial nos resíduos. Uma vez que não conseguimos superar essa etapa, não foi possível verificar com precisão a causalidade de Granger.

## 5 CONCLUSÃO

Neste trabalho, foram abordados os determinantes do *Credit Default Swap* (CDS) brasileiro. Tomando como partida a importância de termos um estudo sobre o tema, pois existe a hipótese de que o CDS é um ótimo indicador de risco-país. Para então verificarmos o que

impacta o CDS nacional realizamos uma vasta pesquisa na literatura sobre o tema e mais especificamente os achados de outros estudos sobre determinantes do CDS brasileiro. O estudo em si abre um novo precedente, pois não temos muitos estudos sobre o CDS brasileiro. Os outros estudos realizados sobre o tema abordaram uma cesta de países, e o nosso estudo verifica especificamente o CDS brasileiro.

Conseguimos atingir nossos objetivos no sentido de que realizamos uma pesquisa aprofundada na literatura e a partir dela selecionamos uma série de variáveis que foram significativas em estudos anteriores. Verificamos que o CDS defasado e compõe-se de significância estatística para prevê-lo, além disso alguns dos achados convergem em parte com estudos anteriores, contudo foi verificado uma alta dependência do CDS brasileiro com o mercado estadunidense. Onde a taxa de juros dos EUA, câmbio dólar e o SP500 tem efeitos positivos no CDS. Porém não conseguimos encontrar significância nas *commodities* energéticas, diferindo dos achados na literatura.

Encontramos um alerta no modelo, uma vez que um dos termos de correção de erro apresentou valor positivo. Isso pode implicar em alguns problemas, alguns deles são: O modelo não está convergindo a longo prazo, problemas de especificação do modelo ou presença de mudanças estruturais nos dados.

Em virtude do ocorrido, pode-se levantar uma nova abordagem em estudos futuros. Podendo também testar novas granularidades dos dados, além de se verificar as mudanças estruturais nos dados utilizados.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

NOETH, Bryan; SENGUPTA, Rajdeep. *A Look at Credit Default Swaps and Their Impact on the European Debt Crisis*. **Federal Reserve Bank of St. Louis**, 01 de abr. 2012, Disponível em: <<https://www.stlouisfed.org/publications/regional-economist/april-2012/a-look-at-credit-default-swaps-and-their-impact-on-the-european-debt-crisis>>. Acesso em: 11 de jun. 2022.

FENDER, Ingo; BERND, Hayo; MATTHIAS, Neuenkirch. *Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis*. **Journal of Banking & Finance**, V.36, p. 2786–2794, 2012.

APERGIS, Nicholas; DANULETIU, Dan; XU, Bing. *CDS spreads and COVID-19 pandemic*. **Journal of International Financial Markets**, V.76, 2022.

ISMAILESCU, Iuliana; KAZEMI, Hossein. *The reaction of emerging market Credit default swap spreads to sovereign Credit rating changes*. **Journal of Banking & Finance**, V.34, p. 2861–2873, 2010.

TAKAMI, Marcelo. *Short-Term Drivers of Sovereign CDS Spreads. Working paper Series*, Brasília, n.475, p. 1-53, 2018.

CHEUATHONGHUA, Massaporn; BOYRIE, Maria; PAVLOVA, Ivelina; WONGKANTARAKORN, Jutamas. *Extreme risk spillovers from commodity indexes to sovereign CDS spreads of commodity dependent countries: A VAR quantile analysis. International Review of Financial Analysis*, V.80, 2022.

WANG, Jun; SUN, Xiaolei; LI, Jianping. *How do sovereign Credit default swap spreads behave under extreme oil price movements? Evidence from G7 and BRICS countries. Finance Research Letters*, V.34, 2020.

KIM, Suk-Joong; SALEM, Leith; WU, Eliza. *The role of macroeconomic news in sovereign CDS markets: Domestic and spillover news effects from the U.S., the Eurozone and China. Journal of Financial Stability*, V.18, p. 208–224, 2015.

EYSSELL, Thomas; FUNG, Hung-Gay; ZHANG, Gaiyan. *Determinants and price discovery of China sovereign Credit default swaps. China Economic Review*, V.24, p. 1–15, 2013.

SENSOY, Ahmet; FABOZZI, Frank; ERASLAN, Veysel. *Predictability dynamics of emerging sovereign CDS markets. Economics Letters*, V.161, p. 5–9, 2017.

AUDZEYEVA, Alenat; FUERTES, Ana-Maria. *On the predictability of emerging market sovereign Credit spreads. Journal of International Money and Finance*, V.88, p. 140–157, 2018.

FENDER, Ingo; BERND, Hayo; MATTHIAS, Neuenkirch. *Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis. Journal of Banking & Finance*, V.36, p. 2786–2794, 2012.

PAVLOVA, Ivelina; BOYRIE, Maria; PARHIZGARI, Ali. *A dynamic spillover analysis of crude oil effects on the sovereign Credit risk of exporting countries. The Quarterly Review of Economics and Finance*, V.68, p. 10–22, 2018.

BOURI, Elie; DE BOYRIE, Maria; PLAVLONA, Ivelina. *Volatility transmission from commodity markets to sovereign CDS spreads in emerging and frontier countries. International Review of Financial Analysis*, V.49, p. 155–165, 2017.

TOKAT, Hakki. *Understanding Volatility Transmission Mechanism Among the CDS Markets: Europe & North America Versus Brazil & Turkey. Economia Aplicada*, V.17, p. 5-19, 2012.

KENTON; Will. *Spillover Effect: Definition. Investopedia*, 29 de set. 2020, Disponível em:<<https://www.investopedia.com/terms/s/spillover-effect.asp>>. Acesso em: 24 de Jul. 2022.

SCOTT; Gordon. *Country Risk Definition. Investopedia*, 28 de ago. 2020, disponível em:<<https://www.investopedia.com/terms/c/countryrisk.asp>>. Acesso em: 24 de jul. 2022.

WOOLDRIDGE, Jeffrey. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna – Tradução da 6ª edição norte-americana**. São Paulo, Brasil: Cengage Learning Brasil, 2018.

9788522126996. E-book. Disponível em:  
<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788522126996/>. Acesso em: 08 ago. 2022.

MORETTIN, Pedro A. **Econometria Financeira Um Curso em Séries Temporais Financeiras**. São Paulo, Brasil: Editora Blucher, 2017. E-book. ISBN 9788521211310. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788521211310/>. Acesso em: 28 set. 2022.

HULL, Jhon. **Opções, Futuros e Outros Derivativos**. 9. ed. São Paulo, Brasil: Ed. Bookman Editora LTDA.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C. W. J. *Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing* (Cointegração e Correção de Erros: Representação Estimação e Testes). **Econometrica**, vol. 55, n. 2, pp. 251-276, 1987.

Pfaff, B. (2008). **VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars**. *Journal of Statistical Software* 27(4). URL <https://www.jstatsoft.org/v27/i04/>.

Pfaff, B. (2008) **Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R. Second Edition**. Springer, New York. ISBN 0-387-27960-1

Wickham H, Hester J, Bryan J (2022). **\_Read Rectangular Text Data\_**. R package version 2.1.3, <<https://CRAN.R-project.org/package=readr>>.

Hadley Wickham (2007). **Reshaping Data with the reshape Package**. *Journal of Statistical Software*, 21(12), 1-20. URL <http://www.jstatsoft.org/v21/i12/>.

H. Wickham. **Elegant Graphics for Data Analysis**. Springer- Verlag New York, 2016.