



**Universidade de Évora - Escola de Ciências Sociais**

**Mestrado em Economia**

Dissertação

**Análise dos Preços Agrícolas Internacionais e de  
Cabo Verde: Uma Abordagem de Séries Temporais**

Rubem Alexsander Fortes Pereira

Orientadora | Fernanda P. M. Peixe

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em  
Economia

Évora 2026





**Universidade de Évora - Escola de Ciências Sociais**

**Mestrado em Economia**

Dissertação

**Análise dos Preços Agrícolas Internacionais e de  
Cabo Verde: Uma Abordagem de Séries Temporais**

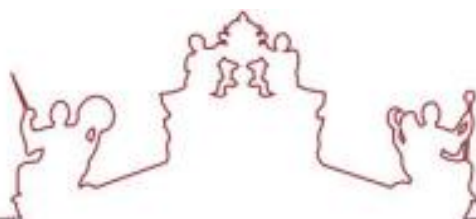
Rubem Alexander Fortes Pereira

Orientadora | Fernanda P. M. Peixe

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em  
Economia

Évora 2026





A dissertação foi objeto de apreciação e discussão pública pelo júri nomeado pelo Diretor da Escola de Ciências Sociais:

Presidente		Maria Aurora Murcho Galego (Universidade de Évora)
Vogais		F. P. M. Peixe (Universidade de Évora) (Orientadora) Pedro Damião Henriques (Universidade de Évora) (Arguente)

Évora 2026



Aos meus queridos pais, luzes da minha vida.

# Análise dos Preços Agrícolas Internacionais e de Cabo Verde: Uma Abordagem de Séries Temporais

## RESUMO

Este estudo analisa a relação entre os preços agrícolas mensais, internacionais e de Cabo Verde, no período de 2003 a 2024, com o objetivo de avaliar a existência de relações de longo prazo e de curto prazo, a direção da causalidade e a previsibilidade dos preços domésticos a partir das cotações externas. Como variáveis de controlo adicionais são também consideradas a taxa de câmbio e o preço do petróleo bruto. A investigação adota uma abordagem quantitativa, com base em técnicas econométricas de séries temporais, nomeadamente testes de raiz unitária e de estacionariedade, análise de cointegração de Johansen, Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM) e testes de Causalidade à Granger.

Os resultados empíricos evidenciam uma forte correlação entre os preços internacionais e domésticos e confirmam a existência de um vetor de cointegração, o que indica uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas e evidência de transmissão de preços entre o mercado agrícola internacional e o doméstico. O termo de correção do erro na equação dos preços de Cabo Verde revelou-se negativo e estatisticamente significativo, mostrando um mecanismo de ajustamento que corrige desequilíbrios de curto prazo. No entanto, não se encontrou causalidade no sentido de Granger entre o crescimento dos preços internacionais e domésticos, sugerindo que os choques externos não se transmitem de forma imediata ao nível interno.

Em termos de política económica, os resultados reforçam a necessidade de estratégias que mitiguem a vulnerabilidade externa de Cabo Verde, nomeadamente através da diversificação produtiva, criação de reservas alimentares estratégicas e melhoria dos mecanismos de previsão de preços.

**Palavras-chave:** Transmissão de preços, Cointegração de Johansen, Causalidade à Granger, Séries Temporais.

# ***Analysis of International and Cape Verde Agricultural Prices: A Time Series Approach***

## **ABSTRACT**

*This study analyzes the relationship between monthly agricultural prices, both international and in Cape Verde, from 2003 to 2024, with the aim of assessing the existence of long-term and short-term relationships, the direction of causality, and the predictability of domestic prices based on external prices. The exchange rate and the price of crude oil are also considered as additional control variables. The research adopts a quantitative approach, based on econometric time series techniques, namely unit root tests and stationarity tests, Johansen cointegration analysis, Vector Error Correction Model (VECM), and Granger causality tests.*

*The empirical results show a strong correlation between international and domestic prices and confirm the existence of a cointegration vector, which indicates a long-term equilibrium relationship between the variables analyzed and evidence of price transmission between the international and domestic agricultural markets. The error correction term in the Cape Verde price equation proved to be negative and statistically significant, showing an adjustment mechanism that corrects short-term imbalances. However, no Granger causality was found between the growth of international and domestic prices, suggesting that external shocks are not immediately transmitted to the domestic level.*

*In terms of economic policy, the results reinforce the need for strategies that mitigate Cape Verde's external vulnerability, namely through productive diversification, the creation of strategic food reserves, and the improvement of price forecasting mechanisms.*

**Key words:** *Price transmission, Johansen Cointegration, Granger Causality, Time Series.*

## **AGRADECIMENTOS**

Reservo este espaço para agradecer, com profundo reconhecimento, a todas as pessoas que, de alguma forma ou outra, contribuíram para a realização deste trabalho, pois sem as suas preciosas contribuições nunca teria sido conseguida.

Primeiramente, agradeço a Deus por guiar a minha caminhada e pela força e coragem que me concedeu ao longo destes anos de estudo.

Agradeço a minha orientadora, Professora Doutora Fernanda Peixe pela sua valiosa contribuição, acompanhamento e sugestões para melhorar o meu trabalho, pelo modo cientificamente esclarecedor que respondeu às minhas dúvidas e problemas que surgiram durante a realização deste trabalho.

Um agradecimento especial a todos os professores da Escola de Ciências Sociais (ECS), que com todo profissionalismo enriqueceram os meus conhecimentos ao longo do curso, importantes para que hoje eu tenha habilidade para concretizar esse trabalho.

Também não posso esquecer dos meus amigos que estiveram sempre presentes na retaguarda para me apoiar psicologicamente e ajudar a ultrapassar os momentos mais complicados. A todos um muito obrigado por terem acreditado.

Para terminar quero deixar uma palavra de profundo reconhecimento à minha família: meus pais, os meus irmãos, os meus tios e a minha avó, que embora distantes, criaram todas as condições indispensáveis para que eu possa estudar e concluir este mestrado.

A todos, um muito obrigado!

## ÍNDICE

ÍNDICE DE GRÁFICOS .....	vi
ÍNDICE DE TABELAS.....	vii
ABREVIATURAS E SIGLAS .....	viii
CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Apresentação e Contextualização do tema.....	1
1.2. Hipóteses .....	3
1.3. Objetivos.....	4
CAPÍTULO II - REVISÃO DA LITERATURA.....	5
2.1. Preços Agrícolas e Crescimento Económico em Países em Desenvolvimento .....	5
2.2. Transmissão de Preços e Mecanismos de Integração de Mercados.....	6
2.2.1. Cointegração e Relações de Longo Prazo.....	6
2.2.2. Causalidade à Granger e Relações Dinâmicas de Curto Prazo .....	7
2.3. Modelos de Séries Temporais para Análise e Previsão de Preços .....	8
CAPÍTULO III - CARACTERIZAÇÃO ECONÓMICA DE CABO VERDE .....	9
3.1. Enquadramento geográfico.....	9
3.2. Pequena economia insular .....	9
3.3. Caraterização Macroeconómica.....	9
CAPÍTULO IV – DADOS .....	20
4.1. Fontes de Dados .....	20
4.2. Definição das variáveis .....	20
4.3. Período, Frequência e Tratamento das Séries .....	22
4.4. Evolução das variáveis.....	22
4.5. Estatísticas descritivas das Variáveis.....	26
CAPÍTULO V – METODOLOGIA.....	30

5.1.	Modelo analítico e natureza do estudo .....	30
5.2.	Procedimentos de Análise Econométrica.....	31
5.2.1.	Análise de estacionariedade.....	31
5.2.2.	Testes de Cointegração de Johansen .....	34
5.2.3.	Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) .....	36
5.2.4.	Causalidade à Granger.....	36
CAPÍTULO VI – APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS .....		38
6.1.	Testes de Raiz Unitária e de Estacionariedade.....	38
6.2.	Testes de Cointegração de Johansen .....	41
6.3.	Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM).....	42
6.4.	Testes de Causalidade à Granger .....	46
CAPÍTULO VII – CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÕES .....		48
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....		51
ANEXOS.....		55

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

<b>Gráfico 1:</b> Evolução mensal dos índices de preços agrícolas internacional e de Cabo Verde ...	2
<b>Gráfico 2:</b> Taxa de crescimento real do PIB .....	12
<b>Gráfico 3:</b> Taxa de inflação média anual .....	14
<b>Gráfico 4:</b> Taxa desemprego em percentagem da população ativa .....	16
<b>Gráfico 5:</b> Balança corrente em percentagem do PIB.....	17
<b>Gráfico 6:</b> Taxa de câmbio.....	19
<b>Gráfico 7:</b> Evolução do Índice de Preços Domésticos (PCV) .....	23
<b>Gráfico 8:</b> Evolução do Índice de Preços Internacionais (PINT) .....	24
<b>Gráfico 9:</b> Índice de Preços do Petróleo Bruto (BRENT).....	25
<b>Gráfico 10:</b> Taxa de Câmbio USD/CVE.....	26

## ÍNDICE DE TABELAS

<b>Tabela 1:</b> Indicadores Macroeconómicos .....	10
<b>Tabela 2:</b> Estatísticas descritivas das variáveis .....	26
<b>Tabela 3:</b> Correlação de Pearson.....	28
<b>Tabela 4:</b> Teste ADF em níveis (com tendência e 12 defasamentos).....	38
<b>Tabela 5:</b> Teste ADF em primeiras diferenças (sem tendência) .....	39
<b>Tabela 6:</b> Teste Phillips-Perron em níveis (com tendência) .....	39
<b>Tabela 7:</b> Teste Phillips-Perron em primeiras diferenças (sem tendência) .....	40
<b>Tabela 8:</b> Teste KPSS em níveis (com tendência) .....	40
<b>Tabela 9:</b> Teste KPSS em primeiras diferenças (sem tendência) .....	41
<b>Tabela 10:</b> Seleção da Ordem de Defasamento (k) .....	41
<b>Tabela 11:</b> Resultados dos testes de cointegração de Johansen .....	42
<b>Tabela 12:</b> Vetor de Cointegração Normalizado em $\ln(\text{PCV})$ .....	43
<b>Tabela 13:</b> Significância Global das Equações do VECM .....	44
<b>Tabela 14:</b> Termos de Correção de Erro (ECT) das Equações do VECM.....	44
<b>Tabela 15:</b> Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos .....	45
<b>Tabela 16:</b> Teste de Normalidade dos Resíduos .....	45
<b>Tabela 17:</b> Teste de Causalidade à Granger entre $\Delta \ln(\text{PCV})$ e $\Delta \ln(\text{PINT})$ .....	46

## **ABREVIATURAS E SIGLAS**

**ADB** - *African Development Bank*

**ADF** - *Augmented Dickey-Fuller*

**AEI** - *American Enterprise Institute*

**ARCH** - *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*

**ARIMA** - *Autoregressive Integrated Moving Average*

**BCV** - Banco de Cabo Verde

**CVE** - Escudos Cabo-verdianos

**ECM** - *Error Correction Model*

**EUA** - Estados Unidos da América

**FAO** - *Food and Agriculture Organization*

**GARCH** - *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*

**GDP / PIB** - *Gross Domestic Product/Produto Interno Bruto*

**IFPRI** - *International Food Policy Research Institute*

**IMF** - *International Monetary Fund*

**INE-CV** - Instituto Nacional de Estatística de Cabo Verde

**IPC** - Índice de Preços no Consumidor

**KPSS** – Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

**LM** - *Lagrange Multiplier*

**MAE** - *Mean Absolute Error*

**MAPE** - *Mean Absolute Percentage Error*

**OPEP** - Organização dos Países Exportadores de Petróleo

**OECD** - *Organisation for Economic Co-operation and Development*

**OLS** - *Ordinary Least Squares*

**PEDS** - *Plano Estratégico de Desenvolvimento Sustentável*

**PP** - *Phillips-Perron*

**R<sup>2</sup>** - *Coeficiente de Determinação*

**RMSE** - *Root Mean Squared Error*

**VAR** - *Vector Autoregression*

**VECM** - *Vector Error Correction Model*

## **CAPÍTULO I - INTRODUÇÃO**

### **1.1. Apresentação e Contextualização do tema**

O presente trabalho procura analisar a relação entre os preços agrícolas internacionais e os de Cabo Verde, usando uma abordagem de séries temporais.

A diferença no desempenho económico de vários países, assim como a constatação da diversidade de condições de vida no mundo e a percepção do estado de miséria em que vários países africanos se encontram, têm servido de motivo para diversos programas de pesquisa sobre o desenvolvimento económico.

Cabo Verde é vulnerável do ponto de vista da produção alimentar, pois as condições climáticas prejudicam a prosperidade do setor agrícola, que constitui, juntamente com as pescas, as principais fontes de abastecimento alimentar e os pilares da segurança alimentar do país. Além disso, proporcionam oportunidades de emprego em todas as ilhas e desempenham um papel fundamental na estabilização dos preços dos alimentos.

De acordo com a FAO a agricultura familiar tem um importante papel socioeconómico, ambiental e cultural, dado que é uma das principais formas de produção de alimentos no mundo, correspondendo a cerca de 70 a 80% das propriedades agrícolas.

Essa realidade é visível em Cabo Verde, visto que segundo Anuário Estatístico de Cabo Verde (2016), publicado pela INE cerca de 99,7% da estrutura das explorações agrícolas são explorações agrícolas familiares e somente 0,3% é explorada por escolas (hortas escolares) e entidades públicas (Governo ou Câmaras Municipais).

É de realçar que a produção agrícola garante entre 10 a 25% das necessidades do país e a segurança alimentar é garantida através da importação. Contudo, o Governo acredita que o país pode ser autossuficiente em legumes, tubérculos, frutas tropicais e produtos de pecuária industrial como carnes e ovos.

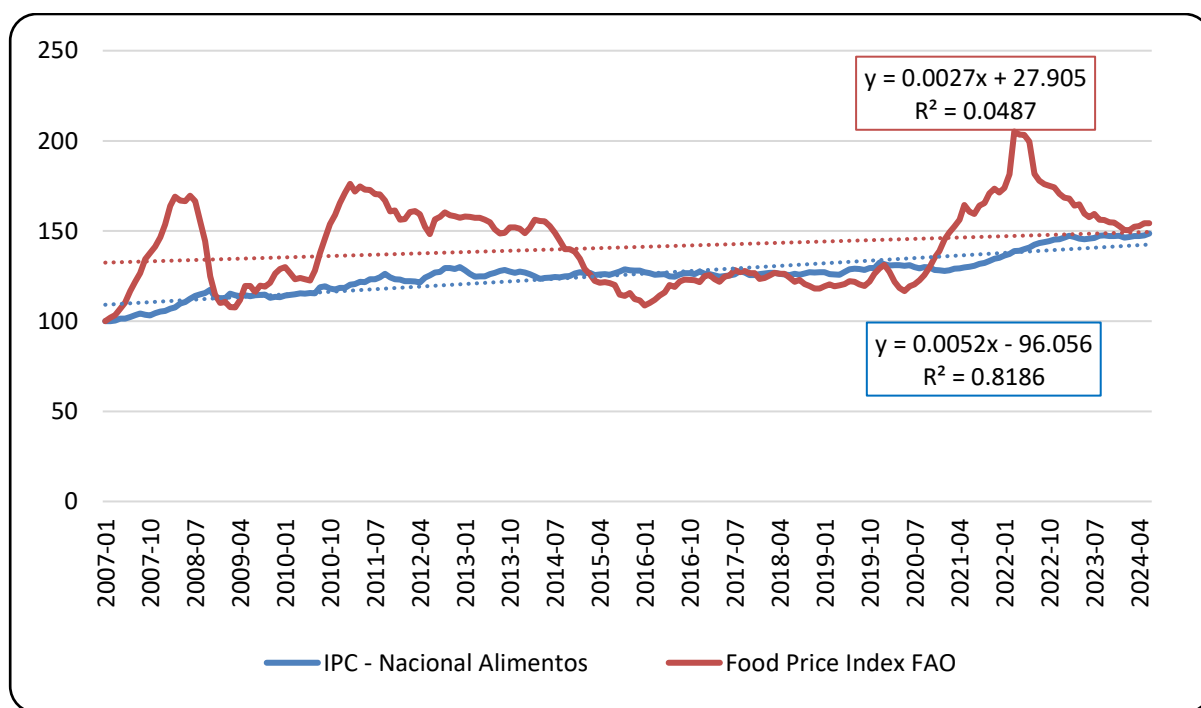
Em Cabo Verde, são praticados dois tipos de agricultura. O primeiro é a agricultura tradicional de sequeiro, praticada principalmente durante a "estação das chuvas" (entre julho e setembro). O segundo é a agricultura de irrigação que ocorre praticamente durante todo o ano. De acordo com dados oficiais, apenas 10% da superfície do país (cerca de 79.000

hectares) é utilizada para a atividade agrícola, devido em grande parte à escassez e irregularidade das chuvas, que instigam secas cíclicas, déficit hídrico permanente e desertificação acentuada (Santos, 2002).

Apesar das debilidades estruturais apontadas, o setor agrícola desempenha um papel importante na subsistência de um número relevante de famílias que dele dependem diretamente, além de ser um vetor de desenvolvimento económico e social do país.

O Gráfico 1 permite verificar a evolução dos preços internacionais da FAO e dos preços domésticos de Cabo Verde de janeiro de 2007 a junho de 2024. Pode-se verificar que ao longo deste período os preços internacionais sofrem oscilações, mas que a partir de 2016 apresenta uma tendência de aumento até maio de 2022 e novamente volta a apresentar uma diminuição até junho de 2024. Já o preço doméstico por sua vez apresenta uma tendência de aumento em todo esse período de análise.

**Gráfico 1:** Evolução mensal dos índices de preços agrícolas internacional e de Cabo Verde



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da FAO e da INE-CV.

A evolução dos preços agrícolas tem sido um tema central no debate sobre segurança alimentar, desenvolvimento económico e estabilidade macroeconómica especialmente em países com forte dependência das importações de bens alimentares (OECD-FAO, 2023). O mercado agrícola internacional tem enfrentado uma crescente volatilidade, intensificada por

choques climáticos, tensões geopolíticas, pandemias e disrupções nas cadeias globais de abastecimento (Glauber et al., 2023) (IFPRI, 2023). Esses fatores afetam diretamente a formação de preços nos mercados domésticos, especialmente em países em desenvolvimento e em economias insulares como Cabo Verde.

Cabo Verde, devido às suas limitações estruturais em termos de produção agrícola e ao elevado grau de abertura comercial, é altamente vulnerável às flutuações dos preços internacionais (INE, 2022). Esta vulnerabilidade acarreta implicações socioeconómicas relevantes, afetando não apenas o custo de vida da população, mas também a eficácia das políticas públicas voltadas para o setor agrícola e para a mitigação da pobreza.

A literatura recente tem enfatizado a importância de compreender como choques nos preços internacionais são transmitidos para os mercados locais, seja através de mecanismos de cointegração no longo prazo ou de causalidade no curto prazo, como em Cramon-Taubadel & Goodwin (2021) e Nazlioglu & Soytaş (2012). Além disso, as ferramentas de séries temporais continuam a ser amplamente utilizadas na análise dessas relações, proporcionando meios robustos para a modelação, identificação de padrões e previsões (Hamilton, 1994).

## **1.2. Hipóteses**

Com base nos objetivos definidos e na literatura científica sobre transmissão de preços formulam-se as seguintes hipóteses de investigação:

- **H1:** Existe transmissão de preços a longo prazo dos mercados agrícolas internacionais para os de Cabo Verde, traduzindo-se numa relação estatisticamente significativa de cointegração.
- **H2:** Há um sistema dinâmico que conduz os mercados agrícolas de Cabo Verde de volta ao equilíbrio com os mercados internacionais, quando essa relação é perturbada por choques de curto prazo.
- **H3:** Variações nos preços agrícolas internacionais causam, no sentido de Granger, variações no mesmo sentido dos preços agrícolas internos em Cabo Verde, refletindo uma relação dinâmica de curto prazo em que choques externos influenciam os preços domésticos.

Em suma, nestas hipóteses assume-se que as flutuações dos preços agrícolas internacionais exercem um impacto económico relevante sobre os preços internos em Cabo Verde, com implicações para a segurança alimentar e para a política económica nacional.

### 1.3. Objetivos

#### - Objetivo Geral

De modo geral, pretende-se analisar a relação entre os preços agrícolas internacionais e os preços internos em Cabo Verde, por meio de técnicas econométricas de séries temporais, com o intuito de identificar padrões de comportamento, verificar a existência de relações de causalidade e cointegração, e descrever possíveis mecanismos de transmissão de preços.

#### - Objetivos Específicos:

Especificamente, pretende-se:

- a) **Descrever e analisar a evolução temporal** dos preços agrícolas internacionais e dos preços agrícolas internos em Cabo Verde, com base em estatísticas descritivas e análises gráficas;
- b) **Analisar a estacionariedade das séries temporais** envolvidas, utilizando procedimentos como teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), teste de Phillips-Perron (PP) e testes KPSS.
- c) **Verificar a existência de cointegração** entre os preços internacionais e internos, recorrendo aos testes de Johansen, a fim de identificar relações de longo prazo entre as variáveis;
- d) **Estimar modelos dinâmicos**, como VAR/VECM, os quais podem servir de base à previsão da trajetória dos preços agrícolas internos, com base na evolução dos preços internacionais;
- e) **Testar a Causalidade à Granger** entre os preços internacionais e os preços internos, para determinar a direção e a natureza das relações dinâmicas de curto prazo;
- f) **Avaliar as implicações económicas** dos resultados obtidos, no contexto da vulnerabilidade externa de Cabo Verde e da formulação de políticas no setor agrícola.

## **CAPÍTULO II - REVISÃO DA LITERATURA**

A análise da dinâmica dos preços agrícolas no contexto internacional e doméstico tornou-se cada vez mais relevante na formulação de políticas económicas sustentáveis, sobretudo em países com alta dependência externa e baixa capacidade produtiva interna, como é o caso de Cabo Verde. O estudo das flutuações nos preços e sua eventual transmissão ao nível interno, ganha importância particular numa perspetiva de crescimento inclusivo, uma vez que a instabilidade de preços pode condicionar a segurança alimentar, a alocação de recursos e os níveis de investimento (World Bank, 2023).

Este capítulo revê a literatura relevante sobre a transmissão de preços, a cointegração entre mercados agrícolas internacionais e locais, as relações de causalidade de curto e longo prazo, bem como a utilização de modelos de séries temporais para previsão de preços. A abordagem segue uma perspetiva aplicada ao desenvolvimento económico, considerando a interligação entre mercados, vulnerabilidades estruturais e estabilidade de preços.

### **2.1. Preços Agrícolas e Crescimento Económico em Países em Desenvolvimento**

O setor agrícola é, em muitos países, uma base fundamental para o crescimento económico, especialmente nas fases iniciais da transformação estrutural (Timmer, 2009) (Christiaensen & Demery, 2018). Contudo, quando as economias são marcadas por fraca produção agrícola e forte dependência de importações alimentares, como ocorre em diversas nações africanas e nos pequenos estados insulares, os preços agrícolas internacionais tornam-se um canal de transmissão de instabilidade externa para o tecido económico interno (FAO, 2022).

Choques nos preços agrícolas tendem a afetar de forma desproporcional os países de baixo rendimento, comprometendo os ganhos de produtividade e dificultando trajetórias sustentadas de crescimento. Estes impactos não se limitam à inflação alimentar, mas estendem-se à deterioração dos termos de troca e à fragilização das contas externas – dois fatores determinantes no processo de crescimento em economias abertas (Rodrik, 2008).

A análise da variação de preços permite identificar diversas tendências nos mecanismos de transmissão de preços ao longo da cadeia e auxilia na compreensão dos resultados dos testes de cointegração.

As séries de preços de *commodities* apresentam várias características comuns com implicações importantes na análise estatística. Geralmente, séries de preços de produtos individuais contêm tendências estocásticas e são não estacionárias; além disso, tendem a mover-se conjuntamente, o que significa que podem ser cointegradas. Assim, séries de preços de mercados interrelacionados provavelmente contêm as mesmas tendências estocásticas, sendo a combinação linear desses preços estacionária. Testes padrão de raiz unitária e de cointegração podem ser aplicados para determinar se as séries de preços são estacionárias e se estão cointegradas, respectivamente.

Dessa forma, a transmissão de preços pode ser estudada através de modelos econométricos. A magnitude das variações de preços permite identificar tendências nos mecanismos de transmissão ao longo da cadeia (Oliveira et al., 2015).

## **2.2. Transmissão de Preços e Mecanismos de Integração de Mercados**

A literatura sobre transmissão de preços parte da hipótese de que em mercados integrados, os choques de preços numa economia líder (tipicamente, o mercado internacional) são transmitidos aos mercados seguidores (Goodwin & Piggott, 2001). A intensidade e velocidade dessa transmissão dependem do grau de integração de mercado, da eficiência institucional e da estrutura das cadeias de valor (Conforti, 2004).

Mundlak & Larson (1992) argumentaram que, embora exista uma correlação positiva entre preços internacionais e internos, essa relação não é perfeita, sendo modulada por políticas públicas, barreiras tarifárias, custos de transporte e capacidade logística. Em economias frágeis, a transmissão pode ser incompleta ou assimétrica, levando a rigidez nos ajustamentos internos.

Mais recentemente, Glauber et al. (2023) identificaram que os efeitos da pandemia de COVID-19 e da guerra na Ucrânia geraram choques disruptivos na cadeia global de abastecimento alimentar, amplificando a volatilidade dos preços internacionais e agravando os efeitos para países importadores líquidos de alimentos.

### **2.2.1. Cointegração e Relações de Longo Prazo**

O conceito de cointegração, introduzido por Engle & Granger (1987), permite testar se duas ou mais séries temporais não estacionárias evoluem conjuntamente no longo prazo, mesmo

que apresentem flutuações temporárias no curto prazo. Em termos práticos, a cointegração entre os preços agrícolas internacionais e internos indica que ambos compartilham uma tendência comum, o que tem implicações importantes para a política económica.

De acordo com Oliveira et al. (2015), a teoria da cointegração baseia-se na ideia de que uma “relação de equilíbrio é um ponto estacionário caracterizado por forças que tendem a empurrar a economia de volta ao equilíbrio sempre que esta se afasta”. A combinação linear estacionária é denominada equação de cointegração e pode ser interpretada como uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Nessas condições, as séries são cointegradas, o que é estatisticamente equivalente à existência de uma relação económica de longo prazo entre variáveis integradas da mesma ordem.

Para testar a cointegração podem ser aplicados dois métodos: o primeiro é o método de Engle-Granger, baseado em dois passos através de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Nesse método, estima-se primeiro uma regressão estática e, no segundo passo, testa-se se os resíduos são estacionários ou não. O segundo método, mais robusto, é o método de Johansen, baseado numa estimação de máxima verosimilhança de um sistema de equações dinâmico e em duas estatísticas: o traço e o máximo valor próprio (Oliveira et al., 2015).

Estudos recentes, como Cramon-Taubadel & Goodwin (2021) demonstraram que a cointegração é comum entre mercados agrícolas globalmente conectados, embora a sua força dependa do nível de liberação comercial e da presença de mecanismos de ajustamento de preços. Em países africanos, os resultados são mistos, com casos de cointegração forte, parcial ou inexistente, revelando diferenças estruturais importantes.

### **2.2.2. Causalidade à Granger e Relações Dinâmicas de Curto Prazo**

A análise da Causalidade à Granger (Granger, 1969) é amplamente utilizada para identificar relações unidirecionais ou bidirecionais entre variáveis económicas. No contexto dos preços agrícolas essa abordagem permite verificar se as flutuações nos preços internacionais precedem e, portanto, potencialmente influenciam os preços internos.

Em mercados dependentes de importações alimentares, esperaríamos uma causalidade à Granger unidirecional, do mercado internacional para o doméstico, sugerindo uma exposição significativa aos riscos externos. Este argumento reforça a necessidade de estratégias de mitigação de risco por parte das autoridades económicas, como reservas alimentares

estratégicas, contratos futuros ou políticas de estabilização de preços. No entanto, a evidência empírica, como em Nazlioglu & Soytaş (2011), tem frequentemente encontrado neutralidade em termos do sentido da causalidade.

### **2.3. Modelos de Séries Temporais para Análise e Previsão de Preços**

A modelação de séries temporais constitui uma das ferramentas mais eficazes na análise de preços agrícolas, permitindo não apenas identificar padrões e tendências, mas também prever o comportamento futuro das variáveis em estudo. Modelos ARIMA, VAR e VECM são amplamente utilizados para examinar relações dinâmicas entre séries cointegradas, enquanto modelos GARCH têm sido úteis para avaliar a volatilidade dos preços (Hamilton, 1994) (Lütkepohl, 2005).

Uma das características relevantes da volatilidade é que ela não é uma variável diretamente observável (Pinho et al., 2016). Assim, tem sido alvo de estudos e interesse entre académicos e profissionais, sobretudo no que diz respeito aos modelos e estimadores utilizados para o seu cálculo. A primeira versão desses modelos são os ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) desenvolvidos por Engle (1982). Atualmente existem várias alternativas como o GARCH (*Generalized ARCH model*), *Threshold-ARCH*, *Exponential-GARCH*, entre outros, utilizados na análise de dados para captar a volatilidade.

Tsay (2002) salienta a limitação do modelo ARCH como sendo pouco parcimonioso, uma vez que a descrição da volatilidade condicional requer a estimação de um grande número de parâmetros. Este fenómeno é ultrapassado através do modelo GARCH (p, q) de Bollerslev (1986).

Em contextos como o cabo-verdiano, a utilização de tais modelos oferece uma oportunidade valiosa para aprimorar a gestão de políticas públicas. Previsões robustas dos preços agrícolas permitem otimizar decisões de importação, gestão de estoques e definição de subsídios, contribuindo assim para uma maior estabilidade económica.

## **CAPÍTULO III - CARACTERIZAÇÃO ECONÓMICA DE CABO VERDE**

O foco deste capítulo é sobre a economia de Cabo Verde, no qual é analisado a situação económica do país, apresentando em particular as características geográficas, macroeconómicas e uma breve caracterização do setor agrícola de Cabo Verde, considerada muito importante para este estudo.

### **3.1. Enquadramento geográfico**

Cabo Verde é um arquipélago vulcânico situado no atlântico Centro-Oriental, a cerca de 570 km a oeste de Dakar (Senegal), composto por dez ilhas principais e diversos ilhéus, com 4.033 km<sup>2</sup> de área emerso-continental. O relevo apresenta forte contraste entre ilhas orientais, mais planas e áridas, e ilhas ocidentais, mais montanhosas; o ponto mais elevado é o Pico do Fogo (2.829 m), vulcão ativo na ilha do Fogo. O clima é semiárido, com precipitação escassa e irregular, fortemente condicionada pelos ventos alísios e pela influência saheliana, o que limita a disponibilidade de solos aráveis e de água doce superficial. Estas características físicas explicam, em grande medida, a elevada variabilidade inter-anual da produção agrícola e a recorrência de secas (PEDS, 2017) (Santos, 2002).

### **3.2. Pequena economia insular**

Cabo Verde integra formalmente o grupo das *Small Island Developing States* (SIDS), cuja literatura destaca vulnerabilidade estruturais típicas: pequena dimensão de mercado, base produtiva estreita, dispersão territorial distância a mercados, custos logísticos elevados e elevada exposição a choques climáticos e externos. Estas características geram maior volatilidade macroeconómica e restringem economias de escala. No plano alimentar, o país revela forte dependência de importações – estimativas recentes indicam que cerca de 80% do consumo alimentar tem origem externa, o que significa o *pass-through* de choques internacionais de preços (PEDS, 2017) (INE, 2022) (FAO, 2022) (ADB, 2024).

### **3.3. Caracterização Macroeconómica**

A economia cabo-verdiana é aberta e dominada por serviços, com o turismo como setor âncora. Após a contração severa de 2020 induzida pela pandemia, registou-se recuperação robusta com um crescimento real de 17,4% e 5,1% em 2022 e 2023 (ver Tabela 1).

**Tabela 1:** Indicadores Macroeconómicos

Principais Indicadores Macroeconómicos	Unidades	2018	2019	2020	2021	2022	2023
<b>Contas Nacionais, Preços e Emprego</b>							
Produto Interno Bruto <sup>1</sup>	Taxa de crescimento real em %	3.7	6.9	-20.8	5.6	17.4	5.1
Inflação Média Anual	Taxa variação em %	1.3	1.1	0.6	1.9	7.9	3.1
Inflação Homóloga	Taxa variação de dezembro em %	1.0	1.9	-0.9	5.4	7.6	1.3
Taxa de Desemprego	Em % da população ativa	12.2	11.3	14.5	---	11.0	10.3
<b>Sector Monetário e Financeiro</b>							
Massa Monetária	Taxa variação em %	1.7	8.1	3.6	3.0	5.9	6.3
Ativo Externo Líquido do Sistema	Taxa variação em %	-6.5	24.8	-9.9	5.2	8.3	12.0
Crédito Interno Líquido	Taxa variação em %	2.8	-2.1	6.7	4.8	7.4	5.0
Crédito à Economia <sup>2</sup>	Em % do PIB	53.9	52.0	68.5	67.0	55.9	54.4
Depósitos de Particulares e Sociedades Não Financeiras <sup>3</sup>	Em % do PIB	81.8	83.2	108.5	103.3	86.5	84.4
Depósitos a Prazo e de Poupança de Emigrantes	Em % do PIB	24.7	24.2	30.5	28.5	23.2	21.6
<b>Taxas de Câmbio</b>							
Índice de Taxa de Câmbio Efetiva Nominal (2015=100) <sup>4</sup>	Valores médios	101.3	101.0	101.2	101.2	100.5	100.8
Índice de Taxa de Câmbio Efetiva Real (2015=100)	Valores médios	97.7	97.2	97.8	96.5	94.4	92.5
Taxa de Câmbio USD/CVE	Valores médios	93.4	98.5	96.8	93.2	104.9	101.8
<b>Sector Externo</b>							
Balança Corrente + Balança de Capital	Em % do PIB	-0.5	-0.4	-14.2	-10.7	-2.1	-1.8
Balança Corrente	Em % do PIB	-1.1	-1.0	-15.5	-12.1	-3.1	-2.5
Receitas Brutas de Turismo	Em % do PIB	21.1	21.3	8.3	6.4	16.6	20.0
Remessas de Emigrantes	Em % do PIB	9.8	8.9	12.2	14.9	13.1	11.6
Investimento Direto Estrangeiro em Cabo Verde	em % do PIB	4.7	5.5	3.7	4.4	5.3	6.1
Reservas/Importações	Meses	5.6	6.9	7.9	7.5	6.0	6.2
<b>Finanças Públicas</b>							
Saldo Global <sup>4</sup>	Em % do PIB	-1.8	-1.6	-8.5	-7.5	-4.0	-0.3
Saldo Global Primário	Em % do PIB	0.4	0.6	-5.8	-5.3	-1.8	2.0
Stock da Dívida Externa	Em % do PIB	81.5	79.7	105.1	104.2	84.8	76.8
Stock da Dívida Interna <sup>5</sup>	Em % do PIB	30.1	29.9	41.4	44.0	40.5	37.9

Fonte: Instituto Nacional de Estatística, Banco de Cabo Verde, Ministério das Finanças.

Notas:

<sup>1</sup>Os valores do PIB para 2021 e 2022 correspondem a estimativas das contas nacionais trimestrais do Instituto Nacional de Estatísticas.

<sup>2</sup>Não inclui dívida titulada das Sociedades Não Financeiras.

<sup>3</sup>Inclui todos os depósitos de sociedades não financeiras e particulares, incluindo emigrantes.

<sup>4</sup>Resultado Global incluindo Donativos

<sup>5</sup>Exclui os Títulos de Rendimento de Mobilização de Capital (TRMC).

Em 2024 verificou-se aceleração do crescimento, com uma taxa de cerca de 7%, impulsionada por turismo, transportes e consumo privado. Nesse ano, os serviços responderam por cerca de 78% do produto, refletindo a centralidade do turismo e atividades conexas. (ADB, 2024) (BCV, 2024).

De acordo com a Tabela 1, a inflação atingiu um pico em 2022, acompanhando o choque global de alimentos e energia, mas abrandou em 2023 com a normalização de cadeias de fornecimento e a política monetária mais restritiva do Banco de Cabo Verde (BCV). A âncora cambial paridade fixa do escudo ao euro desde 1999 (1 EUR = 110,265 CVE) – permanece pilar de credibilidade nominal, sustentada por reservas internacionais. No fim de 2024, as reservas cobriam cerca de 6,5 meses de importações (6,2 em 2023) (BCV, 2024) (ADB, 2024).

No setor externo, a recuperação do turismo e das remessas de emigrantes contribuiu para melhorar a balança corrente e reforçar *Buffers* externos em 2023-2024, embora a dependência de importações de bens alimentares e energéticos mantenha a conta corrente sensível a termos de troca e a choques geopolíticos (ADB, 2024); (INE, 2022) (FAO, 2022).

Conforme salientado no PEDS (2017), Cabo Verde enfrenta um conjunto de vulnerabilidades de natureza estrutural e natural. Estas decorrem da sua génese vulcânica, da condição arquipelágica, da inserção geográfica na região do Sahel, da reduzida precipitação e da escassez de recursos minerais. Acresce ainda a pequena dimensão territorial, populacional e económica do país, bem como o seu relativo afastamento do continente africano, fatores que restringem de forma significativa o seu potencial de desenvolvimento.

Estas circunstâncias refletem-se em várias fragilidades de natureza económica, ambiental e estratégica. A nível alimentar, a produção interna revela-se insuficiente para responder à procura, o que gera uma elevada dependência das importações. No plano comercial, a base exportadora é estreita e pouco diversificada, tornando o país mais vulnerável a choques externos. Do ponto de vista ambiental, a irregularidade das precipitações e a frequência de períodos de seca favorecem a degradação dos solos e o avanço da desertificação, pressionando ecossistemas já sensíveis.

Enquanto pequeno Estado insular com rendimento médio-baixo, Cabo Verde encontra-se ainda particularmente exposto aos impactos das alterações climáticas. A descontinuidade territorial entre as ilhas e o relevo acidentado de grande parte delas encarecem a construção

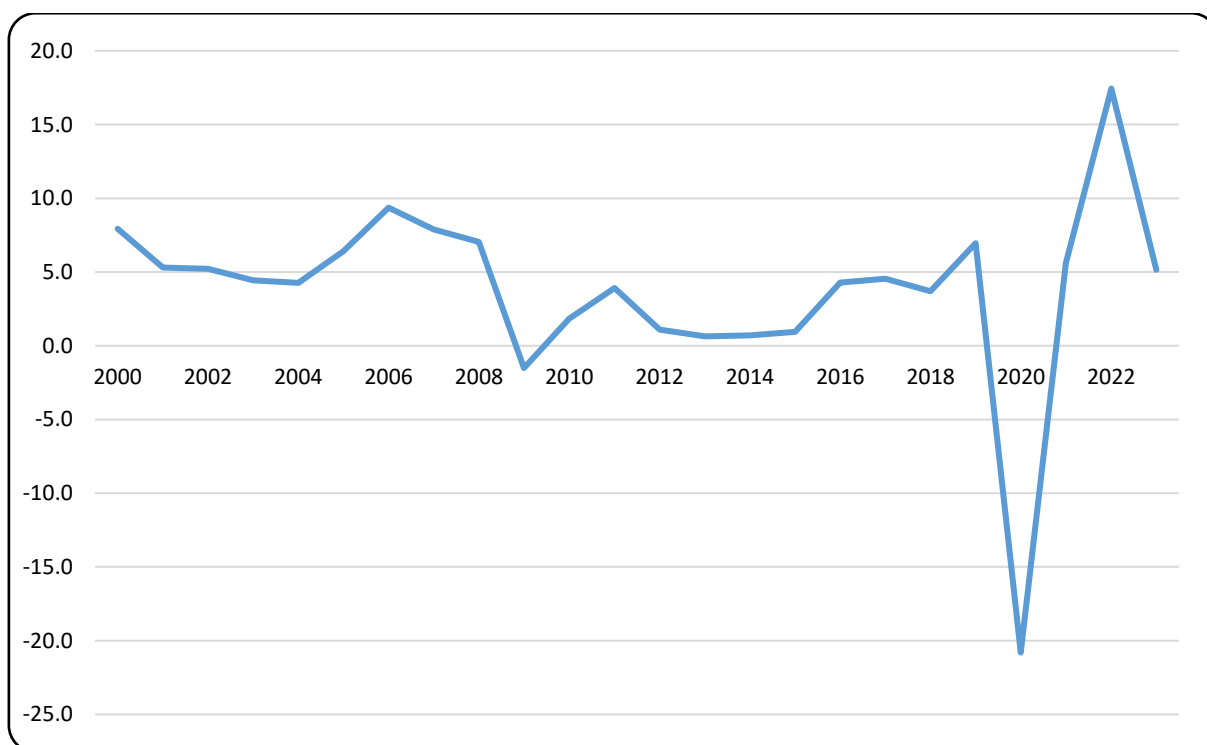
e manutenção de infraestruturas, bem como a provisão de serviços básicos. Acresce que a sua posição geográfica e a vasta área marítima sob jurisdição nacional aumentam a exposição a ameaças transnacionais, incluindo atividades ilícitas como o tráfico de droga e de pessoas. Finalmente, o setor energético evidencia forte dependência de fornecimentos externos, o que constitui um fator adicional de vulnerabilidade macroeconómica.

Face às vulnerabilidades mencionadas torna-se necessário analisar de forma mais específico alguns indicadores económicos importantes, que são fortemente impactados face a choques económicos/sociais internacionais.

### 3.3.1. Produto Interno Bruto (PIB)

Segundo ADB (2024) o crescimento económico, embora moderado, tem-se revelado resiliente aos choques exógenos. O PIB real recuperou 17,4 % do crescimento do PIB em 2022, antes de moderar para 5,1 % em 2023, à medida que as exportações, nomeadamente dos serviços de turismo, se normalizaram, e no meio dos efeitos dos múltiplos choques exógenos sobre os preços dos produtos alimentares e da energia.

**Gráfico 2:** Taxa de crescimento real do PIB



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCV (2024).

O Gráfico 2 evidencia as flutuações da taxa de crescimento real do PIB ao longo de um período de 23 anos, refletindo os ciclos económicos, choques externos e políticas internas que influenciam a dinâmica de Cabo Verde.

Entre 2000 e 2008, a economia cabo-verdiana registou um período de crescimento sustentado, com taxas anuais predominantemente superiores a 5%, atingindo níveis próximos de 10% em 2007. Este desempenho positivo esteve associado à estabilidade macroeconómica, ao aumento do investimento direto estrangeiro, ao dinamismo do setor do turismo e à execução de programas de desenvolvimento apoiados por parceiros internacionais.

No entanto, em 2009 observou-se uma desaceleração pronunciada de crescimento económico, em consequência da crise financeira global de 2008. A contração da procura externa, a redução das remessas e a menor afluência de turistas contribuíram para a quase estagnação da economia, revelando a vulnerabilidade do país a choques exógenos.

Durante o período compreendido entre 2010 e 2019, a economia cabo-verdiana experienciou uma recuperação moderada, taxas de crescimento que oscilaram entre cerca de 1% e 5%. Este período caracterizou por uma volatilidade relativamente contida, refletindo tanto os esforços de consolidação orçamental e de reformas institucionais como as limitações estruturais inerentes a uma economia de pequena dimensão, fortemente dependente do setor terciário e de importação de bens essenciais.

O ano de 2020 constituiu um ponto de inflexão particularmente adverso, marcado por uma contração económica severa, com uma taxa de crescimento real negativa superior a -15%. Este resultado decorreu, sobretudo, dos efeitos da Pandemia de COVID-19, que precipitou o colapso quase total da atividade turística e uma retração significativa do consumo interno e do investimento privado.

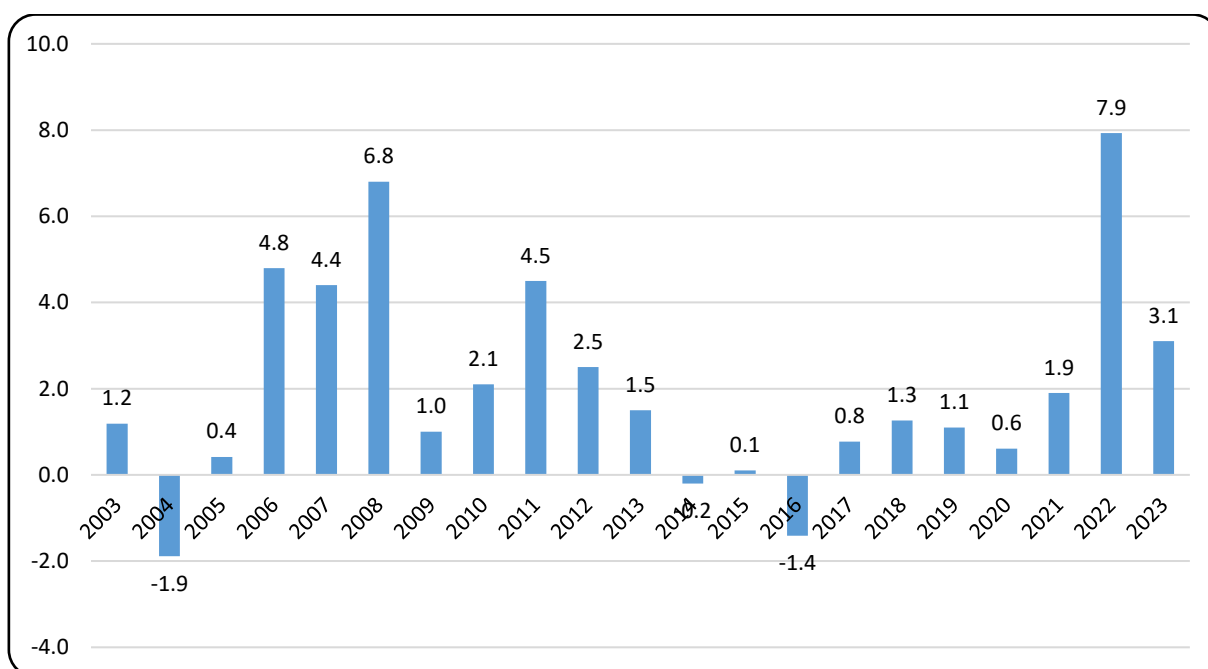
Em 2021 e 2022, Cabo Verde registou uma recuperação económica vigorosa, com taxas de crescimento real que ultrapassam os 15% em 2022, impulsionadas pela retoma gradual do turismo internacional, pela normalização progressiva das cadeias logísticas globais e pela adoção de medidas de estímulo económico. Este ciclo de forte recuperação reflete, em parte, um efeito de base estatística após a contração abrupta do ano precedente.

Por fim, em 2023, a economia cabo-verdiana evidenciou uma desaceleração moderada situando-se numa trajetória de crescimento mais sustentável, ainda que sujeita a riscos associados a choques inflacionários globais, à instabilidade económica internacional e à vulnerabilidade estrutural decorrente da elevada dependência de importações e do turismo.

### 3.3.2. Inflação

De acordo com o (ADB, 2024) as pressões inflacionistas começaram a abrandar devido ao endurecimento da política monetária. A política monetária restritiva do Banco de Cabo Verde (BCV) ajudou a reduzir gradualmente a inflação para 4% em 2023, em comparação com 7,9% em 2022.

**Gráfico 3:** Taxa de inflação média anual



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCV (2024).

A evolução da taxa de inflação em Cabo Verde entre 2003 e 2023, conforme Gráfico 3, revela períodos alternados de aceleração e moderação inflacionista, em estreita correlação com choques externos sobre os preços de alimentos e energia.

Após uma fase inicial de inflação contida e até deflação (em 2024, registou-se um período de aceleração, com destaque para o ano de 2008, quando a inflação atingiu 6,8%, coincidindo com o pico dos preços agrícolas e alimentares nos mercados internacionais. Este movimento

foi impulsionado pelo aumento global do preço dos cereais, óleos vegetais e combustíveis, refletindo-se diretamente no custo de bens importados e agravando a pressão inflacionária sobre a economia cabo-verdiana, altamente dependente de importações alimentares.

Durante o período 2009 – 2019, a inflação permaneceu relativamente baixa e estável, acompanhando a normalização dos preços agrícolas e energéticos após a crise financeira global. Essa fase de contenção de preços contribuiu para alguma previsibilidade dos custos de vida e maior estabilidade macroeconómica.

A partir de 2020, novos choques externos reverteram esta tendência. Em 2022, a inflação voltou a crescer de forma expressiva, atingindo 7,9%, num contexto marcado pela disrupção das cadeias de abastecimento globais e pela escalada dos preços internacionais dos alimentos agravados pela guerra na Ucrânia. Estes fatores repercutiram-se diretamente no custo das importações agrícolas essenciais, com impacto sobre o índice geral de preços e sobre a segurança alimentar interna.

Assim, observa-se que os movimentos cíclicos da inflação cabo-verdiana estão fortemente condicionados pela evolução dos preços agrícolas internacionais, confirmado a relevância da análise de séries temporais destes preços para compreender os seus efeitos sobre o poder de compra das famílias e sobre a dinâmica económica nacional.

### **3.3.3. Desemprego**

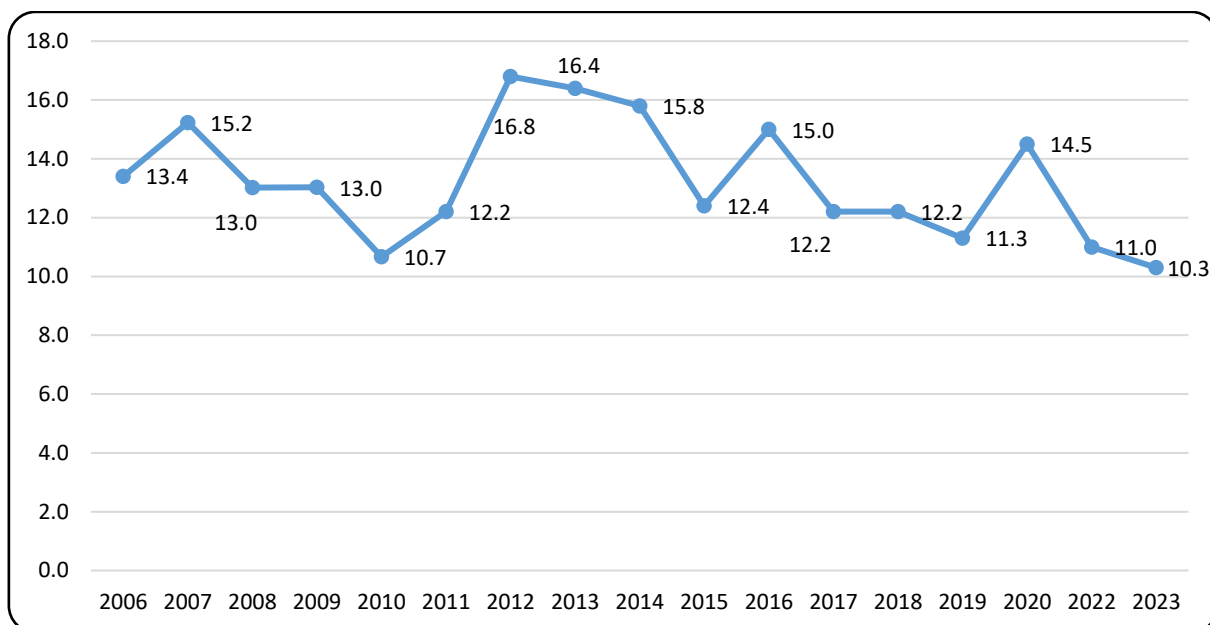
A taxa de desemprego em Cabo Verde entre 2006 e 2023 apresenta flutuações significativas, como se pode observar no Gráfico 4, refletindo tanto dinâmicas estruturais do mercado de trabalho como impactos conjunturais de economia global e interna.

Entre 2006 e 2009, o desemprego oscilou entre 13% e 15,2%, mantendo-se elevado, o que evidencia a rigidez estrutural do mercado laboral cabo-verdiano, caracterizado por baixa absorção de mão-de obra qualificada e forte dependência do setor público e de serviços.

Em 2010 e 2011, verifica-se uma melhoria momentânea, com uma queda da taxa de desemprego para 10,7%, provavelmente influenciada por programas de investimento público e alguma retoma da atividade económica. No entanto, essa tendência é rapidamente revertida dado que, entre 2012 e 2014, a taxa sobe novamente, atingindo um pico de 16,4%

em 2013. Este agravamento coincide com o abrandamento do crescimento económico nacional e com os efeitos tardios da crise da dívida soberana na Europa, principal parceira económica de Cabo Verde.

**Gráfico 4:** Taxa desemprego<sup>1</sup> em percentagem da população ativa



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCV (2024).

A partir de 2015, observa-se uma tendência de queda gradual do desemprego, alcançando valores entre 11% e 12%, entre 2017 e 2019, sinalizando uma recuperação do mercado de trabalho, ainda que com elevado peso da informalidade e do subemprego.

Com o impacto da Pandemia de COVID-19, a taxa de desemprego volta a subir em 2020 para 14,5%, refletindo a contração da atividade nos setores-chave como o turismo e o comércio. A recuperação pós-pandemia evidencia-se a partir de 2021, com redução sustentada da taxa até 10,3% em 2023.

Pode-se afirmar que a taxa de desemprego apresenta sensibilidade indireta às oscilações dos preços agrícolas internacionais, principalmente por dois canais:

1. Canal do poder de compra: a subida dos preços agrícolas internacionais (como ocorreu em 2008 e 2022) tende a agravar o custo de vida, reduzindo o consumo interno e forçando

<sup>1</sup> Não existe dados entre o período de 2003 a 2005.

cortes no setor informal e nos serviços, que absorvem grande parte da mão-de-obra nacional.

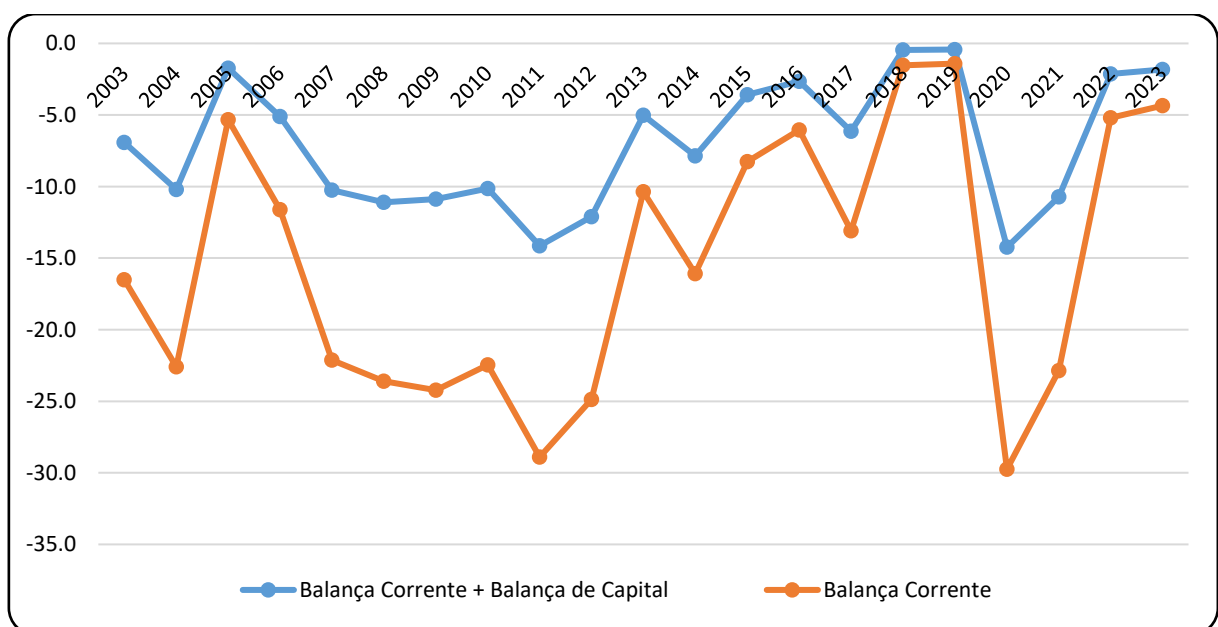
2. Canal da segurança alimentar e da agricultura interna: Cabo Verde depende fortemente das importações de alimentos. A instabilidade dos preços agrícolas internacionais penaliza a balança comercial e pressiona o orçamento doméstico, o que pode ter efeitos adversos sobre o emprego rural, já frágil, especialmente em contextos de seca recorrente e fraca produtividade agrícola interna.

Portanto, embora o setor agrícola não seja o principal empregador formal no país, os choques nos preços agrícolas internacionais têm impacto difuso sobre o mercado de trabalho cabo-verdiano, ao afetar os preços internos, a inflação e a estabilidade económica geral – elementos que influenciam diretamente a criação e destruição de postos de trabalho.

### 3.3.4. Setor Externo

Durante (praticamente) todo o período de 2003 a 2023, como mostra o Gráfico 5, a balança corrente apresenta-se em défice, normalmente entre -10% e -30% do PIB. Isto indica que o país consistentemente importou mais bens, serviços e capitais do que exportou, algo comum em pequenas economias insulares com forte dependência de importações.

**Gráfico 5:** Balança corrente em percentagem do PIB



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCV (2024).

Entre 2003 e 2008, observa-se um certo agravamento do défice, refletindo talvez o incremento das importações ou queda das exportações, possíveis efeitos de crescimento económico ou choques externos como variações nos preços do petróleo e alimentos.

Entre 2009 e 2013, o défice manter-se ia estável em valores negativos elevados, sugerindo dificuldades em ajustar a estrutura da economia ou impactos da crise financeira global.

Entre 2014 e 2019, há recuperação, com défice a diminuir substancialmente, aproximando-se dos -5% a -10% do PIB. Esta melhoria pode decorrer de maiores transferências externas, recuperação do turismo ou ajustes nas importações/exportações.

Em 2020, há uma deterioração abrupta, maior “queda” da série, refletindo o impacto da Pandemia da COVID-19 no setor externo (queda das receitas do turismo, diminuição das remessas dos emigrantes, recuo das exportações).

Entre 2021 e 2023, ocorre uma rápida recuperação, sugerindo o relançamento da atividade turística, retoma das remessas e possível ajustamento das contas externas pós-pandemia.

A linha azul do gráfico mostra que o valor desta agregação é sistematicamente menos negativo do que a balança corrente isolada e, em certos anos (2019-2023), até se aproxima de zero. Isto deve-se à entrada de fluxos de capital (ajuda internacional, investimentos e remessas), que compensam parcialmente o elevado défice externo típico de Cabo Verde.

### **3.3.5. Taxa de Câmbio**

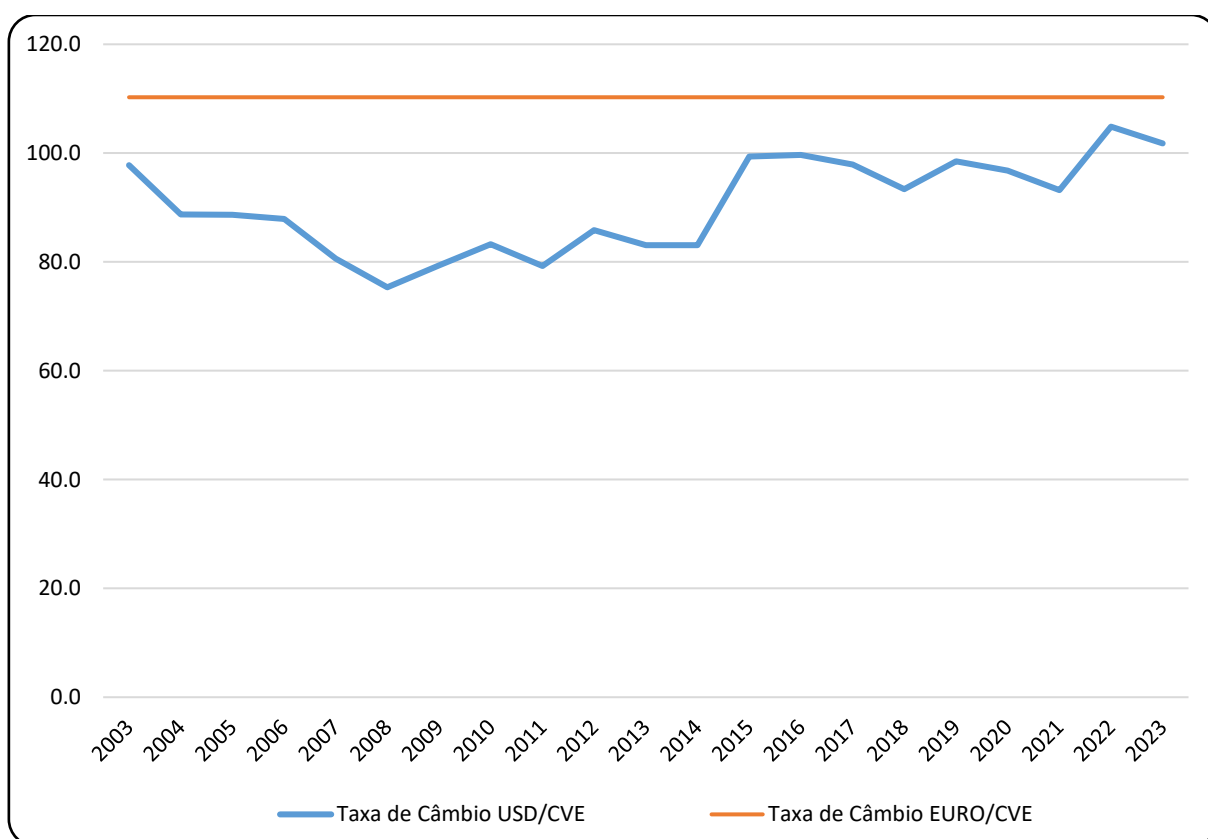
Entre 2003 e 2023, a taxa de cambio de Cabo Verde manteve-se estável em relação ao euro, devido ao regime de câmbio fixo fixado pelo Acordo de Cooperação Cambial com Portugal, estabelecendo desde 1999 (1 EUR = 110,265 CVE). Este sistema foi fundamental para garantir a estabilidade macroeconómica e o controlo da inflação, favorecendo um ambiente de previsibilidade para o setor produtivo e para o comércio internacional.

O regime de câmbio fixo foi uma estratégia, considerando a vulnerabilidade de Cabo Verde como pequena economia aberta, muito exposta ao exterior e dependente de importações, nomeadamente de alimentos e energia. A taxa fixa reduziu o risco de choques cambiais e foi

crucial para tornar a política monetária credível, ancorando expectativas de inflação e facilitando o alinhamento dos preços locais com padrões europeus.

As crises internacionais (crise financeira de 2008, pandemia de COVID-19, choques energéticos recentes) afetaram de forma indireta a taxa de câmbio real através das variações da inflação interna versus externa. Nestes períodos, observa-se maior pressão sobre as reservas internacionais, défices externos e atuações preventivas do banco central para defender a paridade.

**Gráfico 6:** Taxa de câmbio



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do BCV (2024).

Em relação ao euro, a volatilidade foi nula pelo regime fixo. Já em relação ao dólar e outras moedas, a taxa de câmbio variou conforme as oscilações internacionais do euro. Assim, movimentos cambiais do euro frente ao dólar impactaram o custo de importações extra-zona, com efeitos sobre preços internos (efeitos de *second round* sobre inflação, sobretudo em bens alimentares e combustíveis).

## CAPÍTULO IV – DADOS

### 4.1. Fontes de Dados

A análise empírica deste estudo fundamenta-se em séries temporais obtidas a partir de bases de dados oficiais e reconhecidas internacionalmente.

Os preços domésticos foram obtidos no **Instituto Nacional de Estatística de Cabo Verde (INE-CV)**, através do Índice de Preços do Consumidor (IPC), com ênfase no subgrupo de produtos alimentares. O IPC é a principal medida de evolução dos preços no país, refletindo o custo de vida da população e a variação do poder de compra, sendo frequentemente utilizado como variável de análise em estudos de transmissão de preços (INE, 2022).

Os preços internacionais de produtos agrícolas foram recolhidos junto da **Food and Agriculture Organization (FAO)**, especificamente através do *Food Price Index*, que disponibiliza índices mensais desagregados por grupo de produtos, incluindo arroz, trigo, milho e óleos vegetais. A escolha destas *commodities* justifica-se pelo seu peso na dieta alimentar mundial e pela sua relevância nas importações de Cabo Verde, constituindo assim uma *proxy* adequada para os choques internacionais sobre os preços domésticos (FAO, 2022) (OECD-FAO, 2023).

Adicionalmente, foram incluídas variáveis de controlo. O **preço mensal do petróleo bruto (Brent)**, obtida no **Index Mundi**, como variável externa chave para capturar o canal energético-logístico que condiciona custos de transporte e produção, e que a literatura identifica como determinante da inflação alimentar e da transmissão internacional de preços (Hamilton, 1994) (Nazlioglu & Soytaş, 2012) (OECD-FAO, 2023). Por fim, utiliza-se a **taxa de câmbio dólar/escudo cabo-verdiano (USD/CVE)** foi obtida junto do **Banco de Cabo Verde (BCV)**. Não se considera a taxa de câmbio escudo cabo-verdiano/euro (CVE/EUR), pois com o acordo cambial fixo existente entre estas duas moedas, a variável mantém sempre constante, o que para o presente estudo não tem relevância.

### 4.2. Definição das variáveis

As principais variáveis utilizadas neste estudo são:

- **Índice de preços agrícolas domésticos (PCV):** índice de Preços do Consumidor (IPC – Alimentação), publicado pelo INE-CV.

Como o presente estudo trata preços agrícolas (bens alimentares básicos, muitas vezes importados ou produzidos localmente, o ideal é escolher o subgrupo do IPC que melhor reflete a evolução dos preços dos alimentos e dos produtos agrícolas consumidos pelas famílias em Cabo Verde.

O INE de Cabo Verde organiza os bens na seguinte estrutura de grupos: produtos alimentares e bebidas não alcoólicas; bebidas alcoólicas e tabaco; vestuário e calçado; despesas associadas à habitação, incluindo água, eletricidade e combustíveis; mobiliário e equipamentos para uso doméstico; cuidados de saúde; transportes; comunicações; atividades recreativas e culturais; educação; serviços de restauração e hotelaria; e, por último, bens e serviços diversos.

De acordo com o tema do trabalho, o grupo “Alimentos e bebidas não alcoólicas” é o mais relevante, porque:

- a) Inclui cereais, arroz, farinha, pão óleos vegetais, açúcar, legumes, frutas, leite, carne, peixe – que são exatamente os produtos agrícolas e alimentares que interessam;
- b) Representa maior peso no consumo das famílias cabo-verdianas;
- c) Captura melhor as variações de preços agrícolas domésticos e a transmissão de preços internacionais (por via das importações de alimentos).

Assim sendo, na ausência de uma série mensal de preços de produtor agrícola para Cabo Verde, utiliza-se o sub-índice do IPC de “Alimentos e bebidas não alcoólicas” como variável *proxy*<sup>2</sup> dos preços agrícolas nacionais. Este índice mede preços ao consumidor e, portanto, incorpora margens de distribuição, impostos e uma parcela relevante de produtos importados. Assim, deve ser interpretado como uma aproximação imperfeita da variação dos preços agrícolas domésticos. Para mitigar viés de composição, trabalha-se com variações mensais ( $\Delta\text{Log}$ ) e a validade externa é avaliada por correlações e testes de robustez com índices de *commodities* internacionais ponderados e taxa de câmbio.

- **Índice de preços agrícolas internacionais (PINT):** índices mensais da FAO, que incluem Carne, Laticínios, Cereais, Óleos e Açúcar.
- **Índice de preço do petróleo bruto (BRENT):** índice de preço mensal (média do mês utilizado como variável de controlo (exógena) para captar choques de energia que

---

<sup>2</sup> Variável *proxy* é uma variável substituta usada para representar uma característica não observável, assumindo-se que está correlacionada com a variável teórica de interesse (Wooldridge, 2016).

afetam custos de transporte e de produção e, por essa via, os preços internacionais e domésticos de bens alimentares.

- **Taxa de Câmbio (USD/CVE):** valores médios mensais de 1 dólar americano (USD) em termos de escudos cabo-verdianos (CVE), considerada como variável de controlo (BCV, 2024).

Todas as séries foram posteriormente transformadas em logaritmos naturais, o que é comum nestes modelos, permitindo assim a estimação direta das elasticidades (Enders, 2015).

#### **4.3. Período, Frequência e Tratamento das Séries**

O período de análise abrange **janeiro de 2003 a junho de 2024**, em frequência **mensal**, resultando num total de 258 observações por série. A escolha deste intervalo deve-se à disponibilidade de dados consistentes e à necessidade de captar os efeitos de choques internacionais recentes, incluindo a crise financeira de 2008, a pandemia da COVID-19 e a guerra na Ucrânia (Glauber et al., 2023).

A utilização de dados mensais é especialmente relevante para este estudo, uma vez que possibilita uma análise mais detalhada da dinâmica de curto prazo, da sazonalidade e da volatilidade dos preços agrícolas, aspetos que seriam menos evidentes em séries anuais.

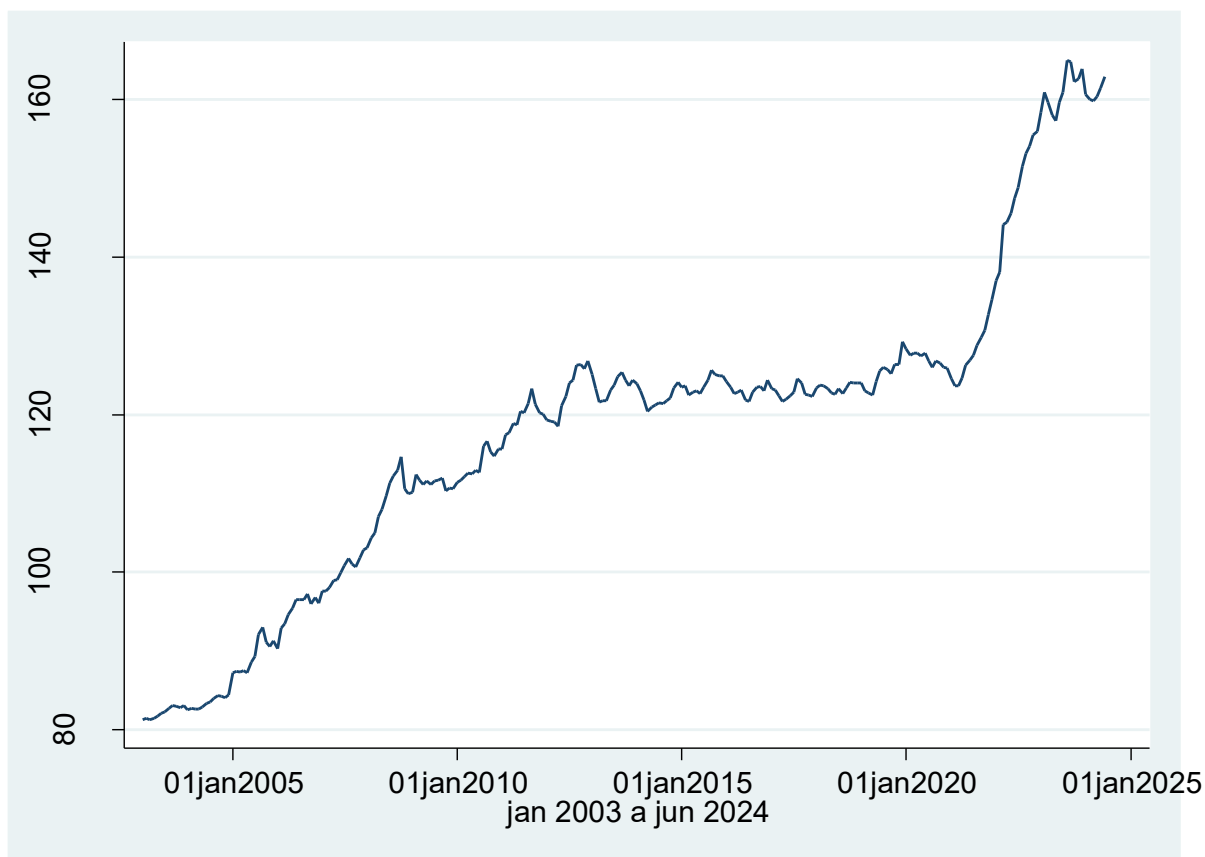
As séries temporais, em geral, apresentam um conjunto de características comuns entre si, como tendência, sazonalidade, ciclos e variações aleatórias, que refletem tanto o comportamento sistemático quanto os choques imprevisíveis de uma economia ao longo do tempo. Segundo Gujarati & Porter (2011), a análise de séries temporais busca compreender e modelar essas componentes, de modo a identificar relações dinâmicas entre variáveis económicas, prever comportamentos futuros e garantir a validade estatística dos modelos.

O tratamento estatístico e econométrico das variáveis em estudo foi feito através dos programas Stata e Gretl.

#### **4.4. Evolução das variáveis**

Como primeiro passo na análise das séries temporais usadas neste estudo apresentam-se os cronogramas das mesmas, o que permite identificar a tendência geral de cada série e a sua evolução ao longo do tempo.

**Gráfico 7:** Evolução do Índice de Preços Domésticos (PCV)



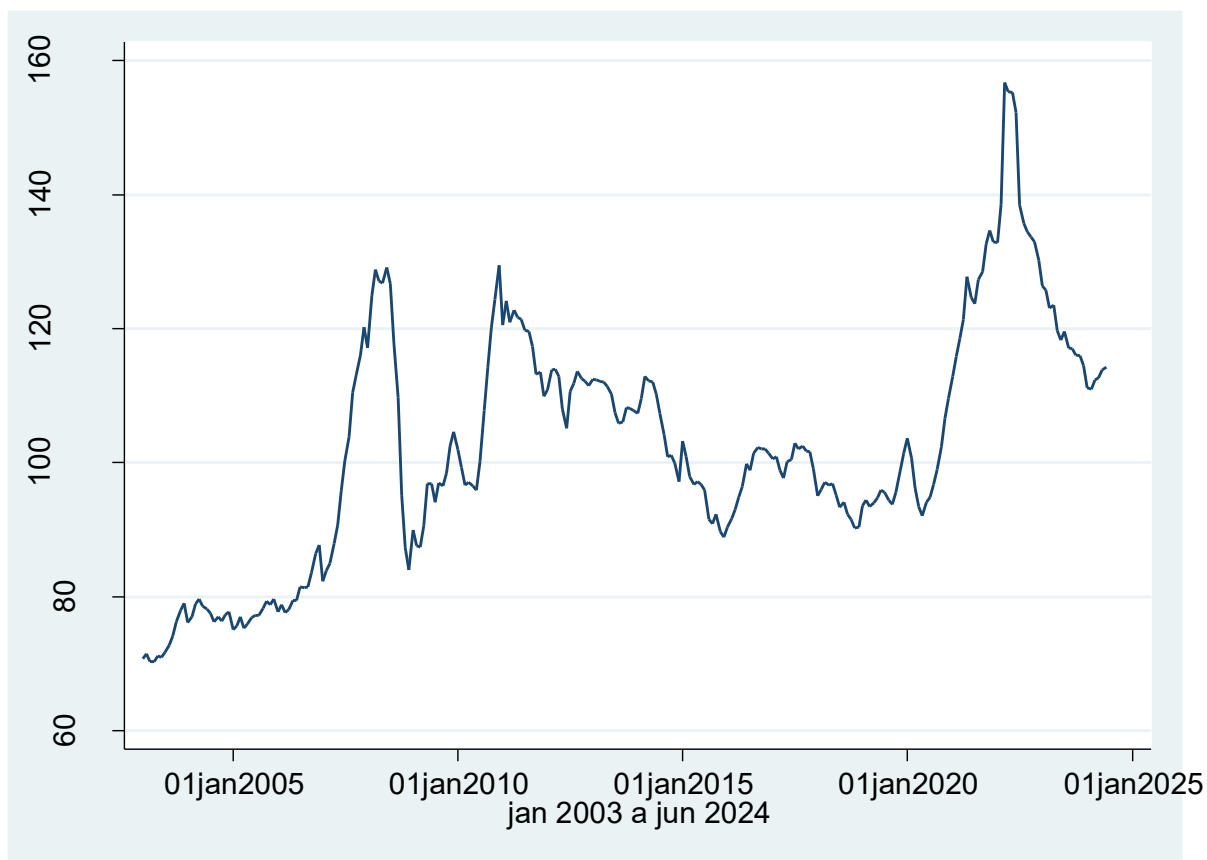
Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

O Gráfico 7 apresenta uma tendência global crescente do índice de preços agrícolas domésticos em Cabo Verde no período de janeiro de 2003 a junho de 2024. Observa-se uma trajetória ascendente do índice, passando de valores próximos de 80 em 2003 para níveis superiores a 160 em 2024.

Entre 2014 e 2019, o índice mostra um comportamento mais estável, com flutuações moderadas em torno de uma tendência ligeiramente crescente.

A partir de 2020, observa-se uma mudança clara de regime, com uma subida acentuada do índice. O choque recente (2020 – 2024) destaca a vulnerabilidade da economia a perturbações globais, refletindo-se num aumento expressivo do custo de vida.

**Gráfico 8:** Evolução do Índice de Preços Internacionais (PINT)

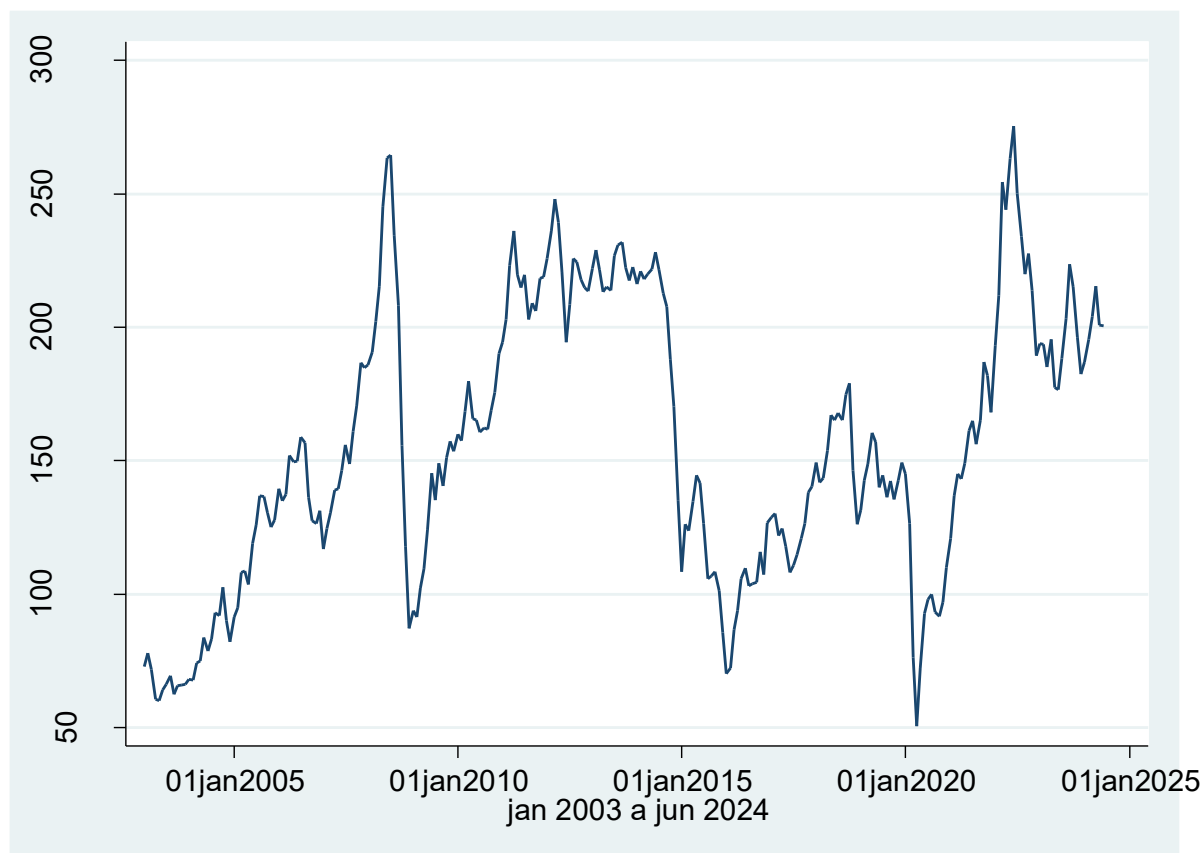


Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

O índice de preços agrícolas internacionais evidencia, pelo Gráfico 8, uma tendência de subida entre 2003 e 2008. A partir desse ano constata-se uma descida e logo depois um período de estabilidade entre 2016 a 2020. Em meados de 2020 constata-se forte subida de preços internacionais e novamente uma descida entre 2022 a 2024.

Observam-se ciclos de alta e de queda associados a choques externos, especialmente relacionados às variações nos mercados de *commodities* e à dinâmica económica global. A tendência geral revela episódios de forte valorização seguidos por períodos de correção, refletindo a natureza volátil dos preços internacionais.

**Gráfico 9:** Índice de Preços do Petróleo Bruto (BRENT)

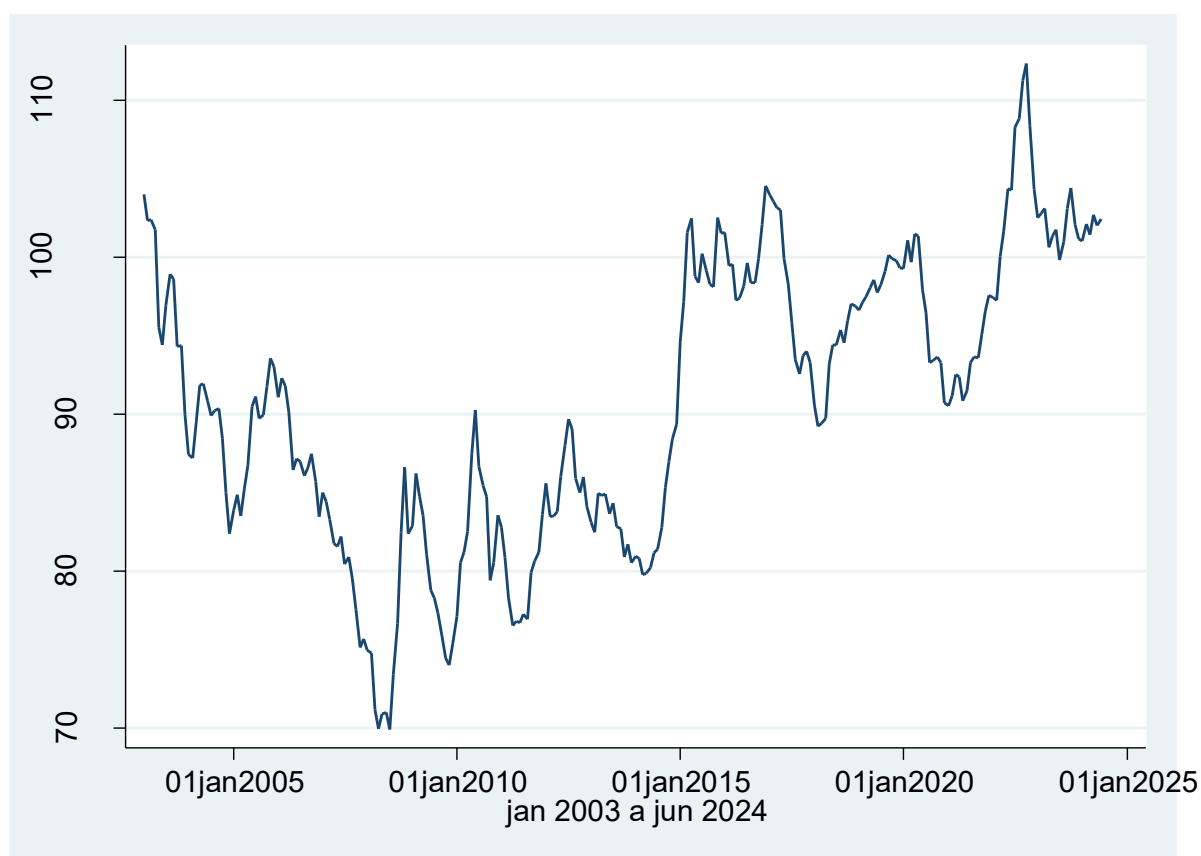


Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

A série do índice de preço do petróleo representada no Gráfico 9 mostra acentuada variabilidade, com oscilações significativas em períodos de crises globais e choques de oferta ou procura. Destacam-se aumentos expressivos em anos de forte expansão económica entre 2003 e 2008 e quedas abruptas em momentos de desaceleração mundial, que podem ser claramente observados graficamente nos anos de 2008, 2014 e 2020. Essa variabilidade reflete a sensibilidade do mercado petrolífero a fatores geopolíticos, à política de produção da OPEP e às condições macroeconómicas internacionais.

A taxa de câmbio USD/CVE apresenta, pelo Gráfico 10, um comportamento decrescente até meados de 2008 e a partir desse período apresenta tendência crescente, com pequenas flutuações de curto prazo. A tendência ascendente em determinados intervalos pode refletir movimentos internacionais do dólar e ajustes sazonais da política cambial.

**Gráfico 10:** Taxa de Câmbio USD/CVE



Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

#### 4.5. Estatísticas descritivas das Variáveis

A Tabela 2 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas neste estudo.

**Tabela 2:** Estatísticas descritivas das variáveis

Indicadores	PCV	PINT	BRENT	USD/CVE
Média	117.90	102.11	155.26	90.68
Mínimo	81.24	70.30	50.45	69.90
Máximo	164.96	156.80	275.43	112.32
Desvio Padrão	19.91	17.69	51.93	9.12
Variância	396.53	312.96	2697.36	83.26
Assimetria	0.15	0.36	0.08	-0.11
Curtose	3.12	2.96	2.08	2.14
Observações	258	258	258	258

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

O índice de preços domésticos apresentou média de 117.9 e desvio-padrão de 19.91, indicando menor dispersão em comparação ao índice de preços internacionais. O valor mínimo observado foi de 81.24 e o máximo de 164.96, o que mostra uma variação mais contida dos preços domésticos, coerente com a existência de mecanismos internos de estabilidade de preços ou políticas monetárias e fiscais voltadas para o controle inflacionário. O coeficiente de assimetria de 0.15 indica uma ligeira assimetria positiva. A curtose (3.12) sugere uma distribuição mesocúrtica, caracterizada por uma concentração em torno da média semelhante à uma distribuição normal. Isso indica que a série doméstica não apresenta desvios acentuados da normalidade.

O índice de preços internacionais apresentou média de 102.11 e desvio-padrão de 17.69, refletindo uma variabilidade moderada em torno da média ao longo do período analisado. O valor mínimo foi de 70.3, enquanto o máximo atingiu 156.8, evidenciando flutuações expressivas nos preços internacionais, possivelmente associadas a choques externos, variações nas *commodities* e instabilidades económicas globais. O coeficiente de assimetria (0.36) indica uma leve assimetria positiva, sugerindo que a distribuição apresenta uma pequena concentração de observações à esquerda e uma cauda mais longa à direita, o que significa a ocorrência de alguns valores mais elevados em determinados períodos. A curtose (2.96), próxima de 3, sugere uma distribuição quase mesocúrtica, ou seja, semelhante à distribuição normal em termos de concentração de valores. Esses resultados indicam que a série de preços internacionais não apresenta desvios acentuados da normalidade, embora revele períodos de maior volatilidade.

De modo geral, observa-se que o índice de preços internacionais apresenta maior variabilidade e leve assimetria positiva, refletindo a influência de choques externos e volatilidade dos mercados globais, enquanto o índice de preços domésticos demonstra maior estabilidade e distribuição mais regular, compatível com a menor exposição direta a fatores externos. Essa diferença de comportamento entre as duas séries justifica a realização de testes de estacionariedade e de cointegração nas etapas seguintes, a fim de investigar se e como as flutuações internacionais se transmitem aos preços domésticos.

O índice de preço do petróleo apresentou média de aproximadamente 155.26 unidades, com um desvio-padrão de 51.94, indicando elevada variabilidade ao longo do período analisado. O valor mínimo registado foi de 50.45, enquanto o máximo atingiu 275.43, refletindo a forte

oscilação do mercado internacional de petróleo, especialmente durante períodos de choques de oferta e crises económicas globais. O coeficiente de assimetria de 0.08 sugere uma distribuição muito próxima da simetria. A curtose (2.08) está abaixo do valor de referência 3, indicando uma distribuição platicúrtica, ou seja, com caudas menos pesadas que a normal. Esses resultados revelam que a série de preços do petróleo não apresenta valores extremos excessivos, mas exibe flutuações amplas ao longo do tempo.

A taxa de câmbio (USD/CVE) apresentou média de 90.68 unidades e desvio-padrão de 9.12, sugerindo menor dispersão relativa em comparação ao preço do petróleo. O valor mínimo foi de 69.9 e o máximo de 112.32, o que demonstra certa estabilidade cambial, possivelmente relacionada ao regime de ancoragem do escudo cabo-verdiano ao euro, o que limita variações abruptas em relação ao dólar norte-americano. O coeficiente de assimetria (-0,11) indica leve assimetria à esquerda, enquanto a curtose (2.14) também sugere uma distribuição platicúrtica, levemente mais achatada que a normal e com poucos valores extremos.

Ainda no âmbito de uma análise estatística descritiva preliminar, que serve de introdução às etapas seguintes, calculam-se os coeficientes de correlação de Pearson entre cada par de variáveis, conforme expresso na Tabela 3.

**Tabela 3:** Correlação de Pearson

Variáveis	ln(PCV)	ln(PINT)	ln(BRENT)	ln(CVE/USD)
ln(PCV)	1.0000			
ln(PINT)	0.7622* (0.0000)	1.0000		
ln(BRENT)	0.5652* (0.0000)	0.7664* (0.0000)	1.0000	
ln(USD/CVE)	0.3750* (0.0000)	-0.0549 (0.3795)	-0.2956* (0.0000)	1.0000

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

Os resultados da Tabela 3 revelam correlações positivas e estatisticamente significativas entre os logaritmos de: índice de preços internacionais e o índice de preços domésticos ( $r = 0.7622$ ); índice do preço do petróleo e índice de preços internacionais ( $r = 0.7664$ ) e domésticos ( $r = 0.5652$ ). Esses valores evidenciam uma forte associação direta entre as variações dos preços

internacionais e domésticos, indicando que choques externos nos preços globais, especialmente no petróleo, tendem a refletir-se nos níveis de preços internos.

Por outro lado, a taxa de câmbio (em logaritmo) apresenta correlações fracas e estatisticamente não significativas com o logaritmo do índice de preços internacionais ( $r = -0.0549$ ;  $p > 0.05$ ). Em relação ao índice de preços domésticos o coeficiente de correlação é  $r = 0.375$  ( $p < 0.05$ ), sugerindo que, no período analisado, as flutuações cambiais exerceram influência direta relevante sobre os preços internos. Contudo, observa-se uma correlação negativa e significativa entre os logaritmos da taxa de câmbio e do preço do petróleo ( $r = -0.2956$ ;  $p < 0.05$ ), o que indica que valorização do dólar tende a estar associada à redução nos preços do petróleo, relação coerente com a dinâmica dos mercados internacionais de energia.

Em resumo, e no que toca aos preços domésticos, os resultados apontam para uma correlação: forte com os preços internacionais; moderada com os preços do petróleo; menos expressiva (mas ainda assim, estatisticamente significativa) com a taxa de câmbio.

## CAPÍTULO V – METODOLOGIA

O presente trabalho de pesquisa usa como metodologia a análise de séries temporais, em concreto o estudo da estacionariedade e a abordagem de cointegração de Johansen.

De forma a alcançar os objetivos deste trabalho pretende-se fazer a aplicação dos seguintes modelos de análises empíricas da transmissão de preços: causalidade à Granger, análise de cointegração segundo a abordagem de Johansen, modelo corretor do erro vetorial.

### 5.1. Modelo analítico e natureza do estudo

Diversas séries temporais de natureza económica apresentam alterações nas suas propriedades estocásticas ao longo do período em análise, sendo por isso classificadas como não estacionárias. Ainda assim, podem revelar algum grau de regularidade no seu comportamento. Isto significa que, excluindo variações associadas a níveis locais e/ou à presença de tendência, a série pode evidenciar uma dinâmica relativamente uniforme. Nestas circunstâncias, é possível transformar uma série não estacionária com este tipo de características numa série estacionária, desde que se eliminem a média local e a tendência através do processo de diferenciação.

Segundo Gujarati & Porter (2011), regressões entre séries temporais não estacionárias não geram resultados estatísticos confiáveis, na medida em que as distribuições das estatísticas  $t$  e  $F$  não seguem as distribuições  $t$  de Student e  $F$  de Snedcor, podendo as regressões estimadas ser espúrias. Nesse sentido, analisa-se primeiramente a estacionariedade das variáveis, aplicando testes de raiz unitária e de estacionariedade a cada uma delas.

Este estudo caracteriza-se como **quantitativo**, **empírico** e **causal-comparativo**, com suporte em dados secundários provenientes de instituições oficiais. A natureza causal da investigação justifica a escolha de métodos econométricos robustos que permitam inferências acerca de relações de dependência temporal, como a **Causalidade à Granger**, e estruturas de correção de desequilíbrios de curto prazo, via **modelos VECM**.

Reconhece-se que os resultados estão condicionados à:

- **Qualidade e frequência dos dados** (séries mensais);

- **Possibilidade de choques estruturais não modelados** (exemplos: pandemias, choques geopolíticos, etc.);
- Limitações dos modelos lineares em captar **efeitos não-lineares** ou **relações assimétricas**.

## 5.2. Procedimentos de Análise Econométrica

### 5.2.1. Análise de estacionariedade

A investigação preliminar das séries temporais conduz à aplicação individual de um conjunto de testes de raiz unitária e de estacionariedade para detetar a ordem de integração das variáveis.

- **Dickey-Fuller Aumentado (ADF)**

Para começar, torna-se necessário proceder à aplicação de um teste estatístico que permita avaliar a estacionariedade da série temporal. Entre os procedimentos mais utilizados para esse efeito destaca-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), cuja especificação pode ser apresentada da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  e  $\delta_i$  representam parâmetros do modelo, enquanto  $t$  corresponde ao termo de tendência. A definição da especificação mais adequada para a aplicação do teste ADF pode apoiar-se na frequência dos dados, na realização de testes de hipóteses (t ou F) relativos aos coeficientes  $\delta_i$ , na verificação da existência de autocorrelação nos resíduos ou ainda na utilização de critérios de informação (AIC, BIC). A avaliação da presença de raiz unitária incide sobre o coeficiente  $\gamma$ , sendo a decisão estatística tomada de acordo com a seguinte regra:

$H_0: \gamma = 0$  (a série possui uma raiz unitária, é não estacionária)

$H_1: \gamma < 0$  (a série é estacionária em tendência)

A estatística de teste do ADF (estimativa de  $\gamma$  sobre o seu erro padrão) segue a distribuição  $\tau$ , obtida por Dickey e Fuller com recurso a procedimentos de simulação (Enders, 1995). Caso a tendência (“ $t$ ”) não faça parte de (1), sendo essa escolha determinada com base no cronograma, a hipótese alternativa será simplesmente a estacionariedade. Este teste é

aplicado à série original e às diferenças com o objetivo de determinar a ordem de diferenciação inteira (d) requerida para tornar as séries temporais estacionárias.

- **Phillips-Perron**

O teste de **Phillips-Perron (PP)**, proposto por Phillips & Perron (1988), constitui uma alternativa ao teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para a verificação da presença de raízes unitárias em séries temporais. Embora ambos os testes partilhem a mesma hipótese nula de não estacionariedade, o teste PP difere na forma como trata a autocorrelação e a heterocedasticidade dos resíduos.

Enquanto o ADF incorpora termos defasados da variável dependente para corrigir a autocorrelação dos erros, o teste Phillips-Perron realiza uma correção não paramétrica diretamente sobre as estatísticas t e Z, ajustando os erros padrão da regressão original de Dickey-Fuller (Brooks, 2014).

A equação básica utilizada para o teste PP é análoga à forma simples do teste de Dickey-Fuller:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

onde  $\Delta Y_t$  representa a primeira diferença da série,  $t$  é uma tendência temporal opcional,  $\alpha$  é o intercepto e  $u_t$  é o termo erro. As hipóteses testadas são as mesmas do teste ADF.

A principal vantagem do teste PP é a sua robustez em relação à autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos, sem necessidade de inclusão de defasamentos adicionais na equação de regressão. Este teste é frequentemente utilizado como complemento ao ADF, de forma a confirmar a estacionariedade das séries sob diferentes especificações estatísticas (Enders, 2015).

Em termos práticos, os resultados do teste PP são interpretados de modo idêntico ao ADF. Se o valor estatístico calculado é inferior (em módulo) ao valor crítico de Dickey-Fuller, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária. Caso contrário, a série é considerada estacionária (em tendência, caso exista uma tendência temporal na regressão).

Caso não se rejeite, pelos testes ADF e/ou PP, a hipótese de raiz unitária para a série em níveis, deverá repetir-se o teste (sem tendência) para a série às diferenças. Se a primeira diferença já é estacionária, isso significa que a série em níveis é integrada de ordem um, ou I(1).

- **Teste KPSS**

O teste de **Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)** constitui um procedimento complementar aos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), sendo particularmente útil para reforçar a análise da estacionariedade das séries temporais. Ao contrário dos testes ADF e PP, cuja hipótese nula assume a existência de raiz unitária, o teste KPSS parte da hipótese nula de que a série é estacionária, permitindo assim uma avaliação complementar da ordem de integração das variáveis (Kwiatkowski et al., 1992).

A formulação do teste KPSS baseia-se na decomposição da série temporal da seguinte forma:

$$Y_t = \delta t + r_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que  $\delta t$  representa a componente determinística da série,  $r_t$  corresponde a um passeio aleatório e  $\varepsilon_t$  representa um termo de erro estacionário. O passeio aleatório é definido por:

$$r_t = r_{t-1} + u_t$$

em que  $u_t$  é um termo de erro iid com média nula e variância constante.

A partir desta decomposição, o teste avalia se a variância do passeio aleatório é nula, isto é:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 > 0$$

De acordo com Kwiatkowski et al. (1992) a estatística do teste KPSS é construída com base nas somas acumuladas dos resíduos obtidos a partir da regressão da série sobre os componentes determinísticos. A decisão estatística é tomada por comparação entre a estatística calculada e os valores críticos tabelados. Deste modo, valores elevados da estatística KPSS conduzem à rejeição da hipótese nula de estacionariedade.

Enquanto os testes ADF e PP permitem testar a hipótese nula de raiz unitária, o teste KPSS possibilita verificar diretamente a hipótese nula de estacionariedade. A utilização conjunta destes procedimentos contribui para uma identificação mais consistente do grau de integração das séries em estudo (Kwiatkowski et al., 1992).

À semelhança dos testes anteriores, o teste KPSS será aplicado às variáveis em níveis e em primeiras diferenças. Caso os resultados apontem para a rejeição da estacionariedade em níveis, mas não em primeiras diferenças, tal constituirá evidência adicional de que as séries são I(1), condição necessária para a aplicação dos testes de cointegração e do modelo VECM nas etapas subsequentes da análise.

### 5.2.2. Testes de Cointegração de Johansen

Confirmada a existência de uma raiz unitária nas séries, isto é, que estas são I(1), procede-se à aplicação dos testes de cointegração de Johansen (1988, 1991), os quais permitem identificar a existência de vetores de cointegração entre as séries.

De acordo com os procedimentos desenvolvidos por Johansen (1988, 1991) para testar cointegração entre as variáveis, o primeiro passo consiste na definição de um modelo VAR geral, apresentado a seguir:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_K X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que  $X$  é um vetor  $K$  de variáveis I(1);  $\Pi_i$  é uma matriz de parâmetros de ordem  $(n \times n)$  e  $\varepsilon_t$  é o termo de erro com  $\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$ .

O modelo desenvolvido por Johansen é baseada na seguinte versão reparametrizada do VAR apresentado em (4):

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que 
$$\Pi = - \left( I - \sum_{i=1}^k \Pi_i \right),$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=1}^i \Pi_j \text{ e } I, \text{ matriz identidade.}$$

A equação (5) é conhecida como modelo corretor do erro vetorial.

Na realidade, a matriz  $\Pi$   $(n \times n)$  pode ser representada pelo produto das seguintes matrizes:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (6)$$

Substituindo a expressão (6) em (5), tem-se:

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que a matriz  $\alpha$  é designada por matriz dos coeficientes de ajustamento, sendo que os seus elementos medem a rapidez com que as variáveis em análise reagem a situações de desequilíbrio no curto prazo. A matriz  $\beta$  é denominada matriz de cointegração e inclui os parâmetros que traduzem as relações de longo prazo existentes entre as variáveis. Ambas apresentam dimensão  $n \times r$ , em que  $r$  corresponde ao número de vetores de cointegração.

A identificação do número de vetores de cointegração é efetuada através da análise da característica<sup>3</sup> da matriz  $\Pi$ . Um método de determinar essa característica consiste em observar quantas raízes características (ou valores próprios) são diferentes de zero. Com base neste critério, Johansen & Juselius (1990) propuseram dois testes estatísticos que permitem determinar a característica da matriz  $\Pi$  bem como os valores críticos necessários à identificação do número de vetores de cointegração. O primeiro destes testes é designado como teste do traço (*trace*) e é usado para testar a hipótese nula de existência de, no máximo,  $r$  vetores de cointegração:

$$trace(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

em que  $\hat{\lambda}_i$  = valor estimado dos valores próprios obtidos da matriz  $\Pi$ ; e  $T$  = número de observações.

O teste do máximo valor próprio, também desenvolvido por Johansen & Juselius (1990), permite testar a existência de exatamente  $r$  vetores de cointegração contra a alternativa de existência de  $r+1$  vetores. Ele é definido por:

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Uma vez apurados os vetores de cointegração, impõe-se a realização de inferência estatística sobre os parâmetros de  $\alpha$  e  $\beta$ . A análise dos coeficientes associados a  $\alpha$  permite averiguar se os mecanismos de correção do desequilíbrio de cada variável apresentam significância estatística, enquanto a avaliação dos parâmetros em  $\beta$  possibilita determinar se as variáveis consideradas desempenham um papel relevante nas relações de longo prazo representadas

---

<sup>3</sup> A característica (ou *rank*) de uma matriz é o número de linhas ou de colunas (o menor dos dois) linearmente independentes.

no espaço de cointegração. Ambos os procedimentos assentam na utilização de estatísticas de razão de verosimilhança, formuladas do seguinte modo:

$$-2\ln Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \ln[(1 - \lambda_i^*) / (1 - \hat{\lambda}_i)] \sim \chi^2(m) \quad (10)$$

em que T é o número de observações; r, número de vetores de cointegração;  $\lambda^*$  e  $\hat{\lambda}_i$  são valores próprios do modelo restrito e irrestrito, respetivamente; m é o número de restrições nos vetores  $\beta$  (ou  $\alpha$ ) de cointegração.

### 5.2.3. Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM)

De acordo com Markellos & Mills (2008), o modelo corretor do erro (ECM) é um dos instrumentos econométricos mais utilizados. Em termos práticos, este mecanismo descreve um processo através do qual os desvios face ao equilíbrio observados num dado período são parcialmente eliminados no período seguinte. Neste enquadramento, são utilizadas simultaneamente variáveis em níveis, que captam as relações de longo prazo, e variáveis expressas em diferenças, responsáveis por descrever o comportamento de curto prazo.

Assim sendo, quando detetada cointegração, estima-se um **VECM**, apropriado para séries cointegradas, conforme Enders (2015). O VECM permite distinguir:

- **Equilíbrio de longo prazo**, modelo pelo vetor cointegrante;
- **Ajustamento de curto prazo**, modelado pelos coeficientes de erro e defasamentos.

O modelo assume a forma (7), onde  $\alpha$  representa os coeficientes de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  os vetores de cointegração.

### 5.2.4. Causalidade à Granger

Outro procedimento que pode ser útil no contexto da transmissão de preços (Oliveira et al., 2015) é a abordagem da Causalidade à Granger. Granger (1969) formulou uma noção de causalidade assente em três pressupostos fundamentais:

- 1) as variáveis em análise são geradas por processos estocásticos;
- 2) as séries são estacionárias; e
- 3) eventos futuros não podem influenciar acontecimentos passados.

De acordo com esta abordagem, afirma-se que  $y_t$  causa  $z_t$ , se a capacidade de previsão do valor atual de  $z_t$  é de melhor qualidade quando se incorporam os valores passados de  $y_t$  em relação à possibilidade de não se utilizar essa informação. A operacionalização deste conceito

é efetuada por meio de testes de significância estatística dos parâmetros que medem o impacto das observações passadas sobre os valores correntes das variáveis em estudo. Deste modo obtém-se:

$$z_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i z_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

A hipótese nula é definida como:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0 \quad (12)$$

Essas equações são repetidas com  $y_t$  como variável dependente e  $z_t$  como variável independente:

$$y_t = \sum_{i=1}^m \varphi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

A hipótese nula também é definida como:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0 \quad (14)$$

Quando as hipóteses nulas formuladas em (12) e (14) não são rejeitadas, conclui-se que não existe evidência estatística de causalidade entre as variáveis em qualquer direção. Se a hipótese nula indicada em (12) for rejeitada mantendo-se a de (14), verifica-se a existência de Causalidade à Granger de  $y_t$  para  $z_t$ . Pelo contrário, se a hipótese nula em (12) não for rejeitada e (14) for rejeitada, haverá causalidade de  $z_t$  em relação a  $y_t$ . Caso ambas as hipóteses nulas em (12) e (14) sejam rejeitadas, infere-se a presença de uma relação de causalidade mútua entre  $y_t$  e  $z_t$ .

A aplicação deste teste requer que as séries em análise sejam estacionárias, dado que, na ausência dessa condição, a estatística associada ao teste não converge para uma distribuição F válida. Caso as variáveis sejam I(1), o teste pode ser aplicado num VAR às diferenças ou, havendo cointegração, no VECM.

Do ponto de vista conceptual, a Causalidade à Granger baseia-se unicamente na noção de precedência temporal, não permitindo estabelecer uma relação causal direta e inequívoca entre as variáveis consideradas. Assim, ao identificar-se uma relação em que  $z_t$  causa à Granger  $y_t$ , a interpretação correta será de que as variações registadas em  $z_t$  tendem a anteceder, em termos temporais, as variações observadas em  $y_t$ . Deste modo, o conhecimento do passado de  $z_t$  pode ajudar a melhorar as previsões de  $y_t$ .

## CAPÍTULO VI – APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Neste tópico apresenta-se a análise empírica, retomando a metodologia do Capítulo IV e descrevendo a lógica de apresentação: testes de raiz unitária/estacionariedade, cointegração (Johansen), VECM, Causalidade à Granger.

### 6.1. Testes de Raiz Unitária e de Estacionariedade

Com base nas características observadas nas séries, procede-se à realização dos testes de raiz unitária (ADF e Phillips-Perron) e de estacionariedade (KPSS), com o objetivo de avaliar a ordem de integração das variáveis e a adequação para análises de cointegração.

Para testar a hipótese de raiz unitária, começamos por aplicar os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) às séries em níveis, usando a equação (1). Os gráficos da secção 3.3 permitem-nos concluir que todas as séries apresentam tendência, sendo que o mesmo acontece ao logaritmo das mesmas. Para garantir que os resíduos não apresentam autocorrelação, considerou-se um número de defasamentos igual a 12 meses, o que corresponde a um ano. Os resultados estão na Tabela 4.

**Tabela 4:** Teste ADF em níveis (com tendência e 12 defasamentos)

Variáveis	Estatística ADF	Valor crítico (5%)	Valor-p	Decisão (níveis)
ln(PCV)	-2.331	-3.431	0.4171	Não estacionária
ln(PINT)	-2.687	-3.431	0.2416	Não estacionária
ln(BRENT)	-2.898	-3.431	0.1629	Não estacionária
ln(USD/CVE)	-2.457	-3.431	0.3500	Não estacionária

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Nota:

$H_0$ : a série tem raiz unitária (não estacionária).

$H_1$  (alternativa): a série é estacionária em tendência.

Se o valor-p < 0,05, rejeitamos  $H_0 \Rightarrow$  a série é estacionária em tendência.

Em todas as séries, o valor-p > 0,05 e a estatística ADF é maior (menos negativa) que o valor crítico a 5%. Assim, **não rejeitamos  $H_0$  (presença de raiz unitária)**. Portanto, **todas as séries são não estacionárias em níveis**.

Aplica-se de seguida o teste ADF às primeiras diferenças de cada série. Se as primeiras diferenças forem estacionárias, é porque as séries em níveis são integradas de ordem 1. Para manter a consistência com o modelo (1), usado para os testes em níveis, utilizam-se agora 11 desfasamentos e um modelo sem tendência.

**Tabela 5:** Teste ADF em primeiras diferenças (sem tendência)

Variáveis	Estatística ADF	Valor crítico (5%)	Valor-p	Decisão (1ª diferença)
$\Delta \ln(\text{PCV})$	-3.380*	-2.880	0.0116	Estacionária
$\Delta \ln(\text{PINT})$	-4.757*	-2.880	0.0001	Estacionária
$\Delta \ln(\text{BRENT})$	-4.916*	-2.880	0.0000	Estacionária
$\Delta \ln(\text{USD/CVE})$	-6.009*	-2.880	0.0000	Estacionária

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

Nota: Rejeição de  $H_0$  nas diferenças confirma integração de ordem 1 em níveis.

Para todas as variáveis, o valor-p < 0,05 → são **claramente estacionárias**.

Assim, o teste ADF sugere que **todas as séries são estacionárias em 1ª diferença**, ou seja, **integradas de ordem 1 ou I(1)**.

Prossegue-se a análise com os testes PP, cujos resultados se apresentam nas Tabelas 6 e 7.

**Tabela 6:** Teste Phillips-Perron em níveis (com tendência)

Variáveis	Estatística PP	Valor crítico (5%)	Valor-p	Decisão (níveis)
$\ln(\text{PCV})$	-1.441	-3.430	0.8485	Não estacionária
$\ln(\text{PINT})$	-2.562	-3.430	0.2977	Não estacionária
$\ln(\text{BRENT})$	-2.602	-3.430	0.2790	Não estacionária
$\ln(\text{USD/CVE})$	-3.273	-3.430	0.0708	Não estacionária

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Em todas as séries, o valor-p > 0,05, portanto **não rejeitamos a hipótese nula de raiz unitária**.

Assim, **todas as séries continuam não estacionárias em níveis**, confirmando o resultado do teste ADF.

**Tabela 7:** Teste Phillips-Perron em primeiras diferenças (sem tendência)

Variáveis	Estatística PP	Valor crítico (5%)	p-valor	Decisão (1ª diferença)
$\Delta \ln(\text{PCV})$	-13.834*	-2.880	0.0000	Estacionária
$\Delta \ln(\text{PINT})$	-10.948*	-2.880	0.0000	Estacionária
$\Delta \ln(\text{BRENT})$	-10.971*	-2.880	0.0000	Estacionária
$\Delta \ln(\text{USD/CVE})$	-11.443*	-2.880	0.0000	Estacionária

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

Em todos os casos, valor-p  $\leq 0.01$ , logo rejeitamos claramente  $H_0$  (raiz unitária)  $\rightarrow$  as primeiras diferenças são estacionárias, pelo que **todas as séries em níveis são I(1)**. Ambos os testes de raiz unitária usados apontam, pois, no mesmo sentido.

Para complementar os resultados obtidos dos testes ADF e PP, recorre-se ainda ao teste KPSS, cuja principal vantagem reside no facto de assumir como hipótese nula a estacionariedade da série, permitindo assim uma validação dos resultados. Os resultados para as séries em níveis encontram-se na Tabela 8.

**Tabela 8:** Teste KPSS em níveis (com tendência)

Variáveis	Estatística KPSS	Valor crítico (5%)	Valor-p	Decisão (níveis)
$\ln(\text{PCV})$	0.589*	0.148	$< 0.01$	Não estacionária
$\ln(\text{PINT})$	0.367*	0.148	$< 0.01$	Não estacionária
$\ln(\text{BRENT})$	0.404*	0.148	$< 0.01$	Não estacionária
$\ln(\text{USD/CVE})$	0.480*	0.148	$< 0.01$	Não estacionária

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

Ao nível de significância de 5%, os resultados do teste KPSS mostram que todas as variáveis apresentam estatísticas superiores ao respetivo valor crítico de 5%, pelo que se **rejeita a hipótese nula de estacionariedade** (mesmo a 1%, uma vez que o valor-p  $< 0.01$ ). Conclui-se, assim, que as séries são **não estacionárias em níveis**.

Relativamente às primeiras diferenças das séries, o teste KPSS foi estimado sem tendência, apresentando-se os resultados na Tabela 9.

**Tabela 9:** Teste KPSS em primeiras diferenças (sem tendência)

Variáveis	Estatíst. KPSS	Valor crítico (5%)	Valor-p	Decisão (1ª diferença)
$\Delta \ln(\text{PCV})$	0.201	0.462	> 0.10	Estacionária
$\Delta \ln(\text{PINT})$	0.077	0.462	> 0.10	Estacionária
$\Delta \ln(\text{BRENT})$	0.062	0.462	> 0.10	Estacionária
$\Delta \ln(\text{USD/CVE})$	0.160	0.462	> 0.10	Estacionária

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

As estatísticas obtidas situam-se todas abaixo do valor crítico a 5%. Nestas condições, **não se rejeita a hipótese nula de estacionariedade** ao nível de 5%, nem mesmo ao nível de 10% (valor-p > 0.1), pelo que se conclui que as séries em primeira diferença são **estacionárias**.

Em suma, tanto os testes de raiz unitária como os testes de estacionariedade permitem concluir que todas as séries usadas neste estudo são I(1). É possível, pois, continuar a análise através de testes de cointegração.

## 6.2. Testes de Cointegração de Johansen

Nesta secção são apresentados os resultados relativos à análise de cointegração de Johansen (1988, 1991), aplicada às variáveis em estudo:  $\ln(\text{PCV})$ ,  $\ln(\text{PINT})$ ,  $\ln(\text{BRENT})$  e  $\ln(\text{USD/CVE})$ . Tendo-se concluído na secção anterior que todas as variáveis são I(1), importa agora analisar se existem combinações lineares estacionárias entre elas, isto é, se estão cointegradas. A abordagem de Johansen, sendo mais eficiente num contexto multivariado, permite estimar ao mesmo tempo as relações de longo prazo (uma ou mais) e as dinâmicas de curto prazo.

O primeiro passo para a aplicação do método de Johansen é a seleção do número de defasamentos (k) do VAR. Para isso, usam-se os critérios de informação de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQIC) e Schwarz (SBIC), apresentados na tabela 10.

**Tabela 10:** Seleção da Ordem de Desfasamento (k)

Critério ↓ / k →	k = 1	k = 2	k = 3	k = 4
<b>AIC</b>	-17.979	-18.208 <sup>#</sup>	-18.121	-18.066
<b>HQIC</b>	-17.867	-18.007 <sup>#</sup>	-17.830	-17.685
<b>SBIC</b>	-17.700	-17.707 <sup>#</sup>	-17.397	-17.119

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: <sup>#</sup>valor mínimo.

O número ótimo de defasamentos é 2, segundo AIC, HQIC e SBIC, pois corresponde ao valor mínimo destes critérios. Escolhemos, por isso, um VAR(2).

Com base na ordem de defasamento selecionada,  $k=2$ , procedeu-se à estimação dos testes de cointegração de Johansen. Os resultados para as estatísticas do traço (trace) e do máximo valor próprio ( $\lambda_{\max}$ ) são apresentados na tabela seguinte.

**Tabela 11:** Resultados dos testes de cointegração de Johansen

$H_0$	trace	Valor crítico (5%)	Decisão (trace)	$\lambda_{\max}$	Valor crítico (5%)	Decisão ( $\lambda_{\max}$ )
$r = 0$	70.75*	47.21	Rejeita $H_0$	43.94*	27.07	Rejeita $H_0$
$r \leq 1$	26.80	29.68	Não rejeita $H_0$	16.14	20.97	Não rejeita $H_0$
$r \leq 2$	10.66	15.41	Não rejeita $H_0$	10.03	14.07	Não rejeita $H_0$
$r \leq 3$	0.63	3.76	Não rejeita $H_0$	0.63	3.76	Não rejeita $H_0$

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

Pelo teste do traço, rejeita-se a hipótese nula de ausência de cointegração ( $r = 0$ ) ao nível de significância de 5%, mas não se rejeita a hipótese de haver pelo menos um vetor de cointegração ( $r \leq 1$ ), pelo que parece haver um único vetor de cointegração ( $r = 1$ ). O teste do máximo valor próprio permite tirar a mesma conclusão. Há, pois, evidência no sentido da presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis  $\ln(\text{PCV})$ ,  $\ln(\text{PINT})$ ,  $\ln(\text{BRENT})$  e  $\ln(\text{USD/CVE})$ .

De acordo com Goodwin & Piggott (2001) e Conforti (2004), a presença de cointegração indica um grau de integração de mercado, mesmo em contextos de elevada volatilidade internacional. No caso de Cabo Verde, este resultado revela que, apesar das limitações estruturais e logísticas, o país está economicamente ligado aos movimentos dos preços agrícolas globais. Tal integração reflete, em parte, o elevado grau de abertura comercial e a forte dependência de importações alimentares, características típicas de pequenas economias insulares (ADB, 2024) (FAO, 2022).

### 6.3. Modelo de Correção de Erros Vetorial (VECM)

Com base na confirmação da existência de um vetor de cointegração ( $r = 1$ ) entre as variáveis  $\ln(\text{PCV})$ ,  $\ln(\text{PINT})$ ,  $\ln(\text{BRENT})$  e  $\ln(\text{USD/CVE})$ , estimou-se o Modelo de Correção de Erros

Vetorial (VECM). Este modelo permite analisar tanto as relações de longo prazo como os ajustamentos de curto prazo entre as variáveis.

Assim, em termos de longo prazo, o vetor de cointegração estimado, normalizado em  $\ln(\text{PCV})$ , está expresso na Tabela 12.

Os resultados da Tabela 12 indicam que o **nível de preços internacionais (PINT)**, o **preço internacional do petróleo (BRENT)** e a **taxa de câmbio (USD/CVE)** exercem impactos positivos e estatisticamente significativos, a longo prazo, sobre o índice de preços de Cabo Verde (PCV), refletindo a dependência da economia cabo-verdiana de importações de energia e bens transacionáveis.

**Tabela 12:** Vetor de Cointegração Normalizado em  $\ln(\text{PCV})$

Variável	Coefficiente	P> z	Interpretação
$\ln(\text{PCV})$	1	-	-
$\ln(\text{PINT})$	-0.432*	0.001	Significativo
$\ln(\text{BRENT})$	-0.333*	0.000	Significativo
$\ln(\text{USD/CVE})$	-1.094*	0.000	Significativo
Constante	3.819	-	-

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

A relação de longo prazo é dada por:

$$\ln(\text{PCV}_t) = -3.81 + 0.432 \ln(\text{PINT}_t) + 0.333 \ln(\text{BRENT}_t) + 1.094 \ln(\text{USD/CVE}_t)$$

Uma vez que estes coeficientes são estimativas das elasticidades, podemos interpretá-los como se segue:

- um aumento de cerca de 1% nos preços internacionais, mantendo o resto constante, tenderá a aumentar os preços domésticos, a longo prazo, em aproximadamente 0.43%; verifica-se, pois, a hipótese H1 sobre transmissão de preços a longo prazo;

- um aumento de cerca de 1% nos preços do petróleo bruto, mantendo o resto constante, tenderá a aumentar os preços domésticos, a longo prazo, em aproximadamente 0.33%;

- um aumento de cerca de 1% na taxa de câmbio, mantendo o resto constante, tenderá a aumentar os preços domésticos, a longo prazo, em aproximadamente 1.1% (praticamente uma elasticidade unitária).

O sinal positivo da elasticidade dos preços em ordem à taxa de câmbio (USD/CVE) indica que uma **depreciação cambial**, isto é, aumento do valor do dólar frente ao escudo cabo-verdiano (o que se traduz em necessidade de mais escudos por dólar), **eleva o nível de preços domésticos**, o que está de acordo com o mecanismo de transmissão típico em economias abertas.

**Tabela 13:** Significância Global das Equações do VECM

Equação	R <sup>2</sup>	Chi <sup>2</sup>	P>Chi <sup>2</sup>	Conclusão
$\Delta \ln(\text{PCV})$	0.1875	57.7006*	0.0000	Significativo
$\Delta \ln(\text{PINT})$	0.1718	51.8596*	0.0000	Significativo
$\Delta \ln(\text{BRENT})$	0.1789	54.4636*	0.0000	Significativo
$\Delta \ln(\text{USD/CVE})$	0.1056	29.5259*	0.0000	Significativo

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

O modelo apresentou bom ajustamento global e significância estatística conjunta ao nível de 1% em todas as equações. Saliente-se a significância da primeira equação, correspondente à variável de interesse.

**Tabela 14:** Termos de Correção de Erro (ECT) das Equações do VECM

Equação	Coef. ECT	P> z	Interpretação
$\Delta \ln(\text{PCV})$	-0.0299*	0.000	Significativo; ajusta-se ao equilíbrio
$\Delta \ln(\text{PINT})$	0.0355*	0.044	Significativo
$\Delta \ln(\text{BRENT})$	0.1890*	0.001	Significativo
$\Delta \ln(\text{USD/CVE})$	0.0098	0.471	Não significativo

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%.

O termo de correção de erro indica o ajustamento de curto prazo em direção ao equilíbrio de longo prazo. O coeficiente negativo (-0.0299) e significativo (p = 0.000) do ECT na equação de  $\Delta \ln(\text{PCV})$ , mostra que cerca de 3% dos desvios em relação ao equilíbrio são corrigidos

mensalmente. Estamos, pois, na presença de um mecanismo de ajustamento dos preços de Cabo Verde, ainda que lento, em direção ao equilíbrio. Verifica-se, assim, a segunda hipótese de investigação definida no início deste trabalho, H2. Estes resultados, traduzidos numa relação de longo prazo significativa entre preços agrícolas domésticos e internacionais, com um mecanismo de ajustamento lento em relação ao equilíbrio, são consistentes com Baquedano & Liefert (2014), num estudo efetuado para vários países em desenvolvimento, entre os quais alguns africanos.

Na sequência da estimação do VECM, podem fazer-se testes de diagnóstico para a autocorrelação e normalidade dos resíduos do modelo.

**Tabela 15:** Teste LM de Autocorrelação dos Resíduos

Lag	Chi <sup>2</sup>	df	Prob > Chi <sup>2</sup>	Conclusão
1	12.601	16	0.702	Sem autocorrelação
2	8.609	16	0.928	Sem autocorrelação

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: df = graus de liberdade

Na Tabela 15 apresentam-se os resultados de um teste LM para a autocorrelação nos resíduos do modelo VECM. Os valores-p elevados da distribuição do qui-quadrado indicam a não rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação. Conclui-se, portanto, que o modelo não apresenta autocorrelação, estando adequadamente especificado do ponto de vista dinâmico.

**Tabela 16:** Teste de Normalidade dos Resíduos

Equação	Jarque-Bera ( $\chi^2$ )	df	Prob	Conclusão
$\Delta \ln(\text{PCV})$	52.04*	2	0.0000	Não normal
$\Delta \ln(\text{PINT})$	82.75*	2	0.0000	Não normal
$\Delta \ln(\text{BRENT})$	282.97*	2	0.0000	Não normal
$\Delta \ln(\text{USD/CVE})$	6.61*	2	0.0368	Não normal
<b>Todas</b>	<b>424.38*</b>	<b>8</b>	<b>0.0000</b>	<b>Não normal</b>

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

Obs.: \* significativo a 5%; df = graus de liberdade

A normalidade dos resíduos do modelo VECM foi avaliada através do teste de Jarque-Bera e dos testes de Assimetria e Curtose, estes dois últimos em Anexo 14. A combinação destes três testes permite verificar se os resíduos seguem uma distribuição normal multivariada.

O teste de Jarque-Bera (Tabela 16) rejeita a hipótese de normalidade ao nível de 5%. No entanto, verifica-se que o problema não é tanto de assimetria (as equações individuais passam neste teste) mas sim de curtose (ver Anexo 14). O facto dos resíduos do modelo VECM poderem não seguir uma distribuição normal multivariada pode comprometer os resultados encontrados. Todavia, a dimensão da amostra pode tornar este problema menos relevante, ao permitir análise assintótica.

#### 6.4. Testes de Causalidade à Granger

A análise de causalidade à Granger, tal como apresentada na secção 5.2.4, permite verificar se variações passadas de uma variável ajudam a prever o comportamento atual de outra, no contexto de um VAR. Uma vez que as variáveis deste estudo são  $I(1)$ , poderia usar-se um VAR com as variáveis às diferenças, que já são  $I(0)$  ou estacionárias. Como, adicionalmente, existe cointegração, podemos aplicar o teste no VECM.

Queremos então testar se o crescimento dos preços internacionais não causa, à Granger, o crescimento dos preços domésticos. Tal poderá fazer-se na primeira equação do VECM, de  $\Delta \ln(PCV)_t$ , através de um teste  $t$  ao coeficiente de  $\Delta \ln(PINT)_{t-1}$ , dado que um VAR(2) em níveis corresponde a um VAR(1) em diferenças, havendo, pois, um único desfasamento de cada variável. Para a hipótese inversa testa-se o coeficiente de  $\Delta \ln(PCV)_{t-1}$  na equação de  $\Delta \ln(PINT)_t$ . Com base no Anexo 12, preenche-se a Tabela 17:

**Tabela 17:** Teste de Causalidade à Granger entre  $\Delta \ln(PCV)$  e  $\Delta \ln(PINT)$

Relação testada	Hipótese nula	Valor-p	Decisão (nível de 5%)
$\Delta \ln(PINT) \rightarrow \Delta \ln(PCV)$	$\Delta \ln(PINT)$ não causa, à Granger, $\Delta \ln(PCV)$	0.781	Não rejeita $H_0$ : sem causalidade
$\Delta \ln(PCV) \rightarrow \Delta \ln(PINT)$	$\Delta \ln(PCV)$ não causa, à Granger, $\Delta \ln(PINT)$	0.681	Não rejeita $H_0$ : sem causalidade

Fonte: Elaboração própria com a utilização do Stata.

De acordo com os resultados da Tabela 17, **não se rejeita a hipótese nula de ausência de Causalidade à Granger** entre as variáveis  $\Delta \ln(\text{PCV})$  e  $\Delta \ln(\text{PINT})$ , em qualquer dos sentidos. Em termos econométricos, isso implica que o crescimento passado de uma não contribui significativamente para ajudar a prever o crescimento atual da outra, o que faz rejeitar a terceira hipótese de investigação, H3. Não se encontrou, pois, uma transmissão de preços a curto prazo entre o mercado internacional e o doméstico.

Esta evidência é coerente com os resultados de Nazlioglu & Soytas (2011) e de Acquah et al. (2012), bem como com alguns dos resultados encontrados por Conforti (2004), no que se refere a países africanos. A fraca evidência de causalidade imediata pode também refletir a eficácia relativa das políticas de ancoragem cambial e de controlo de preços, que amortecem os choques externos no curto prazo (BCV, 2024).

## CAPÍTULO VII – CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÕES

O presente estudo teve como objetivo central analisar a relação entre os preços agrícolas internacionais e os preços agrícolas internos em Cabo Verde, no período compreendido entre janeiro de 2003 e junho de 2024, recorrendo a técnicas econométricas de séries temporais. Com base na aplicação dos testes de raiz unitária, Cointegração de Johansen, modelo de correção de erros vetorial (VECM) e testes de Causalidade à Granger, procurou avaliar-se a existência de integração entre os mercados, a direção da causalidade e o grau de transmissão de choques externos para o mercado doméstico.

Os resultados obtidos permitem concluir que todas as variáveis em estudo são não estacionárias, mas que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os preços agrícolas domésticos em Cabo Verde e os preços agrícolas internacionais, os preços do petróleo e a taxa de câmbio USD/CVE, evidenciada pela presença de um vetor de cointegração estatisticamente significativo. Cada uma destas três variáveis tem um efeito positivo e significativo sobre os preços de Cabo Verde. Encontra-se, assim, um mecanismo de transmissão de preços, a longo prazo, entre o mercado agrícola internacional e o doméstico.

Deste modo, pode concluir-se que: há evidência de relação de longo prazo conjunta entre as variáveis analisadas; há evidência estatística de transmissão dos efeitos externos para os preços domésticos via preço internacional, mas também via *brent* e via taxa de câmbio; tanto o índice de preços internacionais, como o canal energético e cambial são relevantes, traduzindo-se a influência deste último numa elasticidade praticamente unitária.

Contudo, o teste de Causalidade à Granger não identificou relações estatisticamente significativas no curto prazo entre as taxas de crescimento dos preços agrícolas internacionais e domésticos, sugerindo uma transmissão parcial e retardada dos choques externos. Os ajustamentos de preços poderão ocorrer com defasamentos temporais devido a ineficiências estruturais, custos de transporte, rigidez institucional e falhas de mercado.

Os resultados do modelo VECM reforçam esta conclusão, evidenciando um termo de correção de erro significativo e de sinal esperado (negativo), mas de baixo valor (3% ao mês) o que confirma a existência de um mecanismo de ajustamento de longo prazo, ainda que lento.

Assim, os preços internos reagem gradualmente a desequilíbrios persistentes nos preços internacionais, restaurando a relação de equilíbrio ao longo do tempo.

Do ponto de vista económico, estes resultados implicam que os preços agrícolas em Cabo Verde são vulneráveis às flutuações internacionais no longo prazo, mas com resiliência de curto prazo atribuída a fatores internos, como políticas públicas de estabilização, custos de importação e margens de comercialização.

De um modo geral, este trabalho confirma a integração estrutural dos mercados agrícolas cabo-verdianos com o mercado internacional, sustentando as hipóteses de cointegração de longo prazo (H1) e de existência de um mecanismo de retorno ao equilíbrio (H2), mas não encontra evidência significativa de causalidade de curto prazo entre as taxas de crescimento dos preços agrícolas internacionais e domésticos (H3).

Em suma, conclui-se que as flutuações dos preços agrícolas internacionais exercem influência significativa sobre os preços internos de Cabo Verde no longo prazo, confirmando a eficiência dos mercados agrícolas domésticos, mas também a vulnerabilidade externa da economia nacional. Assim, o fortalecimento da produção agrícola, a diversificação económica e a adoção de políticas preventivas de estabilização são fundamentais para garantir maior autonomia, estabilidade de preços e segurança alimentar sustentável no país.

### **Limitações e sugestões**

Em termos académicos, esta dissertação contribui para a literatura sobre integração de mercados agrícolas em economias insulares e reforça o papel das séries temporais como instrumento analítico robusto para a formulação de políticas públicas.

A principal limitação do estudo reside na ausência de dados desagregados por produto e na utilização de índices agregados de preços, o que poderá ser superado em pesquisas futuras com dados de preços por produto.

Em termos metodológicos, poderia analisar-se a causalidade não linear, usando mecanismos de transmissão não lineares e assimétricos (por exemplo, modelos TAR ou MTAR), como sugerido por Enders & Siklos (2001). As metodologias de análise da volatilidade, como os modelos do tipo GARCH, poderão também ter um papel importante na previsão univariada deste tipo de séries temporais.

Tendo em conta que as conclusões deste estudo apontam no sentido da integração de longo prazo com o mercado global, o que torna o país exposto a choques externos, com potenciais impactos sobre a inflação, o poder de compra e a segurança alimentar, propõem-se as seguintes recomendações em termos de políticas públicas:

1. Diversificação produtiva agrícola – Aumentar a produção doméstica de bens alimentares estratégicos, reduzindo a dependência de importações e a vulnerabilidade aos choques de preços internacionais.
2. Criação de mecanismos de estabilização e reservas alimentares – Inspirando-se em experiências documentadas pela FAO (2023) e pelo IFPRI (2023), Cabo Verde pode adotar mecanismos de regulação de stocks e fundos de compensação de preços, para atenuar as flutuações externas.
3. Aperfeiçoamento da monitorização e previsão de preços – Investir em sistemas de acompanhamento econométrico baseados em modelos VAR/VECM, que permitam antecipar choques externos e apoiar decisões de política económica e comercial.
4. Promoção de instrumentos financeiros de cobertura de risco (*hedging*) – Em linha com recomendações de World Bank (2023), desenvolver estratégias de proteção cambial e contratual que mitiguem a exposição do país às variações dos preços internacionais de alimentos e energia.
5. Reforço da cooperação regional e internacional – Participar em redes de informação e segurança alimentar, de modo a aumentar a resiliência coletiva e partilhar boas práticas na gestão de choques de preços agrícolas.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADB (2024). *Country Focus Report 2024 - Cabo Verde - Driving Cabo Verde's Transformation the Reform of the Global Financial Architecture*.

Acquah, H.D., Micah, J. A. & Owusu, R. (2012). Price Transmission in Domestic Agricultural Markets: Evidence from Selected Cassava Markets in Ghana. *Journal of Sustainable Development in Africa*, 14 (5), 218-228.

Baquedano, F. G. & Liefert, W. M. (2014). Market integration and price transmission in consumer markets of developing countries. *Food Policy*, 103-114.

BCV (2024). *Relatório Anual do Banco de Cabo Verde*. Praia.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

Box, G., & Jenkins, G. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-day.

Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance* (3rd ed.). Cambridge University Press.

Christiaensen, L. & Demery, L. (2018). *Agriculture in Africa: Telling Myths from Facts*. Directions in Development - Agriculture and Rural Development, eds. Luc Christiaensen and Lionel Demery. World Bank.

Conforti, P. (2004). Price Transmission in Selected Agricultural Markets. *FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper No. 7*. Food and Agriculture Organization.

Coronel, A. D., Amorim, L. A., Sousa, P. E., & Lima, E. J. (2010). Integração e Transmissão de Preços entre os Mercados de Trigo Argentino e Internacional. *PESQUISA & DEBATE, SP*, 21, 2(38), 279-305.

Cramon-Taubadel, S. & Goodwin, B.K. (2021). Price Transmission in Agricultural Markets. *Annual Review of Resource Economics*, 13(1), 65-84.

Enders, W. & Siklos P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Applied Econometrics*, 16(2), 177-186.

Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series* (4th ed.). Wiley.

- Engle, F. R. (1982). *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation*. *Econometrica*, 55(4), 987-1007.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- FAO. (2022). *The State of Agricultural Commodity Markets 2022*. FAO.
- FAO. (2023). *Food Outlook – Biannual Report on Global Food Markets*. FAO.
- Glauber, J., Laborde D., & Mamun, A. (2023). From Bad to Worse: How Russia-Ukraine War-Related Export Restrictions Exacerbate Global Food Insecurity. In *The Russia-Ukraine Conflict and Global Food Security*, eds. Joseph Glauber and David Laborde, 92-96.
- Goodwin, B. K. & Piggott, N. E. (2001). Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2), 302–317.
- Granger, J. C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Models. *Econometrica*, 37(2), 424-438.
- Granger, J. W. (1988). Causality, Cointegration, and Control. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 551-559.
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis* (8th ed.). Pearson.
- Gujarati, N. D. & Porter, C. D. (2011). *Econometria Básica* (5ª ed.). AMGH.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- IFPRI (2023). *Global Food Policy Report 2023: Rethinking Food Crisis Responses*. IFPRI.
- INE (2022). *Estatísticas do Comércio Externo e Agricultura, 2021-2022*.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59 (6) 1551-1580.

- Johansen, S. & Juselius, K., (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kinda, T., Mlachila, M., & Ouedraogo, R. (2016). Commodity Price Shocks and Financial Sector Fragility. *IMF Working Papers 2016, 012*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- Lima, R. C., Góis, M. R. & Ulises, C. (2007). Previsão de Preços Futuros de Commodities Agrícolas com Diferenciações Inteira e Fracionária, e Erros Heterocedásticos. *Revista de Economia e Sociologia Rural (RESR)*, 45(3).
- Loungani, P. & Swagel, P. (2001). Sources of Inflation in Developing Countries. *IMF Working Papers 01, 198*.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.
- Markellos, R. N., & Mills, C. T. (2008). *The Econometric Modelling of Financial Time Series*. (3<sup>a</sup> ed.). Cambridge University Press.
- Mundlak, Y. & Larson, D. F. (1992). On the Transmission of World Agricultural Prices. *The World Bank Economic Review*, 6(3), 399-422.
- Narciso, D. (2015). *Tendências nos Preços de Café Verde Arábica do Brasil e na Taxa de Câmbio EUR/USD*. Universidade de Évora.
- Nazlioglu, S. & Soytas, U. (2011). World Oil Prices and Agricultural Commodity Prices: Evidence from an Emerging Market. *Energy Economics*, 33(3), 488-496.
- Nazlioglu, S., & Soytas, U. (2012). Oil Price, Agricultural Commodity Prices, and the Dollar: A Panel Cointegration and Causality Analysis. *Energy Economics*, 34 (4), 1098-1104.
- OECD-FAO (2023). *OECD-FAO Agricultural Outlook 2023-2032*. OECD Publishing.
- Oliveira, M., Carvalho, M., Lucas, M., Henriques, P. & Peixe, F. (2015). *Price Transmission on the Milk Portuguese Market*. *Agricultural Economics Review*, 16 (1), 35-46.

PEDS (2017). *Plano Estratégico de Desenvolvimento Sustentável (2017-2021)*. Governo de Cabo Verde.

Pesaran, M. H. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16(2), 177-186.

Phillips, P. C. B. & Perron P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75(2), 331-346.

Pinho, M. F., Camargos, A. M., & Figueiredo, M. J. (2017). Uma Revisão da Literatura sobre Modelos de Volatilidade em Estudos Brasileiros. *FACES Journal*, 16(1), 9-28.

Rodrik, D. (2008). The Real Exchange Rate and Economic Growth. *Brookings Papers on Economic Activity* 2008(2), 365-412.

Santos, A. (2002). *Análise da Comercialização de Algumas Hortícolas na Ilha de Santiago*, Instituto Nacional de Investigação e Desenvolvimento Agrário (INIDA), Relatório Científico.

Timmer, C. P. (2009). *A World without Agriculture: The Structural Transformation in Historical Perspective*. AEI Press, Washington, DC.

Tsay, S. R. (2002). *Analysis of Financial Time Series* (2ª ed.). Wiley.

UNCTAD (2023). *UNCTADstat*. Geneva.

Vidigal, L. L. (2021). *Uso de Séries Temporais e Gráficos de Controle para Previsão e Monitoramento do Nível de Atividade da Economia Brasileira*. Trabalho de Conclusão de Curso. Escola Politécnica, Universidade de São Paulo.

Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6th ed.). Cengage Learning.

World Bank (2023). *Food Security Update, December*. World Bank Group.

## ANEXOS

### 1. Descrição das Variáveis

<b>Ano</b>	2003 a 2024		
<b>Mês</b>	1 a 12 (janeiro a dezembro)		
<b>PCV</b>	Índice de Preços de Cabo Verde	<b>pcv</b>	Log de Índice de Preços de Cabo Verde
<b>PINT</b>	Índice de Preços Internacionais	<b>pint</b>	Log de Índice de Preços Internacionais
<b>BRENT</b>	Índice de Preço Bruto do Petróleo	<b>brent</b>	Log de Índice de Preço Bruto do Petróleo
<b>USD/CVE</b>	Taxa de Câmbio USD/CVE	<b>usd/cve</b>	Log de Taxa de Câmbio USD/CVE

### 2. Estatísticas descritivas das Variáveis

```
. summarize PCV PINT BRENT USD_CVE, detail
```

```
domestic price index
```

---

	Percentiles	Smallest		
1%	81.4	81.24		
5%	82.76	81.29		
10%	87.2	81.4	Obs	258
25%	108	81.43	Sum of Wgt.	258
50%	122.35		Mean	117.9096
		Largest	Std. Dev.	19.91321
75%	125.1	162.9266		
90%	145.6103	163.953	Variance	396.5359
95%	159.8713	164.7992	Skewness	.1541474
99%	163.953	164.9641	Kurtosis	3.121588

```
internacional price index
```

---

	Percentiles	Smallest		
1%	70.7	70.3		
5%	75.9	70.3		
10%	77.6	70.7	Obs	258
25%	90.9	70.9	Sum of Wgt.	258
50%	100.65		Mean	102.1105
		Largest	Std. Dev.	17.69069
75%	113.2	152.3		
90%	125.7	155.3	Variance	312.9604
95%	132.8	155.4	Skewness	.3620511
99%	155.3	156.8	Kurtosis	2.95772

indice preco petroleo

---

	Percentiles	Smallest		
1%	60.68	50.45		
5%	70.15	60.03		
10%	85.53	60.68	Obs	258
25%	116.85	62.54	Sum of Wgt.	258
50%	149.22		Mean	155.2644
		Largest	Std. Dev.	51.93609
75%	202.05	263.12		
90%	222.57	263.49	Variance	2697.358
95%	234.58	264.61	Skewness	.0759845
99%	263.49	275.43	Kurtosis	2.075423

taxa de cambio

---

	Percentiles	Smallest		
1%	70.88	69.9		
5%	75.67	69.94		
10%	78.78	70.88	Obs	258
25%	83.47	70.96	Sum of Wgt.	258
50%	90.775		Mean	90.68178
		Largest	Std. Dev.	9.124694
75%	98.36	108.36		
90%	102.13	108.82	Variance	83.26004
95%	103.54	111.24	Skewness	-.105578
99%	108.82	112.32	Kurtosis	2.140448

### 3. Correlação de Pearson

```
. pwcorr pcv pint brent usd_cve, sig star (0.05)
```

	pcv	pint	brent	usd_cve
pcv	1.0000			
pint	0.7622*	1.0000		
	0.0000			
brent	0.5652*	0.7664*	1.0000	
	0.0000	0.0000		
usd_cve	0.3750*	-0.0549	-0.2956*	1.0000
	0.0000	0.3795	0.0000	

### 4. Teste de Estacionariedade ADF em níveis

```
. gen pcv=ln(PCV)
```

```
. dfuller pcv, lags(12) trend
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs    =            245

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.331	-3.992	-3.431

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4171

```
. dfuller pint, lags(12) trend
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs    =            245

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.687	-3.992	-3.431

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2416

. dfuller brent, lags(12) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =                      245

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.898	-3.992	-3.431	-3.131

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.1629

. dfuller usv\_cve, lags(12) trend

Augmented Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs =                      245

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.457	-3.992	-3.431	-3.131

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3500

## 5. Teste de Estacionariedade Phillips-Perron (PP) em níveis

. pperron pcv, trend

Phillips-Perron test for unit root                      Number of obs =                      257  
Newey-West lags =                      4

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-3.811	-28.414	-21.306	-18.003
Z(t)	-1.441	-3.990	-3.430	-3.130

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8485

. pperron pint, trend lags(12)

Phillips-Perron test for unit root                      Number of obs =                      257  
Newey-West lags =                      12

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-12.433	-28.414	-21.306	-18.003
Z(t)	-2.562	-3.990	-3.430	-3.130

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2977



```
. dfuller D.brent, lags(11)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =       245
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-4.916	-3.462	-2.880	-2.570

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
.  
. dfuller D.usv_cve, lags(11)
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root          Number of obs   =       245
```

Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-6.009	-3.462	-2.880	-2.570

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

## 7. Teste de estacionariedade Phillips-Perron (PP) em 1ª diferença

```
. pperron D.pcv
```

```
Phillips-Perron test for unit root          Number of obs   =       256  
Newey-West lags =                4
```

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical <u>Value</u>	10% Critical <u>Value</u>	
Z(rho)	-228.544	-20.305	-14.000	-11.200
Z(t)	-13.834	-3.460	-2.880	-2.570

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```

```
. pperron D.pint, lags(11)
```

```
Phillips-Perron test for unit root          Number of obs   =       256  
Newey-West lags =                11
```

Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(rho)	-166.358	-20.305	-14.000	-11.200
Z(t)	-10.948	-3.460	-2.880	-2.570

```
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000
```



## 8. Teste de KPSS em níveis

KPSS test for pcv (including trend)

T = 258

Lag truncation parameter = 5

Test statistic = 0.589301

	10%	5%	1%
Critical values:	0.120	0.148	0.217
P-value <	.01		

Regressão KPSS

Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003:01-2024:06 (T = 258)

Variável dependente: pint

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	4,42075	0,0168172	262,9	0,0000	***
time	0,00147016	0,000112573	13,06	3,25e-030	***

AIC: -300,379    BIC: -293,273    HQC: -297,522

Estimação robusta da variância: 0,10006

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 2442,23

teste KPSS para pint (incluindo tendência)

T = 258

Parâmetro de truncagem do desfasamento = 5

Estatística de teste = 0,366677

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,120	0,148	0,217
Valor p <	.01		

Regressão KPSS

Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003:01-2024:06 (T = 258)

Variável dependente: brent

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	4,76120	0,0431448	110,4	7,02e-218	***
time	0,00170968	0,000288808	5,920	1,03e-08	***

AIC: 185,774 BIC: 192,88 HQC: 188,632

Estimação robusta da variância: 0,637931

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 17140,4

teste KPSS para brent (incluindo tendência)

T = 258

Parâmetro de truncagem do desfasamento = 5

Estatística de teste = 0,403653

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,120	0,148	0,217
Valor p < .01			

Regressão KPSS

Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003:01-2024:06 (T = 258)

Variável dependente: usd\_cve

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p	
const	4,40122	0,0104905	419,5	0,0000	***
time	0,000779933	7,02224e-05	11,11	1,19e-023	***

AIC: -543,897 BIC: -536,792 HQC: -541,04

Estimação robusta da variância: 0,0372988

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 1192,38

teste KPSS para usd\_cve (incluindo tendência)

T = 258

Parâmetro de truncagem do desfasamento = 5

Estatística de teste = 0,480266

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,120	0,148	0,217
Valor p < .01			

## 9. Teste KPSS em primeiras diferenças

KPSS test for d\_pcv

T = 257

Lag truncation parameter = 5

Test statistic = 0.201174

	10%	5%	1%
Critical values:	0.348	0.462	0.740
P-value >	.10		

Regressão KPSS

Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003:02-2024:06 (T = 257)

Variável dependente: d\_pint

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	0,00186919	0,00176618	1,058	0,2909

AIC: -1101,77    BIC: -1098,22    HQC: -1100,34

Estimação robusta da variância: 0,00159141

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 8,13571

teste KPSS para d\_pint

T = 257

Parâmetro de truncagem do desfaseamento = 5

Estatística de teste = 0,0774012

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,740
Valor p >	.10		

Regressão KPSS

Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003:02-2024:06 (T = 257)

Variável dependente: d\_brent

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	0,00393857	0,00585435	0,6728	0,5017

AIC: -485,808    BIC: -482,259    HQC: -484,381

Estimação robusta da variância: 0,011378

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 46,7426

teste KPSS para d\_brent

T = 257

Parâmetro de truncagem do desfaseamento = 5

Estatística de teste = 0,0621984

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,740

Valor p > .10

Regressão KPSS

Mínimos Quadrados (OLS), usando as observações 2003:02-2024:06 (T = 257)

Variável dependente: d\_usd\_cve

	coeficiente	erro padrão	rácio-t	valor p
const	-5,99405e-05	0,00131527	-0,04557	0,9637

AIC: -1253,28    BIC: -1249,73    HQC: -1251,85

Estimação robusta da variância: 0,000709459

Soma dos quadrados dos resíduos acumulados: 7,48778

teste KPSS para d\_usd\_cve

T = 257

Parâmetro de truncagem do desfaseamento = 5

Estatística de teste = 0,159794

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,348	0,462	0,740

Valor p > .10

## 10. Seleção da Ordem de Defasagem

```
. varsoc pcv pint brent usd_cve
```

```
Selection-order criteria
Sample: 5 - 258
Number of obs = 254
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
|lag | LL LR df p FPE AIC HQIC SBIC |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
| 0 | 623.501 8.9e-08 -4.87796 -4.85555 -4.82225 |
| 1 | 2303.3 3359.6 16 0.000 1.8e-13 -17.9787 -17.8667 -17.7002 |
| 2 | 2348.46 90.31* 16 0.000 1.5e-13* -18.2083* -18.0066* -17.707* |
| 3 | 2353.42 9.922 16 0.871 1.6e-13 -18.1214 -17.8301 -17.3972 |
| 4 | 2362.41 17.994 16 0.324 1.7e-13 -18.0663 -17.6853 -17.1192 |
-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+
Endogenous: pcv pint brent usd_cve
Exogenous: _cons
```

## 11. Teste de Cointegração de Johansen

```
. vecrank pcv pint brent usd_cve, lags(2) max
```

```

                                Johansen tests for cointegration
Trend: constant                    Number of obs =    256
Sample: 3 - 258                    Lags =          2
-----
                                5%
maximum                             trace      critical
rank    parms      LL      eigenvalue  statistic  value
  0       20      2332.4194      .          70.7450   47.21
  1       27      2354.3895      0.15772    26.8048*  29.68
  2       32      2362.4595      0.06110    10.6648   15.41
  3       35      2367.4755      0.03843     0.6327    3.76
  4       36      2367.7919      0.00247
-----
                                5%
maximum                             max      critical
rank    parms      LL      eigenvalue  statistic  value
  0       20      2332.4194      .          43.9402   27.07
  1       27      2354.3895      0.15772    16.1400   20.97
  2       32      2362.4595      0.06110    10.0321   14.07
  3       35      2367.4755      0.03843     0.6327    3.76
  4       36      2367.7919      0.00247
-----

```

## 12. Modelo VECM

```
. vec pcv pint brent usd_cve, rank(1) lags(2)
```

Vector error-correction model

```

Sample: 3 - 258                    No. of obs    =    256
                                AIC              = -18.18273
Log likelihood = 2354.389         HQIC         = -18.03235
Det(Sigma_ml) = 1.21e-13        SBIC         = -17.80882

```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
D_pcv	6	.008806	0.1875	57.70066	0.0000
D_pint	6	.026124	0.1718	51.85961	0.0000
D_brent	6	.086054	0.1789	54.46369	0.0000
D_usd_cve	6	.020155	0.1056	29.52599	0.0000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
-----							
D_pcv							
	_cel						
	L1.	-.0299163	.0059423	-5.03	0.000	-.041563	-.0182696
	pcv						
	LD.	.0691654	.0616838	1.12	0.262	-.0517326	.1900633
	pint						
	LD.	.0060854	.0219016	0.28	0.781	-.036841	.0490117
	brent						
	LD.	-.0042093	.0064871	-0.65	0.516	-.0169237	.0085051
	usd_cve						
	LD.	-.0553416	.0280137	-1.98	0.048	-.1102474	-.0004358
	_cons	.0024722	.0005746	4.30	0.000	.001346	.0035985
-----							
D_pint							
	_cel						
	L1.	.0354822	.0176275	2.01	0.044	.0009329	.0700315
	pcv						
	LD.	-.0753328	.1829813	-0.41	0.681	-.4339695	.2833039
	pint						
	LD.	.3180444	.0649699	4.90	0.000	.1907058	.445383
	brent						
	LD.	.0112291	.0192435	0.58	0.560	-.0264874	.0489456
	usd_cve						
	LD.	-.1619333	.083101	-1.95	0.051	-.3248083	.0009416
	_cons	.0014492	.0017046	0.85	0.395	-.0018918	.0047901
-----							
D_brent							
	_cel						
	L1.	.1889848	.0580669	3.25	0.001	.0751757	.3027939
	pcv						
	LD.	.5822674	.6027602	0.97	0.334	-.599121	1.763656
	pint						
	LD.	.6801763	.2140178	3.18	0.001	.260709	1.099644
	brent						
	LD.	.270099	.0633901	4.26	0.000	.1458568	.3943413
	usd_cve						
	LD.	-.0397651	.2737437	-0.15	0.885	-.5762929	.4967627
	_cons	.0001344	.0056152	0.02	0.981	-.0108711	.0111399
-----							
D_usd_cve							
	_cel						
	L1.	.0098114	.0136004	0.72	0.471	-.0168449	.0364676
	pcv						
	LD.	.1756036	.141178	1.24	0.214	-.1011001	.4523073
	pint						
	LD.	-.0829324	.0501271	-1.65	0.098	-.1811797	.0153148
	brent						
	LD.	.0037835	.0148472	0.25	0.799	-.0253164	.0328834
	usd_cve						

Cointegrating equations

Equation	Parms	chi2	P>chi2
---_cel	3	194.4163	0.0000

Identification: beta is exactly identified

Johansen normalization restriction imposed

beta	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
---_cel					
pcv	1	.	.	.	.
pint	-.4321472	.1301216	-3.32	0.001	-.6871808 -.1771135
brent	-.3325529	.0655861	-5.07	0.000	-.4610993 -.2040065
usd_cve	-1.094229	.148547	-7.37	0.000	-1.385376 -.803082
_cons	3.818665	.	.	.	.

### 13. Teste de Autocorrelação LM

```
. veclmar
```

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	12.6011	16	0.70167
2	8.6092	16	0.92863

H0: no autocorrelation at lag order

## 14. Teste de normalidade dos resíduos

. vecnorm

Jarque-Bera test				
Equation	chi2	df	Prob > chi2	
D_pcv	52.040	2	0.00000	
D_pint	82.756	2	0.00000	
D_brent	282.974	2	0.00000	
D_usd_cve	6.607	2	0.03676	
ALL	424.377	8	0.00000	

Skewness test				
Equation	Skewness	chi2	df	Prob > chi2
D_pcv	.25963	2.876	1	0.08991
D_pint	-.27569	3.243	1	0.07173
D_brent	-.25901	2.862	1	0.09067
D_usd_cve	-.17372	1.288	1	0.25649
ALL		10.269	4	0.03613

Kurtosis test				
Equation	Kurtosis	chi2	df	Prob > chi2
D_pcv	5.1469	49.164	1	0.00000
D_pint	5.7303	79.513	1	0.00000
D_brent	8.1245	280.112	1	0.00000
D_usd_cve	3.7061	5.319	1	0.02110
ALL		414.108	4	0.00000