



**INDEPENDÊNCIA DO BANCO CENTRAL E INFLAÇÃO NOS PAÍSES DA SADC
(2000-2019)**

TRABALHO DE LICENCIATURA EM ECONOMIA

POR:

PATRÍCIA MATOLA

SUPERVISOR:

FELISBERTO DINIS NAVALHA

FACULDADE DE ECONOMIA

UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE

MAPUTO, AGOSTO DE 2025

Declaração de Autoria

Eu, **Patrícia Matola**, declaro por minha honra que este trabalho é da minha autoria e resulta da minha investigação. Esta é a primeira vez que o submeto para obter um grau académico numa instituição educacional.

Maputo, (dia) de (mês) de 2025

(Patrícia Matola)

Aprovação do Júri

Este trabalho foi aprovado no dia (dia) de (mês) de 2025 com a classificação de **(nota)** valores, por nós, membros do júri, examinador da Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane.

(Nome)

(Presidente do Júri)

(Nome)

(Arguente)

Prof. Doutor Felisberto Navalha

(Supervisor)

Índice

CAPÍTULO I : INTRODUÇÃO	1
1.1 Contextualização	1
1.2 Problema de Pesquisa	3
1.3 Fundamentação do Tema de Pesquisa	5
1.4 Objectivos do Estudo	5
1.5 Hipóteses de pesquisa	6
1.6 Estrutura do Trabalho	6
CAPÍTULO II : REVISÃO DA LITERATURA	7
2.1 Enquadramento Teórico	7
2.1.1 Definição de Conceitos Básicos	7
2.1.2 Relação entre Independência do banco central e inflação	9
2.2 Estudos Empíricos	12
2.3 Avaliação Crítica da Literatura Revista	15
CAPÍTULO III : MÉTODOS E PROCEDIMENTOS	16
3.1 Especificação do Modelo Econométrico	16
3.2 Sinais esperados dos coeficientes parciais	24
3.3 Cobertura do estudo	27
3.4 Descrição de Dados	28
CAPÍTULO IV : ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS	32
4.1 Resultados da Estimação dos Modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios	32
4.2 Resultados dos Testes Diagnósticos de Regressão	35
4.3 Resultados da estimação do Modelo de Efeitos Aleatórios Corrigido	37
CAPÍTULO V: CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	41
5.1 Conclusões	41
5.2 Recomendações	42
REFERÊNCIAS	44
ANEXO A: Detalhe da transformação logarítmica para valores não positivos	49
ANEXO B : Dados utilizados	49
ANEXO C : Resultados de regressão de EF e de EA	53
ANEXO D : Teste de Hausman	55
ANEXO E : Testes Diagnósticos	55
ANEXO F : Correção da Heterocedasticidade	58

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1: Resumo de estudos anteriores	13
Tabela 3.1: Hipóteses do teste de Hausman	22
Tabela 3.2: Sinais esperados	24
Tabela 3.3 : Sumário Estatístico	30
Tabela 4.1: Resultados de estimação dos modelos de EF e de EA	32
Tabela 4.2 : Resultados do teste de Hausman	34
Tabela 4.3: Resultados da correcção da heterocedasticidade no modelo de EF	37

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1: Inflação, volatilidade da inflação e IBC nos países em desenvolvimento	2
Gráfico 1.2: Inflação média dos países da SADC (2000-2019)	3
Gráfico 3.1: Disponibilidade de dados nos 16 países da SADC	28

LISTA DE ABREVIATURAS

SADC	Southern African Development Community
PIB	Produto Interno Bruto
IBC	Independência do Banco Central
EF	Efeitos Fixos
EA	Efeitos Aleatórios

DEDICATÓRIA

Em primeiro lugar, dedico esse trabalho à minha mãe **Luisa Bruno de Sousa Mathere** pois me esforcei durante todo percurso académico até obter o grau de licenciada em economia por mim e por ela. Em segundo lugar, dedico ao meu irmão mais velho **Bruno Luísa de Sousa Mathere** porque teve de abdicar de muitas coisas para poder dar todo apoio financeiro necessário durante esse percurso. Em terceiro lugar, dedico a todos que se inspiram em mim.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a **Deus** por estar sempre comigo. Aos meus pais, **Patrício António Matola e Luísa Bruno de Sousa Mathere**, por cuidarem de mim desde pequena. À minha irmã mais velha, **Isabel Luisa Mederre** pelo apoio durante os quatro anos de licenciatura. Ao meu irmão mais velho, **Bruno Luísa de Sousa Mathere** pelo apoio financeiro, emocional e moral, por sempre acreditar em mim.

Agradeço às minhas irmãs mais novas, **Elánia Patrício Matola e Tamires Patrício Matola**, pelo apoio, por fazerem os meus trabalhos de casa quando eu não podia devido aos estudos, por se espelharem em mim e me darem força para não as decepcionar. Agradeço também ao meu parceiro **Reinaldo Mavile** pelo apoio durante essa jornada.

Adicionalmente, agradeço ao meu grupo da turma de Economia 2020 – **Ernestina Okomo, Elias Mate, Ginélio e Nkeshimana** – Pelo apoio mútuo nos trabalhos de grupo e pelos desafios e momentos felizes que partilhámos.

Agradeço também ao meu supervisor, **professor Navalha**, pela paciência em orientar o meu trabalho mesmo com o meu ritmo mais lento devido ao trabalho. Ao **professor Félix Mambo**, pelo apoio na parte econométrica.

Por fim, agradeço a mim mesma, pelas noites mal dormidas, por enfrentar tudo mesmo com medo, pela coragem de deixar tudo e colocar os estudos em primeiro lugar. Agradeço por ter colocado na mente que sempre há espaço para aprender e por ter chegado até aqui sendo forte e firme. ***Te admiro muito, Patrícia Matola!***

De modo geral, expresso a minha gratidão a todos que, directa ou indirectamente, contribuíram para a minha formação.

RESUMO

O presente estudo analisa a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da Comunidade para o Desenvolvimento da África Austral (SADC) no período de 2000 a 2019. A hipótese central é que : Quanto maior for a independência do banco central menor a inflação. Para testar essa hipótese, usou-se um modelo econométrico de dados em painel para 11 países da SADC. O estudo usa a rotatividade do governador do banco central como medida de independência, em contraste com abordagens tradicionais baseadas em índices legais. Adicionalmente, considera variáveis macroeconómicas como PIB per capita, taxa de câmbio, estabilidade política e abertura comercial, buscando compreender os factores que afectam a inflação na região. Os resultados indicam que, apesar da relação negativa entre a independência do banco central e a inflação observada em países desenvolvidos, nos países da SADC essa relação não é estatisticamente significativa. Factores como dependência externa, vulnerabilidade a choques externos e fragilidades institucionais, parecem ter um impacto maior na inflação dos países da SADC.

Palavras-chave: Independência do Banco Central, Inflação, SADC, Política Monetária, Estabilidade Macroeconómica.

ABSTRACT

The present study analyses the relationship between central bank independence and inflation in the countries of the Southern African Development Community (SADC) over the period 2000 to 2019. The central hypothesis is that greater independence of the central bank reduces inflation. To test this hypothesis, an econometric panel data model was applied to 11 SADC countries. The study uses central bank governor turnover as a measure of independence, in contrast to traditional approaches based on legal indices. Additionally, it considers macroeconomic variables such as GDP per capita, exchange rate, political stability and trade openness, aiming to understand the factors that influence inflation in the region. The results indicate that, despite the negative relationship between central bank independence and inflation observed in developed countries, this relationship is not statistically significant in SADC countries. Factors such as external dependence, vulnerability to external shocks and institutional weaknesses appear to have a greater impact on inflation in SADC countries.

CAPÍTULO I : INTRODUÇÃO

Neste capítulo, é feita a descrição do contexto no qual está inserido o tema da pesquisa, declara-se o problema de pesquisa, fundamenta-se o tema de pesquisa, definem-se os objectivos do estudo, formulam - se as hipóteses e apresenta-se a estrutura do presente trabalho de licenciatura.

1.1 Contextualização

A Comunidade para o Desenvolvimento da África Austral (SADC) é uma organização regional composta por 16 Estados-membros, entre os quais Moçambique, África do Sul, Angola, Namíbia, Botswana, entre outros que fazem parte. A SADC foi estabelecida com o propósito de promover a integração regional e a cooperação entre os seus membros, com vista à consolidação do desenvolvimento económico, social e político (SADC, 2022). A harmonização das políticas económicas e monetárias constitui um dos principais eixos da sua atuação, sendo a independência dos bancos centrais considerada um elemento central na promoção da estabilidade macroeconómica (SADC, 2011).

De acordo com a lei modelo para os bancos centrais dos países da SADC, a independência das instituições monetárias é reconhecida como um dos pilares fundamentais para assegurar uma política monetária credível e eficaz. Este princípio fundamenta-se na necessidade de estabelecer políticas orientadas para longo prazo, garantindo um ambiente de estabilidade económica e afastando eventuais interferências governamentais de curto prazo (SADC, 2011).

Adicionalmente, a independência do banco central está intrinsecamente ligada ao objectivo primordial de manutenção de uma inflação baixa e estável. A separação entre as funções de política monetária e os interesses governamentais imediatos visa fortalecer a confiança dos agentes económicos, promovendo previsibilidade, credibilidade e, consequentemente, o crescimento económico sustentável dos Estados-membros (SADC, 2011).

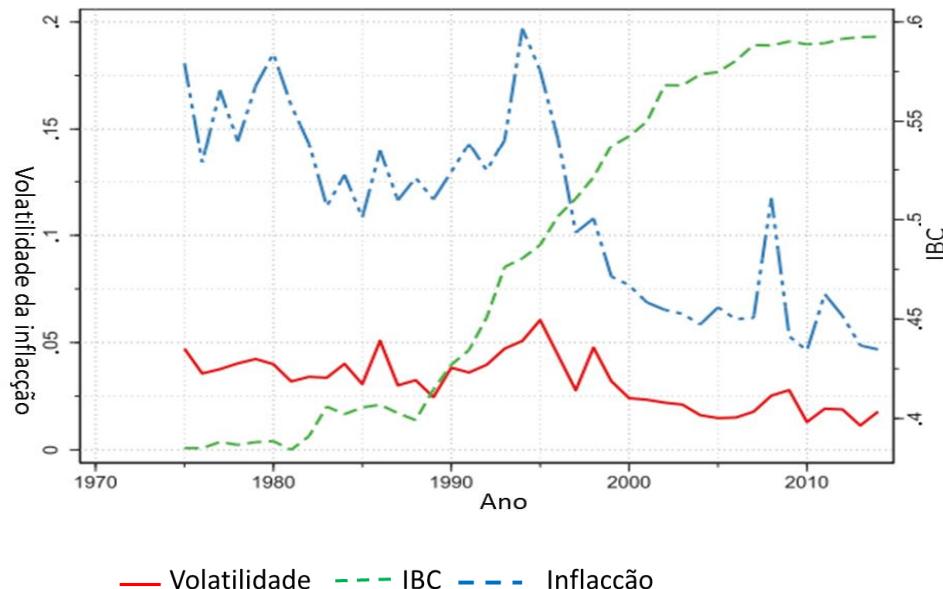
Segundo Mishkin e Serletis (2011), a inflação é o aumento contínuo no nível de preços, afecta o bem-estar dos indivíduos, empresas e o governo reduzindo o poder de compra da moeda. É um problema importante a ser resolvido e está frequentemente no topo das agendas políticas e de elaboração de políticas económicas.

Os países da SADC, sendo países em desenvolvimento, são vulneráveis aos efeitos negativos da inflação (Bick, 2010; Bittencourt et al., 2014). A independência do banco central é o principal mecanismo institucional para combater a inflação (Goodfriend, 2007).

A relação entre independência do banco central e inflação é um tema muito discutido a nível mundial sobretudo para os países desenvolvidos, em que acredita-se que quanto maior for a independência do banco central menor será a inflação. Garriga e Rodriguez (2019) afirmam que a estabilidade de preços é o principal objectivo de política monetária da maioria dos bancos centrais e a motivação por detrás deste objectivo é a noção amplamente estudada de que a inflação é prejudicial para a economia.

O gráfico 1.1 abaixo ilustra a relação entre a independência do banco central, inflação e a volatilidade da inflação nos países em desenvolvimento.

Gráfico 1.1: Inflação, volatilidade da inflação e IBC nos países em desenvolvimento



Fonte: Garriga e Rodriguez (2023)

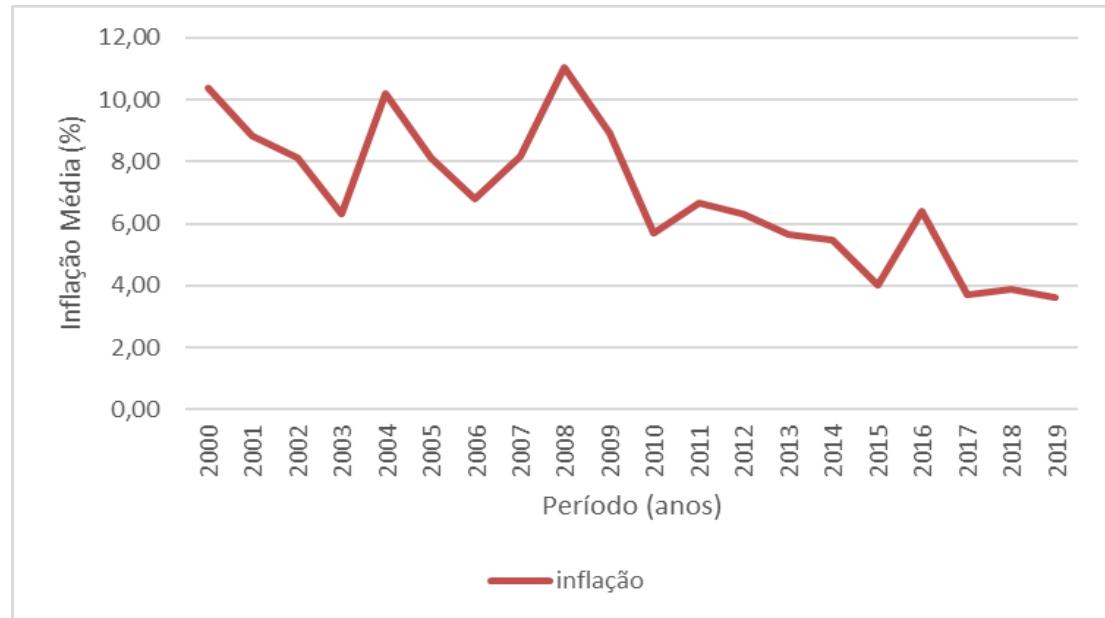
De acordo com o gráfico apresentado, observa-se uma tendência decrescente na inflação entre 1970 e 2010, enquanto o grau de independência dos bancos centrais seguiu uma trajetória crescente no mesmo período, nos países em desenvolvimento, que incluem os países membros da SADC. Essa relação sugere uma correlação negativa entre a independência do banco central e a inflação nesses países. Em outras palavras, à medida que os bancos centrais se tornam mais independentes, os níveis de inflação tendem a diminuir. Isso indica que a maior independência dos bancos centrais pode estar associada a uma maior credibilidade e eficácia no controle da inflação.

1.2 Problema de Pesquisa

A independência do banco central é um conceito crucial na política econômica de todos países. Masson e Drazen (1994) dizem que a independência do banco central é essencial para manter a confiança do público e dos mercados financeiros na capacidade do banco central controlar a inflação de maneira eficaz, ajudando a evitar pressões políticas de curto prazo que podem levar a políticas monetárias inflacionárias.

O gráfico 1.2 abaixo ilustra a inflação média dos países da SADC nas últimas duas décadas (2000-2019).

Gráfico 1.2: Inflação média dos países da SADC (2000-2019)



Fonte: Cálculos da autora com base nos dados do banco mundial (2024)

O gráfico acima ilustra que a inflação média dos países da SADC teve uma tendência decrescente durante o período de 2000 a 2019, sobretudo a partir de 2011, mas, também apresentou variações significativas, no período em referência, com o pico a ser registado em 2008.

De acordo com a literatura, um dos factores que pode ter influenciado ou favorecido o controle da inflação é a crescente tendência de independência dos bancos centrais da região . Pois, bancos centrais com maior independência têm maior capacidade de implementar políticas focadas no controle da inflação, sem interferências políticas (Cukierman et al, 1992).

De acordo com Todaro e Smith (2020), os países em desenvolvimento caracterizam-se por instituições frágeis. Dado que os países da SADC são classificados como países em desenvolvimento e que o banco central constitui uma instituição, é expectável que a sua fragilidade seja uma realidade nesta região, tornando-o mais susceptível a pressões políticas em períodos eleitorais. Essa vulnerabilidade pode comprometer a sua capacidade de manter a independência, reflectindo-se, consequentemente, numa maior dificuldade em controlar a inflação.

A instabilidade da inflação verificada no gráfico, sugere que as políticas monetárias adotadas pelos bancos centrais podem não ter sido eficazes em mantê-la baixa de forma consistente. No entanto, na SADC, ainda não está claro até que ponto a independência dos bancos centrais contribui para controlar a inflação. A falta de estudos específicos para a região dificulta a identificação de soluções eficazes para o problema da instabilidade inflacionária.

A questão se torna ainda mais relevante porque altas taxas de inflação afectam desproporcionalmente os mais vulneráveis, impactando directamente o poder de compra da população. Identificar os factores que podem manter a inflação baixa, como a independência dos bancos centrais, é crucial para criar condições económicas mais favoráveis na região. É nesse sentido que o presente estudo pretende responder à questão: Qual é a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC?

1.3 Fundamentação do Tema de Pesquisa

A relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC requer mais pesquisa, devido à sua relevância económica, uma vez que afecta a eficácia da política monetária em assegurar inflação baixa, num contexto de vulnerabilidades económicas que caracterizam os países da SADC.

Várias pesquisas sobre esse tema têm-se concentrado em países desenvolvidos, sem contudo incluir ou abranger a maior parte dos países da SADC, deixando uma lacuna de conhecimento sobre essa relação nos países da região. Além disso, as conclusões dos estudos existentes são divergentes, o que realça a necessidade de mais pesquisa empírica sobre o assunto. O presente estudo pretende contribuir para o preenchimento dessa lacuna.

O estudo poderá constituir uma contribuição no debate sobre a relação existente entre a independência do banco central e inflação nos países da SADC, usando uma medida de independência do banco central diferente da medida usada na maior parte dos estudos existentes e oferecendo uma ferramenta alternativa para manter baixos níveis de inflação nos países da SADC. Este contributo será sustentado por evidência empírica e destaca os factores que desempenham um papel importante nessa dinâmica, sendo útil para a formulação de políticas monetárias mais eficazes.

1.4 Objectivos do Estudo

O objectivo geral deste estudo é analisar a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC, avaliando como uma maior autonomia do Banco Central concorre para o controle da inflação.

Este objectivo será alcançado através dos seguintes objectivos específicos:

- Examinar os mecanismos de independência dos bancos centrais;
- Identificar os efeitos da independência do banco central na condução da política monetária;
- Estimar o impacto da independência do banco central na inflação dos países da SADC no período de 2000 a 2019; e
- Identificar as melhores práticas no que concerne à independência do Banco Central.

1.5 Hipóteses de pesquisa

H0: Existe uma relação negativa entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC.

H1: Não existe relação significativa entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC.

1.6 Estrutura do Trabalho

O presente trabalho está dividido em cinco capítulos, nomeadamente, a presente introdução, seguida da Revisão da Literatura, para o terceiro capítulo se dedicar a apresentação dos aspectos metodológicos (metodologia) onde são apresentados os métodos e procedimentos usados. O quarto capítulo apresenta, interpreta e analisa os resultados do estudo sobre a relação entre a independência dos bancos centrais e a inflação no contexto da SADC. O último capítulo tecê as conclusões do estudo e dá as recomendações do mesmo.

CAPÍTULO II : REVISÃO DA LITERATURA

O presente capítulo está dividido em três secções. A primeira secção apresenta o enquadramento teórico do tema deste estudo. A segunda secção apresenta alguns estudos empíricos directamente relacionados com o tema deste estudo. A última sessão faz a avaliação crítica da literatura revista.

2.1 Enquadramento Teórico

As subsecções que seguem, apresentam os conceitos básicos usados no presente estudo e descreve-se a relação entre independência do banco central e inflação.

2.1.1 Definição de Conceitos Básicos

A seguir apresentam-se os conceitos de banco central, independência do banco central e inflação.

O banco central é uma instituição financeira que atua como a autoridade monetária suprema dentro de um país ou de um grupo de países. O seu principal objectivo é gerir e controlar a oferta de moeda, a moeda e as taxas de juro do país para alcançar objectivos económicos e financeiros específicos (Batra, 2023). As ações dos bancos centrais têm impactos directos não só nos mercados financeiros, mas também na produção agregada e na inflação (Mishkin e Serletis, 2011). De acordo com Handa (2009), os bancos centrais de diferentes países costumam ter conjuntos de objectivos próprios e distintos, mas, a estabilidade de preços é frequentemente priorizada devido ao impacto directo que exerce sobre o poder de compra e o funcionamento eficiente da economia.

A independência do banco central é a capacidade do banco central de conceber e implementar a política monetária sem interferência de outros órgãos governamentais (Balino, 1994). Handa (2009) acrescenta que o governo é responsável pelas políticas fiscais e pela gestão da dívida pública. Existem diferentes tipos de independência do banco central, tais como:

- Independência de instrumentos, em que o banco central tem autonomia para definir os instrumentos de política monetária que considera mais adequados para alcançar os seus objectivos, incluindo os tipos de instrumentos a utilizar e o momento da sua utilização, a independência de

instrumentos é a forma mais comum de independência do banco central (Fisher, 1995);

- Independência de metas, onde o banco central tem liberdade para definir as metas de política monetária que pretende atingir, sem interferência do governo (Fisher, 1995); e
- Independência operacional, em que o banco central tem autoridade para executar as suas operações como nomear pessoal e definir orçamentos sem a supervisão autoritária do governo, a independência operacional ajuda a facilitar outras formas de independência (Okorie, 2021).

Existem várias maneiras de medir a independência do banco central, mas não há consenso entre os pesquisadores devido às diferenças entre países e regiões. Estudos como os de Cukierman et al. (1992), Garriga e Rodríguez (2019) e Jácome e Pienknagura (2022) utilizam índices legais que avaliam o grau de independência conferido pelas legislações dos países analisados. Outra medida amplamente usada, proposta por Cukierman et al. (1992), é a rotatividade do governador do banco central, baseada no pressuposto de que uma maior frequência na substituição dos governadores indica um nível mais baixo de independência.

A independência do banco central desempenha um papel essencial na condução da política monetária, permitindo que as decisões sejam tomadas com base em critérios técnicos e de longo prazo, sem pressões políticas de curto prazo. Ao reduzir a influência governamental, a independência fortalece o compromisso com a estabilidade de preços, assegurando que as medidas adoptadas tenham credibilidade e previsibilidade. Esse compromisso também contribui para a ancoragem das expectativas inflacionárias, evitando volatilidades que poderiam comprometer a estabilidade econômica. Além disso, a autonomia do banco central reforça a confiança do público e do mercado, garantindo que as políticas adoptadas sejam percebidas como eficazes e consistentes (Mishkin e Bernake 1997; Bandaogo 2021 e Vermeulen 2024). No entanto, entre os diversos benefícios associados à independência do banco central, sua relevância mais evidente e determinante está no controle da inflação, tornando esse o aspecto central de análise.

A manutenção da independência do banco central requer um conjunto de medidas institucionais e operacionais que assegurem sua autonomia na condução da política monetária. A primeira medida fundamental é o estabelecimento da independência na lei,

garantindo que a actuação do banco central esteja protegida de interferências políticas (Garriga e Rodriguez, 2019). Além disso, a adopção de um regime de metas de inflação fortalece essa independência ao estabelecer um compromisso transparente com a estabilidade de preços, reduzindo a influência de pressões externas sobre as decisões monetárias (Mishkin e Bernake, 1997). A estabilidade na liderança da instituição também é essencial, pois uma baixa rotatividade do governador do banco central reduz o risco de substituições motivadas por interesses políticos, permitindo maior continuidade e credibilidade na formulação das políticas (Cukierman et al., 1992). Essas medidas combinadas, criam um ambiente institucional que sustenta a independência do banco central e assegura a eficácia da sua actuação.

De acordo com Mishkin e Serletis (2011), a inflação é a condição em que o nível geral de preços aumenta de forma contínua e persistente. Milton Friedman afirmou que a inflação é sempre e em qualquer lugar um fenómeno monetário, ou seja, é causada pelo aumento da oferta monetária. Assim, quando a oferta de moeda aumenta, a inflação tende a aumentar também. Baharumshah et al. (2016) afirma que a inflação prejudica o crescimento económico e Oner (2010), defende que, neste cenário, o poder de compra da moeda é reduzido, o que representa o maior custo da inflação, pois corroí o valor do rendimento das pessoas. Este fenómeno leva a uma maior incerteza económica e Okun (1971) afirma que a incerteza do movimento dos preços impõe custos significativos aos indivíduos, expondo-os a grandes riscos no valor da sua riqueza e dos seus rendimentos.

2.1.2 Relação entre Independência do banco central e inflação

A maior parte dos autores (Cukierman et al., 1992; Balino, 1994; Mendonça, 2003 ; Issing, 2006 ; Mfunwa e Lubinda, 2018; Garriga e Rodriguez, 2019; Jácome e Pienknagura, 2022 ; Vermeulen, 2024) que estudaram a relação entre independência do banco central e inflação, concordam que essa relação é negativa: Quanto maior a independência, menor será a inflação. No entanto, outros autores (Posen, 1995 ; Borges, 2016; Okorie, 2021) criticam essa perspectiva, argumentando que a independência, por si só, não é suficiente para garantir uma inflação baixa. A seguir, apresentam-se os principais argumentos e contribuições de cada autor.

i) Argumentos a favor da relação negativa

Cukierman et al. (1992) explicam a relação negativa entre a independência do banco central e a inflação pela maior credibilidade que esta independência confere à política monetária. Bancos centrais independentes concentram-se na estabilidade de preços, reduzindo as pressões políticas de curto prazo que priorizam o crescimento econômico ou o emprego em detrimento do controle da inflação. Cukierman sublinha que a independência do banco central não deve ser absoluta em relação ao governo, mas sim no sentido de garantir a capacidade de perseguir o objectivo de estabilidade de preços, mesmo que isso contrarie outras prioridades políticas.

Complementando a explicação de Cukierman et al., Balino (1994) argumenta que as iniciativas para tornar os bancos centrais independentes foram muitas vezes precedidas de episódios de inflação elevada, o que sugere que a independência do banco central é uma resposta à necessidade de controlar a inflação e restaurar a credibilidade da política monetária.

Reforçando os argumentos acima, Mendonça (2003) destaca que a independência do banco central pode disciplinar os gastos governamentais, diminuir a interferência de natureza política nas decisões operacionais do banco central levando à queda das receitas de senhoriação.

No mesmo sentido, Issing (2006), defende que um banco central independente cria um ambiente de estabilidade na sociedade ao garantir que a política monetária seja orientada para o controle da inflação, sem interferência política.

É interessante notar ainda que, de acordo com Mfunwa e Lubinda (2018), quando o banco central não é independente, a interferência do governo na condução da política monetária pode levar ao aumento da inflação. Ao buscar estimular a actividade econômica por meio de uma política monetária expansiva, o governo pode expandir a oferta de moeda ou reduzir as taxas de juros, o que proporciona maior poder de compra na economia. Isso intensifica a procura por bens e serviços, mas, se a capacidade de produção não acompanhar esse crescimento, os preços acabam subindo, resultando em inflação.

Além disso, vale destacar que Garriga e Rodriguez (2019) afirmam que a independência legal do banco central é uma ferramenta eficaz para reduzir a inflação nos países em desenvolvimento. Embora reconheça a importância da independência, os autores

não a vê como a única variável relevante, sugerindo que outros factores também desempenham um papel no controle da inflação.

Outro aspecto relevante é que segundo Jácome e Pienknagura (2022), os efeitos dessa relação negativa, se tornam mais fortes ao longo dos anos após mudanças na independência. Isso sugere que a independência do banco central não só contribui para a redução da inflação, mas seus benefícios aumentam com o tempo, à medida que a independência é fortalecida e as expectativas inflacionárias diminuem.

Por fim, Vermeulen (2024), reforça que a independência do banco central funciona como um mecanismo de compromisso e estabiliza as expectativas inflacionárias. Esse compromisso reforça a confiança do público e do mercado nas ações do banco central, o que leva a uma expectativa mais baixa de inflação e, consequentemente, a índices inflacionários mais baixos.

ii) Críticas à Relação Negativa

Posen, (1995), ressalta que um banco central independente, por si só, não é suficiente para garantir a redução da inflação. É essencial que haja um grupo na sociedade comprometido com a proteção dessa independência, pois apenas com esse suporte combinado é possível alcançar níveis baixos de inflação.

Apoiando o argumento anterior, Borges, (2016), afirma que a independência do banco central reduz a inflação apenas em países desenvolvidos, enquanto nos países em desenvolvimento, não é o suficiente para alcançar esse objectivo. O controle da inflação nesses contextos depende tanto de factores económicos, quanto de aspectos políticos, sendo insuficiente confiar apenas em um banco central independente.

Assim, Okorie (2021) defende que, embora a inflação e o grau de independência do banco central estejam negativamente correlacionados, essa correlação não reflecte uma ligação causal. Segundo o mesmo autor, a independência do banco central é apenas uma condição necessária, mas não suficiente para garantir uma inflação baixa, pois depende também de outros factores, como a qualidade das instituições, a coordenação entre as políticas monetárias e fiscais e a credibilidade do banco central.

Portanto, a relação entre independência do banco central e inflação é amplamente discutida na literatura e aceita como negativa, com maior evidência em países desenvolvidos.

Por outro lado, há consenso de que a independência não é um factor isolado e que outros elementos, como a estabilidade política e a credibilidade institucional, são cruciais para garantir níveis baixos de inflação, especialmente em países em desenvolvimento.

2.2 Estudos Empíricos

Estudos que analisam a relação entre independência do banco central e inflação nos países da SADC são escassos. A pesquisa realizada identificou apenas o trabalho de Mfunwa e Lubinda (2018), que aborda a independência do banco central nos países da SADC. Embora o estudo mencione a relação entre independência e inflação, sua ênfase recaí sobre os aspectos relacionados à independência, sem incluir uma análise aprofundada dessa relação nos países da região.

Por outro lado, diversos autores (Cukierman et al., 1992; Meade e Crowe, 2008; Haan e Klomp, 2010; Balls et al., 2016; Agoba et al., 2017; Garriga e Rodriguez, 2019; e Jácome e Pienknagura, 2022) têm investigado empiricamente a relação entre independência do banco central e inflação em países em desenvolvimento. Considerando que os países da SADC fazem parte dessa categoria, esses estudos oferecem subsídios importantes para o presente trabalho.

Dentre eles, destacam-se as análises de Haan e Klomp (2010), Agoba et al. (2017) e Garriga e Rodriguez (2019), que possuem maior relação com este estudo, pois incluem países da SADC em suas amostras. Isso reforça a relevância desses trabalhos para a análise do presente estudo.

A tabela 2.1 apresenta um resumo dos resultados obtidos nos estudos anteriores sobre a relação empírica entre as variáveis de maior interesse do presente estudo que são a independência do banco central e a inflação.

Tabela 2.1: Resumo de estudos anteriores

Ano	Autores	Nº de países	Variável dependente	Período de estudo	IBC	Relação significativa
1992	Cukierman et al.	50 Países	Inflação	1950-1989	0,28	Sim (Negativa)
2008	Meade e Crowe	56 países	Inflação	1995-2004	-0,0131	Não
2010	Haan e Klomp	118 países	Inflação	1980-2005	0,22	Não
2016	Balls et al.	22 países	Inflação	1973-1979	-0,08	Não
2017	Agoba et al.	121 países	Inflação	1970-2012	-0,025	Não
2022	Jácome e Pienknagura	17 países	Inflação	1940-2019	-0,147	Não
2019	Garriga e Rodriguez	118 Países	Inflação	1980-2013	-0,823	Sim (Negativa)

Fonte: Elaborada pela autora com base em artigos anteriores consultados.

De acordo com a tabela acima, Cukierman et al. (1992) encontraram um coeficiente estatisticamente significativo para a variável independência do banco central, medida pela rotatividade do governador do banco central. O sinal positivo do coeficiente indica que, quanto maior a rotatividade do governador e, consequentemente, menor o grau de independência do banco central, maior será o nível de inflação nos países em desenvolvimento.

Por sua vez, Meade e Crowe (2008) também identificaram um coeficiente positivo para a independência do banco central, medido pela rotatividade do governador, em países em desenvolvimento. No entanto, os resultados não foram estatisticamente significativos, indicando a ausência de evidências claras de uma relação consistente entre a independência do banco central e a inflação.

Por outro lado, de acordo com a Tabela 2.1, o coeficiente da independência, medido pelo índice legal de independência, apresentou um sinal negativo nos estudos de Haan e Klomp (2010), Balls et al. (2016), Agoba et al. (2017), Garriga e Rodriguez (2019) e Jácome e Pienknagura (2022). Entre esses, apenas os resultados de Garriga e Rodriguez (2019) foram estatisticamente significativos, indicando uma relação inversa entre as variáveis de interesse nos países em desenvolvimento.

Nos demais estudos, os resultados não foram estatisticamente significativos, sugerindo que não há evidência empírica consistente para confirmar a relação entre a independência do banco central e a inflação. O estudo de Agoba et al. (2017) observou ainda que, a relação negativa entre essas variáveis é empiricamente confirmada apenas em países desenvolvidos, enquanto, nos países em desenvolvimento, a relação não apresenta significância estatística.

Pode-se perceber que o estudo feito por Garriga e Rodriguez (2019) usa como indicador da independência do banco central o índice de independência legal enquanto que Cukierman et al. (1992) usa como indicador da independência do banco central a rotatividade do governador. Segundo Cukierman et al. (1992) a rotatividade do governador é o melhor indicador quando se trata de países em desenvolvimento porque os indicadores baseados na lei apresentam dois problemas: Primeiro, as leis são incompletas porque não podem especificar os limites de autoridade entre o banco central e as autoridades políticas sob todas as contingências, esses vazios são preenchidos pela tradição seguindo os costumes e práticas estabelecidas ao longo do tempo, na melhor das hipóteses e pelo poder político, na pior, impondo suas vontades sobre o banco central; E em segundo lugar, mesmo quando a lei é bastante explícita, a prática real pode desviar-se dela e há divergências maiores entre a prática real e a lei nos países em desenvolvimento do que nos países desenvolvidos.

Em suma, a maioria dos estudos empíricos sobre a relação entre a independência do banco central e a inflação aponta para uma correlação negativa entre essas variáveis, indicando que uma maior independência do banco central tende a estar associada a níveis mais baixos de inflação. No entanto, nos países em desenvolvimento, incluindo os países da SADC, independentemente do indicador de independência utilizado, poucos estudos conseguem confirmar essa relação de forma estatisticamente significativa. A maioria dos resultados, não apresenta evidências robustas o suficiente para validá-la de maneira conclusiva.

2.3 Avaliação Crítica da Literatura Revista

A revisão da literatura apresentada nas secções anteriores evidencia que a discussão sobre a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC é quase inexistente. A maioria dos estudos concentra-se na relação entre independência do banco central e a inflação em países em desenvolvimento de forma geral (Cukierman et al., 1992; Meade e Crowe, 2008; Haan e Klomp, 2010; Balls et al., 2016; Garriga e Rodriguez, 2019). Embora alguns desses trabalhos incluam países da SADC em suas amostras, eles não aprofundam a análise sobre as particularidades e dinâmicas econômicas específicas da região. Essa lacuna é relevante, considerando que as dinâmicas macroeconômicas e políticas dos países da SADC podem ter influências significativas na relação entre independência do banco central e inflação, o que justifica a necessidade de estudos mais direcionados à região.

Cukierman et al. (1992) argumentam que, nos países em desenvolvimento, a melhor medida de independência do banco central é a taxa de rotatividade do governador, devido às limitações e à subjectividade na elaboração e aplicação de índices legais de independência. Esses índices muitas vezes não refletem a realidade, especialmente em contextos onde o cumprimento das leis é fraco ou onde há divergências significativas entre a lei e a prática. No entanto, estudos mais recentes, como o de Garriga e Rodriguez (2019), que utilizaram índices de independência legal, também apontaram para uma relação inversa entre independência do banco central e inflação nos países em desenvolvimento, de acordo com estudos que adotaram a rotatividade do governador do banco central como indicador. Esses resultados sugerem que a escolha do indicador pode não alterar significativamente as conclusões gerais. Ainda assim, em ambos casos, os resultados para os países em desenvolvimento frequentemente carecem de significância estatística, refletindo a complexidade inerente a esses contextos, marcada por desafios institucionais, choques externos e estruturas econômicas diversificadas.

CAPÍTULO III : MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

Para examinar a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC, recorreu-se à aplicação do método de análise econométrica.

Nas secções que seguem, especifica-se o modelo econométrico, indicam-se os sinais esperados para cada variável, apresenta-se a cobertura do presente estudo e descrevem-se os dados de análise.

3.1 Especificação do Modelo Econométrico

Para estimar o impacto da independência do banco central na inflação dos países da SADC no período de 2000 a 2019 utilizei como referência o modelo de dados de painel estimado por Garriga e Rodríguez (2019):

$$\begin{aligned}\pi_{it} = & \beta_0 + \beta_1 RG_{it} + \beta_2 Dem_{it} + \beta_3 PIBP_{it} + \beta_4 Tc_{it} + \beta_5 Ac_{it} + \beta_6 Pol_{it} \quad (3.1) \\ & + \beta_7 W\pi_{it} + \beta_8 Dp_{it} + \beta_9 Dj_{it} + \beta_{10} Af_{it} + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

onde $i=1, \dots, N$ é a dimensão seccional que representa os 11 países da SADC, $t=1, \dots, T$ é a dimensão temporal que representa os 20 anos cobertos no estudo (2000-2019), os $\beta_j (j = 0, \dots, 10)$ são os parâmetros a estimar, π representa inflação, RG representa rotatividade do governador do banco central, Dem representa o nível de democracia, $PIBP$ representa o Produto Interno Bruto (PIB) per capita, Tc representa taxa de câmbio, Ac representa abertura comercial, Pol representa estabilidade política, $W\pi$ representa inflação mundial, Dp representa desvio do produto, Dj representa diferença de taxa de juro, Af representa abertura financeira e ε_{it} é o termo de erro.

Na equação (3.1) $N=11$ e $T=20$. Assim, o número total de observações é dado por $N \times T = 220$.

Na equação (3.1), rotatividade do governador do Banco Central (RG) é a variável de maior interesse que é uma medida da Independência do Banco Central, representada por uma variável *dummy* que assume o valor 1 sempre que ocorre uma mudança de governador no ano t do país i e 0 caso contrário. Esta variável reflete o nível de rotatividade do governador do banco central, uma medida de independência proposta por Cukierman et al. (1992) para países em desenvolvimento. Assim, o parâmetro β_1 é o de maior relevância na análise. O nível de democracia (Dem) é mensurado por meio do índice do *Democracy Matrix*, que classifica os países numa escala de 0 a 1. Uma pontuação de 1 indica a mais alta qualidade

democrática, enquanto 0 representa a ausência total de democracia. O uso desse índice é amplamente reconhecido na literatura econômica, como evidenciado nos trabalhos de Schlenkrich (2021) e Croissant e Pelke (2022). O PIB per capita (PIBP) utilizado no estudo é medido em dólares constantes de 2015, representando o PIB per capita real, este indicador reflete a produção econômica por pessoa em termos ajustados pela inflação. A abertura comercial (Ac) foi calculada seguindo a abordagem usada por Fujii (2019) como a razão entre a soma das exportações e importações de bens e serviços e o PIB, expressos em dólares americanos. A estabilidade política (Pol) é medida como uma posição percentual, onde os países são ranqueados de 0 a 100. Um valor próximo de 100 indica maior estabilidade política e menor ocorrência de violência ou terrorismo, enquanto um valor próximo de 0 reflete maior instabilidade e riscos associados.

A inflação mundial ($W\pi$) refere-se às taxas de inflação enfrentadas globalmente durante o período em análise, refletindo as mudanças gerais nos níveis de preços de bens e serviços ao redor do mundo. O desvio do produto (Dp) foi calculado seguindo a abordagem de Brouwer (1998) onde foi calculado como a diferença entre o PIB Real e o PIB Potencial . A diferença da Taxa de juros (Dj) é calculada como a diferença entre a taxa de juro do país N no ano T com a taxa de juros dos Estados Unidos da América para capturar a autonomia da política monetária.

A Abertura Financeira(Af) medida pelo Índice de *Kaopen* que de acordo com Chinn e Ito (2005) mede o grau de abertura da conta de capital de um país, ou seja, a extensão em que o país permite o fluxo de capitais através de suas fronteiras. Um valor mais elevado do índice indica maior abertura, enquanto um valor mais baixo reflete mais restrições.

O modelo especificado é adequado para alcançar os objectivos do estudo porque, ao contrário do modelo estimado por Garriga e Rodriguez (2019), esse modelo utiliza a rotatividade do governador do banco central como medida de independência do banco central, em vez do índice de independência legal. Este facto visa capturar a realidade dos países em desenvolvimento, onde uma das suas características é a fraca aplicação da lei, conforme defendido por Curierman et al. (1992). Assim, este modelo pode estar mais próximo de capturar a verdadeira relação entre a independência do banco central e a inflação nos países em desenvolvimento.

A transformação logarítmica é amplamente utilizada em modelos econométricos por vários motivos e segundo Wooldridge (2016) os coeficientes estimados em um modelo log-log representam elasticidades, facilitando a interpretação directa sobre como uma variação percentual em uma variável explicativa impacta a variável dependente. Adicionalmente, de acordo com Gelfand (2013), a transformação ajuda a reduzir problemas de heterocedasticidade, estabilizando a variância dos resíduos e melhorando a eficiência das estimativas, isso ocorre porque os logaritmos comprimem a escala das variáveis, tornando os resíduos menos susceptíveis a variações extremas.

A transformação também permite linearizar relações não lineares, comuns em variáveis econômicas, o que facilita tanto a modelagem quanto a interpretação dos resultados. Um modelo Log Log também atenua *outliers*, já que a escala logarítmica reduz a influência de valores extremos, aumentando a robustez do modelo, nesse âmbito, foram aplicados logaritmos naturais a ambos lados da regressão (3.1) que resultou no seguinte modelo log-log:

$$\begin{aligned} \ln\pi_{it} = & \beta_0 + \beta_1 RG_{it} + \beta_2 Dem_{it} + \beta_3 \lnPIBP_{it} + \beta_4 \lnTc_{it} + \beta_5 \lnAc_{it} + \beta_6 \lnPol_{it} \\ & + \beta_7 \lnW\pi_{it} + \beta_8 \lnDp_{it} + \beta_9 \lnDj_{it} + \beta_{10} Af_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3.2)$$

Onde $\ln^{[f_0]}$ representa o logaritmo natural, todos os parâmetros, variáveis e subscritos mantêm as definições previamente apresentadas. Neste modelo, os coeficientes β_j ($j=3, 4, 5, 6, 7, 8$ e 9) são interpretados como elasticidades, dado que a equação segue uma especificação de elasticidades constantes. Assim, $\ln\pi_{it}$ mede a variação percentual da inflação em resposta à variação percentual de cada variável independente. Esta abordagem permite uma interpretação clara e directa do impacto proporcional das variáveis explicativas sobre a variável dependente. As variáveis nível de democracia (*Dem*) e abertura financeira (*Af*) não foram submetidas a transformações logarítmicas por se tratarem de índices. A logaritmização dessas variáveis cria distorções nos dados originais e na interpretação dos mesmos. Por sua vez, a variável rotatividade do governador do banco central não foi logaritmizada por se tratar de uma variável *dummy*. A sua escala binária (0 a 1) já é adequada à modelação econômética sem necessidade de transformações adicionais.

Para evitar perda de observações em variáveis onde temos valores negativos ou zero, seguí a abordagem de David (2010) e Garriga e Rodríguez (2019), onde, para as observações

em que a variável apresenta valores iguais a zero, a transformação logarítmica foi substituída pelo valor zero. Este procedimento fundamenta-se no facto de que o logaritmo de 1, o menor valor positivo no contexto logarítmico, é igual a zero. Assim, atribuir o valor zero às observações nulas na variável original permite preservar a consistência do modelo sem excluir dados relevantes. Para as observações com valores negativos, foi adoptada uma transformação logarítmica modificada. Neste caso, utilizou-se o módulo do valor negativo, seguido da inversão do sinal. Este método garante que a direcção do impacto (negativa) seja preservada, ao mesmo tempo que se contorna a limitação matemática de calcular o logaritmo de números negativos. Os procedimentos detalhados e os comandos utilizados para implementar estas transformações estão descritos no Anexo A.

De acordo com Wooldridge (2016) e Sheytanova (2014) usando dados de painel podemos ter o modelo de efeitos fixos ou o modelo de efeitos aleatórios. A diferença entre os dois é que o modelo de efeitos fixos, assume que os efeitos individuais são específicos para cada unidade observada e constantes ao longo do tempo, enquanto que o modelo de efeitos aleatórios assume que os efeitos individuais são aleatórios, distribuídos normalmente e variam entre as unidades e ao longo do tempo. Na estimativa do modelo 3.2, inicialmente foi utilizado o modelo de efeitos fixos, seguido pelo modelo de efeitos aleatórios, sendo o teste de Hausman aplicado para determinar a abordagem mais adequada

Na estimação do modelo de efeitos fixos, o modelo passou a ter a seguinte especificação :

$$\begin{aligned} \ln\pi_{it} = & \beta_0 + \beta_1 RG_{it} + \beta_2 Dem_{it} + \beta_3 \lnPIBP_{it} + \beta_4 \lnTc_{it} + \beta_5 \lnAc_{it} + \beta_6 \lnPol_{it} \\ & + \beta_7 \lnW\pi_{it} + \beta_8 \lnDp_{it} + \beta_9 \lnDj_{it} + \beta_{10} Af_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (3.3) \end{aligned}$$

Onde α_i captura os efeitos individuais não observados de cada país da SADC. Os β_j de todas as variáveis e os subscritos i e t têm as mesmas definições dadas anteriormente e u_{it} é o erro idiosincrático ou erro variável no tempo, pois representa factores não observados que mudam ao longo do tempo e influenciam a variável dependente.

Para a estimação do modelo de efeitos aleatórios , o modelo passou a ter a seguinte especificação :

$$\begin{aligned} \ln\pi_{it} = & \beta_0 + \beta_1 RG_{it} + \beta_2 Dem_{it} + \beta_3 \lnPIBP_{it} + \beta_4 \lnTc_{it} + \beta_5 \lnAc_{it} + \beta_6 Pol_{it} \\ & + \beta_7 \lnW\pi_{it} + \beta_8 \lnDp_{it} + \beta_9 \lnDj_{it} + \beta_{10} Af_{it} + w_{it} \quad (3.4) \end{aligned}$$

onde $w_{it} = \alpha_i + u_{it}$ e representa o termo de erro composto. Os β_j de todas as variáveis e os subscritos i e t têm as mesmas definições dadas anteriormente.

Segundo Hausman (1976) o teste verifica se os efeitos individuais (α_i), estão ou não correlacionados com as variáveis independentes e os efeitos são fixos quando os efeitos individuais estiverem correlacionados com as variáveis independentes, são aleatórios quando os efeitos individuais não estiverem correlacionados com as variáveis independentes. A hipótese nula (H_0) é de efeitos aleatórios , se for rejeitada, a conclusão é que o método de efeitos aleatórios não deve ser escolhido e o modelo de efeitos-fixos é que fornece resultados consistentes.

De acordo com Sheytanova (2014) os pressupostos do modelo de efeitos fixos são :

1. Exogeneidade dos erros, em que o termo de erro não deve estar correlacionado com as variáveis explicativas ou com o efeito fixo. Mas o efeito fixo pode estar correlacionado com as variáveis explicativas .
2. Homocedasticidade, em que a variância dos erros deve ser constante , independentemente dos valores das variáveis explicativas e do efeito fixo.
3. Não autocorrelação dos erros, em que os erros devem ser independentes ao longo do tempo e entre as unidades.

Os pressupostos para aplicação do modelo de efeitos aleatórios são os mesmos que de efeitos fixos com a diferença no pressuposto de exogeneidade, em que o termo de erro não deve estar correlacionado com as variáveis explicativas ou com o efeito fixo mas o efeito fixo, não deve estar correlacionado com as variáveis explicativas .Segundo Wooldridge (2016) , no modelo de efeitos aleatórios assumimos que o efeito não observado (α_i) é não correlacionado com cada variável explicativa.

De acordo com Wooldridge (2016), no contexto de modelos de dados em painel, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) é adequada para o modelo de efeitos

fixos. Por outro lado, no modelo de efeitos aleatórios, a presença de autocorrelação serial no termo de erro composto¹($w_{it} = \alpha_i + u_{it}$) requer técnicas mais robustas, como os Mínimos Quadrados Generalizados (MQG). O MQG ajusta a estimativa considerando a correlação entre os erros ao longo do tempo, o que resulta em estimativas mais eficientes sob o pressuposto de que os efeitos não observados sejam não correlacionados com as variáveis explicativas.

De acordo com Gujarati (2003) , no MQG, minimiza-se a soma ponderada dos quadrados dos resíduos, com pesos $w_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$, enquanto no MQO, minimiza-se a soma não ponderada e a igualmente ponderada dos quadrados dos resíduos.

Assim como foi dito anteriormente, para decidir entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios faz se o teste de Hausman, onde, de acordo com Sheytanova (2014) no teste de Hausman, sob a hipótese nula, um dos modelos comparados fornece resultados consistentes e eficientes², enquanto o outro fornece resultados consistentes, mas ineficientes. Ao mesmo tempo, sob a hipótese alternativa, o primeiro modelo deve gerar resultados inconsistentes e o segundo, consistentes.

Tendo em conta o exposto acima, a estatística do teste de Hausman é dada por :

$$H = (\hat{\beta}^I - \hat{\beta}^{II})' [Var(\hat{\beta}^I) - Var(\hat{\beta}^{II})]^{-1} (\hat{\beta}^I - \hat{\beta}^{II}) \quad (3.5)$$

Onde, $\hat{\beta}^I$ é o vector correspondente aos coeficientes do modelo de efeitos fixos (EF) , $\hat{\beta}^{II}$ é o vector correspondente aos coeficientes do modelo de efeitos aleatórios (EA), $Var(\hat{\beta}^I)$ é a

¹ A autocorrelação serial nos erros ocorre no modelo de efeitos aleatórios porque o termo de erro composto ($w_{it} = \alpha_i + u_{it}$) é formado pelo efeito não observado específico de cada unidade (α_i) e pelo erro idiossincrático (u_{it}). Como α_i é constante ao longo do tempo para cada unidade, ele introduz correlação entre os erros de diferentes períodos da mesma unidade, gerando a autocorrelação serial.

² Os coeficientes de um modelo são **consistentes** quando, com o aumento do tamanho da amostra, convergem para os verdadeiros valores dos parâmetros populacionais. São **eficientes** quando possuem a menor variância possível, resultando em erros mínimos em comparação com outros estimadores.(Rehal, 2022)

matriz de variância-covariância do estimador $\hat{\beta}^I$, $Var(\hat{\beta}^II)$ é a matriz de variância-covariância do estimador $\hat{\beta}^II$.

O teste de Hausman segue uma distribuição qui-quadrado (χ^2) com k graus de liberdade. As hipóteses a testar estão descritas na tabela abaixo:

Tabela 3.1: Hipóteses do teste de Hausman

Hipótese	Condição	Modelo de EA	Modelo de EF
$H_0: Cov(\alpha_i, x_{it}) = 0$	Exogeneidade	Consistente e Eficiente	Consistente e Ineficiente
$H_1: Cov(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$	Endogeneidade	Inconsistente	Consistente e Eficiente

Fonte: Sheytanova (2014)

De acordo com a tabela acima, a hipótese nula indica que o modelo mais adequado é o de efeitos aleatórios, enquanto a hipótese alternativa sugere que o modelo mais apropriado é o de efeitos fixos. A estatística de Hausman é comparada com os valores críticos da distribuição qui-quadrado (χ^2) com k graus de liberdade. Caso a estatística de Hausman seja maior do que o seu valor crítico, a hipótese nula será rejeitada, indicando que o modelo mais adequado é o de efeitos fixos. Se a hipótese nula não for rejeitada, ou seja, se o valor da estatística de Hausman for menor do que o seu valor crítico, o modelo mais apropriado será o de efeitos aleatórios (Sheytanova, 2014).

Adicionalmente, é possível tomar a decisão de rejeitar ou não a hipótese nula com base no valor do *p-value*. De acordo com Nhabinde (2013), a hipótese nula é rejeitada se o *p-value* da estatística de Hausman for menor do que os três níveis de significância convencionais: 1%, 5% ou 10%.

Para avaliar a existência de possíveis problemas decorrentes da violação dos pressupostos do modelo linear clássico, foram conduzidos testes diagnósticos. Segundo Gujarati (2003), os principais problemas associados a essas violações incluem: heterocedasticidade, autocorrelação dos erros, multicolinearidade³ e não normalidade dos

³ Segundo Gujarati (2003), a **multicolinearidade** não viola directamente os pressupostos do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), mas a **perfeita multicolinearidade** sim. A multicolinearidade

erros. A ocorrência de tais violações compromete as propriedades desejáveis dos estimadores obtidos pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), de forma que eles deixam de ser BLUE.⁴

Para detectar a presença de heterocedasticidade no modelo, o estudo recorreu ao teste de Bartlett (1937), o qual, segundo Gujarati (2003), Arsham e Lovric (2011) e Nhabinde (2022), é apropriado quando os dados seguem uma distribuição normal. A hipótese nula testada é a de homocedasticidade, ou seja, de que a variância dos erros é constante, contra a hipótese alternativa de heterocedasticidade, que sugere que a variância dos erros não é constante. O teste de Bartlett segue uma distribuição qui-quadrado (χ^2) com k graus de liberdade. Assim, se o *p-value* da estatística χ^2 for menor do que os três níveis de significância convencionais (1%, 5% ou 10%), a hipótese nula é rejeitada, concluindo-se que o modelo apresenta o problema de heterocedasticidade.

Para verificar a não normalidade dos erros, o presente estudo aplicou o teste numérico de normalidade de assimetria e curtose, amplamente usado em estudos acadêmicos como no trabalho de Nhabinde (2013) e o método gráfico que usa o histograma dos resíduos para testar a normalidade. De acordo com StataCorp (2023), o teste numérico de normalidade de assimetria e curtose, combina os resultados individuais de assimetria (skewness) e curtose (kurtosis) para produzir uma estatística geral que verifica a normalidade dos erros. Além disso, o teste requer um mínimo de oito observações para realizar os cálculos necessários, garantindo a robustez da análise. Portanto, foi testada a hipótese nula de que os erros são normalmente distribuídos, contra a hipótese alternativa de que os mesmos não são normalmente distribuídos. Pelo teste numérico, a hipótese nula é rejeitada se o valor do *p-value* for menor do que os três níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%). Pela análise do histograma a hipótese nula é rejeitada se os valores caírem fora da curva de distribuição normal. O teste de Shapiro e Wilk apesar de ser amplamente usado em estudos

ocorre quando há correlação entre as variáveis explicativas, o que pode afectar a precisão dos estimadores. Contudo, é a perfeita multicolinearidade — quando uma variável é uma combinação linear exata de outra — que viola os pressupostos do modelo, tornando impossível a estimação dos coeficientes de forma eficiente e confiável.

⁴ Segundo Gujarati (2003), os estimadores dos mínimos quadrados ordinários (MQO) são considerados BLUE (Best Linear Unbiased Estimator), ou seja, os melhores estimadores lineares não viesados com menor variância, conforme estabelecido pelo Teorema de Gauss-Markov. Se um estimador não é BLUE, significa que não é o melhor estimador linear não viesado com menor variância.

econométricos, não foi usado no presente estudo pois de acordo com Royston (1995), esse teste pode não ser apropriado para amostras com mais de 50 observações e o presente estudo usa 220 observações.

A presença de autocorrelação serial foi avaliada utilizando o teste de Wooldridge, descrito por Drukker (2003), o qual pode ser realizado no Stata por meio do comando `xtserial`. O teste verifica a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem⁵ contra a hipótese alternativa de existência de autocorrelação de primeira ordem nos erros do modelo. A hipótese nula é rejeitada quando o *p-value* obtido é menor do que um dos três níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%), indicando a presença de autocorrelação serial. Caso contrário, conclui-se que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula, sugerindo ausência de autocorrelação serial.

Quanto à multicolinearidade, analisou-se o factor de inflação da variância (VIF) que, de acordo com Gujarati (2003) e Wooldridge (2016), quando o valor de VIF é maior do que 10, a multicolinearidade é um problema.

Em todos esses testes, foram considerados os níveis de significância convencionais de 1%, 5% e 10%.

3.2 Sinais esperados dos coeficientes parciais

De acordo com a literatura existente, os sinais esperados dos coeficientes parciais estão indicados na tabela abaixo:

Tabela 3.2: Sinais esperados

Variável	Coeficiente	Sinal esperado
Rotatividade do governador	β_1	Positivo (+)
Nível de Democracia	β_2	Indeterminado (+/-)
PIB per capita	β_3	Indeterminado (+/-)

⁵ A autocorrelação é chamada de primeira ordem nos erros pois implica que os erros de um período (t) estão correlacionados com os erros no período imediatamente anterior (t-1). Gujarati (2003)

Taxa de câmbio	β_4	Positivo (+)
Abertura Comercial	β_5	Indeterminado (+/-)
Estabilidade política	β_6	Negativo (-)
Taxa de inflação global	β_7	Positivo (+)
Desvio do produto	β_8	Positivo (+)
Diferença de taxa de juros	β_9	Negativo (-)
Abertura Financeira	β_{10}	Negativo (-)

Fonte: Elaborada pela autora com base na literatura existente

A literatura é unânime em afirmar que a relação entre a independência do banco central e a inflação é negativa. O coeficiente da rotatividade do governador do banco central (β_1) apresenta sinal esperado positivo, significa que quanto maior for a rotatividade do governador do banco central (menor independência), maior será o nível de inflação reflectindo uma relação inversa entre inflação e independência do banco central, conforme apontam Cukierman et al. (1992), Balino (1994), Mendonça (2006), Agoba et al. (2017) e Garriga e Rodríguez (2019).

A literatura prevê que o impacto da democracia sobre a inflação pode assumir tanto um sinal negativo quanto positivo. A relação entre democracia e inflação varia de acordo com o nível de desigualdade: em países com menor desigualdade, a democracia tende a estar associada a níveis mais baixos de inflação, enquanto em contextos de maior desigualdade, está frequentemente vinculada a níveis mais elevados de inflação (Desai, 2003; Garriga e Rodriguez, 2019).

O sinal esperado para o PIB per capita é indeterminado, pois a literatura apresenta resultados divergentes. Alguns estudos não identificam uma relação significativa entre

inflação e PIB per capita (Garriga e Rodriguez, 2019). Outros sugerem que o efeito depende da capacidade do país de criar ferramentas para lidar com os custos da inflação ou ajustar a oferta em resposta ao aumento da procura causado pelo crescimento do rendimento das famílias (Agoba et al. 2017). Assim, a relação entre PIB per capita e inflação varia de acordo com as condições econômicas e institucionais de cada país.

O sinal esperado para a taxa de câmbio é positivo pois o aumento da taxa de câmbio, que resulta na desvalorização ou depreciação da moeda local, torna as importações mais caras, incluindo dos bens intermediários usados na produção doméstica. Esse aumento nos custos de produção tende a elevar os preços internos, contribuindo para o aumento da inflação (Kiguel, 1994 ; Orhan e Emikonel 2023).

O sinal esperado para a abertura comercial é indeterminado pois existem estudos que afirmam que a abertura comercial afecta positivamente a inflação, onde, economias mais abertas são mais vulneráveis a choques externos e aumentos nos preços internacionais. Isso pode levar à inflação importada (Agoba et al 2017; Kurihara 2013). Por outro lado, outros estudos mostram que a abertura comercial afecta negativamente a inflação pois aumenta a concorrência externa, forçando produtores locais a reduzirem preços para competir, o que pode conter a inflação. (Garriga e Rodriguez, 2019; Romer, 1993).

O sinal esperado para estabilidade política é negativo . A estabilidade política reduz a inflação porque aumenta a previsibilidade econômica, fortalecendo a confiança de investidores e consumidores. Além disso, governos estáveis tendem a adotar políticas monetárias e fiscais mais responsáveis, evitando choques que pressionem os preços (Aisen e Viega , 2006; Salma e Khan, 2023).

O sinal esperado para a taxa de inflação mundial é positivo. Aumentos na inflação global geralmente refletem o aumento dos preços de bens e serviços no mercado internacional, economias abertas podem importar essa inflação (Agoba et al., 2017 ; Cepni e Clements, 2024).

De acordo com a teoria econômica, o sinal esperado para o *Output Gap* é positivo. A curva de Phillips Neo-Keynesiana⁶ indica que, um aumento no *Output Gap* positivo tende a gerar pressões inflacionárias, uma vez que indica que a economia está a operar acima do seu potencial. Nesse cenário, as empresas aumentam a produção para atender à procura crescente, o que leva à contratação de mais mão de obra e à compra de mais bens intermediários e recursos, elevando os custos de produção. As empresas, então, repassam parte desses custos ao consumidor final, gerando inflação (Garriga e Rodriguez, 2019; Motyovszki, 2013 ; Clinton, 2005).

O sinal esperado para a diferença de taxa de juros é negativo, pois um aumento nessa diferença indica maior autonomia na condução da política monetária. Com maior autonomia, os bancos centrais podem adotar políticas monetárias voltadas para o controle da inflação, sem depender da influência externa. Isso geralmente resulta em um maior controle sobre a inflação ou na sua minimização (Garriga e Rodriguez, 2019).

O sinal esperado para a abertura financeira é negativo, pois um aumento na abertura financeira gera maior concorrência e facilita a entrada de capital externo, o que pode melhorar a eficiência dos mercados e consequentemente, minimizar as pressões inflacionárias (Garriga e Rodriguez, 2019; Aizenman et al., 2010 ; Guender e Smith, 2023).

3.3 Cobertura do estudo

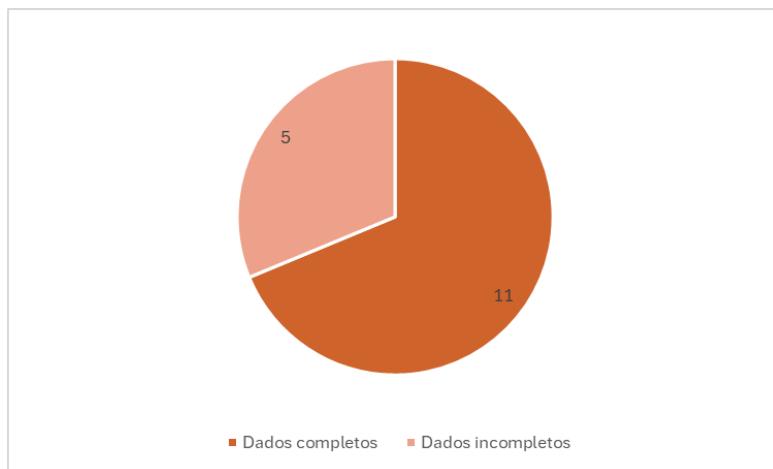
O período de análise do presente estudo é de 2000 a 2019. O ano de 2000 marca o início de um novo milênio e reflecte um momento de transições econômicas e políticas nos países da SADC. Estas transições incluíram reformas institucionais e esforços para estabilizar as suas economias, criando um ambiente mais propício para avaliar a relação entre a independência do banco central e a inflação.

Períodos de pelo menos 10 a 20 anos são frequentemente utilizados em estudos econômicos pois é um horizonte temporal suficiente para garantir um número adequado de observações para análises econométricas robustas. O intervalo de 2000 a 2019 proporciona duas décadas completas de análise. A escolha de 2019 como limite superior também foi estratégica, encerrando um ciclo de 20 anos antes das perturbações econômicas causadas pela pandemia de COVID-19, que poderiam enviesar os resultados. Assim, o período 2000–2019

⁶ A **curva de Phillips** originalmente descreve a relação inversa entre o desemprego e a inflação, mas ao ser expandida para curva de philips neo Keynesiana inclui o **output gap**. (Motyovszki, 2013)

oferece uma base sólida para investigar a relação entre independência do banco central e inflação, com dados consistentes e um contexto relevante.

Gráfico 3.1: Disponibilidade de dados nos 16 países da SADC



Fonte: Cálculos da autora.

Quanto à delimitação geográfica, de acordo com o gráfico acima, pode ver se que dos 16 países membros da SADC, o estudo abrange 11, devido à indisponibilidade de dados completos para os outros 5. Considerando que a pesquisa é uma fonte crucial para a promoção do crescimento e do desenvolvimento económico e tendo em conta que os estudos sobre a independência dos bancos centrais nos países da SADC são escassos, o presente estudo cobre, em termos geográficos, os países da SADC, com o intuito de contribuir positivamente para esses objectivos e enriquecer a pesquisa académica nesta área.

3.4 Descrição de Dados

A estimação do modelo especificado na secção (3.1) usou dados de painel equilibrado de 11 países da SADC relativos ao período coberto por esse estudo (2000-2019) que estão disponíveis no anexo B, bem como a descrição dos mesmos.

Para o cálculo da variável diferença de taxa de juros, usou se a fórmula apresentada abaixo, seguindo a metodologia usada por Garriga e Rodriguez (2019):

$$Dj = i_{nt} - i_{EUA} \quad (3.6)$$

onde Dj representa a diferença de taxa de juro, i_{nt} é a taxa de juros doméstica do país n no ano t e i_{EUA} corresponde à taxa de juros dos Estados Unidos da América (EUA). O resultado dessa diferença reflecte o grau de autonomia da política monetária do país analisado.

No âmbito do cálculo do desvio do produto em relação ao seu nível potencial, utilizou-se a fórmula abaixo:

$$Dp = PIB_{Real} - PIB_{potencial} \quad (3.7)$$

onde PIB_{Real} representa o Produto Interno Bruto efectivamente observado e o $PIB_{potencial}$ corresponde ao nível ótimo do produto, no qual todos os recursos são utilizados em sua capacidade máxima.

Para determinar o PIB potencial, foi realizada uma regressão simples no software Stata, como demonstrado abaixo :

$$PIB_{Real} = \beta_0 + \beta_1 Tempo + \mu_t \quad (3.8)$$

onde, o PIB Real é a variável dependente e o tempo, nesse caso os 20 anos é a variável independente. Após a regressão, utilizou - se o comando *predict* para estimar o PIB potencial para cada ano e cada país considerado no presente estudo. Com os valores do PIB potencial determinados, aplicou - se a fórmula acima para calcular o desvio do produto. Essa metodologia segue o procedimento descrito por Brouwer (1998).

A fonte de dados utilizada para a colecta de dados sobre inflação, PIB, exportação, importação, estabilidade política, taxa de juros e taxa de câmbio foi a base de dados do Banco Mundial. Para a variável rotatividade do governador do banco central, os dados foram colectados nos sites oficiais dos bancos centrais dos 11 países cobertos pelo estudo. Os dados sobre o índice de democracia e o índice de abertura financeira foram obtidos, respectivamente, da base de dados *Dataset Democracy Matrix* (Lauth e Schlenkrich, 2021) e de Chinn e Ito (2005). Essas fontes de dados são amplamente utilizadas em estudos económicos e reconhecidas internacionalmente como fontes confiáveis e seguras. Para cada variável, os dados foram obtidos de uma única fonte, assegurando consistência na análise.

Para a compilação e organização dos dados, bem como para a elaboração dos gráficos e a estimação do modelo econométrico foram usados os softwares Excel e Stata.

A tabela abaixo apresenta o sumário estatístico das variáveis em estudo.

Tabela 3.3 : Sumário Estatístico

Variável	Forma de expressão	Observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Inflação	Percentagem	220	1,633	0,941	-2,865	3,485
Rotatividade do governador	Binária (0 ou 1)	220	-	-	0	1
Nível de democracia	Índice	220	0,523	0,247	0,001	0,922
PIB Per capita	Dólares constantes de 2015	220	7,746	1,136	5,681	9,877
Taxa de câmbio	Moeda local por 1 dólar dos EUA	220	3,663	2,149	1,135	8,194
Abertura comercial	Rácio	220	-0,274	0,493	-1,428	0,798
Estabilidade política	Percentagem	220	53,219	20,509	12,857	93,75
Inflação mundial	Percentagem	220	1,285	0,420	0,663	2,061
Desvio do produto	Dólares constantes de 2015	220	-0,753	19,754	-28,140	28,104
Diferença de taxa de juros	Percentagem	220	2,197	0,701	0,107	4,039
Abertura Financeira	Índice	220	-0,045	1,522	-1,240	2,300

Fonte: Cálculos da autora com base nos dados do Banco Mundial, Democracy Matrix Dataset e base de dados de Chinn e Ito.

A tabela acima apresenta as estatísticas descritivas das 11 variáveis utilizadas no presente estudo. Essas estatísticas fornecem uma visão geral das características dos dados, incluindo a medida de tendência central , média, a medida de dispersão, desvio padrão, os valores mínimos e máximos e o número de observações para cada variável. O estudo conta com um

total de 220 observações que resultam do produto entre o número de países e o número de anos considerados [N(= 11 países da SADC)*T(=20 anos)].

A inflação, que é a variável dependente do estudo, apresenta uma média de 1,63%, com uma variação relativamente moderada, reflectida no desvio padrão de 0,94. Os valores mínimo (-2,87%) e máximo (3,48%) sugerem a existência de países que enfrentaram períodos de deflação e de pressões inflacionárias de até 3,48%.

A variável de interesse do estudo, rotatividade do governador do banco central, é uma variável *dummy* que assume o valor 1 quando ocorre uma mudança de governador do banco central e 0 caso contrário. Por se tratar de uma variável categórica, não são apresentados valores de média e desvio padrão.

No contexto institucional, o índice de democracia revela um nível moderado, com uma média de 0,52 em uma escala de 0 a 1. Por outro lado, a estabilidade política apresenta uma variação significativa, com valores entre 12,85 e 93,75, reflectindo cenários amplamente distintos entre os países e ao longo do período analisado.

O PIB per capita médio dos países da SADC é de 7,746 dólares. A abertura comercial na região apresenta uma média negativa de -0,274, reflectindo baixos níveis de integração ao comércio internacional. Essa situação é reforçada pelo índice de abertura financeira, que também apresenta valores médios negativos, indicando restrições ao fluxo internacional de capitais.

Os dados mostram ainda que as taxas de câmbio variam consideravelmente entre os países, com uma média de 3,663 unidades de moeda local por 1 dólar dos Estados Unidos da América e valores que partem de um mínimo de 1,135 e máximo de 8,194. O desvio do produto apresenta uma média negativa de -0,274, indicando que diversos países da região operaram abaixo de seu potencial durante o período analisado.

Por fim, a diferença de taxas de juros em relação aos Estados Unidos apresentou uma média de 2,197 , um mínimo de 0,107 e máximo de 4,039 . As taxas de inflação mundial apresentaram variações moderadas de 0,663% a 2,061%, evidenciando um cenário internacional relativamente estável.

CAPÍTULO IV : ANÁLISE DOS RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

O presente capítulo está dividido em três secções. A primeira secção apresenta e interpreta os resultados da estimação dos modelos de efeitos fixos e aleatórios e do teste de especificação de Hausman. A segunda secção analisa os resultados dos testes diagnósticos de regressão. A última secção apresenta, interpreta e analisa, os resultados da estimação do modelo de efeitos aleatórios corrigido.

4.1 Resultados da Estimação dos Modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios

A estimação do modelo (3.3) de efeitos fixos (EF) e do modelo (3.4) de efeitos aleatórios (EA) produziu os resultados apresentados no Anexo C e summarizados na tabela abaixo.

Tabela 4.1: Resultados de estimação dos modelos de EF e de EA

Variável dependente: $\text{Ln}\pi$

Variáveis independentes	Modelo de EF	Modelo de EA
RG	0,069 (0,157)	0,032 (0,162)
Dem	0,626 (0,519)	0,150 (0,346)
LnPIBP	-1,051 (0,519)	-0,050 (0,119)
LnTc	-0,013 (0,295)	-0,164 (0,044)
LnAc	0,597 (0,340)	0,002 (0,212)
LnPol	-0,188 (0,223)	-0,250 (0,203)
LnW π	0,288 (0,162)	0,392 (0,134)
LnDp	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
LnDj	0,480 (0,140)	0,671 (0,123)

Af	-0,056 (0,144)	-0,037 (0,057)
Constante	8,954 (3,895)	1,531 (1,397)
Nº de observações	220	220
Estatística F	5,43	-
P-Value de F	0,000	-
Estatística W	-	71,63
P-Value de W	-	0,000
R^2	0,214	0,287

Notas: Ln - Logaritmo natural ; Os números entre os parênteses são os erros-padrão das estatísticas t para o modelo EF e das estatísticas z para o modelo de EA

Os resultados do teste de Hausman, realizado com base nas estimativas apresentadas acima, estão disponíveis no Anexo D e sumarizados na Tabela 4.2 a seguir.

Tabela 4.2 : Resultados do teste de Hausman

Variáveis	Modelo de EF (b)	Modelo de EA (B)	Diferença (b-B)
RG	0,069	0,032	0,038
Dem	0,626	0,150	0,476
LnPIBP	-1,051	-0,050	-1,001
LnTc	-0,013	-0,164	0,151
LnAc	0,597	0,002	0,595
LnPol	-0,188	-0,250	0,061
LnW π	0,288	0,392	-0,104
LnDp	0,001	0,001	0,001
LnDj	0,480	0,671	-0,190
Af	-0,056	-0,037	-0,020

$$\chi^2_{(10)} = 6,42$$

$$\text{Prob} > \chi^2 = 0,779$$

Fonte: Elaborada pela autora

A tabela apresentada mostra que a diferença entre os coeficientes estimados pelos modelos de efeitos fixos (b) e efeitos aleatórios (B) não é nula. A diferença varia entre um valor mínimo de -1,001 para a variável PIB per capita e um valor máximo de 0,595 para a variável abertura comercial, o que indica a existência de diferenças sistemáticas entre os coeficientes dos dois modelos.

O teste de Hausman, descrito na secção (3.1), foi realizado para determinar qual dos dois modelos (efeitos fixos ou aleatórios) se ajusta melhor aos dados. Os resultados deste teste mostram que o *p-value* da estatística χ^2 é 0,779, o que é maior do que os três níveis de

significância convencionais (1%, 5% e 10%). Deste modo, não se rejeita a hipótese nula, que postula que os efeitos individuais não estão correlacionados com os regressores do modelo.

Portanto, o modelo de efeitos aleatórios é considerado o mais adequado para os dados analisados. Assim, as estimativas de efeitos aleatórios serão utilizadas nas análises das secções subsequentes deste capítulo.

4.2 Resultados dos Testes Diagnósticos de Regressão

Os testes diagnósticos descritos na secção (3.1), produziram os resultados apresentados no Anexo E.

De acordo com os resultados apresentados no Anexo E e descritos na Seção 3.1, a análise de normalidade dos erros foi realizada tanto pelo método numérico como gráfico. O teste numérico de normalidade apresentou um *p-value* de 0,4176, indicando que não se rejeita a hipótese nula de que os erros estão normalmente distribuídos, dado que o *p-value* é maior do que os três níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%). Além disso, a análise gráfica, representada pelo histograma dos resíduos incluído no mesmo anexo, evidencia uma distribuição simétrica, com a maioria dos valores a concentrar-se dentro da curva de distribuição normal, confirmando a normalidade dos erros. Esse resultado contribui para a eficiência dos estimadores do MQO e, de acordo com Nhabinde (2022), as estatísticas t, F, z e W são válidas.

O teste de multicolinearidade, cujos resultados estão apresentados no Anexo E, indica que a multicolinearidade perfeita não está presente no modelo econométrico deste estudo, pois os factores de inflação da variância (VIF) para cada variável são inferiores a 10. Assim, a multicolinearidade não constitui um problema neste estudo. Esse resultado favorece a identificação clara do efeito parcial de cada variável, contribuindo para a obtenção de erros padrão mais baixos, estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) mais precisos e com menores variâncias.

Os resultados obtidos pelo teste de autocorrelação de Wooldridge, descrito na Secção 3.1 e apresentado no Anexo E, indicaram um *p-value* de 0,000, o que é menor do que os três níveis de significância convencionais. Este resultado permite rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação de primeira ordem, confirmado a presença do problema de

autocorrelação no modelo. De acordo com Nhabinde (2022), a correlação é um problema para o modelo de efeitos fixos.

Os resultados apresentados no Anexo E, relativos à detecção de heterocedasticidade no modelo, com o teste descrito na Seção 3.1, indicam uma estatística de Bartlett de 66,74 e um *p-value* de 0,000. Esse *p-value*, menor do que os três níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%), leva à rejeição da hipótese nula de homocedasticidade, sugerindo a presença de heterocedasticidade no modelo. Como resultado, os erros padrão das estimativas podem ser inconsistentes. Para corrigir o problema de heterocedasticidade, foi utilizado o comando *robust* no Stata, conforme ilustrado no Anexo F. Os resultados do modelo de efeitos aleatórios corrigido são apresentados na próxima secção.

4.3 Resultados da estimação do Modelo de Efeitos Aleatórios Corrigido

A correção do problema de heterocedasticidade, identificado na Secção 4.2, produziu os resultados apresentados no Anexo F e resumidos na Tabela 4.3, como se segue:

Tabela 4.3: Resultados da correção da heterocedasticidade no modelo de EF

Variável dependente: $\text{Ln}\pi$

Variáveis independentes	Modelo inicial (A)	Modelo corrigido (B)
RG	0,032 (0,162)	0,032 (0,249)
Dem	0,150 (0,346)	0,150 (0,300)
LnPIBP	-0,050 (0,119)	-0,050 (0,199)
LnTc	-0,164 (0,044)	-0,164 (0,059)
LnAc	0,002 (0,212)	0,002 (0,296)
LnPol	-0,250 (0,203)	-0,250 (0,107)
LnW π	0,392 (0,134)	0,392 (0,101)
LnDp	0,001 (0,003)	0,001 (0,003)
LnDj	0,671 (0,123)	0,671 (0,189)
Af	-0,037 (0,057)	-0,037 (0,082)
Constante	1,531 (1,397)	1,531 (1,963)
Nº de observações	220	220
P-Value de W	0,000	0,000
R^2	0,287	0,287

Nota: \ln - Logaritmo natural ; Os números entre os parênteses são os erros-padrão da estatísticas z

A tabela apresentada acima mostra, na Coluna A, os resultados do modelo inicial de efeitos aleatórios, antes da correcção da heterocedasticidade e na Coluna B, os resultados após a correção, com os erros padrão robustos indicados entre parênteses. Após a correcção, não houve alteração nos valores dos coeficientes, no coeficiente de determinação nem no p -value da estatística de Wald. Contudo, com o modelo corrigido, os erros padrão das estimativas tornaram-se consistentes.

O coeficiente de determinação ($R^2=0,287$) indica que cerca de 28,7% da variação na inflação nos países da SADC é explicada pelas variáveis independentes do modelo. Os 71,3% restantes reflectem factores não observados, capturados pelo termo do erro. Este resultado evidencia a complexidade da dinâmica inflacionária na região, sugerindo que, embora a independência do banco central e as variáveis associadas desempenhem um papel relevante, outros elementos, não contemplados no modelo, também influenciam os níveis de inflação.

A Tabela 4.3, na Coluna B, apresenta um p -value de 0,000 para a estatística de Wald, o qual é menor do que os três níveis de significância convencionais. Esse resultado leva à rejeição da hipótese nula de que as variáveis independentes não exercem efeito sobre a variável dependente, o que evidencia que o modelo é estatisticamente significativo.

Em relação aos coeficientes parciais de regressão, todos estão em conformidade com a teoria económica, ou seja, apresentam os sinais esperados, com excepção da taxa de câmbio e da diferença de taxa de juro.

O sinal da rotatividade do governador do banco central é positivo, conforme esperado, mas, esse resultado indica que, nos países da SADC, a independência do banco central, medida pela rotatividade do governador, não apresenta uma relação estatisticamente significativa com a inflação pois o p -value da estatística z para a variável rotatividade do governador do banco central é maior do que os três níveis de significância convencionais, neste contexto, a variação nos governadores do banco central não exerce um impacto claro sobre os níveis de inflação. Essa ausência de efeito pode ser atribuída a características estruturais dos países em desenvolvimento, como os da SADC, onde as instituições frequentemente demonstram fragilidade, baixa transparência e problemas de governança. Nestas condições, a nomeação ou

remoção de governadores muitas vezes responde a interesses políticos, em vez de critérios técnicos ou de desempenho, comprometendo a autonomia efetiva do banco central.

Adicionalmente, mesmo em cenários de baixa rotatividade, a permanência prolongada de um governador no cargo pode refletir alinhamentos com os interesses do governo, o que também reduz a independência da instituição. A persistência dos mesmos partidos ou líderes políticos no poder, característica comum na região, contribui ainda mais para enfraquecer a ligação entre a rotatividade do governador, independência do banco central e inflação.

O coeficiente estimado para a variável inflação mundial é positivo, como antecipado pela literatura existente e estatisticamente significativo, com um *p-value* de 0,000, menor do que os três níveis de significância convencionais. Este resultado indica que um aumento de 1% na inflação mundial conduz a um aumento de 0,39% na inflação dos países da SADC, mantendo todos os outros factores constantes. Este resultado evidencia a elevada exposição destes países a choques externos, característica típica das economias em desenvolvimento, confirmando a vulnerabilidade dos países da SADC às dinâmicas globais.

O coeficiente da variável diferença de taxa de juro é positivo, contrariando o esperado e é estatisticamente significativo, com um *p-value* de 0,000, abaixo dos três níveis de significância convencionais. Esperava-se que uma maior diferença de taxa de juros entre os países da SADC e os EUA fosse associada a um maior controle da inflação. No entanto, o resultado indica que, quando essa diferença aumenta em 1%, a inflação nos países da SADC sobe 0,67%. Esse resultado pode ser explicado por factores estruturais da região, como a vulnerabilidade a choques externos ou a fragilidade institucional, que limitam a eficácia da política monetária local.

O coeficiente da variável taxa de câmbio é negativo, contrariando a expectativa. Esperava-se que um aumento na taxa de câmbio resultasse em um aumento da inflação, uma vez que uma moeda mais fraca geralmente aumenta o custo das importações, pressionando os preços internos. A um nível de significância de 1%, 5% e 10%, o resultado torna-se significativo, uma vez que o *p-value* (0,005) é menor que os três níveis de significância convencionais. Assim, a esse nível, um aumento de 1% na taxa de câmbio dos países da SADC leva a uma redução de 0,16% na inflação, mantendo todos os outros factores constantes. Esse resultado inesperado pode ser explicado pela possibilidade de os países da SADC adotarem

políticas cambiais ou de estabilização que amortecem os efeitos directos da variação cambial na inflação interna, limitando o impacto negativo esperado.

Os coeficientes estimados das variáveis nível de democracia, abertura comercial e desvio do produto apresentam, como esperado, um sinal positivo, mas não são estatisticamente significativos, uma vez que os *p-values* (0,618; 0,994; 0,839) são maiores do que os três níveis de significância convencionais. Assim, não se pode tirar inferências sobre essas variáveis, o que indica que, durante o período em estudo, elas não tiveram impacto na inflação dos países da SADC.

Os coeficientes estimados das variáveis PIB per capita e abertura financeira apresentam, como esperado, um sinal negativo. Contudo, esses resultados também não são estatisticamente significativos, pois os *p-values* (0,802; 0,653) são maiores do que os três níveis de significância convencionais. Assim, não se pode concluir que essas variáveis exerceram influência sobre a inflação nos países da SADC durante o período analisado.

CAPÍTULO V: CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

O presente capítulo apresenta as conclusões e recomendações sobre a relação entre independência do banco central e inflação nos países da SADC.

5.1 Conclusões

O presente estudo analisou a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC, utilizando dados de painel para o período de 2000 a 2019. A análise econométrica foi conduzida através de um modelo de efeitos aleatórios, com a rotatividade do governador do banco central como a medida de independência, seguindo a abordagem de Cukiermal et al. (1992) para países em desenvolvimento.

Embora a literatura indique uma relação negativa entre independência do banco central e inflação, os resultados deste estudo mostram que, para a SADC, essa relação não é estatisticamente significativa. Essa ausência de significância está alinhada com a maioria dos estudos empíricos anteriores (Meade e Crowe, 2008; Haan e Klomp, 2010; Agoba et al. , 2017; Jácome e Pienknagura, 2022) os quais também não encontraram significância estatística nessa relação para países em desenvolvimento, independentemente do indicador de independência utilizado, mesmo que a lei garanta independência dos bancos centrais ou que haja menor nível de rotatividade do governador do banco central não há evidência empírica suficiente para concluir que os níveis de inflação tendem a reduzir.

O impacto significativo da inflação mundial também pode ser relevante para explicar a ausência de uma relação clara entre a independência do banco central e a inflação na SADC. Factores externos, como choques globais de preços e políticas econômicas internacionais, têm um efeito considerável sobre a inflação interna, principalmente nos países em desenvolvimento como os da SADC, muitas vezes ofuscando o impacto das políticas internas de independência do banco central.

Portanto, a independência do banco central, embora essencial, não é suficiente para garantir baixos níveis de inflação nos países da SADC. As fragilidades institucionais internas, combinadas com os efeitos de factores externos, como a inflação mundial, impactam directamente tanto o funcionamento das instituições nacionais quanto a eficácia das políticas econômicas. Assim, a relação entre a independência do banco central e a inflação é mais

complexa do que os modelos tradicionais sugerem e o estudo dessa dinâmica na região da SADC continua a ser uma área fértil para futuras pesquisas.

5.2 Recomendações

Dado que os resultados deste estudo indicam que a relação entre a independência do banco central e a inflação nos países da SADC não é estatisticamente significativa, torna-se essencial empreender mais pesquisa e aprofundar a análise considerando outros factores que possam influenciar a dinâmica inflacionária na região. A independência do banco central, por si só, pode não ser suficiente para garantir o controle da inflação, especialmente em economias com estruturas económicas e institucionais heterogéneas.

Neste sentido, recomenda-se que futuras investigações adoptem uma abordagem individualizada por país, analisando as particularidades de cada economia da SADC. A ausência de significância estatística na análise agregada pode resultar de diferenças institucionais, estruturais e políticas entre os países. Uma avaliação mais detalhada permitiria compreender melhor as especificidades nacionais e identificar eventuais factores que condicionam a relação entre a independência do banco central e a inflação.

Adicionalmente, sugere-se que sejam conduzidos estudos que considerem o impacto da coordenação entre as políticas fiscal e monetária. A independência do banco central pode não alcançar os efeitos desejados se não houver uma gestão coordenada das políticas económicas. Em particular, políticas fiscais expansionistas podem anular os esforços da autoridade monetária no controle da inflação. Assim, compreender como essa interação ocorre nos países da SADC poderá fornecer uma perspectiva mais abrangente sobre os desafios do controle da inflação na região.

Outra dimensão relevante a ser explorada é o papel do regime de política monetária seguido por cada país. Alguns países em desenvolvimento adoptam regimes de metas de inflação, mas a sua eficácia pode ser condicionada pelo nível de desenvolvimento dos mercados financeiros, pela credibilidade do banco central e pelo grau de literacia financeira da população.

Por fim, recomenda-se que os países da SADC adoptem medidas para reduzir a sua dependência externa e a vulnerabilidade a choques externos. Economias altamente expostas a factores externos estão mais susceptíveis a pressões inflacionárias que podem comprometer a eficácia da política monetária. Além disso, é fundamental reforçar as instituições económicas,

adaptando-as às realidades locais, de forma a garantir que a independência do banco central contribua de maneira mais eficaz para o controlo da inflação.

REFERÊNCIAS

- Agoba, A. M.; Abor, J.; Osei, K. A. e Sa-Aadu, J. (2017), “Central Bank Independence and Inflation in Africa: The Role of Financial Systems and Institutional Quality”.*Elsevier*.Vol.17. pp.131–146;
- Aisen, A. e Veiga, F. J. (2006), “Does Political Instability Lead to Higher Inflation? A Panel Data Analysis”.*Journal of Money, Credit and Banking*.Vol.38.pp.1379-1389;
- Aizenman, J.; Chinn, M. D. e Ito, H. (2010), “The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating New Patterns of the Trilemma Configuration”.*Elsevier on behalf of the Journal of International Money and Finance*.Vol.4.pp.615-641;
- Arsham, H. e Lovric, M. (2011), “Bartlett's Test”. *Researchgate*.University of Baltimore;
- Baharumshah, A. Z.; Slesman, L. e Wohar, M. E. (2016), “Inflation, Inflation Uncertainty, and Economic Growth in Emerging and Developing Countries: Panel Data Evidence”.*Elsevier*.Vol.40. pp.638–657;
- Balino, T. J. T. (1994), “Central Bank Independence and Coordination of Monetary Policy and Public Debt Management”.pp.110-138.Em International Monetary Fund (1994), “Policies for Growth, The Latin American Experience: Proceedings of a Conference Held in Mangaratiba”. Rio de Janeiro;
- Balls, E.; Howat, J. e Stansbury, A. (2016), “Central Bank Independence Revisited: After the Financial Crisis, What Should a Model Central Bank Look like?”. Working Paper Series.67. Harvard Kennedy School;
- Bandaogo, M. S. (2021), “Why Central Bank Independence Matters”.Research & Policy Briefs: The World Bank Group.
- Bartlett, M. S. (1937), “Properties of Sufficiency and Statistical Tests”.Royal Society.pp.268-282;
- Batra, B. S. (2023), “Money, Banking and Public Finance”.pp.95-127. Em Indapurakar, K.; Sidana, N. e Singh, J. (Eds), “Central Bank and Monetary Policy”.1a.Edição.New Delhi:Kalyani Publishers;
- Bick, A. (2010), “Threshold effects of inflation on economic growth in developing countries”.*Elsevier on behalf of Economics Letters*.Vol.108.pp.126-129;
- Bittencourt, M.; Eyden, R. V. e Seleteng, M. (2014), “Inflation and Economic Growth in the SADC: Some Panel Time-Series Evidence”.*Economic Research Southern Africa*;

- Borges, Y. F. F. (2016), “Independência do Banco Central: Teoria e Prática”.São Paulo: Pontifícia Universidade Católica de São Paulo;
- Brouwer, G. (1998), “Estimating OutPut Gaps”.Reserve Bank of Australia:Economic Research Department;
- Cepni, O. e Clements, M. p. (2024), “How Local is the Local Inflation Factor? Evidence from Emerging European Countries”. *Elsevier on behalf of International Journal of Forecasting*. Vol.40.pp.160-183;
- Chinn, M. D. e Ito, H. (2005), “What Matters For Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions”.Cambridge: National Bureau of Economic Research;
- Clinton, K. (2005), “Inflation and Unemployment and Phillips Curve”.Queen`s Economics Department;
- Croissant, A. e Pelke, L. (2022), “Measuring Policy Performance, Democracy, and Governance Capacities: A Conceptual and Methodological Assessment of the Sustainable Governance Indicators”.Wiley Periodicals LLC on behalf of Policy Studies Organization. *European Policy Analysis*.Vol.8.pp.136-159;
- Cukierman, A.; Webb, B. S. e Neyapti, B. (1992), “Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes”. *The world bank economic review*, Vol. 6.pp.353-398;
- David, A. C. (2010), “How do International Financial Flows to Developing Countries Respond to Natural Disasters?”.*IMF Working Paper*;
- Desai, R. M. ; OlofsgÅrd, A. e Yousef, T. M. (2003), “Democracy, Inequality, and Inflation”.*The American Political Science Review*.Vol.97.pp.391-406;
- Drukker, D. M. (2003), “Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models”.*The Stata Journal*.Vol.3.pp.168-177;
- Fisher, S. (1995), “Central Bank Independence Revisited”.*The American Economic Review*;
- Fujii, E. (2019), “What Does Trade Openness Measure?”.Oxford Bulletin of Economics and Statistics on behalf of the University of Oxford’s Department of Economics. Vol.81.pp.868-888;
- Garriga, A. C. e Rodriguez, C. M. (2019), “More Effective Than We Thought, Central Bank Independence and Inflation in Developing Countries”.University of Essex Research Repository;

- Garriga, A. C. e Rodriguez, C. M. (2023), “Central Bank Independence and Inflation Volatility in Developing Countries”. *Elsevier*.pp.1320-1341;
- Gelfand, S. J. (2013), “Understanding the Impact of Heteroscedasticity on the Predictive Ability of Modern Regression Methods”.University of Calgary;
- Goodfriend, M. (2007), “How the World Achieved Consensus on Monetary Policy”.*Journal of Economic Perspectives*.American Economic Association.Vol.21.pp.47-68;
- Guender, A. V. e Smith, H. M. (2023), “Financial Openness and Inflation: Recent Evidence”.University of Canterbury: Department of Economics and Finance;
- Gujarati, D. N. (2003), “Basic Econometric”.4a.Edição.New York: McGraw-Hill;
- Haan, J. e Klomp, J. (2010), “Central Bank Independence and Inflation Revisited”.*Researchgate*.pp. 445–457;
- Handa, J. (2009), “ Monetary Economics”.2a. Edição.Abingdon:Routledge;
- Hausman, J. A. (1976), “Specification Tests in Econometric”.Cambridge: Massachusetts institute of technology;
- Issing, O. (2006), “Central Bank Independence - Economic and Political Dimensions”.National Institute Economic Review.Cambridge University Press.pp.66-76;
- Jácome, L. I. e Pienknagura, S. (2022), “Central Bank Independence and Inflation in Latin America - Through the Lens of History”.IMF Working Paper;
- Kiguel, M. A. (1994), “Exchange Rate Policy, The Real Exchange Rate, and Inflation: Lessons from Latin America”.Instituto de Economia, Pontificia Universidad Católica de Chile:Cuadernos de Economía.Vol.31.pp.229-249;
- Kurihara, Y. (2013), “International Trade Openness and Inflation in Asia”.Research in World Economy.Vol.4. Japan: Aichi University, department of economics;
- Lauth, H. J. e Schlenkrich, O. (2021), “Democracy Matrix: Codebook”.4a. Edição.Universitat Wurzburg;
- Masson, P. R. e Drazen, A. (1994), ”Credibility of Policies Versus Credibility of Policymakers” .*The Quarterly Journal of Economics*.Vol.109.pp. 735-754;
- Meade, E. E. e Cowe, C. (2008), “Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness”. IMF Working Paper;
- Mendonça, H. F. (2003), “Independência do Banco Central e Coordenação de Políticas: Vantagens e Desvantagens de Duas Estruturas para Estabilização”.Revista de Economia Política.Vol.23.pp. 112-123;

- Mendonça, H. F. (2006), “Efeitos da Independência do Banco Central e da Taxa de Rotatividade sobre a Inflação Brasileira”.Revista de Economia Política.Vol.26.pp. 552-563;
- Mfunwa, M. e Lubinda, H. (2018), “Central Bank Independence in the Southern African Development Community: Legal Reform Progress and Prospects”.*Southern African Journal of Policy and Development*.Vol.4.Economic Commission for Africa;
- Mishkin, F. S. e Serletis, A. (2011), “The Economics of Money, Banking and Financial Markets”.4a. Edição.Toronto: Pearson Canada;
- Mishkin, F. S. e Bernanke, B. S. (1997), “Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?”.*Journal of Economic Perspectives*.Vol.11.Spring;
- Motyovszki, G. (2013), “The Evolution of Phillips Curve Concepts and Their Implications for Economic Policy”.Central European University;
- Nhabinde, S. A. (2013), “Avaliação do Impacto do VIH/SIDA no Crescimento Económico de Moçambique”.Maputo.Universidade Eduardo Mondlane: Faculdade de Economia;
- Nhabinde, S. A. (2022), “O Impacto da Indústria Extrativa dos Recursos Naturais no Crescimento Económico dos Países da SADC”.1a.Edição.Maputo.Universidade Eduardo Mondlane: Faculdade de Economia;
- Okorie, G. (2021), “Central Bank Independence”. Abuja: Central bank of Nigeria;
- Okun, A. M. (1971), “The Mirage of Steady Inflation”. Brookings papers on economic activity.pp.485–498;
- Oner, C. (2010), “What is Inflation?”.International Monetary Fund;
- Orhan, A. e Emikone, M. (2023), “An Empiric Analysis on the Relationship Between Exchange Rates and Inflation in Fragile Five Countries”.*Journal of Yasar University*.pp.237-251;
- Posen, A. S. (1995), “Central Bank Independence and Disinflationary Credibility: A Missing Link?”.Federal Reserve Bank of New York Staff Reports;
- Rehal, V. S. (2022), “Wu - Hausman Test : Choosing Between Fixed and Random Effects”. PanJab: Spur Economics;
- Romer, D. (1993), “Openness and Inflation: Theory and Evidence”.*The quarterly Journal of Economics*.Vol.108.Harvard College;
- Royston, P. (1995), “Remark AS R94: A Remark on Algorithm AS 181: The W-test for Normality”.*Journal of the Royal Statistical Society*.Oxford University Press.Vol.44.pp.547-551;

- SADC (2011), “Guia Explicativo da Lei Modelo para os Bancos Centrais da SADC”.Committee of Central Bank Governors;
- SADC (2022), “SADC History and Treaty”.Southern African Development Community;
- Salma, U. e Khan, F. H. (2023), “The Connection Between Political Stability and Inflation: Insights from Four South Asian Nations”.General Economics: Papers;
- Schlenkrich, O. (2021), “Origin and Performance of Democracy Profiles”.Universitat Wurzburg: Springer VS Wiesbaden;
- Sheytanova, T. (2014), “The Accuracy of the Hausman Test in Panel Data: a Monte Carlo Study, Master thesis”.Örebro University Örebro University School of Business;
- StataCorp, (2023), “sktest-Skewness and kurtosis tests for normality”.College Station:TX: Stata Press;
- Todaro, M. P. e Smith, S. C. (2020), “Economic Development”. 13a. Edição. United Kingdom: Pearson Education;
- Vermeulen, C. (2024), “Central Bank Independence, Inflation and Money Growth: Evidence from South Africa”. University of South Africa;
- Wooldridge, J. M. (2016), “Introductory Econometrics”.6a. Edição. Boston: *Michigan State University*; e
- World Bank (2024), “World Bank Open Data”.The World Bank Group.

ANEXO A: Detalhe da transformação logarítmica para valores não positivos

```

. gen Lnπ= log(π)
(9 missing values generated)

. replace Lnπ=log( π) if π>0
(0 real changes made)

. replace Lnπ=-log(-π) if π<0
(9 real changes made)

. replace Lnπ=0 if π==0
(0 real changes made)

. sum Lnπ

```

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
Lnπ	220	1.632916	.940686	-2.864704	3.484742

ANEXO B : Dados utilizados

Nome	Ano	π	RG	Dem	Tc	PIBPR	Af	Ac	Wπ	Pol	Dj	Dp
Africa do sul	2000	9,182	0	0,782	6,940	4 735,666	-1,240	0,462	4,938	37,566	5,267	-735 714 672 640,000
Africa do sul	2001	7,800	0	0,782	8,609	4 820,644	-1,240	0,492	3,846	37,831	6,849	-905 639 952 384,000
Africa do sul	2002	12,538	0	0,782	10,541	4 953,736	-1,240	0,535	3,534	38,095	11,075	-875 563 188 224,000
Africa do sul	2003	6,396	0	0,782	7,565	5 052,910	-1,240	0,457	3,889	35,678	10,836	-945 488 527 360,000
Africa do sul	2004	6,042	0	0,782	6,460	5 233,866	-1,240	0,456	5,449	40,291	6,952	-615 413 841 920,000
Africa do sul	2005	5,597	0	0,782	6,359	5 458,230	-1,240	0,474	5,791	40,777	4,436	14 660 853 760,000
Africa do sul	2006	6,065	0	0,782	6,772	5 708,823	-1,240	0,538	5,501	46,860	3,209	744 737 603 584,000
Africa do sul	2007	8,246	0	0,782	7,045	5 954,168	-1,240	0,571	5,917	50,725	5,117	1 474 812 313 600,000
Africa do sul	2008	7,850	0	0,782	8,261	6 074,943	-1,240	0,660	7,850	46,154	10,038	1 604 886 986 752,000
Africa do sul	2009	8,663	1	0,788	8,474	5 910,788	-1,240	0,496	2,117	41,232	8,458	334 961 672 192,000
Africa do sul	2010	6,128	0	0,788	7,321	6 018,231	-1,240	0,504	4,297	45,024	6,583	565 038 481 408,000
Africa do sul	2011	5,539	0	0,788	7,261	6 130,971	-1,240	0,546	5,599	48,815	5,750	795 113 160 704,000
Africa do sul	2012	4,685	0	0,788	8,210	6 194,993	-1,240	0,556	3,606	43,128	5,500	725 187 821 568,000
Africa do sul	2013	5,844	0	0,788	9,655	6 263,104	-1,240	0,589	2,244	45,024	5,250	755 262 488 576,000
Africa do sul	2014	5,367	1	0,780	10,853	6 252,318	-1,240	0,595	1,941	40,000	5,875	485 339 299 840,000
Africa do sul	2015	5,546	0	0,780	12,759	6 204,930	-1,240	0,567	2,265	39,048	6,157	215 413 981 184,000
Africa do sul	2016	6,952	0	0,780	14,710	6 185,746	-1,240	0,559	1,962	40,000	6,947	-354 509 225 984,000
Africa do sul	2017	5,473	0	0,780	13,324	6 233,187	-1,240	0,535	2,970	34,286	6,278	-724 436 647 936,000
Africa do sul	2018	3,993	0	0,780	13,234	6 253,119	-1,240	0,545	2,706	38,208	5,179	-894 359 896 064,000
Africa do sul	2019	4,614	0	0,707	14,448	6 188,704	-1,240	0,539	2,405	36,321	4,843	-1 664 287 244 288,000
Botsuana	2000	14,171	0	0,869	5,102	4 917,232	1,100	0,919	4,938	82,011	6,246	318 188 160,000
Botsuana	2001	8,313	0	0,869	5,841	4 831,784	1,360	0,875	3,846	79,365	8,828	-56 088 964,000
Botsuana	2002	1,187	0	0,869	6,328	5 030,265	1,610	0,918	3,534	76,720	11,533	65 069 916,000
Botsuana	2003	3,259	0	0,869	4,950	5 171,541	1,610	0,858	3,889	85,427	12,278	87 231 448,000
Botsuana	2004	10,079	0	0,869	4,694	5 219,415	1,610	0,910	5,449	78,155	11,410	-52 686 544,000
Botsuana	2005	15,472	0	0,864	5,117	5 360,019	1,610	0,885	5,791	83,010	9,548	-6 096 808,000

Botsuana	2006	5,154	0	0,864	5,830	5 700,220	2,300	0,866	5,501	81,643	8,501	446 902 368,000
Botsuana	2007	6,029	0	0,864	6,139	5 913,070	2,300	0,985	5,917	85,507	8,165	688 182 272,000
Botsuana	2008	9,373	0	0,864	6,827	5 982,662	2,300	0,990	7,850	84,615	11,454	670 870 848,000
Botsuana	2009	15,109	0	0,864	7,155	5 031,984	2,300	0,885	2,117	82,938	10,506	-1 423 283 712,000
Botsuana	2010	7,683	0	0,881	6,794	5 428,296	2,300	0,946	4,297	83,412	8,208	-775 187 200,000
Botsuana	2011	12,653	0	0,881	6,838	5 684,358	2,300	0,990	5,599	85,308	7,750	-394 284 640,000
Botsuana	2012	3,012	0	0,881	7,641	5 566,682	2,300	1,119	3,606	88,626	7,750	-810 572 800,000
Botsuana	2013	1,532	0	0,881	8,399	6 067,998	2,300	1,258	2,244	88,152	6,939	138 412 048,000
Botsuana	2014	9,604	0	0,845	8,976	6 291,272	2,300	1,195	1,941	84,286	5,750	509 056 576,000
Botsuana	2015	3,730	0	0,845	10,129	5 869,738	2,300	1,129	2,265	86,190	4,690	-576 390 208,000
Botsuana	2016	11,905	1	0,845	10,901	6 166,240	2,300	1,005	1,962	84,286	3,788	2 865 528,000
Botsuana	2017	(2,650)	0	0,845	10,347	6 287,835	2,300	0,819	2,970	84,762	2,778	204 121 232,000
Botsuana	2018	0,057	0	0,845	10,200	6 418,706	2,300	0,875	2,706	82,075	1,596	441 066 912,000
Botsuana	2019	0,508	0	0,506	10,756	6 485,568	2,300	0,831	2,405	88,208	1,113	522 624 352,000
Comores	2000	(4,460)	0	0,001	532,656	1 202,131	-1,240	0,358	4,938	45,503	2,767	34 979 396,000
Comores	2001	8,630	0	0,001	549,298	1 205,509	-1,240	0,358	3,846	53,175	5,078	25 732 020,000
Comores	2002	4,171	1	0,580	520,285	1 208,590	-1,240	0,358	3,534	60,847	7,325	16 783 182,000
Comores	2003	5,112	0	0,580	434,923	1 210,029	-1,240	0,358	3,889	26,633	7,711	6 697 563,000
Comores	2004	3,388	0	0,516	395,504	1 209,863	-1,240	0,358	5,449	39,320	6,660	-4 359 819,000
Comores	2005	0,316	1	0,516	395,444	1 219,991	-1,240	0,358	5,791	33,981	4,811	-8 709 152,000
Comores	2006	3,111	0	0,778	391,819	1 227,483	-1,240	0,358	5,501	32,850	2,543	-13 870 470,000
Comores	2007	3,545	0	0,778	358,975	1 212,752	-1,240	0,332	5,917	15,942	2,450	-32 233 040,000
Comores	2008	3,144	0	0,778	334,500	1 235,653	-1,240	0,362	7,850	14,423	5,413	-26 872 596,000
Comores	2009	0,986	0	0,641	352,720	1 249,839	-1,240	0,379	2,117	20,853	7,250	-25 966 516,000
Comores	2010	1,675	1	0,649	371,096	1 270,303	-1,240	0,396	4,297	26,540	7,250	-19 931 162,000
Comores	2011	3,046	0	0,649	353,436	1 295,204	-1,240	0,400	5,599	29,384	7,250	-9 701 898,000
Comores	2012	4,270	0	0,649	382,917	1 307,973	-1,240	0,408	3,606	33,649	7,250	-6 504 545,000
Comores	2013	1,752	0	0,649	370,425	1 337,398	-1,240	0,392	2,244	37,441	7,250	9 184 656,000
Comores	2014	0,835	0	0,649	370,318	1 336,490	-1,240	0,392	1,941	37,619	7,250	4 589 020,000
Comores	2015	(0,523)	0	0,301	443,409	1 322,937	-1,240	0,378	2,265	37,619	7,240	-8 753 567,000
Comores	2016	1,715	0	0,314	444,454	1 337,528	-1,240	0,371	1,962	48,095	6,988	-977 678,000
Comores	2017	0,402	1	0,314	435,493	1 360,431	-1,240	0,402	2,970	46,667	6,403	12 807 075,000
Comores	2018	1,836	0	0,314	416,585	1 383,378	-1,240	0,430	2,706	33,491	5,596	26 249 236,000
Comores	2019	4,209	0	0,132	439,463	1 381,622	-1,240	0,423	2,405	41,038	5,218	20 858 312,000
Eswatini	2000	25,343	0	0,137	6,940	2 411,445	-1,240	1,564	4,938	47,090	4,767	19 062 300,000
Eswatini	2001	8,943	0	0,137	8,609	2 411,374	-1,240	1,560	3,846	48,148	6,328	-59 557 676,000
Eswatini	2002	8,915	0	0,137	10,541	2 494,448	-1,240	1,758	3,534	49,206	10,575	-54 395 564,000
Eswatini	2003	6,005	0	0,143	7,565	2 571,688	-1,240	1,721	3,889	45,226	10,503	-57 518 592,000
Eswatini	2004	3,871	0	0,143	6,460	2 647,463	-1,240	1,502	5,449	44,175	6,952	-63 673 912,000
Eswatini	2005	6,557	0	0,143	6,359	2 790,251	-1,240	1,245	5,791	35,437	4,436	754 853,000
Eswatini	2006	4,041	0	0,143	6,772	2 941,397	-1,240	1,069	5,501	36,232	3,209	75 139 704,000
Eswatini	2007	5,014	0	0,143	7,045	3 054,082	-1,240	1,149	5,917	43,961	5,117	110 912 440,000
Eswatini	2008	10,426	0	0,114	8,261	3 062,615	-1,240	1,130	7,850	41,346	9,746	33 284 136,000
Eswatini	2009	9,770	0	0,114	8,474	3 096,296	-1,240	1,074	2,117	43,602	8,125	-19 307 566,000
Eswatini	2010	3,197	0	0,114	7,321	3 199,054	-1,240	1,067	4,297	43,128	6,500	4 473 468,000
Eswatini	2011	5,341	0	0,114	7,261	3 254,813	-1,240	0,808	5,599	30,806	5,750	-21 283 912,000
Eswatini	2012	8,748	0	0,114	8,210	3 411,719	-1,240	0,797	3,606	34,597	5,500	68 044 072,000

Eswatini	2013	6,533	1	0,118	9,655	3 521,669	-1,240	0,868	2,244	32,227	5,250	109 627 808,000
Eswatini	2014	7,147	0	0,118	10,853	3 530,361	-1,240	0,883	1,941	29,048	5,375	41 157 140,000
Eswatini	2015	5,545	0	0,118	12,759	3 583,311	-1,240	0,841	2,265	28,571	5,782	24 862 312,000
Eswatini	2016	7,242	0	0,118	14,710	3 594,167	-1,240	0,867	1,962	27,619	6,738	-36 791 944,000
Eswatini	2017	2,478	0	0,118	13,324	3 638,769	-1,240	0,878	2,970	35,238	6,653	-58 402 812,000
Eswatini	2018	2,830	0	0,140	13,234	3 696,360	-1,240	0,848	2,706	33,019	5,408	-63 516 052,000
Eswatini	2019	1,726	0	0,140	14,452	3 766,063	-1,240	0,886	2,405	37,264	4,843	-52 870 252,000
Madagascar	2000	11,570	0	0,466	1 353,496	474,139	-0,170	0,428	4,938	52,910	17,642	396 731 872,000
Madagascar	2001	7,917	0	0,325	1 317,699	487,661	-0,170	0,410	3,846	46,296	18,578	572 988 992,000
Madagascar	2002	16,499	0	0,330	1 366,391	414,687	-0,170	0,502	3,534	39,683	20,575	-721 647 872,000
Madagascar	2003	(1,704)	0	0,330	1 238,328	442,103	-0,170	0,340	3,889	66,332	20,128	-306 798 048,000
Madagascar	2004	13,956	0	0,330	1 868,858	451,921	-0,170	0,488	5,449	53,883	20,223	-178 414 880,000
Madagascar	2005	18,364	0	0,330	2 003,026	459,775	-0,170	0,591	5,791	45,146	19,686	-69 710 736,000
Madagascar	2006	10,766	0	0,422	2 142,302	470,619	-0,170	0,621	5,501	51,691	20,193	113 175 784,000
Madagascar	2007	10,288	1	0,422	1 873,877	483,145	-0,170	0,667	5,917	46,377	32,225	349 660 832,000
Madagascar	2008	7,486	0	0,422	1 708,371	500,782	-0,170	0,744	7,850	29,808	38,913	712 307 584,000
Madagascar	2009	6,929	0	0,422	1 956,206	467,116	-0,170	0,624	2,117	21,801	41,369	20 027 004,000
Madagascar	2010	10,219	0	0,001	2 089,950	456,729	-0,860	0,579	4,297	17,062	42,750	-202 444 208,000
Madagascar	2011	10,386	0	0,001	2 025,118	451,128	-0,860	0,565	5,599	24,645	49,250	-329 335 872,000
Madagascar	2012	5,466	1	0,001	2 194,967	452,205	-0,860	0,527	3,606	28,910	52,875	-309 310 656,000
Madagascar	2013	5,452	1	0,193	2 206,914	450,412	-0,170	0,564	2,244	24,645	55,730	-353 960 064,000
Madagascar	2014	6,732	1	0,386	2 414,812	453,383	-0,170	0,620	1,941	26,667	56,750	-282 745 120,000
Madagascar	2015	6,504	0	0,386	2 933,508	455,638	-0,170	0,612	2,265	30,476	53,457	-222 400 096,000
Madagascar	2016	8,960	0	0,386	3 176,539	461,736	-1,240	0,608	1,962	35,238	56,488	-53 809 136,000
Madagascar	2017	4,962	0	0,386	3 116,110	467,655	-1,240	0,653	2,970	33,810	55,903	125 789 528,000
Madagascar	2018	8,298	0	0,445	3 334,752	470,424	-1,240	0,678	2,706	25,943	50,485	233 171 264,000
Madagascar	2019	6,522	1	0,485	3 618,322	478,927	-1,240	0,626	2,405	33,962	43,718	506 723 200,000
Mauricias	2000	3,410	0	0,877	26,250	5 671,030	1,100	1,207	4,938	73,545	11,537	448 032 192,000
Mauricias	2001	6,232	0	0,877	29,129	5 814,748	1,100	1,281	3,846	80,159	14,183	288 356 416,000
Mauricias	2002	6,219	0	0,877	29,962	5 867,774	1,100	1,182	3,534	86,772	16,325	15 700 682,000
Mauricias	2003	5,623	0	0,877	27,901	6 170,649	2,300	1,087	3,889	82,412	16,878	49 546 208,000
Mauricias	2004	6,845	0	0,877	27,499	6 397,593	2,300	1,070	5,449	80,097	16,660	-11 244 822,000
Mauricias	2005	3,948	0	0,903	29,496	6 472,874	2,300	1,216	5,791	81,553	14,853	-257 383 616,000
Mauricias	2006	11,043	1	0,903	31,708	6 756,230	2,300	1,271	5,501	70,531	13,126	-255 548 352,000
Mauricias	2007	8,308	1	0,903	31,314	7 110,695	2,300	1,209	5,917	78,261	13,824	-163 069 072,000
Mauricias	2008	5,687	0	0,903	28,453	7 466,695	2,300	1,155	7,850	76,923	6,454	-73 219 448,000
Mauricias	2009	(0,654)	0	0,903	31,960	7 693,764	2,050	1,044	2,117	71,090	6,000	-150 257 536,000
Mauricias	2010	1,126	1	0,811	30,784	8 011,455	1,790	1,135	4,297	67,299	5,625	-115 151 016,000
Mauricias	2011	3,161	0	0,811	28,706	8 324,783	1,540	1,175	5,599	76,303	5,667	-91 673 912,000
Mauricias	2012	2,466	0	0,811	30,050	8 591,967	1,290	1,195	3,606	79,621	5,417	-112 160 128,000
Mauricias	2013	4,134	0	0,811	30,701	8 859,212	1,030	1,133	2,244	78,199	5,250	-134 546 848,000
Mauricias	2014	2,168	1	0,922	30,622	9 181,616	1,030	1,106	1,941	68,095	5,250	-92 712 248,000
Mauricias	2015	1,400	0	0,922	35,057	9 507,871	1,030	1,071	2,265	83,810	5,240	-50 340 696,000
Mauricias	2016	2,385	0	0,922	35,542	9 868,327	1,030	1,014	1,962	86,667	4,988	28 445 876,000
Mauricias	2017	1,637	0	0,922	34,481	10 247,696	1,030	1,013	2,970	80,000	4,403	134 563 312,000
Mauricias	2018	1,675	1	0,922	33,934	10 652,484	1,030	0,981	2,706	76,887	3,596	268 932 896,000
Mauricias	2019	(0,466)	0	0,530	35,474	10 956,945	1,030	0,965	2,405	75,000	3,168	273 731 360,000
Moçambique	2000	11,616	0	0,298	15,227	293,232	-1,240	0,479	4,938	40,741	9,806	601 792 192,000
Moçambique	2001	14,782	0	0,298	20,704	322,704	-1,240	0,504	3,846	46,032	15,808	537 492 864,000
Moçambique	2002	9,832	0	0,298	23,678	344,928	-1,240	0,733	3,534	51,323	22,033	372 081 568,000
Moçambique	2003	3,640	0	0,298	23,782	360,344	-1,240	0,702	3,889	52,261	20,568	103 597 872,000
Moçambique	2004	5,794	0	0,480	22,581	379,858	-1,240	0,721	5,449	44,660	17,735	-63 052 984,000
Moçambique	2005	7,331	0	0,480	23,061	393,511	-1,240	0,720	5,791	50,971	13,278	-324 754 528,000
Moçambique	2006	7,461	1	0,480	25,401	421,563	-1,240	0,674	5,501	61,836	10,604	-270 439 648,000
Moçambique	2007	7,436	0	0,480	25,840	442,198	-1,240	0,661	5,917	55,556	11,467	-335 678 816,000
Moçambique	2008	5,153	0	0,480	24,301	460,387	-1,240	0,650	7,850	57,212	13,223	-422 353 184,000
Moçambique	2009	1,471	0	0,326	27,518	474,836	-1,240	0,679	2,117	68,720	12,426	-559 961 280,000
Moçambique	2010	7,645	0	0,326	33,960	492,568	-1,240	0,738	4,297	58,294	13,013	-582 231 104,000
Moçambique	2011	2,348	0	0,326	29,068	512,456	-1,240	0,844	5,599	58,294	15,850	-505 329 152,000
Moçambique	2012	3,175	0	0,326	28,373	536,990	-1,240	1,059	3,606	59,242	13,564	-265 814 112,000
Moçambique	2013	2,601	0	0,326	30,104	554,961	-1,240	1,094	2,244	38,389	12,071	-135 609 168,000
Moçambique	2014	1,086	0	0,310	31,353	579,642	-1,240	1,164	1,941	32,381	11,548	209 897 168,000
Moçambique	2015	7,060	0	0,310	39,982	603,839	-1,240	0,988	2,265	27,619	11,607	591 836 864,000
Moçambique	2016	12,161	1	0,310	63,056	612,725	-1,240	1,104	1,962	12,857	17,664	619 262 336,000
Moçambique	2017	7,978	0	0,310	63,584	609,674	-1,240	1,057	2,970	16,190	23,759	333 064 544,000
Moçambique	2018	3,795	0	0,310	60,326	612,599	-1,240	1,246	2,706	18,396	18,079	206 161 136,000
Moçambique	2019	4,678	0	0,240	62,548	608,964	-1,240	1,056	2,405	19,811	13,676	-109 963 040,000
Namibia	2000	11,281	0	0,625	6,940	3 082,759	-1,240	0,851	4,938	35,979	6,045	147 910 432,000
Namibia	2001	11,204	0	0,625	8,609	3 056,468	-1,240	0,886	3,846	42,857	7,610	-132 785 584,000
Namibia	2002	10,004	0	0,625	10,541	3 148,353	-1,240	0,944	3,534	49,735	9,163	-207 830 448,000
Namibia	2003	1,271	0	0,625	7,565	3 235,747	-1,240	0,960	3,889	61,307	10,578	-302 498 240,000
Namibia	2004	2,040	0	0,628	6,460	3 587,839	-1,240	0,819	5,449	69,417	7,049	111 192 944,000
Namibia	2005	5,598	0	0,628	6,377	3 634,620	-1,240	0,807	5,791	66,019	4,421	-59 569 056,000
Namibia	2006	9,407	0	0,628	6,767	3 845,288	-1,240	0,868	5,501	71,014	3,223	98 295 232,000
Namibia	2007	9,286	0	0,628	7,054	4 001,709	-1,240	1,050	5,917	83,575	4,834	162 057 392,000

Namibia	2008	10,961	0	0,628	8,252	4 053,220	-1,240	1,196	7,850	93,750	8,649	28 596 952,000
Namibia	2009	6,945	0	0,587	8,523	4 007,485	-1,240	1,238	2,117	80,569	7,868	-293 702 944,000
Namibia	2010	3,726	1	0,587	7,330	4 186,042	-1,240	1,081	4,297	75,829	6,470	-139 976 048,000
Namibia	2011	3,815	0	0,587	7,300	4 330,944	-1,240	1,022	5,599	73,460	5,480	-39 322 808,000
Namibia	2012	11,260	0	0,587	8,194	4 476,414	-1,240	1,002	3,606	81,043	5,402	81 370 744,000
Namibia	2013	4,040	0	0,587	9,750	4 648,317	-1,240	0,977	2,244	78,673	5,039	279 383 488,000
Namibia	2014	8,235	0	0,735	10,843	4 846,890	-1,240	1,031	1,941	66,667	5,449	556 944 832,000
Namibia	2015	3,865	0	0,735	12,882	4 965,673	-1,240	0,972	2,265	69,048	6,064	673 773 824,000
Namibia	2016	7,969	0	0,735	14,709	4 880,445	-1,240	0,940	1,962	70,000	6,333	330 849 408,000
Namibia	2017	9,919	0	0,735	13,313	4 746,183	-1,240	0,812	2,970	67,143	5,930	-132 385 552,000
Namibia	2018	4,428	0	0,735	13,234	4 714,453	-1,240	0,817	2,706	68,396	5,238	-360 188 352,000
Namibia	2019	0,926	0	0,515	14,449	4 596,620	-1,240	0,829	2,405	62,736	4,593	-802 115 840,000
Seychelles	2000	1,252	0	0,381	5,714	11 703,754	0,850	1,513	4,938	92,063	1,504	205 627 600,000
Seychelles	2001	6,157	1	0,360	5,858	11 427,941	1,100	1,799	3,846	84,921	3,704	134 050 152,000
Seychelles	2002	3,613	0	0,362	5,480	11 218,261	1,100	1,569	3,534	77,778	5,913	95 292 992,000
Seychelles	2003	5,947	0	0,362	5,401	10 677,969	1,100	1,688	3,889	68,342	6,493	-10 012 375,000
Seychelles	2004	24,674	0	0,362	5,500	10 412,087	-0,230	1,495	5,449	68,932	5,652	-85 220 448,000
Seychelles	2005	0,459	0	0,362	5,500	11 297,312	-0,230	1,711	5,791	77,184	3,580	-57 896 552,000
Seychelles	2006	1,442	0	0,487	5,520	12 105,448	-0,230	1,776	5,501	76,812	2,092	-19 860 260,000
Seychelles	2007	11,079	0	0,498	6,701	13 112,821	-0,230	1,749	5,917	74,396	2,844	21 029 420,000
Seychelles	2008	31,926	1	0,498	9,457	12 473,292	2,050	2,088	7,850	71,154	6,720	-59 377 396,000
Seychelles	2009	28,206	0	0,498	13,610	12 116,378	2,300	2,219	2,117	66,351	12,097	-136 281 296,000
Seychelles	2010	(2,108)	0	0,498	12,068	12 313,557	2,300	1,982	4,297	76,777	9,453	-138 640 816,000
Seychelles	2011	1,065	0	0,485	12,381	13 843,712	2,300	2,101	5,599	75,355	7,940	-83 532 720,000
Seychelles	2012	10,451	1	0,485	13,704	14 135,001	2,300	2,222	3,606	70,142	8,941	-95 889 608,000
Seychelles	2013	5,642	0	0,485	12,058	14 050,314	2,300	1,965	2,244	72,038	9,037	-130 252 856,000
Seychelles	2014	6,388	0	0,485	12,747	14 395,616	2,300	2,134	1,941	59,048	8,398	-128 907 352,000
Seychelles	2015	0,521	0	0,583	13,314	15 333,105	2,300	1,875	2,265	67,619	9,098	-61 684 968,000
Seychelles	2016	(0,201)	0	0,588	13,319	16 962,675	2,300	1,809	1,962	70,952	8,846	61 874 996,000
Seychelles	2017	4,529	0	0,588	13,648	17 921,573	2,300	1,974	2,970	73,333	8,145	123 545 216,000
Seychelles	2018	2,015	0	0,588	13,911	18 628,186	2,300	1,857	2,706	67,453	7,405	158 376 528,000
Seychelles	2019	(0,343)	0	0,588	14,033	19 481,646	2,300	1,734	2,405	68,396	7,322	207 759 760,000
Tanzania	2000	8,201	0	0,359	800,409	552,068	-1,240	0,240	4,938	25,397	12,344	3 143 818 496,000
Tanzania	2001	4,816	0	0,359	876,412	569,900	-1,240	0,280	3,846	32,011	13,136	2 091 853 568,000
Tanzania	2002	7,233	0	0,359	966,583	594,599	-1,240	0,275	3,534	38,624	11,723	1 308 498 304,000
Tanzania	2003	8,419	0	0,359	1 038,419	617,651	-1,240	0,305	3,889	22,111	10,394	535 517 856,000
Tanzania	2004	6,886	0	0,359	1 089,335	646,257	-1,240	0,336	5,449	24,272	9,800	42 195 744,000
Tanzania	2005	6,390	0	0,502	1 128,934	675,612	-1,240	0,370	5,791	28,155	9,060	-331 612 384,000
Tanzania	2006	5,510	0	0,502	1 251,900	699,863	-1,240	0,428	5,501	33,333	7,695	-815 170 240,000
Tanzania	2007	9,099	0	0,502	1 245,035	726,593	-1,240	0,481	5,917	31,401	8,020	-1 123 127 936,000
Tanzania	2008	16,381	1	0,502	1 196,311	747,272	-1,240	0,490	7,850	37,019	9,895	-1 623 332 864,000
Tanzania	2009	9,042	0	0,502	1 320,312	767,233	-1,240	0,435	2,117	47,867	11,780	-2 158 186 496,000
Tanzania	2010	9,429	0	0,536	1 395,625	795,046	-1,240	0,476	4,297	46,445	11,294	-2 257 048 576,000
Tanzania	2011	12,198	0	0,536	1 557,433	832,010	-1,240	0,562	5,599	46,445	11,713	-1 759 229 440,000
Tanzania	2012	10,484	0	0,536	1 571,698	844,568	-1,240	0,544	3,606	47,393	12,307	-2 245 913 600,000
Tanzania	2013	9,666	0	0,536	1 597,556	875,113	-1,240	0,486	2,244	40,758	12,611	-1 762 610 816,000
Tanzania	2014	6,051	0	0,536	1 653,231	905,484	-1,240	0,454	1,941	25,238	13,041	-1 119 640 192,000
Tanzania	2015	7,591	0	0,449	1 991,391	929,800	-1,240	0,408	2,265	30,952	12,845	-542 396 352,000
Tanzania	2016	7,472	0	0,449	2 177,087	959,852	-1,240	0,354	1,962	28,571	12,447	539 329 792,000
Tanzania	2017	2,672	0	0,449	2 228,857	990,952	-1,240	0,331	2,970	26,190	13,678	1 791 525 376,000
Tanzania	2018	3,008	1	0,449	2 263,782	1 012,499	-1,240	0,326	2,706	25,472	12,510	2 575 309 824,000
Tanzania	2019	2,280	0	0,449	2 288,207	1 039,511	-1,240	0,330	2,405	30,660	11,688	3 710 219 776,000
Zambia	2000	32,614	0	0,444	3,111	814,773	2,300	0,604	4,938	46,561	29,567	1 144 167 680,000
Zambia	2001	25,331	0	0,373	3,611	832,766	2,300	0,647	3,846	41,005	39,312	636 286 976,000
Zambia	2002	19,391	1	0,373	4,399	844,092	2,300	0,649	3,534	35,450	40,523	82 367 656,000
Zambia	2003	17,608	0	0,373	4,733	875,254	2,300	0,623	3,889	50,754	36,449	-237 984 592,000
Zambia	2004	19,717	0	0,373	4,779	907,494	2,300	0,708	5,449	52,913	26,387	-507 260 864,000
Zambia	2005	16,650	0	0,373	4,465	941,447	2,300	0,622	5,791	50,000	22,020	-708 994 176,000
Zambia	2006	14,542	0	0,429	3,602	981,345	2,300	0,579	5,501	56,039	15,196	-784 830 848,000
Zambia	2007	12,970	0	0,429	4,002	1 026,402	2,300	0,658	5,917	56,522	10,841	-739 934 464,000
Zambia	2008	10,640	0	0,447	3,745	1 067,387	2,300	0,595	7,850	60,096	13,977	-686 724 928,000
Zambia	2009	5,560	0	0,447	5,045	1 125,089	2,300	0,561	2,117	65,403	18,813	-358 145 504,000
Zambia	2010	13,951	0	0,447	4,798	1 198,305	2,300	0,679	4,297	63,033	17,667	248 574 608,000
Zambia	2011	11,112	1	0,478	4,862	1 223,033	2,300	0,762	5,599	63,507	15,587	232 643 632,000
Zambia	2012	6,992	0	0,478	5,148	1 273,215	2,300	0,791	3,606	68,246	8,901	621 833 152,000
Zambia	2013	9,731	0	0,478	5,396	1 294,559	2,300	0,805	2,244	61,611	6,271	634 922 368,000
Zambia	2014	5,436	0	0,478	6,154	1 312,014	2,300	0,762	1,941	52,381	8,323	624 188 544,000
Zambia	2015	6,659	1	0,389	8,632	1 307,910	2,300	0,799	2,265	53,333	9,990	290 825 632,000
Zambia	2016	13,552	0	0,296	10,308	1 314,977	2,300	0,740	1,962	50,000	11,988	152 462 016,000
Zambia	2017	10,096	0	0,296	9,518	1 319,608	2,300	0,716	2,970	52,381	8,278	-6 480 830,000
Zambia	2018	7,412	0	0,296	10,458	1 331,449	2,300	0,749	2,706	50,943	4,888	-21 911 344,000
Zambia	2019	7,633	0	0,296	12,890	1 310,622	2,300	0,688	2,405	43,396	5,009	-616 004 096,000

Descrição de dados

Variável	Definição	Medida
Rotatividade do governador	Mudança do governador do banco central.	Variável dummy
Nível de Democracia	Mede o grau de participação política, direitos civis e liberdades democráticas em um país.	Índice
PIB Per Capita	Representa o rendimento médio por pessoa em um país.	Dólares constantes de 2015
Taxa de cambio	É o preço de uma moeda em relação a outra.	Moeda local por 1 dólar dos EUA
Abertura Comercial	Mede o grau de integração de um país no comércio internacional.	Rácio
Estabilidade Política	Refere-se à ausência de conflitos políticos.	Percentagem
Taxa de Inflação global	Representa a variação média dos preços de bens e serviços a nível mundial.	Percentagem
Desvio do produto	Indica se a economia está operando acima ou abaixo da sua capacidade.	Dólares constantes de 2015
Diferença de taxa de juros	Refere-se à diferença entre a taxa de juros de um país e a taxa de juros de outro país de referência.	Percentagem
Abertura Financeira	Facilidade com que capital estrangeiro entra e sai da economia.	Índice

ANEXO C : Resultados de regressão de EF e de EA

C.1 Efeitos fixos:

```
. xtreg LnB RG Dem LnPIBP LnTc LnAc LnPol LnW B LnDp LnDj Af , fe

Fixed-effects (within) regression                               Number of obs     =      220
Group variable: ID                                         Number of groups  =       11

R-squared:
Within = 0.2143                                         Obs per group:
Between = 0.1792                                         min =          20
Overall = 0.1018                                         avg =        20.0
                                                       max =          20

F(10,199) = 5.43
corr(u_i, Xb) = -0.8821
Prob > F = 0.0000
```

LnB	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]
RG	.0692692	.1571394	0.44	0.660	-.2406029 .3791414
Dem	.6258295	.5186128	1.21	0.229	-.3968524 1.648511
LnPIBP	-1.050906	.5186705	-2.03	0.044	-2.073701 -.0281101
LnTc	-.0133139	.2949398	-0.05	0.964	-.5949224 .5682946
LnAc	.5969439	.3399917	1.76	0.081	-.073505 1.267393
LnPol	-.1881419	.2226811	-0.84	0.399	-.6272594 .2509755
LnW	.2881179	.1617408	1.78	0.076	-.030828 .6070637
LnDp	.0014787	.0027275	0.54	0.588	-.0038998 .0068573
LnDj	.4803348	.1403628	3.42	0.001	.2035455 .7571241
Af	-.0562691	.1435491	-0.39	0.695	-.3393417 .2268035
_cons	8.953551	3.894806	2.30	0.023	1.273163 16.63394
sigma_u	1.1486328				
sigma_e	.7618219				
rho	.6944973	(fraction of variance due to u_i)			

C.2 Efeitos Aleatórios :

```
. xtreg Ln@ RG Dem LnPIBP LnTc LnAc LnPol LnW@ LnDp LnDj Af , re

Random-effects GLS regression
Group variable: ID
Number of obs      =      220
Number of groups  =       11

R-squared:
    Within  = 0.1870
    Between = 0.6053
    Overall = 0.2873

Obs per group:
    min  =       20
    avg  =     20.0
    max  =       20

Wald chi2(10)      =     71.63
corr(u_i, X) = 0 (assumed)
Prob > chi2        = 0.0000
```

Ln@	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]
RG	.0315011	.1619947	0.19	0.846	-.2860026 .3490049
Dem	.1497932	.3463776	0.43	0.665	-.5290943 .8286808
LnPIBP	-.0499888	.1191185	-0.42	0.675	-.2834567 .1834791
LnTc	-.1640589	.0444396	-3.69	0.000	-.2511588 -.0769589
LnAc	.002222	.2121494	0.01	0.992	-.4135832 .4180273
LnPol	-.2495289	.2034109	-1.23	0.220	-.6482069 .1491492
LnW@	.3924965	.1338087	2.93	0.003	.1302364 .6547567
LnDp	.0006602	.0027564	0.24	0.811	-.0047423 .0060628
LnDj	.6706	.1229	5.46	0.000	.4297204 .9114795
Af	-.0366132	.0573525	-0.64	0.523	-.1490219 .0757956
_cons	1.531168	1.397443	1.10	0.273	-1.207771 4.270107
sigma_u	.13371494				
sigma_e	.7618219				
rho	.02988653				(fraction of variance due to u i)

ANEXO D : Teste de Hausman

```
. estimates store re
. hausman fe re
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) fe	(B) re		
RG	.0692692	.0315011	.0377681	.
Dem	.6258295	.1497932	.4760362	.3859816
LnPIBP	-1.050906	-.0499888	-1.000917	.5048068
LnTc	-.0133139	-.1640589	.150745	.2915727
LnAc	.5969439	.002222	.5947219	.2656821
LnPol	-.1881419	-.2495289	.0613869	.0906139
LnW@	.2881179	.3924965	-.1043787	.0908589
LnDp	.0014787	.0006602	.0008185	.
LnDj	.4803348	.6706	-.1902652	.0678034
Af	-.0562691	-.0366132	-.0196559	.1315942

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.

B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

```
chi2(10) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 6.42
Prob > chi2 = 0.7788
(V_b-V_B is not positive definite)
```

ANEXO E : Testes Diagnósticos

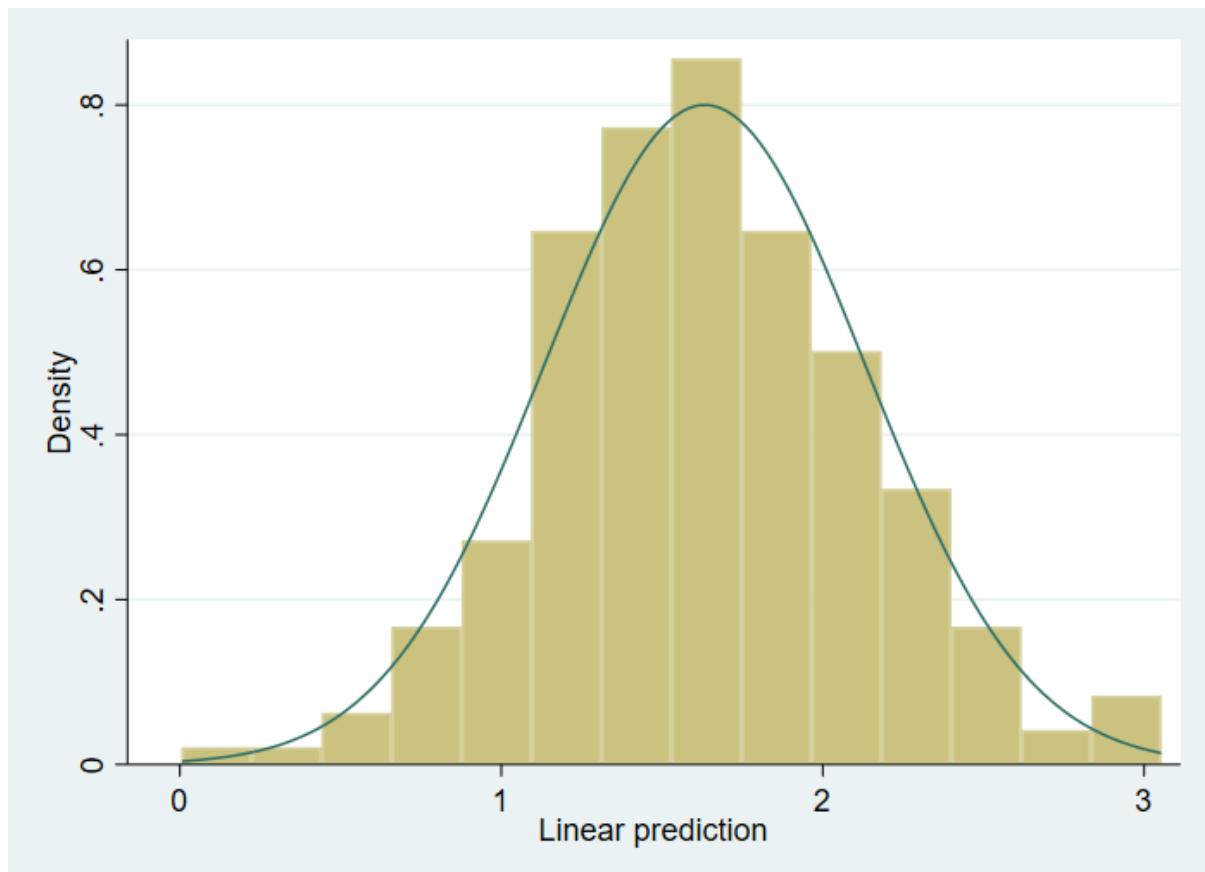
```
. predict resid
(option xb assumed; fitted values)

. sktest resid
```

Skewness and kurtosis tests for normality

Variable	Obs	Joint test			
		Pr(skewness)	Pr(kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2
resid	220	0.4811	0.2668	1.75	0.4176

Histograma dos resíduos



Teste de Multicolinearidade

. vif

Variable	VIF	1/VIF
LnPIBP	4.70	0.212706
LnAc	3.05	0.328106
LnPol	2.50	0.399544
LnDj	2.30	0.435204
LnTc	2.11	0.472857
Dem	2.03	0.492183
Af	1.87	0.533355
LnW π	1.08	0.924630
RG	1.05	0.956664
LnDp	1.03	0.969726
Mean VIF	2.17	

Teste de Autocorrelação Serial

```
. xtserial Lnπ RG Dem LnPIBP LnTc LnAc LnPol LnWπ LnDj LnDp Af  
Wooldridge test for autocorrelation in panel data  
H0: no first order autocorrelation  
F( 1,      10) =    112.908  
Prob > F =    0.0000
```

Teste de Heterocedasticidade

```
. oneway r ID
```

Source	Analysis of variance			F	Prob > F
	SS	df	MS		
Between groups	25.0517566	10	2.50517566	17.80	0.0000
Within groups	29.4122508	209	.140728473		
Total	54.4640074	219	.248694098		

```
Bartlett's equal-variances test: chi2(10) = 66.7423    Prob>chi2 = 0.000
```

ANEXO F : Correção da Heterocedasticidade

. xtreg Lnπ RG Dem LnPIBP LnTc LnAc LnPol LnWπ LnDj LnDp Af, re robust

Random-effects GLS regression
 Group variable: ID

Number of obs	= 220
Number of groups	= 11
R-squared:	
Within	= 0.1870
Between	= 0.6053
Overall	= 0.2873
Obs per group:	
min	= 20
avg	= 20.0
max	= 20
Wald chi2(10) = 230102.35	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2 = 0.0000

(Std. err. adjusted for 11 clusters in ID)

Lnπ	Robust					
	Coefficient	std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
RG	.0315011	.2491943	0.13	0.899	-.4569107	.519913
Dem	.1497932	.3000102	0.50	0.618	-.438216	.7378024
LnPIBP	-.0499888	.1994923	-0.25	0.802	-.4409866	.341009
LnTc	-.1640589	.0586801	-2.80	0.005	-.2790698	-.0490479
LnAc	.002222	.2960442	0.01	0.994	-.5780139	.582458
LnPol	-.2495289	.1073264	-2.32	0.020	-.4598847	-.0391731
LnWπ	.3924965	.1013633	3.87	0.000	.1938282	.5911649
LnDj	.6706	.1894701	3.54	0.000	.2992454	1.041955
LnDp	.0006602	.003256	0.20	0.839	-.0057214	.0070419
Af	-.0366132	.0815588	-0.45	0.653	-.1964655	.1232392
_cons	1.531168	1.962701	0.78	0.435	-2.315654	5.37799
sigma_u	.13371494					
sigma_e	.7618219					
rho	.02988653 (fraction of variance due to u i)					