

ÁREA: TEORIA APLICADA

Dependência da inflação externa nos países africanos: uma abordagem por Cópulas

Jailson da Conceição Teixeira de Oliveira^a

^a Doutorando em Economia pela PPGE/UFPB e Professor na UFPB e Faculdade Maurício de Nassau. [E-mail: jailson.consultor@gmail.com](mailto:jailson.consultor@gmail.com)
Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Campus I, Programa de Pós-Graduação em Economia. Jardim Cidade Universitária - 58059900 - João Pessoa, PB - Brasil. Telefone: (83) 32167482

Bruno Ferreira Frascaroli^b

^b Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE-UFPB).
[Email: frascaroli.b@gmail.com](mailto:frascaroli.b@gmail.com)

Dependência da inflação externa nos países africanos: uma abordagem por Cópulas

Resumo: O propósito deste estudo é estimar a relação de dependência entre as inflações dos países africanos que mantêm regime cambial fixo em relação ao Euro, com a inflação observada na Zona Monetária do Euro (ZME). Para fins comparativos, utilizou-se a inflação de países africanos que não adotaram esse regime cambial. Adotou-se a metodologia empírica de cópulas, que tem sido recorrente na análise da dinâmica da inflação. Para os países que não possuem convertibilidade fixa com o Euro na maioria dos casos verificou-se uma relação de dependência fraca e ainda com sinais negativos. Comparativamente, observou-se que os países que possuem regime cambial fixa apresentaram um processo de dependência mais clara em relação àqueles que não adotaram tal regime. Foi observado defasagens na transmissão desse canal externo. Os resultados sinalizam ainda que além da inflação externa, demais fatores que incorporam as características intrínsecas dos sistemas econômicos desses países devem ser introduzidos na investigação da dinâmica da inflação.

Palavras Chave: Inflação; Dependência; Economias Africanas; Cópulas.

Abstrat: The purpose of this study is to estimate the dependency relationship between inflation African countries that maintain fixed exchange rate regime against the Euro, with inflation observed in the Euro Monetary Zone (ZME). For comparison purposes, it is also taken into account the inflation of some African countries that have not adopted this exchange rate regime. Adopted the empirical methodology of copulation, which has been recurrent in the analysis of inflation dynamics. For countries that do not have fixed convertibility with the Euro in most cases there was a weak relationship of dependency and with negative signs. By comparison, it was observed that countries with fixed exchange rate regime showed more clearly addictive process than those who did not adopt such a system. It was observed lags in the transmission of external channel. The results also indicate that in addition to foreign inflation, other factors that incorporate the intrinsic characteristics of the economic systems of these countries should be introduced in the investigation of the dynamics of inflation.

Keywords: Inflation; Dependence; African Economies; Copulas.

JEL Classification: F45; E31; C58.

1- Introdução

Com a liberalização financeira e a crescente integração entre os países e dos blocos econômicos, as crises financeiras ocorridas nas últimas décadas ganharam maior dinâmica, caracterizadas por fortes reduções na produção, consumo, e fluxos de capitais. Isso tem suscitado, principalmente dos países economicamente mais frágeis, uma atenção maior na concepção das políticas monetárias e cambiais (FORNARO, 2015). Aqui estuda-se um dos elementos do desenho da política monetária, isto é, se prioriza seu objetivo tradicional da busca pela estabilidade dos preços, atuar na estabilidade financeira e, ainda, se na política cambial optam pelo regime de câmbio flexível ou ancorado à alguma moeda estrangeira.

Segundo Toulaboe e Terry (2013) o interesse dos países sobre os regimes cambiais reside na sua importância para o desempenho econômico, com destaque para inflação e seus impactos sobre o crescimento das atividades e demais variáveis macroeconômicas. Os supracitados autores ressaltam que muitos países industrializados que adotaram o Regime de Metas para Inflação, também chamado de Inflation Targeting (IT), como ferramenta para garantir a estabilidade de preços. Contudo, para diversos países em desenvolvimento a grande questão ainda é se a melhor estratégia para controlar a inflação é a adoção de um regime cambial fixa.

Na literatura econômica existe iminente interesse em compreender os determinantes e efeitos da adoção de uma política de regime cambial fixo (FRIEDMAN, 1953; QUIRK, 1994; OBSTFELD e ROGOFF, 1995; HUSAIN, MODY e ROGOFF, 2005, TOULABOE e TERRY, 2013). Entre os benefícios desta política destacam-se a maior disciplina e transparência dos formuladores de políticas, a redução dos custos de transações e das expectativas da inflação, bem como da consequente estabilidade macroeconômica. Algumas pequenas economias abertas com relativo grau de abertura, ao adotarem regime de taxa de câmbio fixo, tendem a importar inflação dos seus principais parceiros comerciais (JALLES, 2010). Dada à intensificação das relações de comércio, os níveis de preços internos passam a responder as variações externas. Dornbusch (2001) e Husain et al. (2005) apontam que menores níveis de inflação podem estar associados a regimes cambiais fixos para o caso de países em desenvolvimento.

Na outra mão, a passividade da política monetária pode ser citada como principal desvantagem desse regime cambial. Ademais, o benefício anti-inflacionário depende fortemente da credibilidade e estabilidade monetária, sendo as últimas condições construídas mais facilmente em economias com boas instituições (TOULABOE e TERRY, 2013). Rodriguez (2016) mostra que para o caso dos países da América Latina, a qualidade das instituições políticas e suas credibilidades são aspectos determinantes sobre a escolha do regime cambial. Países com instituições democráticas e contextos políticos estáveis estão associados a regimes cambiais flexíveis, enquanto que os demais tendem a adotar regimes cambiais fixos.

Chiu e Willett (2009) argumentam que independente do regime, se as instituições políticas forem fracas, aumentam as probabilidades de ocorrência de crises cambiais e que a adoção de um regime fixo sem instituições mais sólidas, pode ser mais uma fonte de instabilidades. Nessa mesma direção, Carmignani, Colombo e Tirelli (2008) apontam que a sustentabilidade do regime cambial é sensível a instabilidades políticas.

Diante dos aspectos retratados, o presente trabalho tem como objetivo estudar qual relações e os respectivos graus de dependências guardam a inflação de um conjunto de países africanos que mantém regime cambial fixo em relação ao Euro, com a inflação observada nos países da Zona Monetária do Euro (ZME). Mais precisamente, os países da Comunidade Econômica e Monetária da África Central (CEMAC), União Econômica e Monetária Oeste-

Africana (UEMOA), Cabo Verde e São Tomé e Príncipe¹. De igual modo, será estimada a dependência entre os níveis de inflação com uso de países africanos que não optaram pelo regime cambial fixo com o Euro, verificando assim, se para tais países o processo de dependência de inflação é diferente daqueles que se atrelaram ao Euro.

Países africanos têm sido alvos de estudos, como Blavy (2004), Moriyama (2008), Olubusoye e Oyaromade (2008), Klein e Kyei (2009), Ndanshau (2010), Carvalho, Massala e Santos (2012), e Durevall e Sjö (2012), sobre os determinantes da inflação, em que são incorporados preços dos importados, como o caso de Angola, Etiópia, Nigéria, Quênia, Sudão e Tanzânia. Para o caso de Cabo Verde existem alguns estudos, a exemplo, Baptista e Silva (2004), Delgadp e Santos (2006), Pina (2008), Jalles (2010) e Oliveira, Silva e Lima (2014), que buscam verificar os determinantes da inflação com atenção para a externa, tendo a inflação de Portugal empregada como sua *proxy*, dado que desde a independência de Cabo Verde é seu principal parceiro econômico. Os resultados encontrados sinalizam que a inflação de Portugal pode explicar a dinâmica do nível geral de preços daquele país.

Para os países da UEMOA, ressalta-se os estudos de Doé e Diallo (1997), Dembo Toé e Hounkpatin (2007) e Dembo Toe (2011) que fizeram uso da inflação da França e dos países da ZME como *proxy* para a inflação externa, e encontraram que tais variáveis contribuem para explicar o nível dos preços dos países que compõe essa zona monetária. Já, para Chade, Kinda (2011) buscou verificar as fontes da inflação e encontrou que aumentos nos preços externos levariam a aumentos nos preços domésticos. Já no caso de São Tomé e Príncipe não foram encontrados estudos que analisam a inflação externa como uma das fontes da inflação doméstica.

O modelo adotado no presente estudo é o de Cópulas, desenvolvido por Sklar (1959) que tem sido largamente utilizado na análise da dinâmica da inflação (MOREIRA, CHAIBOONSRI, e CHAITIP, 2013; OLIVEIRA, SILVA E LIMA, 2014; ANTUNES, 2015; CHAREMZA, DÍAZ e MAKAROVA, 2015). Normalmente, a literatura se utiliza do coeficiente de correlação linear para verificar o quanto duas variáveis são dependentes, ignorando a possível presença de uma dependência não-linear, bem como a adoção de modelos que estimam os parâmetros de dependência. Contudo, tais abordagens, necessitam de pressupostos, como a homoscedasticidade, normalidade dos resíduos e correta especificação do modelo, os quais nem sempre são verificados. Nesse sentido, o uso da metodologia de Cópulas se justifica por permitir obter alguns ganhos em relação aos métodos anteriormente citados, por não fazer nenhuma suposição a respeito da distribuição das variáveis, e por ser capaz de captar a presença de associação não-linear entre as variáveis, sem mesmo conhecer o formato destas relações.

O trabalho encontra-se dividido em mais cinco seções, além desta breve introdução. Na segunda seção, apresentam-se as relações teóricas a respeito dos determinantes da inflação com destaque para a inflação importada. Já na terceira seção é detalhada a metodologia empírica de Cópulas que será usada no trabalho. Na quarta seção será apresentado o planejamento amostral, e na seção subsequente encontram-se expostos os resultados obtidos. Por fim, na sexta seção são apresentadas as considerações finais.

2- Inflação Importada

¹ Os países da CEMAC e da UEMOA beneficiavam de um Acordo de Cooperação Cambial com a França, enquanto que Cabo Verde beneficiava de um ACC com Portugal desde 1998. Com a instituição da ZME, a partir de 1 de Janeiro de 1999, o Euro passa a submeter a cotação da moeda de cada país participante, a uma taxa de conversão fixa, permitindo o acesso a todo o espaço Euro. No caso de São Tomé e Príncipe, o ACC entrou em vigor em 1 de Janeiro de 2010.

Em uma economia com taxas de inflação acima do desejado acarretam altos custos sobre o seu funcionamento e no nível de bem-estar social sob a forma de concentração de renda, dificuldade na formação de expectativas, redução do nível de investimentos, desequilíbrios da Balança de Pagamentos, atraso no desenvolvimento do mercado de capitais, etc (FISHER, 1981; SMAL, 1998; GUERRON-QUINTANA, 2011; DE ARAUJO, 2015). Segundo Fisher (1981) os custos da inflação dependem das suas fontes ou determinantes, bem como se a inflação foi antecipada e por fim da estrutura institucional da economia.

Nesse sentido tem sido recorrente a realização de pesquisas que buscam o entendimento dos determinantes da inflação, visando o seu controle. Para além dos fatores internos, os externos passaram a serem incorporados na análise da dinâmica inflacionaria. Baseado no modelo de Harberger (1963) que considera a base monetária e o produto como fatores determinantes da inflação, Hanson (1985) desenvolve um modelo que incorpora o custo das importações, a fim de verificar como as variações dos preços dos importados afetam o nível de preço doméstica, processo cujo qual é denominado de inflação importada. Os resultados empíricos desse novo modelo sugerem que estudos futuros de inflação devem prestar muita atenção para preços externos.

Nessa mesma linha Kim (2001, 2008) desenvolve um modelo para uma economia aberta onde a inflação pode derivar de três principais fontes, a monetária, a de salários e a importada. A primeira surge quando o crescimento da oferta de moeda é maior que o do produto interno da economia, resultando numa desigualdade entre a oferta e demanda de moeda. Quanto à segunda fonte, um incremento no salário gera um aumento nos custos unitários de produção, bem como num aumento na demanda por bens e serviços e com isso aumento no nível geral de preços. E por fim, a inflação importada resultante de mudanças nas taxas de câmbio e preços externos, ou seja, a transmissão de preços de importação em moeda estrangeira. Para melhor compreensão do modelo de Kim (2001, 2008) considere que o nível geral de preço (p_t) é dado por uma média ponderada dos bens transacionáveis (p_t^t) e dos bens não transacionáveis (p_t^n):

$$p_t = \theta p_t^t + (1 - \theta) p_t^n \quad (1)$$

onde $0 < \theta < 1$. Por sua vez, o preço dos bens transacionáveis é determinado no mercado mundial e pode ser representado por:

$$p_t^t = \varphi e_t + k p_t^f \quad (2)$$

em que e_t e p_t^f são respectivamente a taxa de câmbio e os preços externos, cujos quais são os fatores determinantes da inflação importada. Pela equação (2) tem-se que os preços dos produtos transacionáveis sofrem uma elevação mediante uma depreciação do câmbio ou ainda quando ocorre um incremento nos níveis de preços dos produtos importados.

No que diz respeito aos preços dos bens não transacionáveis o modelo assume que são determinados no mercado monetário doméstico, onde sua demanda desloca em função da procura da economia. A equação (3) ilustra essa relação:

$$p_t^n = \eta [m_t^d - (m_t^s - p_t)] \quad (3)$$

sendo η um fator de escala que mostra a relação entre a demanda global da economia e a demanda por bens não-comercializáveis. De acordo com a equação anterior os preços dos

bens não transacionáveis são determinados pela condição de equilíbrio do mercado monetário, onde a oferta e demanda real de dinheiro, $(m_t^s - p_t)$ e $(m_t^d - p_t^n)$ respectivamente devem se igualar. Assume-se ainda que a demanda por bens não transacionáveis seja uma função de salários, produto e juros, como segue:

$$m_t^d = \alpha + \beta w_t + \chi y_t + \delta r_t \quad (4)$$

Portanto, as equações (3) e (4) informam que o modelo incorpora a inflação monetária que ocorre quando a oferta de dinheiro é maior do que o justificado pelo crescimento do verdadeiro potencial produtivo, bem como a inflação salarial que deriva dos aumentos excessivos dos salários implicando em aumento da demanda por bens e dos custos unitários de produção o que por sua vez acarreta aumentos na inflação. Além disso, como mostrado pela equação (2) o modelo de Kim (2001, 2008) oferece um quadro alternativo de análise dos preços no mercado interno diante de choques externos.

De acordo com Lagoa (2014) a compreensão dos efeitos do lado da oferta, tanto da taxa de juros nominal, quanto dos preços de importação sobre a inflação são importantes para a concepção eficiente da política monetária. Segundo o autor é possível identificar dois tipos distintos de modelos na literatura que estudam o impacto das importações sobre a inflação. Por um lado, existe o modelo padrão, que trata importações como bens de consumo, como o empregado por Gali e Monacelli (2005), e por outro lado existem os modelos, como por exemplo, McCallum e Nelson (2001), que consideram a importação como insumos na produção, tendo as importações desse modo um efeito indireto sobre a inflação.

Deve-se ressaltar, que dado o fato da relação entre inflação interna e externa se advém dos movimentos de comércio e de fatores entre as fronteiras, é recorrente na literatura econômica discussões sobre a inflação e regimes cambiais. De acordo com Poirson (2001) quando existe um parceiro comercial dominante se adota regimes fixos, enquanto que quando a economia visa diversificar a produção e exportação recorre a regimes flutuantes. Para Dornbusch (2001) menores níveis de inflação podem estar associados a regimes cambiais rígidos e levariam a redução das taxas de juros doméstica, bem como a incerteza na economia, incentivando o investimento e, conseqüentemente, o crescimento.

Husain *et al.* (2005), encontraram num estudo econométrico que para países em desenvolvimento, a inflação apresenta um padrão ascendente com o grau de flexibilização do regime cambial. Portanto, quando esses países adotam regime cambial fixo, obtém menor taxa de inflação, devido ao maior comprometimento que assumem no controle das variáveis macroeconômicas para manter tal regime, sem com isso comprometer o crescimento econômico. Enquanto que para países desenvolvidos, tais resultados sugerem que regimes mais flexíveis podem estar associados a uma inflação menor e maiores taxas de crescimento.

3- Método de Estimação e Dados

Para verificar a dependência entre a inflação dos países selecionados com a da ZME será empregado o método de cópulas, por permitir modelar a distribuição conjunta entre duas ou mais variáveis aleatórias como uma função das suas marginais. De acordo com Nelsen (2006), cópulas são funções que juntam funções de distribuição multivariadas com suas funções de distribuição de probabilidade marginais unidimensionais.

A aplicação de cópulas tem como base o teorema de Sklar (1959). Formalmente tem-se que se H é uma função de distribuição conjunta com marginais F e G , então existe uma cópula C que para dado x e y pertencentes a R ,

$$H(x,y)=C(F(x), G(y)) \quad (5)$$

Sendo assim, a estimação de cópulas consistirá em encontrar uma cópula paramétrica que melhor represente a função de distribuição de probabilidade bivariada H .

Dado que a forma funcional de $F(x)$ e $G(x)$ é desconhecida, adota-se o procedimento de pseudo-observações para estimar uma diversidade de copulas paramétricas, de modo a encontrar qual delas melhor representa a relação de dependência entre a inflação de Cabo Verde e da ZME.

Existe uma grande diversidade de família de copulas que apresentam estrutura de dependência específica entre as quais destacam as arquimedianas, elípticas e de valores extremos. Entre as características de uma cópula arquimediana é a possibilidade de assumir dependência caudal assimétrica o que a torna atrativa a ser utilizada em aplicações. Destaca-se nessa família a cópula Frank, Clayton, Gumbel, Ali-Mikhail-Haq (AMH) e Joe.

Já, as copulas elípticas guardam diversas propriedades com a distribuição gaussiana multivariada, o que compromete a plena modelagem de extremos multivariados e demais formas de dependências não normais. Dentro dessa classe pode-se ressaltar a cópula gaussiana e a t-student. E por fim, as copulas de valores extremos tem como principal característica a possibilidade de modelagem da dependência dos valores extremos, ou seja, para o caso onde se tem uma concentração de observações nas caudas da distribuição. Nessa categoria encontram-se as copulas Galambos, Husler-Reiss, Tawn e t-Extreme Value (T-EV). Na tabela 1 estão apresentadas formalmente as diferentes Cópulas que serão estimadas.

Tabela 1: Cópulas Paramétricas

Clayton	$C(u_1, u_2; \theta) = (u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$
Frank	$C(u_1, u_2; \theta) = -\theta^{-1} \log \left\{ 1 + \frac{(e^{-\theta u_1} - 1)(e^{-\theta u_2} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right\}$
Gumbel	$C(u_1, u_2; \theta) = \exp \left(-((-\log u_1)^\theta + (-\log u_2)^\theta)^{1/\theta} \right)$
AMH	$C(u_1, u_2; \theta) = \frac{u_1 u_2}{1 - \theta(1 - u_1)(1 - u_2)}$
Joe	$C(u_1, u_2; \theta) = 1 - [(1 - u_1)^\theta + (1 - u_2)^\theta - (1 - u_1)^\theta (1 - u_2)^\theta]^{1/\theta}$
Gaussiana	$C(u_1, u_2; \theta) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi(1 - \theta^2)^{1/2}} \times \left\{ \frac{-(s^2 - 2\theta st + t^2)}{2(1 - \theta^2)} \right\} ds dt$
T-student	$C(u_1, u_2; \theta, v) = \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_1)} \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_2)} \frac{1}{2\pi(1 - \theta^2)^{1/2}} \left\{ 1 + \frac{(s^2 - 2\theta st + t^2)}{v(1 - \theta^2)} \right\}^{-(v+2)/2}$
Galambos	$C(u_1, u_2; \theta) = u_1 u_2 \exp \left(((-\log u_1)^{-\theta} + (-\log u_2)^{-\theta})^{-1/\theta} \right)$
Husler-Reiss	$C(u_1, u_2; \theta) = \exp \left\{ -\tilde{u}_1 \Phi \left(\theta^{-1} + \frac{1}{2} \theta \ln \left(\frac{\tilde{u}_2}{\tilde{u}_1} \right) \right) - \tilde{u}_2 \Phi \left(\theta^{-1} + \frac{1}{2} \theta \ln \left(\frac{\tilde{u}_1}{\tilde{u}_2} \right) \right) \right\}$
Tawn	$C(u_1, u_2; \theta) = u_1 u_2 \exp \left\{ -\theta \frac{\log u_1 \log u_2}{\log(u_1 u_2)} \right\}$
T-EV	<p>Onde:</p> $C(u_1, u_2; \theta, v) = \exp \left(\log(u_1 u_2) A_{\theta, v} \left(\frac{\log(u_1)}{\log(u_1 u_2)} \right) \right),$ $A_{\theta, v}(w) = w t_{v+1} \left(\frac{\left(\frac{w}{1-w} \right)^{1/v} - \theta}{\sqrt{1 - \theta^2}} \sqrt{v+1} \right) + (1-w) t_{v+1} \left(\frac{\left(\frac{1-w}{w} \right)^{1/v} - \theta}{\sqrt{1 - \theta^2}} \sqrt{v+1} \right)$
Plackett	$C(u_1, u_2; \theta) = \frac{[1 + (\theta - 1)(u_1 + u_2)] - \sqrt{[1 + (\theta - 1)(u_1 + u_2)]^2 - 4u_1 u_2 \theta (\theta - 1)}}{2(\theta - 1)}$

Fonte: Elaborada a partir de Nelsen (2006)

Além de criar funções de distribuições de probabilidade multivariadas independentes do formato das distribuições marginais, pela teoria de Cópulas é possível conhecer as medidas

de dependência das variáveis. Usualmente é empregada a correlação linear como medida de dependência entre as variáveis. Contudo, tal procedimento é incorreto quando a normalidade das séries não é observada, decorrente dos problemas de assimetria e de caudas pesadas, bem como quando a existência da dependência segue uma dinâmica não linear. Embrechts, Mc Neil e Straumann (1999) apontam que uma correlação igual a zero de duas variáveis não implica em independência caso as mesmas não forem normalmente distribuídas. Entre outros problemas, ressaltam que correlação necessita da existência de ambas as variâncias das séries e de ser invariante para o caso de transformações estritamente crescentes.

Quando se recorre à metodologia de cópulas, as medidas de dependências mais utilizadas são o *Rho* de *Spearman* e o *Tau* de *Kendall*. De acordo com Nelsen (2006), ambas são medidas com base nos postos ou ranking das variáveis e não nos seus valores efetivos. Ainda, com o objetivo de modelar a dependência das caudas inferior e superior serão empregadas as medidas do *Tail Index*. Na Tabela 2 estão exibidas as suas formas funcionais.

Tabela 2: Medidas de Dependência

Rho de Spearman	Tau de Kendall	Tail Index Inferior	Tail Index Superior
$\rho_{X,Y} = 12 \iint_{I^2} C(u,v) du dv - 3.$	$\tau_{X,Y} = 4 \iint_{I^2} C(u,v) dC(u,v) - 1.$	$\lambda_L = \lim_{v \rightarrow 0^+} \frac{C(v,v)}{v}$	$\lambda_U = \lim_{v \rightarrow 1^-} \frac{S(v,v)}{1-v}$

Fonte: Elaborada a partir de Nelsen (2006) e Trivedi e Zimmer (2005)

O *Rho* de *Spearman* e o *Tau* de *Kendall* são medidas de dependências não paramétricas e medem o grau de associação geral entre as variáveis variando de -1 á 1, enquanto que o *Tail Index* mede a concentração de dependência nas caudas inferior e superior e varia de 0 á 1.

Entretanto, antes da operacionalização desses testes deve ser efetuado o teste de independência de Genest e Rémillard (2004), sob a hipótese nula de que as variáveis apresentam uma relação de independência entre si. Formalmente a estatística do teste é dada por:

$$T_{A,n}^S = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-p+1} \sum_{k=1}^{n-p+1} \prod_{j \in A} \left\{ \frac{2n+1}{6n} + \frac{R_{i+j-1}(R_{i+j-1}-1)}{2n(n+1)} + \frac{R_{k+j-1}(R_{k+j-1}-1)}{2n(n+1)} - \frac{\max(R_{i+j-1}, R_{k+j-1})}{n+1} \right\} \quad (6)$$

É comum após a estimação das cópulas verificar a qualidade da especificação da mesma em relação às variáveis empregadas de modo a evitar considerações erradas sobre as relações de dependências. Genest, Rémillard e Beaudoin (2009) desenvolveram um teste de ajustamento (*Goodness-of-fit*) que consiste em comparar as cópulas paramétricas com as empíricas, sob a hipótese nula de que a cópula escolhida é apropriada para modelar a relação de dependência. O teste *Goodness-of-fit* baseia-se no seguinte processo empírico:

$$\mathbb{C}_n(u) = \sqrt{N(C_n - C_{\theta_n}(u))} \quad u \in [0,1]^d \quad (7)$$

Sendo que C_{θ_n} representa a cópula paramétrica e C_n a cópula empírica, definida por:

$$C_n(u) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(U_{i1} \leq u_1, \dots, U_{id} \leq u_d) \quad (8)$$

A estatística do teste de *Goodness-of-fit* é dada por:

$$S_n = \int_{[0,1]^d} C_n(u)^2 dC_n(u) \quad (9)$$

4- Planejamento Amostral e Tratamento dos Dados

Para a realização desse estudo foram selecionados Índices de Preços ao Consumidor (IPCs) dos países da ZME e dos países africanos que adotaram regime cambial fixo com o Euro, bem como alguns países que possuem regime cambial flexível. Os mesmos foram selecionados mediante a disponibilidade dos dados e suas informações estão ilustradas na Tabela 3. Para todos os países que compõe esse estudo os dados vão até dezembro de 2015.

Tabela 3: Lista dos países e fonte de dados do índice de preços do consumidor (IPC)

País	Fonte	Início das séries	Câmbio Fixo
C.Verde	Banco de Cabo Verde	jan/98	Sim
S.T.P	Banco de São Tomé e Príncipe	jan/09	Sim
Benin	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
B. Faso	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
C. Marfim	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
G. Bissau	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
Mali	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
Níger	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
Senegal	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
Togo	Banque Centrale des Etasts de l' Afrique de l'Ouest	jan/98	Sim
Chade	Institut National de la Etudes Economique et Démographiques	fev/07	Sim
Ruanda	National Institute of Statistics	jan/98	Não
Gana	Ghana Statistical Service	jan/98	Não
Maurícias	Statistics Mauritius	jan/98	Não
Malawi	Reserve Bank of Malawi	jan/01	Não
África do Sul	South African Reserve Bank	jan/02	Não
Nigéria	Central Bank of Nigeria	mar/02	Não
Seicheles	National Bureau of Statistics	jan/07	Não
Euro	Banco Central Europeu	jan/92	-

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Estas séries são organizadas em três amostras diferentes dado que as estimações das Cópulas paramétricas foram realizadas considerando as séries na frequência mensal, trimestral e anualizada, para o período após janeiro de 1999 que marca a data da adoção do regime cambial. Assim como em Oliveira, Silva e Lima (2014) espera-se que ao estimar as Cópulas em frequências que não sejam a mensal é possível captar uma maior dependência entre tais séries, uma vez que a transmissão dos preços pode demorar mais de um mês por dois motivos essenciais: o tempo médio de transporte e da formação dos estoques dos produtos comercializados. Dados do Banco Mundial (2016) mostram que para os países que compõe a amostra desse estudo possuem tempo médio de 35 e 28 dias para importações e exportações respectivamente. As estatísticas descritivas dos dados empregados nesse estudo encontram-se nas tabelas 4 e 5.

Tabela 4: Estatísticas descritivas dos dados dos países com câmbio fixo

	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	D. Padrão	Assimetria	Curtose	J. Bera	N. Obs
Amostra Mensal									
Euro	0.15	0.17	-1.55	1.35	0.40	-0.54	5.40	58.91*	204
C. Verde	0.15	0.16	-2.16	3.17	0.75	0.37	5.18	45.09*	204
Benin	0.21	0.21	-2.62	4.97	1.19	0.62	4.47	31.70*	204
B. Faso	0.19	0.10	-2.73	4.18	1.20	0.39	3.56	7.94**	204
C. Marfim	0.22	0.14	-2.92	6.25	0.88	2.21	17.67	1995.39*	204
Mali	0.19	0.17	-2.59	4.62	1.11	0.27	3.93	9.79*	204
Niger	0.17	0.00	-3.64	5.36	1.25	0.77	4.88	50.07*	204
Senegal	0.13	0.00	-3.17	2.85	0.91	-0.11	3.56	3.00	204
Togo	0.22	0.18	-3.21	4.25	1.15	0.01	4.08	9.88*	204
Euro	0.14	0.17	-1.55	1.35	0.44	-0.49	4.80	28.15*	162
G. Bissau	0.12	0.13	-2.43	3.16	0.97	0.00	3.54	2.00	162
Euro	0.13	0.17	-1.55	1.35	0.50	-0.42	4.12	8.63	107
Chade	0.30	0.39	-3.83	8.78	1.79	0.82	6.96	80.92*	107
Euro	0.11	0.12	-1.55	1.35	0.54	-0.32	3.86	3.45	72
S. T. P.	0.72	0.50	-0.30	2.40	0.57	1.26	4.14	22.87*	72
Amostra Trimestral									
Euro	0.45	0.39	-0.87	1.64	0.57	0.13	2.56	0.76	68
C. Verde	0.46	0.45	-2.58	3.63	1.27	0.25	2.94	0.72	68
Benin	0.65	0.65	-2.94	4.65	1.43	0.22	3.56	1.45	68
B. Faso	0.53	0.61	-3.14	5.10	1.74	0.17	2.60	0.77	68
C. Marfim	0.65	0.62	-2.34	6.76	1.43	1.10	6.78	54.31*	68
Mali	0.53	0.77	-4.51	5.23	2.21	-0.19	2.53	1.03	68
Niger	0.51	0.61	-4.38	5.20	2.09	0.04	2.42	0.96	68
Senegal	0.41	0.09	-3.77	3.76	1.56	-0.06	2.72	0.25	68
Togo	0.67	0.68	-3.72	4.50	1.70	0.02	3.14	0.06	68
Euro	0.43	0.38	-0.87	1.64	0.62	0.14	2.26	1.37	53
G. Bissau	0.42	0.55	-4.67	3.03	1.71	-0.78	3.36	5.66	53
Euro	0.39	0.27	-0.87	1.64	0.70	0.18	1.89	2.00	35
Chade	0.90	0.81	-4.66	7.14	3.02	0.18	2.68	0.34	35
Euro	0.35	0.19	-0.87	1.60	0.70	0.25	1.91	1.43	24
S. T. P.	0.72	0.62	0.17	1.63	0.42	0.67	2.43	2.10	24
Amostra Anualizada									
Euro	1.81	2.00	-0.64	4.05	0.93	-0.52	2.99	9.14*	204
C. Verde	2.07	1.98	-4.22	10.22	2.95	0.19	2.42	4.13	204
Benin	2.60	2.25	-3.31	13.53	2.94	0.60	3.29	13.03*	204
B. Faso	2.05	1.33	-3.07	13.98	3.35	1.17	4.40	63.59*	204
C. Marfim	2.52	2.20	-3.85	9.12	2.01	0.28	3.26	3.14	204
Mali	2.13	1.72	-6.46	11.45	3.47	0.34	3.08	4.00	204
Niger	1.91	1.31	-4.89	13.46	3.69	1.10	4.31	55.81*	204
Senegal	1.56	1.26	-4.98	7.99	2.38	0.17	3.53	3.28	204
Togo	2.50	2.09	-3.77	14.11	3.17	0.69	3.80	21.71*	204
Euro	1.51	1.58	-0.64	4.05	1.21	0.16	1.96	4.69**	150
G. Bissau	2.03	1.97	-7.24	11.30	3.24	0.14	3.62	2.83	150
Euro	1.44	1.59	-0.61	3.03	1.03	-0.13	1.66	5.56**	95
Chade	4.00	3.13	-5.24	19.60	5.13	0.57	2.89	5.12**	95
Euro	1.44	1.59	-0.61	3.03	1.03	-0.13	1.66	5.56**	72
S. T. P.	9.80	10.10	3.96	17.40	3.58	0.24	1.93	4.14	72

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Nota: * 1% de significância; ** 5% de significância; *** 10% de significância;

Ao analisar tais dados, percebe-se que a inflação observada nos países da ZME apresenta uma média mensal menor de que os países que compõe o estudo nos diferentes cenários abordados. Na outra mão, São Tomé e Príncipe figura como o país com maior problema inflacionário ao longo do período analisado com uma média de inflação mensal de 0,72%. No caso dos países da UEMOA, Benin, Costa do Marfim e Togo são os que apresentaram maior média de inflação.

Quanto à presença de valores extremos percebe-se que para os dados mensais as séries da inflação dos países analisados apresentaram maior curtose. Tem-se que, as distribuições dos dados possuem caudas pesadas, o que indica volatilidade da inflação nesses países. No tocante a assimetria, verifica-se que para os dados mensais sobre a inflação dos países da ZME os valores extremos negativos foram mais recorrentes, dado que a assimetria predominante na distribuição foi negativa. E, por fim, as estatísticas de Jarque-Bera dos dados indicam que na maioria dos casos, com exceção de Senegal e Guiné Bissau, rejeita-se a hipótese nula de normalidade, considerando o nível de significância de 1%. Esse resultado reforça a necessidade da utilização de metodologias que não se limitem à distribuição normal.

De acordo com a tabela acima verifica-se que as diferenças significativas entre as amostras de dados trimestrais e mensais residem nas características das distribuições dos dados. A inflação trimestral mostra ser menos assimétrica e afunilada do que das registradas para as amostras mensais. Observa-se ainda através do teste Jarque Bera que não se rejeita a hipótese de normalidade da distribuição quando se considera o nível de significância de 5%, exceto para Costa do Marfim. Para os dados da inflação anualizada o teste Jarque Bera indica que somente para Cabo Verde, Costa do Marfim, Mali, Senegal e São Tomé e Príncipe não pode-se rejeitar a hipótese nula de normalidade da distribuição. Por fim, as estatísticas descritivas das séries de inflação dos países com regime cambial flexível em relação ao Euro estão apresentadas na Tabela 5.

Para o caso da amostra que compreende o conjunto de países que possuem câmbio flexível em relação ao Euro a inflação nesses países é maior do que dos países da ZME como dos países quem possuem regime cambial fixa que compõe esse estudo. Entre os grupos de países na tabela acima Gana e Malawi apresentam a maior média inflacionária.

Sobre a distribuição das séries mensais, percebe-se que exceto para o caso da inflação dos países da ZME, apresentam assimetria positiva, o que sinaliza que os valores positivos da taxa de inflação foram mais recorrentes. Observa-se ainda, que a inflação mensal de todos os países, exceto Malawi e África do Sul, possuem caudas pesadas o que remete para a volatilidade dessas séries. O teste de Jarque Bera aponta que somente para esses dois países não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade, considerando o nível de significância de 1%. Já, para o caso dos dados trimestrais a não normalidade das séries é verificada na inflação da Ruanda, África do Sul, Nigéria e Ilhas Seicheles. E para a inflação anualizada a hipótese da normalidade da distribuição dos dados não se rejeita apenas para a inflação da África do Sul.

Tabela 5: Estatísticas descritivas dos dados dos países com câmbio flexível

	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	D. Padrão	Assimetria	Curtose	J. Bera	N. Obs
Amostra Mensal									
Euro	0.15	0.17	-1.55	1.35	0.40	-0.54	5.40	58.91*	204
Ruanda	0.48	0.45	-3.94	5.11	1.23	0.08	4.45	18.10*	204
Gana	1.31	1.29	-2.56	10.88	1.43	1.52	12.44	834.88*	204
Maurícias	0.40	0.32	-2.45	3.01	0.63	0.79	7.63	203.86*	204
Euro	0.15	0.18	-1.55	1.35	0.42	-0.52	5.00	37.72*	179
Malawi	1.06	0.60	-9.43	11.90	3.31	0.33	2.88	3.33	179
Euro	0.15	0.18	-1.55	1.35	0.43	-0.50	4.89	31.85*	167
África do Sul	0.42	0.33	-1.09	1.69	0.47	0.21	3.74	5.07	167
Nigéria	0.90	0.77	-3.46	7.40	1.40	0.66	7.07	127.28*	167
Euro	0.13	0.18	-1.55	1.35	0.49	-0.43	4.16	9.23*	107
Seicheles	0.58	0.24	-2.33	9.04	1.40	2.82	15.88	882.03*	107
Amostra Trimestral									
Euro	0.45	0.39	-0.87	1.64	0.57	0.13	2.56	0.76	68
Ruanda	1.45	1.15	-3.80	7.54	2.27	0.40	3.35	2.13	68
Gana	3.83	3.41	-1.67	10.24	2.64	0.20	2.89	0.47	68
Maurícias	1.22	1.05	-1.19	4.81	1.17	0.56	3.65	4.80**	68
Euro	0.45	0.38	-0.87	1.64	0.61	0.14	2.28	1.47	59
Malawi	3.05	0.31	-5.61	17.56	6.59	0.37	1.75	5.22	59
Euro	0.44	0.38	-0.87	1.64	0.61	0.13	2.26	1.42	55
África do Sul	1.26	1.32	-2.11	3.31	0.98	-0.34	4.54	6.53**	55
Nigéria	2.72	2.35	-4.70	10.44	2.41	0.18	5.42	13.77*	55
Euro	0.39	0.27	-0.87	1.64	0.70	0.18	1.89	2.00	35
Seicheles	2.01	0.69	-2.10	12.88	3.54	1.73	5.17	24.27*	35
Amostra Anualizada									
Euro	1.81	2.00	-0.64	4.05	0.93	-0.52	2.99	9.14*	204
Ruanda	5.45	5.77	-15.70	22.50	7.16	-0.53	3.69	13.72*	204
Gana	16.30	14.90	8.39	41.90	7.38	1.64	5.55	146.18*	204
Maurícias	5.18	4.80	0.06	12.30	2.63	0.60	3.15	12.44*	204
Euro	1.80	2.02	-0.64	4.05	0.99	-0.50	2.80	7.40*	167
Malawi	14.40	12.10	3.11	38.00	7.39	0.91	3.16	23.63*	167
Euro	1.77	1.96	-0.64	4.05	1.02	-0.41	2.63	5.24**	155
África do Sul	4.95	5.00	-2.00	12.00	2.91	-0.33	3.54	4.80**	155
Nigéria	11.30	10.60	3.00	28.20	4.52	1.24	5.10	68.44*	155
Euro	1.53	1.58	-0.64	4.05	1.22	0.14	1.93	4.88**	95
Seicheles	11.00	4.00	-6.00	63.00	16.34	1.56	4.31	45.85*	95

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Nota: * 1% de significância; ** 5% de significância; *** 10% de significância;

5- Resultados

Antes da operacionalização dos testes que norteiam quais cópulas melhor captam a relação de dependência entre as séries, deve-se inicialmente, verificar a presença de independência entre as mesmas. Sendo assim, nesse trabalho foi efetuado o teste de independência de Genest e Rémillard (2004), sob a hipótese nula de que as séries apresentam entre si uma relação de independência. Na Tabela 6 estão apresentadas as estatísticas desse teste.

Tabela 6: Teste de independência de Genest e Rémillard (2004)

País	Mensal	M. Defasado	Trimestral	Anualizada
Câmbio fixo				
C. Verde	0.039	0.078**	0.038	0.334*
S.T.P	0.021	0.028	0.106*	0.482*
Benin	0.029	0.374*	0.179*	0.847*
B. Faso	0.019	0.155*	0.121*	0.745*
C. Marfim	0.044	0.153*	0.075**	0.793*
G. Bissau	0.024	0.020	0.035	
Mali	0.031	0.032	0.039	0.628*
Niger	0.023	0.089**	0.058***	0.502*
Senegal	0.037	0.093*	0.081**	0.711*
Togo	0.044	0.179*	0.056***	0.293*
Chade	0.067**	0.019	0.030	0.086*
Câmbio flexível				
Ruanda	0.052	0.029	0.025	0.326*
Gana	0.030	0.171*	0.06**	0.136*
Maurícias	0.067**	0.108*	0.038	0.520*
Malawi	0.056**	0.144*	0.070**	0.165*
África do Sul	0.075**	0.107*	0.034	0.167*
Nigéria	0.023	0.012	0.014	0.131*
Seicheles	0.022	0.024	0.014	0.114*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Nota: * 1% de significância; ** 5% de significância; *** 10% de significância;

Iniciou-se por testar a independência das séries de inflação para os cenários mensais. Os resultados obtidos mostram que considerando um nível de significância de 5% não pode ser rejeitada a hipótese de independência para os dados com frequência mensal, exceto para o caso de São Tomé e Príncipe para a amostra que compreende o período total e Chade no período após os ACC. Sendo assim, foi realizado o mesmo teste considerando a inflação dos países da ZME defasado no modelo. A ideia por trás disso seria o tempo médio de transporte gasto das importações e exportações dos produtos, bem como a formação de estoque. Nesse novo cenário, os resultados apontam que ao considerar um nível de significância de 5% rejeita-se a hipótese nula de independência exceto para São Tomé e Príncipe, Guiné Bissau, Mali e Chade. Para os casos trimestrais somente para Cabo Verde, Guiné Bissau, Mali e Chade tal hipótese não pode ser rejeitada. E por fim, verifica-se que ao considerar a inflação anualizada a hipótese nula de independência das séries são rejeitadas para todos os casos.

Para o caso dos países que possuem taxa de câmbio flexível em relação ao euro, os resultados do teste de independência mostram que para a amostra mensal não se pode rejeitar a hipótese de independência entre as séries, exceto para Malawi Maurícias e África do Sul. Quando se considerando a inflação dos países da ZME defasado no modelo verifica-se que além desses três países, a inflação de Gana passa a ter possível relação de dependência com a dos países da ZME. Para os dados trimestrais tem-se que a hipótese de independência não foi verificada para Malawi e Gana. E por fim, ao considerar o teste para a amostra anualizada os resultados apontam para a rejeição da hipótese nula de independência entre as variáveis analisadas.

Dado que para ambos os grupos de países a hipótese de independência vigorou quando se utiliza os dados mensais, então os resultados das estimações que constam nas tabelas seguintes são sobre as amostradas mensais defasadas, amostra trimestral e amostra anualizada. Vale ainda ressaltar que foram estimadas as medidas de dependência

considerando os dados mensais e em ambos os grupos os resultados são estatisticamente insignificantes.

Tabela 7: Log-Verossimilhança das Cópulas estimadas para os países com câmbio fixo

País	Frank	Clayton	Gunbel	AMH	Joe	Gaussian	T-student	Gambos	Husler-Reiss	Tawn	T-EV	Plackett
Amostra Mensal Defasado												
C.Verde	2.18	1.48	NA	1.66	NA	0.91	1.30	NA	NA	NA	0.00	2.31
S.T.P	0.01	0.00	0.57	0.01	0.38	0.25	0.23	0.74	0.77	0.29	0.65	0.01
Benin	17.16	17.97	7.81	20.23	2.18	15.65	15.58	8.53	8.88	5.67	7.80	16.16
B. Faso	6.98	2.86	4.09	6.23	2.69	6.68	6.58	4.92	5.32	2.49	4.17	6.27
C. Marfim	5.81	2.30	5.67	5.32	4.86	5.94	5.87	6.14	6.32	4.54	5.74	5.27
G. Bissau	0.72	1.36	0.36	0.77	0.06	1.37	1.30	0.89	1.03	NA	0.53	0.72
Mali	0.74	0.09	0.20	0.73	0.08	0.63	0.59	0.43	0.50	0.04	0.26	0.70
Niger	3.80	3.81	1.48	4.02	0.31	4.65	4.56	2.31	2.61	0.37	1.67	3.45
Senegal	3.11	NA	NA	3.64	NA	1.73	1.73	NA	NA	NA	NA	3.04
Togo	8.20	4.69	4.36	7.60	2.29	7.56	7.47	5.07	5.39	2.69	4.43	7.57
Chade	0.21	0.11	0.06	0.20	0.01	0.25	0.24	0.19	0.22	NA	0.11	0.19
Amostra Trimestral												
C.Verde	0.00	0.16	NA	0.00	NA	0.23	0.22	NA	NA	NA	0.98	0.00
S.T.P	3.05	6.36	1.74	5.59	0.38	3.34	4.00	1.69	1.67	1.67	1.71	3.38
Benin	8.71	7.93	6.79	8.14	4.59	8.41	8.39	6.65	6.53	6.54	6.70	8.18
B. Faso	5.16	2.54	5.88	3.85	5.71	5.86	5.80	6.50	6.86	4.91	5.99	4.76
C. Marfim	2.83	1.33	2.37	2.51	2.01	2.89	2.83	2.65	2.79	1.78	2.41	2.48
G. Bissau	0.45	0.91	0.71	0.40	0.55	0.60	1.86	0.55	0.49	0.90	0.68	0.51
Mali	0.24	0.02	0.15	0.22	0.13	0.32	0.29	0.32	0.37	0.00	0.21	0.22
Niger	1.34	1.83	0.91	1.40	0.43	1.81	1.78	1.16	1.27	0.50	0.96	1.24
Senegal	1.47	NA	NA	NA	NA	0.19	3.35	NA	NA	NA	NA	1.70
Togo	1.68	0.42	1.47	1.44	1.40	1.79	1.74	1.78	1.88	0.80	1.57	1.42
Chade	0.18	0.21	NA	0.15	NA	0.13	0.16	NA	NA	NA	NA	0.18
Amostra Anualizada												
C.Verde	13.25	5.75	16.08	10.30	15.50	14.67	14.59	16.92	17.26	14.12	16.23	12.45
S.T.P	30.31	24.99	22.02	NA	14.43	28.28	28.22	22.14	22.12	NA	21.78	27.54
Benin	51.1	38.8	47.1	NA	36.00	53.30	53.20	48.10	48.70	NA	46.80	48.50
B. Faso	38.86	16.64	47.54	NA	48.77	40.16	40.13	48.40	48.83	NA	47.55	36.18
C. Marfim	46.89	29.66	44.65	NA	36.92	43.43	45.36	43.78	41.86	NA	44.75	46.92
G. Bissau	38.91	26.31	45.34	NA	41.37	44.87	44.80	46.86	48.68	NA	45.05	38.27
Mali	23.51	3.09	32.53	12.76	39.83	22.93	22.85	33.14	33.58	31.50	32.38	21.34
Niger	25.00	10.44	34.84	17.21	36.93	29.53	29.39	36.04	26.99	34.16	34.84	22.72
Senegal	46.00	53.14	53.31	NA	40.90	58.65	59.01	53.81	53.71	NA	53.18	46.95
Togo	10.76	1.73	13.49	7.64	14.55	20.99	10.91	14.85	15.52	10.46	13.73	9.75
Chade	0.46	1.62	1.24	0.28	2.26	0.50	0.43	1.12	1.47	0.82	1.29	0.42

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Para a escolha da Cópula que melhor ajusta aos pares de dados da inflação, adotou-se o critério da Log-verossimilhança. Na Tabela 7 encontram-se ilustrada tais informações para o caso dos países que mantem regime cambial fixa em relação do Euro. Os resultados das estimações apontam a predominância da Cópula de Frank no ajuste para os dados mensais defasados (Burkina Faso, Mali e Togo) e Gaussian (Guiné Bissau, Níger e Chade), seguida de AMH (Benin e Senegal). Para a frequência trimestral as cópulas de Clayton (São Tomé e

Príncipe, Senegal e Chade), Husler-Reiss (Burkina Faso, Mali e Togo), Gaussiana (Cabo Verde e Costa do Marfim) e T-Student (Guiné Bissau e Senegal) foram as que obtiveram o melhor ajuste em relação a inflação dos países da ZME.

Para a inflação anualizada destaques vão para as Cópulas Husler-Reiss (Cabo Verde, Burkina Faso e Guiné Bissau), Joe (Mali e Níger) e Gaussiana (Benin e Togo) nos ajustes dos variáveis analisadas. As informações referentes ao ajuste dos pares de dados de inflação dos países com regime cambial flexível estão apresentadas na Tabela 8.

Tabela 8: Log-Verossimilhança das Cópulas estimadas para os países com câmbio flexível

País	Frank	Clayton	Gumbel	AMH	Joe	Gaussiana	T-student	Galambos	Husler-Reiss	Tawn	T-EV	Plackett
Amostra Mensal Defasado												
Ruanda	0.29	0.31	0.20	0.24	0.27	0.12	0.10	0.35	0.38	0.17	0.23	0.30
Gana	6.13	2.48	2.14	5.67	0.76	4.16	4.10	2.36	2.40	1.51	2.19	5.82
Malawi	5.41	NA	NA	6.05	NA	4.89	4.82	NA	NA	NA	NA	5.05
Maurícias	5.05	4.11	4.97	4.60	3.72	5.42	5.43	4.68	4.55	5.03	4.88	5.08
África do Sul	3.80	0.99	1.69	3.59	0.99	2.67	2.61	2.07	2.18	0.85	1.80	3.57
Nigéria	0.02	0.25	NA	0.02	NA	0.04	0.00	NA	NA	NA	NA	0.02
Seicheles	0.13	0.35	NA	0.11	NA	0.14	0.09	NA	NA	NA	NA	0.12
Amostra Trimestral												
Ruanda	0.44	0.21	0.72	0.42	0.75	0.77	0.74	0.96	1.02	0.30	0.81	0.39
Gana	1.47	0.00	0.96	1.10	1.00	0.87	0.85	1.19	1.28	0.52	1.01	1.42
Maurícias	0.22	0.09	NA	0.36	NA	0.18	1.35	NA	NA	NA	NA	0.26
Malawi	2.63	NA	NA	NA	NA	3.74	3.76	NA	NA	NA	NA	2.74
África do Sul	0.17	0.21	0.29	0.12	0.49	0.33	0.31	0.63	0.74	NA	0.41	0.15
Nigéria	0.01	0.03	NA	0.01	NA	0.01	0.00	0.00	0.00	NA	NA	0.00
Seicheles	0.03	0.30	NA	0.02	NA	0.05	0.05	NA	NA	NA	NA	0.03
Amostra Anualizada												
Ruanda	10.81	6.24	9.05	10.61	6.81	10.59	10.51	9.71	9.86	7.22	9.27	9.65
Gana	1.94	20.82	NA	1.31	2.20	2.16	NA	NA	NA	NA	NA	1.86
Maurícias	32.37	46.26	32.63	NA	20.26	38.96	42.13	31.31	29.19	33.28	32.86	36.15
Malawi	5.05	NA	NA	NA	NA	5.07	5.10	NA	NA	NA	NA	4.80
África do Sul	0.03	3.79	NA	0.01	NA	0.56	0.60	NA	NA	NA	4.69	0.02
Nigéria	1.97	0.50	0.01	2.29	NA	1.17	1.03	0.25	0.33	NA	0.07	1.67
Seicheles	1.61	0.35	1.70	1.05	2.32	1.02	0.98	1.77	1.80	1.47	1.69	1.53

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

De acordo com os resultados verifica-se que para o caso dos dados mensais defasados a Cópula de Clayton mostrou mais eficiente para captar os ajustes das séries da inflação de Nigéria e ilhas Seicheles com a dos países da ZME. Já, a Cópula Frank, mostrou como o de melhor ajuste para Gana e África do Sul. E, as AMH, T-Student e Husler-Reiss foram as que melhor captaram a relação entre as séries para Malawi, ilhas Maurícias e Ruanda, respectivamente.

Para os dados trimestrais, tem-se a predominância da Cópula de Clayton (Ruanda, Nigéria e ilhas Seicheles), seguida de T-Student (Maurícias e Malawi), Husler-Reiss (África do Sul) e Frank (Gana). A Cópula de Clayton também predominou no ajuste para os dados anualizados. Após as estimações das Cópulas deve-se verificar a qualidade da especificação da mesma de modo a evitar considerações erradas sobre as relações de dependências. Na Tabela 9 estão apresentados os testes de ajustamento.

Tabela 9: Estatística de *goodness-of-fit* das Cópulas estimadas

País	M. Defasado	Trimestral	Anualizada
Câmbio fixo			
C. Verde	0.542	0.659	0.333
S.T.P	0.053	0.037	0.035
Benin	0.889	0.015	0.020
B. Faso	Faso	0.022	0.031
C. Marfim	0.153	0.015	1.900
G. Bissau	0.015	0.039	0.600
Mali	0.021	0.040	0.630*
Níger	0.022	0.052*	0.500
Senegal	0.274	0.076	0.710
Togo	0.016	0.057	0.290
Chade	0.022	0.050	0.091*
Câmbio flexível			
Ruanda	0.031	0.025	0.071*
Gana	0.027	0.031	0.410
Maurícias	0.110	0.480	0.045**
Malawi	0.390	0.067	0.160
África do Sul	0.071*	0.360	1.000**
Nigéria	0.013	0.762	0.350*
Seicheles	0.027	0.413	0.140

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Nota: * 1% de significância; ** 5% de significância; *** 10% de significância;

O teste de *goodness-of-fit* reportado na Tabela 9 revela que das 36 Cópulas estimadas para os países que adotam regime cambial fixa, apenas 3 rejeitam a hipótese nula de que a Cópula escolhida é apropriada para modelar a relação de dependência, considerando um nível de significância de 1%. Entre as Cópulas que acusaram a rejeição da hipótese nula, estão aquelas para o caso Níger (trimestral), Mali e Chade, ambos para a amostra anualizada.

Para as estimações das Cópulas dos países com câmbio flexível os resultados apontam que das 21 Cópulas estimadas, 5 rejeitam a hipótese nula de que a cópula escolhida é apropriada para modelar a relação de dependência, considerando um nível de significância de 5%. Entre elas, estão as Cópulas para África do Sul com frequência mensal defasada, Ruanda, África do Sul, Nigéria e Ilhas Maurícias, todas com anualizadas. Portanto, para esses casos específicos os resultados devem ser analisados com cautela. A partir das Cópulas escolhidas foram calculadas as medidas de dependência descritas na Tabela 2 e os resultados estão apresentados nas Tabelas 10 e 11.

Tabela 14: Medidas de dependência para dados dos países com câmbio fixo

País	Kendall's Tau	Spearman's Rho	Lower Tail Index	Upper Tail Index
Amostra Mensal Defasado				
C.Verde	-0.107	-0.159	0.000	0.000
S.T.P	0.084	0.126	0.000	0.109
Benin	0.265	0.390	0.000	0.000
B.	0.168	0.251	0.000	0.000
C.	0.147	0.219	0.000	0.189
G.	0.087	0.131	0.000	0.000
Mali	0.056	0.084	0.000	0.000
Níger	0.141	0.210	0.000	0.000
Senegal	-0.129	-0.193	0.000	0.000
Togo	0.185	0.275	0.000	0.000
Chade	0.094	0.141	0.000	0.000
Amostra Trimestral				
C.Verde	0.086	0.129	0.000	0.115
S.T.P	0.438	0.610	0.641	0.000
Benin	0.332	0.482	0.000	0.000
B.	0.285	0.414	0.000	0.351
C.	0.203	0.300	0.000	0.000
G.	0.084	0.125	0.154	0.154
Mali	0.073	0.109	0.000	0.095
Níger	0.143	0.214	0.126	0.000
Senegal	-0.163	-0.24	0.110	0.110
Togo	0.159	0.236	0.000	0.203
Chade	-0.083	-0.124	0.000	0.000
Amostra Anualizada				
C.Verde	0.244	0.337	0.000	0.304
S.T.P	0.568	0.769	0.000	0.000
Benin	0.450	0.632	0.000	0.000
B.	0.411	0.580	0.000	0.580
C.	0.421	0.587	0.000	0.000
G.	0.477	0.660	0.000	0.556
Mali	0.330	-	0.000	0.557
Níger	0.356	0.510	0.000	0.430
Senegal	0.462	0.646	0.145	0.145
Togo	0.228	0.335	0.000	0.286
Chade	0.121	-	0.000	0.253

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Observa-se na Tabela 10 que para os cenários que foram utilizados dados com frequência mensal os resultados encontrados apontam para uma relação de dependência fraca entre a inflação dos países analisados com a inflação dos países que compõem a ZME. Em alguns casos como Cabo Verde e Senegal está medida é negativo, o que contraria as expectativas a priori deste estudo. Os países que mostraram possuir maior relação de dependência foram Benin, Togo, Burkina Faso e Costa do Marfim. Contudo, quando se estima as Cópulas a partir dos dados trimestrais, verifica-se um aumento do grau de dependência entre a inflação desses países com a dos países da ZME.

Já, para o caso em que se emprega a inflação anualizada obtém-se resultados mais próximos à hipótese levantada no estudo que seria da existência de dependência entre a inflação dos países analisados com os países da ZME. Observa-se uma elevação significativa do grau de dependência. São Tomé e Príncipe, Guiné Bissau, Senegal, Benin, Costa do

Marfim e Burkina Faso são os que apresentam uma relação de dependência mais expressiva entre os grupos analisados com a inflação dos países da ZME.

Nesse cenário novo todas as medidas de dependência obtidas foram positivas. O Chade é o país com menor nível de dependência entre os grupos analisados. Dois fatores podem estar por detrás dos resultados encontrados para o Chade, sendo que uma delas é o fato da inflação cobrir N'Djamena que é a capital do País e o segundo motivo pode ser o fato das constantes instabilidades políticas internas, o que afetaria negativamente os possíveis ganhos obtidos pela adoção do regime cambial fixo.

O *Tail Index* revela que metade das copulas escolhidas foram assimétricas tanto para os cenários trimestrais e anualizados. Nesse sentido, é possível observar os países Cabo Verde, Burkina Faso, Guiné Bissau, Mali, Senegal e Togo apresentam certa dependência na cauda superior da distribuição, ou seja, para os momentos de aumento nos preços. As medidas de dependência dos países que não possuem convertibilidade fixa com o Euro encontram-se na Tabela 11.

Tabela 11: Medidas de dependência para os países com câmbio flexível

País	Kendall's Tau	Spearman's Rho	Lower Tail Index	Upper Tail Index
Amostra Mensal Defasado				
Ruanda	0.037	0.055	0.000	0.048
Gana	0.162	0.241	0.000	0.000
Maurícias	0.152	0.227	0.000	0.000
Malawi	-0.176	-0.263	0.000	0.000
África do Sul	0.141	0.210	0.000	0.000
Nigéria	-0.034	-0.052	0.000	0.000
Seicheles	-0.046	-0.070	0.000	0.000
Amostra Trimestral				
Ruanda	0.140	0.210	0.000	0.000
Gana	0.116	0.174	0.000	0.000
Maurícias	-0.068	-0.101	0.000	0.000
Malawi	-0.230	-0.35	0.000	0.000
África do Sul	0.111	0.165	0.000	0.143
Nigéria	-0.029	-0.043	0.000	0.000
Seicheles	-0.098	-0.146	0.000	0.000
Amostra Anualizada				
Ruanda	0.209	0.311	0.000	0.000
Gana	-0.223	-0.324	0.000	0.000
Maurícias	0.364	0.519	0.546	0.000
Malawi	-0.165	-0.245	0.000	0.000
África do Sul	0.115	0.171	0.000	0.153
Nigéria	0.108	0.162	0.000	0.000
Seicheles	0.132	-	0.000	0.272

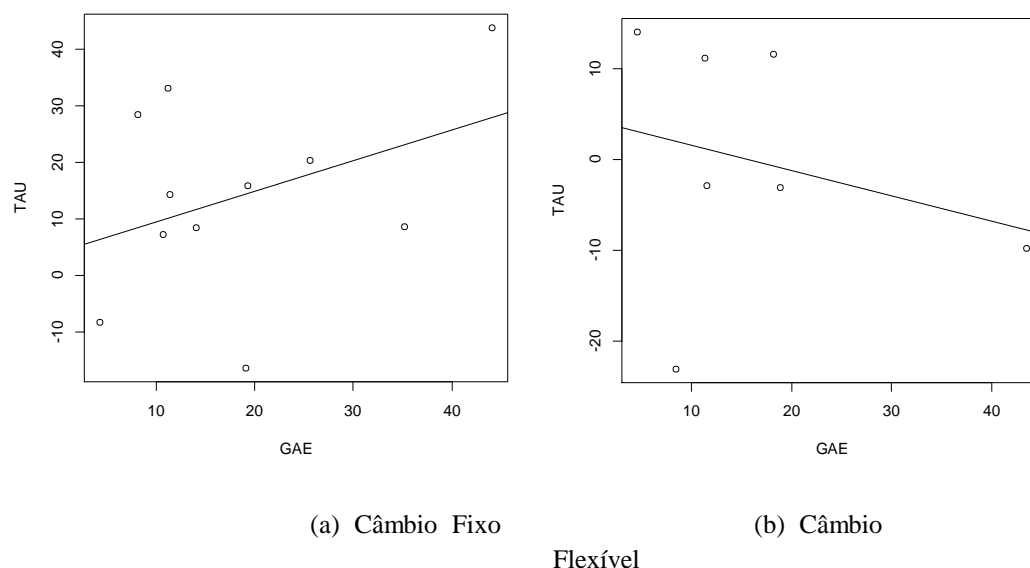
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Os resultados obtidos tanto para a amostra de dados mensal defasados, quanto para trimestral, mostram que para três países (Malawi, Nigéria, e Seicheles) a relação de dependência é negativa, apesar de que a magnitude ser pequena, exceto para o caso de Malawi que registrou significativa relação de dependência negativa com a inflação dos países da ZME. Já, para a amostra de dados anualizados as medidas de dependências negativas foram para Gana e Malawii.

Países como Ruanda, África do Sul e Maurícias destacam-se nessa amostra por serem os que apresentam maiores grau de dependência com a inflação dos países da ZME. Vale

ressaltar, que a magnitude da dependência é baixa e quando comparadas com os países de regime cambial fixa. De um modo geral, verifica-se que para os países que não possuem convertibilidade fixa com o Euro na maioria dos casos possuem relação uma de dependência fraca e ainda com sinais negativos.

Figura 1: Dispersão entre Grau de Abertura Econômica (GAE) e Tau de Kendall



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados

Na Figura 1 está apresentado a dispersão entre o Grau de Abertura (GAE) dos países em relação à ZME e o Tau de Kendall obtidos pelas estimações trimestrais. O GAE de cada país é dado pela média das razões entre o comércio (as somas de todas suas importações e exportações de bens e serviços) com a ZME sobre o produto interno bruto (PIB) durante o período de 1999 até 2014.

Por meio da Figura 1 pode ser observado que os países que possuem taxa de câmbio fixo apresentam uma relação mais positiva entre a dependência da inflação com o GAE. Os dados mostram que não existem diferenças significativas no que tange ao GAE entre os grupos analisados. Para o grupo dos países com câmbio fixo o GAE médio é de 18,5%, enquanto que para o grupo dos países com câmbio flexível é de 16,6%. Contudo, o mesmo não é verdade quando se considera o Tau de Kendall. Não foi registrado um país do grupo dos países com regime cambial flexível com um Tau de Kendall trimestral superior a 0.2 e para o caso dos dados anualizados nenhum país obteve uma medida de dependência superior a média registrada pelos países de câmbio fixo.

Alguns fatores podem estar por trás das medidas de dependências obtidas, entre os quais a magnitude do GAE em relação aos países da ZME, sinalizando para a existência de outros parceiros econômicos relevantes. Também, abre espaço para a discussão sobre o funcionamento eficiente desses mercados. De acordo com Appleyard, Field e Cobb (2009) uma das características intrínsecas aos países em desenvolvimentos é que seus sistemas econômicos são poucos responsivos a mudanças nos incentivos de preços, ao menos no curto prazo. Portanto, aspectos tanto de ordem microeconômicas, bem como aqueles associados às políticas internas vão ser outros componentes importantes para explicar a dinâmica do nível geral de preços nessas economias.

6- Considerações finais

Garantir a estabilidade dos preços constitui como principal objetivo dos Bancos Centrais, dado os custos que altas taxas de inflação trazem para a economia nacional, o que tem incentivado estudos sobre seus determinantes. Nessa linha, destacam trabalhos que incorporam o custo das importações, de modo a verificar como as variações dos preços externos afetam o nível de preço doméstico, processo cujo qual é denominado de inflação importada.

Nesse sentido, o presente trabalho teve como principal objetivo verificar para um grupo de países que adotaram o regime cambial fixa com a moeda Euro, o grau de dependência entre suas taxas de inflação com os países da ZME. Essa última foi empregada como *proxy* da inflação externa na medida em que se espera que os movimentos de comércio e de fatores entre tais países com países da ZME se intensifica com a adoção desse novo regime cambial. Para fins comparativos, estimou-se a dependência entre os níveis de inflação com uso de países africanos que não optaram pelo regime cambial fixo com o Euro.

Para atingir tal objetivo foi recorrido a metodologia de cópulas por não fazer nenhuma suposição a respeito da distribuição das variáveis, e por serem capazes de captar a presença de associação não-linear entre elas. As séries da inflação foram apresentadas nas bases mensal, trimestral e anualizada, durante o período após a implementação do regime cambial em função da disponibilidade dos dados.

Os resultados obtidos sugerem a existência de defasagens na transmissão de preços externos, e as medidas de dependência a partir dos dados trimestrais e principalmente as anualizadas estão mais próximas da hipótese levantada da existência de dependência entre a inflação dos países analisados com os países da ZME. Tal resultado pode decorrer do fato da transmissão dos preços demorar mais de um mês devido ao tempo médio de transporte e da formação dos estoques dos produtos comercializados, bem como ao fato de seus sistemas econômicos ao menos no curto prazo, serem poucos responsivos a mudanças nos incentivos de preços.

São Tomé e Príncipe, Guiné Bissau, Senegal, Benin, Costa do Marfim e Burkina Faso destacam por apresentarem uma relação de dependência mais expressiva entre os grupos analisados com a inflação dos países da ZME. Para o caso do Chade a baixa relação de dependência obtida deve estar associada a instabilidades institucionais e a própria medida da inflação que cobre somente a capital do país. Tem-se ainda que boa parte dos países nomeadamente Burkina Faso, Guiné Bissau, Mali, Níger, Cabo Verde, Togo e Senegal apresentam dependência na cauda superior da distribuição, ou seja, para os momentos de aumento nos preços.

De um modo geral, verifica-se que para os países que não possuem convertibilidade fixa com o Euro na maioria dos casos possuem uma relação de dependência fraca e ainda com sinais negativos. Comparativamente, observou-se que os países que possuem regime cambial fixa apresentaram um processo de dependência mais clara em relação àqueles que não adotaram tal regime. Por fim, os resultados sinalizam que além da inflação externa, outros fatores que explicam a dinâmica da inflação nesses países devem ser investigados.

Referências Bibliográficas

ANTUNES, A. R. Co-movement of revisions in short-and long-term inflation expectations. Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles, 2015.

APPLEYARD, D. R.; FIELD, A. J.; COBB, S. L. *International Economics*. 7^a ed. New York: McGraw-Hill, 2009.

CARMIGNANI, F.; COLOMBO, E.; TIRELLI, P. Exploring different views of exchange rate regime choice. *Journal of International Money and Finance*, v. 27, n. 7, p. 1177-1197, 2008.

CHAREMZA, W.; DÍAZ, C.; MAKAROVA, S. Conditional Term Structure of Inflation Forecast Uncertainty: The Copula Approach. *Discussion Papers in Economics* 15/07, Department of Economics, University of Leicester, 2015.

CHIU, E. MP; WILLETT, T. D. The interactions of strength of governments and alternative exchange rate regimes in avoiding currency crises. *International Studies Quarterly*, v. 53, n. 4, p. 1001-1025, 2009.

DE ARAUJO, P. Calculating welfare costs of inflation in a search model with preference heterogeneity: a calibration exercise. *Bulletin of Economic Research*, v. 67, p. 14–29, 2015.

BAPTISTA, A. J. M. S; SILVA R. G. Previsão de inflação em Cabo Verde por meio de vetores autoregressivos. XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Cuiabá - MG, 2004.

BLAVY, R. Inflation and Monetary Pass-Through in Guinea. IMF Working Paper WP/04/223, 2004.

CARVALHO, J.; MASSALA, L.; SANTOS, M. Determinantes da Inflação em Angola. Banco Nacional de Angola, Working /Discussion Paper, 2012.

DELGADO, J.; SANTOS, O. Determinantes da Inflação em Cabo Verde. Banco de Cabo Verde, Working paper, 2006.

DEMBO TOÉ, M. Modèles de prévision de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. BCEAO, Document d'Etude et de Recherche DER/03, 2011.

DEMBO TOÉ M.; HOUNPKATIN M. Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans l'UEMOA. BCEAO, Document d'Etude et de Recherche, DER/02, 2007.

DIOUF, M.A. Modeling Inflation for Mali. IMF, Working Paper WP/07/295, 2007.

DOE L.; Diallo M. Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. BCEAO, 1997.

DORNBUSCH, R. Fewer monies, better monies. *The American Economic Review*, vol. 91, no. 2, 2001, 238-242.

DUREVALL, D.; SJÖ, B. The Dynamics of Inflation in Ethiopia and Kenya. IMF, Working Paper WP/12/151, 2012.

EMBRECHTS, P.; MCNEIL, A.; STRAUMANN, D. Correlation and dependence in risk management: properties and pitfalls. *Risk management: value at risk and beyond*, p. 176-223, 2002.

FISCHER, S. Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II. In: Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. North-Holland, p. 5-41, 1981.

FRIEDMAN, M. The case for flexible exchange rate. In Friedman (Ed.), Essays in Positive Economics, University of Chicago Press, Chicago, IL, pp. 157-203, 1953.

FORNARO, Luca. Financial crises and exchange rate policy. Journal of International Economics, v. 95, n. 2, p. 202-215, 2015.

GALI, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. Rev. Econ. Stud., v. 72, p. 707-734, 2005.

GENEST, C.; RÉMILLARD, B. Test of independence and randomness based on the empirical copula process. Test, v. 13, n. 2, p. 335-369, 2004.

GENEST, C.; RÉMILLARD, B.; BEAUDOIN, D. Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. Insurance: Mathematics and economics, v. 44, n. 2, p. 199-213, 2009.

GUERRON-QUINTANA, P. A. The implications of inflation in an estimated new Keynesian model. Journal of Economic Dynamics and Control, V. 35, n. 6, p. 947-962, 2011.

HARBERGER, A. The Dynamics Inflation in Chile. Measurement in Economics, Stanford University Press, 1963.

HANSON, J. Inflation and some Imported Input Prices in some Inflationary Latin American Economies. Journal of Development Economics, n. 18, p. 395-410, 1985.

HUSAIN, A. M.; MODY, A.; ROGOFF, K. S. Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies. Journal of Monetary Economics, v. 52, 35-64, 2005.

JALLES, J. T. Inter-country trade dependence and inflation transmission mechanisms: The case of a small open African economy," International Journal of Development Issues, v. 9 n.3, pages 198-213, 2010.

KIM, Byung-Yeon. Determinants of Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach. BOFIT Discussion Papers 16/2001, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition, 2001.

KIM, Byung-Yeon. Modeling Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach. Eastern European Economics, v. 46, n. 6, p. 60-69, 2008.

KINDA, T. Modeling Inflation in Chad. IMF, Working paper no. 11/57, 2011.

KLEIN, N.; KYEI, A. Understanding Inflation Inertia in Angola. IMF. Working Paper WP/09/98, 2009.

LAGOA, S. Inflation dynamics in open economies: empirical evidence for G7 countries on the role of import prices and the cost channel. *Research in Economics*, v. 68, n. 4, p. 354-371, 2014.

MARTA, Vasco. A Euroização da economia cabo-verdiana. Banco de Cabo Verde, Working paper, 2006.

MCCALLUM, B.; NELSON, E. Monetary policy for an open economy: an alternative framework with optimising agents and sticky prices. *Oxf. Rev. Econ. Policy*, v. 16, p. 74-91, 2001.

MOREIRA, R. R.; CHAIBOONSRI, C.; CHAITIP, P. Weak dependence between the Brazilian consumer inflation and expected inflation: non-linear and Copulas methods and a note on the Central Bank's credibility. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, v. 6, n. 1, p. 40-54, 2013.

MORIYAMA, K. Investigating Inflation Dynamics in Sudan. IMF Working Paper 08/189, 2008.

NDANSHAU, M. Money and other determinants of inflation: the case of Tanzania. *Indian Journal of Economics and Business*, 2010.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 73-96, 2005.

OLIVEIRA, J. C. T. ; SILVA, M. M. ; LIMA, R. O. . The Dependence Between Cape-verdean and Portuguese Inflations: a Copula Approach. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, v. 14, p. 51-66, 2014.

OLUBUSOYE, O.; OYAROMADE, R. Modeling the Inflation Process in Nigeria. AERC Research Paper 182, African Economic Research Consortium, Nairobi, 2008.

PIRAGIC, S.; JAMESON, K. P. The determinants of Latin American exchange rate regimes. *Applied Economics*, v. 37, n. 13, p. 1465-1474, 2005.

PINA, J. E. B. L. Determinantes da inflação numa pequena economia aberta o caso de Cabo Verde. Dissertação de Mestrado em Economia Monetária e Financeira - Universidade Técnica de Lisboa, 2008.

POIRSON, H. How do countries choose their exchange rate regime? IMF WP, 01/4, 2001.

QUIRK, P. J. Exchange Rate Regimes as Inflation Anchors. pp. 1-4, 1994.

RODRIGUEZ, C. M. Economic and Political Determinants of Exchange Rate Regimes: The Case of Latin America. *International Economics*, 2016.

SMAL, M. M. The Cost of Inflation. *SARB Quarterly Bulletin*, September, 34 – 4, p.33-45 1998.

TOULABOE, D.; TERRY, R. Exchange Rate Regime: Does it Matter for Inflation?. The Journal of Applied Business and Economics, v. 14, n. 1, p. 56, 2013.

WEBER, R. Cape Verde's Exchange Rate Policy And Its Alternatives. Banque Centrale du Luxembourg, Eurosystem, October, pp. 15-18 e 59, 2005.