



# Analise temporal da taxa de cambio e precos em Mocambique

Egídio Cueteia, Dina Guambe, Noémia Nhatsave

Conference Paper nº 09

**III CONFERÊNCIA INTERNACIONAL DO IESE**

***“MOÇAMBIQUE: ACUMULAÇÃO E TRANSFORMAÇÃO EM CONTEXTO DE CRISE INTERNACIONAL”***

(4 & 5 de Setembro de 2012)

# **Análise temporal da taxa de câmbio e preços em Moçambique**

Por

Egídio Cueteia

Dina Guambe

Noémia Nhatsave

Setembro, 2012

## RESUMO

O estudo analisa a relação entre as variações da taxa de câmbio e as variações do índice de preço no consumidor. As variáveis utilizadas constituem series temporais de periodicidade mensal de 2000 a 2011, a partir de métodos econométricos, estimou-se o Vector Auto-Regressivo (VAR) inferindo o impulso resposta, de composição da variância, assim como o teste de causalidade de Granger. Os resultados do estudo ilustram que, grande parte das variações das do IPC é explicada pelas variações da taxa de câmbio, bem como do comportamento do IPC, isto foi evidenciado pela análise da decomposição da variância.

### 1. INTRODUÇÃO

O comportamento do IPC (índice de preços no consumidor) ao longo do período em análise, mostra grandes variações, principalmente em 2000 e 2006 tendo crescido à uma média de 1,64% ao mês, sendo em 2000, atribuído as condições climáticas aos choques internos que contribuíram para a pressão inflacionária. Contudo, a taxa inflação cresce a uma taxa média mensal de 1,29%, sendo a média anual de 10%. A inflação foi mais elevada no primeiro trimestre de 2000 e em 2006<sup>1</sup>.

No entanto, o comportamento das principais determinantes do IPC ditam em grande parte a determinação da inflação doméstica. Durante no período em análise nota-se uma grande relação entre a massa monetária e a taxa de câmbio (Anexo 2). O crescimento mensal do M2 tem uma tendência decrescente, a taxa de câmbio aprecia mais rapidamente (entre meados de 2004 e finais de 2009). Durante os outros meses, o comportamento é inverso. Nota-se que, o desenvolvimento de IPC, acompanha a mesma tendência da massa monetária, mas lentamente. Sugerindo que a economia está se tornando mais sensível às decisões de política e aos choques de demanda têm sido relativamente mais importante, com pouca elasticidade em abastecimento interno.

Por outro lado a tendência das taxas de câmbio nominais (MZN/USD e MZN/RAND) ao longo de tempo é crescente, a partir de 2000 as taxas de câmbios sofrem uma depreciação, destacando ao

---

<sup>1</sup> Vide anexo 1

alguns períodos em análise uma quebra desta tendência, principalmente entre 2001 e 2002, 2004 e 2006 onde houve uma apreciação seguido de uma tendência depreciativa até 2011 quando começa uma nova vaga de apreciação. No entanto, entre 2000 a 2005 a taxa de câmbio metical face ao dólar regista uma depreciação contínua, contra alguma variabilidade da taxa de câmbio do metical face ao rand no mesmo período em análise.

Com essa tendência do comportamento da taxa de câmbio, percebe-se que mudanças da taxa de câmbio para os preços comerciáveis de um país constitui uma questão central no debate sobre a eficácia da política cambial na determinação da inflação. Por isso, que objectivo central do estudo é analisar as variações da taxa de câmbio nos preços, para tal aplica-se o modelo VAR para inferir esta análise. Nesta perspectiva, o estudo esta organizado em cinco partes incluindo a parte introdutória, na segunda parte é apresentada a revisão da literatura, terceira a metodologia e por fim a quarto e o quinto é apresentado a metodologia e os resultados da pesquisa.

## **2. REVISÃO DA LITERATURA**

A literatura sobre taxa de câmbio e preços concentra-se o debate na análise de *pass-through*. Esta passagem ou repasse foi analisada por Gagnon e Ihrig (2004) que usaram um modelo teórico simples que explica como a política monetária influencia as expectativas de inflação e o pass-through da taxa de câmbio nos preços, que foi testada em vinte países industrializados entre 1971 e 2003. Os resultados indicam uma forte ligação e significativa do pass-through da taxa de câmbio nos preços, e o comportamento da política monetária é um factor de declínio do pass-through, pois quando a autoridade da política monetária incide fortemente na estabilização da taxa de inflação o pass-through reduz.

Na mesma perspectiva, Romer (1993) utilizou um modelo do tipo Barro-Gordon, que mostra que o grau de abertura afecta ambos determinantes-chave da inflação sob política discricionária: os benefícios de uma expansão do produto e o trade-off entre produção e inflação. Quanto maior o grau de abertura menor o incentivo para expansão doméstica para um incremento do produto doméstico em relação ao produto do exterior. Assim, a menos que os bens domésticos e estrangeiros sejam substitutos perfeitos, haverá uma redução do preço relativo dos bens

domésticos. Entretanto, quanto maior a quantidade de bens adquiridos do exterior, maior será o efeito de uma depreciação.

Eichenbaum e Rebelo (2003) mostram que, após uma depreciação da moeda nacional, os consumidores domésticos substituem os produtos de bens importados caros com qualidade superior em relação aos bens produzidos no mercado interno com qualidade inferior. A substituíbilidade implica que o peso sobre os produtos estrangeiros no IPC e o mix de qualidade global de bens consumidos, é respondida pelas flutuações de moedas. Este tipo de argumento é especialmente plausível para os países que tenham exercido as estratégias de substituição de importações e ter substitutos para os produtos domésticos para uma parte substancial do pacote de importação. No entanto, Souza (2010) faz uma análise da relação entre taxa de câmbio e preços no Brasil no período de 1999 a 2009. A estimação do coeficiente de repasse no Brasil foi com base na quebra estrutural no início de 2003. O cálculo do repasse, até 2002 caracterizado por depreciação cambial e pressões inflacionárias. O autor usou a metodologia de Vector de Correção de Erros (VEC), visto que a séries não estacionárias e seguiam uma relação de cointegração. Para o segundo período de 2004 a 2009, caracterizado por forte apreciação da taxa de câmbio e redução da inflação e a crise americana em 2008 e 2009. O autor empregou os modelos de Vector Autorregressivo (VAR) e Vector Autorregressivo Estrutural (SVAR), dado que as variáveis não apresentaram relações de cointegração apesar de serem estacionárias. Os resultados indicaram que o coeficiente de repasse (pass-through), no período de 1999 a 2002, é significativamente superior ao coeficiente do período de 2003 a 2009. Para a estimação do pass-through do segundo período, são bastante parecidos, dando robustez aos resultados.

Eatzaz e Saima (1999) exploram a relação entre taxa de câmbio nominal e nível de preços internos e também sua relação com outras variáveis económicas para o Paquistão, usando dados trimestrais de 1982-II a 1996-IV. Aplicando o método de cointegração para a estimação do modelo, os resultados do estudo sugerem que um aumento percentual do nível de preços de importação, seja devido à desvalorização cambial ou aumento dos preços mundiais, resulta em 0,15 por cento de aumento na CPI. Ilustrando que a taxa de câmbio e os preços dos produtos importados têm efeito nos preços domésticos.

Por seu turno Loening, Durevall e Birru (2009) Analisaram os determinantes da inflação na Etiópia por modelo de estimação de correção de erro para a alimentação de cereais, e os preços

de consumo não alimentares e o IPC usando dados mensais de Janeiro de 1999 a Novembro de 2008. Os resultados mostram que a inflação na Etiópia está fortemente associado com o papel dominante de agricultura e alimentos na economia e os preços dos principais cereais, tais como trigo, milho, e cevada importada.

No entanto, a taxa de câmbio e os preços internacionais explicam em grande fracção da inflação da Etiópia, um por cento de aumento nos preços mundiais dos alimentos eventualmente, aumenta os preços domésticos de alimentos em um por cento, a menos existem mudanças na taxa de câmbio. As evidências mostram que no curto prazo para médio, choques de oferta agrícola e de inércia da inflação afecta fortemente a inflação doméstica, causando grandes desvios de tendências de longo prazo dos preços. Crescimento da oferta monetária afecta a inflação dos preços dos alimentos no curto prazo, apesar de oferta de dinheiro em excesso não parece conduzir inflação no longo prazo.

No que concerne aos estudos de Moçambique, destacam os estudos de Cirera e Nhate (2006) e Vicente (2007). Cirera e Nhate (2006) examinam a transmissão de preços numa amostra de 25 produtos importantes em três províncias (Maputo, Beira, Nampula), de modo a abranger Moçambique. Os resultados concluíram que a transmissão das variações da taxa de câmbio nos preços no consumidor é muito elevada em Moçambique, isto é, a transmissão/passagem é quase completa e simétrica. Os ERPT para os preços de retalho no consumidor são de mais de 75 por cento. Significando que os preços no consumidor parecem ser extremamente sensíveis às variações da taxa de câmbio. As apreciações e depreciações da taxa de câmbio são transmitidas de igual modo aos preços no consumidor.

Vicente (2007), usando uma abordagem VAR co-integrado e o modelo de correcção de erro associado investigar a relação entre os preços domésticos, preços Sul-africano, dinheiro e a taxa de câmbio em Moçambique, numa pequena amostra de dados mensais de 2001-06. Ele encontra um efeito de transmissão muito menor. O seu estudo revela que uma depreciação de 1 por cento da taxa de câmbio conduz a um aumento de 0,15 no nível do preço. O seu estudo revela que as alterações nos preços Sul-Africanos e variações na oferta monetária são relativamente mais importantes do que a taxa de câmbio para explicar as variações dos preços internos. No entanto, a diferença dos resultados neste estudo pode, em parte, dever-se à pequena dimensão da amostra e à estratégia de modelo. Entretanto Omar (2003) adverte que, para os preços internos em

Moçambique, existe uma elasticidade da transmissão para a taxa de câmbio que está mais em linha com os resultados mais em concordância com os estudos de Cirera e Nhate (2006).

### 3. METODOLOGIA

#### 4.1 Estimação do modelo

Para verificar os efeitos das variações da taxa de câmbio sobre os preços foi realizada uma análise econométrica através da estimação do modelo de vector de autorregressivo (VAR). Os dados constituem séries temporais de periodicidade mensal de 2000 a 2011. As variáveis usadas no estudo são: (i) taxas de câmbio nominal MZN/RAND; (ii) Índice de Preço no Consumidor de Moçambique (IPCMZ); (iii) IPC África do Sul (IPCZAR); (vi) Massa monetária em sentido lado (M2). Os dados do IPC foram obtidos do Instituto Nacional de Estatística e as taxas de câmbio pelo Banco de Moçambique, já o IPC de Africa do Sul pelo data base statistics. Tomando como base os trabalhos de Ubisse (1997), Omar (2003) a equação da taxa de inflação a ser estimada será dado por:

$$LPMZ = \alpha_0 + \alpha_2 LTCRAND + \alpha_3 M2 + \alpha_5 LPZAR + \alpha_6 LPMZ_{t-1} + E_0$$

As variáveis temporais estão apresentadas na forma logaritmo para que os coeficientes possam interpretados como elasticidades, os testes foram realizados usando o pacote estatística Eviews 7.0.

#### 4.2 Teste de raiz unitária

O teste de raiz unitária consiste em efectuar uma regressão com a variável em diferença e testar a proximidade do coeficiente de um termo em nível em relação a unidade. O teste *Augmented Dickey-Fuller test ou ADF* é realizada para testar a raiz unitária, basicamente o Dickey-Fuller aumentado testa a significância do coeficiente de AR (p) com base no a estimativa da regressão seguinte sem a tendência determinística onde (p) é o número de termos de aumento incluídos no teste ADF ( $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-p}$ )

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t$$

AR (p) é determinado por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_{t-1} + \beta_t + e_t$$

Onde P é o número de defasamentos que deve ser suficientemente para garantir que os termos de erro são processo de ruído branco e suficientemente pequeno para salvar graus de liberdade. O termo de erro é normalmente distribuído e a hipótese nula e alternativa pode ser indicado como se segue:

$$H_0 = \alpha_1 = 0$$

$$H_1 = \alpha_1 \neq 0$$

Se o t-ratio do coeficiente estimado é maior do que o valor de t-crítico, a hipótese nula de raiz unitária (variável não-estacionária) é rejeitada indicando que a variável é estacionária em nível e integradas de grau zero denotado por I (0). Por outro lado, se a série são encontrados para ser não-estacionária a nível, uma transformação do variável de diferenciação é preciso até alcançar estacionariedade que é não-autocorrelacionados resíduos.

### 4.3 Teste de Causalidade de Granger

Este teste pressupõe que a informação revelante para a predição das respectivas X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. O que salienta que, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger, uma outra série estacionária Y se melhores predições estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas só incluírem valores desfasados de X aos valores desfasados de Y (Carneiro). O teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_i X_{t-j} + u_{1t} \quad (1)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_i X_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

Onde  $u_{it}$  são os resíduos que assumimos serem não-correlacionados.

A equação (1) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X assim como a valores desfasados de Y; a equação (2), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y. Nada impede que as variáveis X e Y sejam representadas na forma de taxas de crescimento.

#### 4.4 Modelo VAR

O VAR é que um sistema de equações estimado com exatamente o mesmo conjunto de variáveis explicativas para todos os componentes da equação. É possível demonstrar que a estimação de um VAR nestes moldes é igual a estimação por OLS de cada equação individualmente. Desta forma, todos os testes de especificação e estabilidade se aplicam para cada equação do sistema. Nesta perspectiva a regressão do modelo VAR será:

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \dots + f_1 x_{t-1} + \dots + \varepsilon_t$$

$$x_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_1 x_{t-1} + \dots + \varepsilon_t$$

A única imposição feita é que o número de defasagens seja igual para todas as variáveis do modelo. A presença de raízes unitárias pode trazer os mesmos problemas que causava nas regressões simples. Desta forma, recomenda-se trabalhar com as séries em diferenças.

## 4. RESULTADOS

A tabela abaixo ilustra os resultados do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) sob a hipótese nula de que as variáveis possuem raiz unitária.

**Tabela 1:** Testes de Raiz Unitária – (ADF)

Variveis	Estatística ( $\tau$ )	Valor crítico			P-Valor
		1%	5%	10%	
LTCZAR	-9.175723	-3.47681	-2.8818	-2.577668	0.0000
LPMZ	-8.928667	-3.476805	-2.881830	-2.577668	0.0000
LPZAR	-9.486972	-3.47681	-2.8818	-2.577668	0.0000
LM2	-10.63396	-3.47681	-2.8818	-2.577668	0.0000

Fonte: Elaborado pelos autores

Os resultados mostram que todas as variáveis são estacionárias em uma defasagem, isto é, na primeira diferença sendo desta forma, integradas de ordem um  $I(1)$ . Visto que as series são estacionárias em  $I(1)$  o passo a seguir é verificar se as séries são ou não cointegradas.

Para a escolha da ordem de defasagem a ser utilizada na estimação do modelo VAR, levamos em conta a indicação dos critérios estatísticos: *Critério de Informação de Akaike (AIC)*; *Critério de Informação Schwarz4 (BIC)*; *Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ)* e *Erro de Predição Final (FPE)*. Cabe destacar que a defasagem do VAR é escolhida quando indicada por todos os testes ou por sua maioria.

**Tabela 3:** Seleção da ordem de defasagem do modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	397.6534	NA	3.02e-08	-5.964445	-5.877087	-5.928947
1	1454.200	2033.052	4.29e-15	-21.73031	-21.29352*	-21.55282*
2	1477.166	42.80019*	3.87e-15*	-21.83585*	-21.04963	-21.51637
3	1489.357	21.97958	4.10e-15	-21.77813	-20.64248	-21.31665
5	1509.370	10.08518	4.96e-15	-21.59652	-19.76201	-20.85106
6	1516.741	11.94869	5.70e-15	-21.46577	-19.28183	-20.57831
8	1546.498	21.87250	6.04e-15	-21.43179	-18.54898	-20.26035
12	1584.846	12.84893	9.91e-15	-21.04312	-16.76259	-19.30371

**Fonte:** Elaborado pelos autores

\*Indica o número de defasagens selecionado por cada critério para o sistema VAR.

LR: estatística LR; FPE: critério de previsão de erro final; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

O teste foi realizado considerando o nível de significância de 5%. Conforme a tabela mostra os dados de SC e HQ estão mas próximos de AIC, por a escolha da ordem da defasagem é 2.

A tabela 4 são apresentados os testes de causalidade de Granger para as variáveis em análise, para verificar se uma variável precede temporalmente – ou causa, no sentido de Granger – a outra.

**Tabela 4:** Teste de Causalidade de Granger

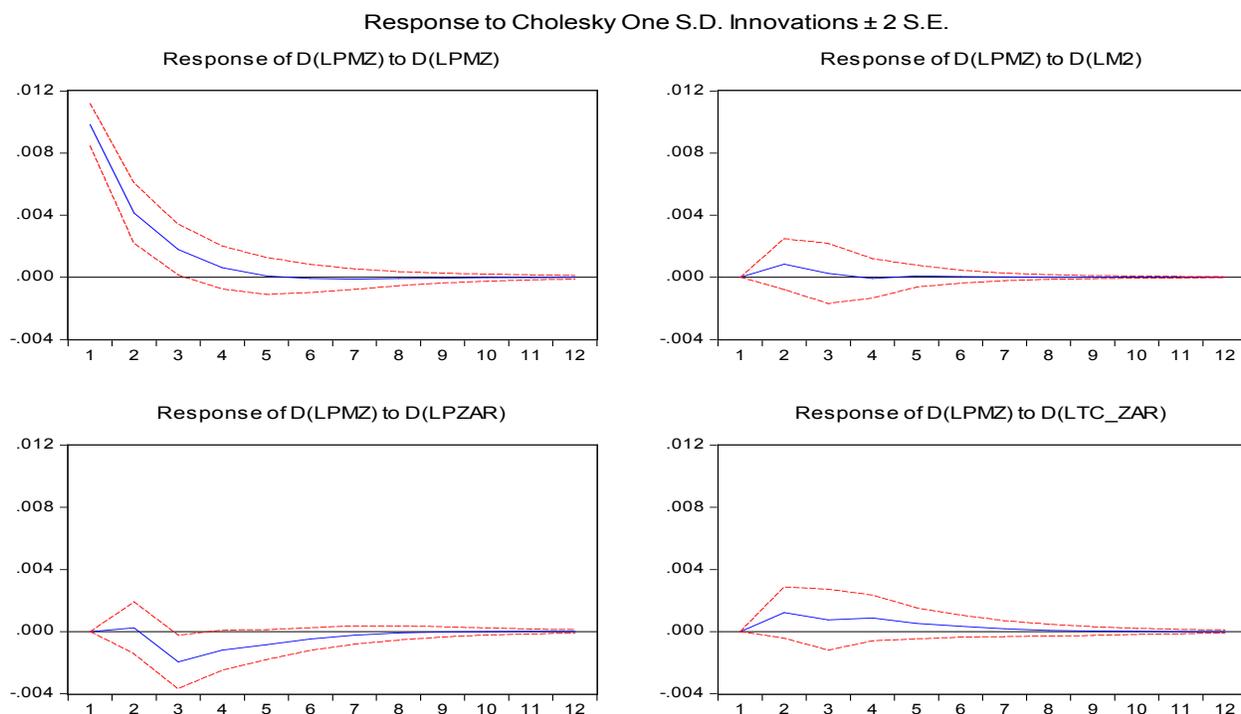
Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
D(LM2) does not Granger Cause D(LPMZ)	0.40022	0.6710
D(LPMZ) does not Granger Cause D(LM2)	4.15823	0.0177
D(LPZAR) does not Granger Cause D(LPMZ)	3.27031	0.0410
D(LPMZ) does not Granger Cause D(LPZAR)	2.36477	0.0978
D(LTC_ZAR) does not Granger Cause D(LPMZ)	1.14652	0.3208
D(LPMZ) does not Granger Cause D(LTC_ZAR)	0.86614	0.4229
D(LPZAR) does not Granger Cause D(LM2)	0.74784	0.4753
D(LM2) does not Granger Cause D(LPZAR)	0.07583	0.9270
D(LTC_ZAR) does not Granger Cause D(LM2)	0.62159	0.5386
D(LM2) does not Granger Cause D(LTC_ZAR)	1.18784	0.3080
D(LTC_ZAR) does not Granger Cause D(LPZAR)	3.68630	0.0276
D(LPZAR) does not Granger Cause D(LTC_ZAR)	0.23371	0.7919

**Fonte:** Elaborado pelos autores

Conforme a tabela ilustra 4, uma variação do câmbio causa, no sentido de Granger leva a uma variação no IPCMZ (em nível de significância de 5%), enquanto no sentido contrário, a hipótese nula de que variações do IPCMZ não causa variações da taxa de câmbio não é rejeitada, significando que a taxa de câmbio é um bom indicador na determinação da inflação. No que concerne as restantes variáveis, os resultados ilustram que variações na inflação sul africa não causa variações na inflação doméstica (ao nível de significância de 5%). Já a variável monetária as evidências ilustram que variações na expansão monetária causam variações no aumento da inflação doméstica.

No Gráfico 1 é apresentado as funções de resposta e impulso das principais variáveis usada no estudo. Segundo Menezes e Fernandez (2012) o objetivo desse tipo de função é mostrar como as variáveis endógenas do VAR se comportam quando há um choque em uma variável endógena específica.

**Gráfico 1:** Função Resposta ao Impulso



**Fonte:** Elaborado pelos autores

Nota-se que, um choque na moeda a inflação reage com uma queda de cerca de 0,03% e no quarto mês vai estabilizando ao longo do tempo. Constata-se que a reação do IPCMZ é mais rápida e forte a choques na taxa de câmbio, no primeiro mês a reação do IPC em relação a 0,03% da depreciação da taxa de câmbio é uma queda do IPC até ao nível de 0,04%, e partir do qual vai tendo um ligeiro crescimento até ao nível de estabilidade.

A tabela 5 mostra os resultados da decomposição da variação das variáveis usadas no modelo, como salienta Souza (2005) a utilização do modelo VAR, a análise de decomposição de Variância (ADV) e da Função Impulso Resposta (FIR) evidenciaram que as variáveis mais importantes para explicar a inflação são a própria inflação e a variação da taxa de câmbio.

**Tabela 5:** Análise de Decomposição de Variância

<b>Período</b>	<b>S.E.</b>	<b>LPMZ</b>	<b>LM2</b>	<b>LPZAR</b>	<b>LTC_ZAR</b>
1	0.009527	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.015621	99.51116	0.073869	0.014531	0.400445
3	0.020200	98.10284	0.366425	0.020407	1.510328
4	0.023722	95.70366	0.926625	0.020337	3.349374
5	0.026549	92.43161	1.751684	0.018528	5.798179
6	0.028920	88.52752	2.805073	0.016692	8.650718
7	0.030987	84.26962	4.035347	0.015293	11.67974
8	0.032837	79.91069	5.390769	0.014440	14.68411
9	0.034522	75.64659	6.827754	0.014194	17.51146
10	0.036071	71.60967	8.313933	0.014598	20.06180
11	0.037499	67.87632	9.827761	0.015627	22.28029
12	0.038818	64.47996	11.35650	0.017149	24.14639

**Fonte:** Cálculos dos autores

A tabela mostra a decomposição da variância do IPCMZ em até 12 meses. Verifica-se que a maior parte de sua variância há forte evidência de que ao longo do tempo, a taxa de câmbio tem um maior poder explicativo na variância do IPC, isto é, a taxa de câmbio influencia no IPC em 24,15%. No entanto a maior parte de sua variância é devida a própria variável (64,48%) sendo que a M2 em 11,36% e o IPCZAR em 0,018%.

## 5. CONCLUSÃO

O presente artigo teve como objetivo entender o efeito da taxa de cambial, no índice de preços para a economia moçambicana no período de 2000 a 2011. Usando os métodos econométrico baseado no modelo de Vetor Auto-Regressivo (VAR) para cada conjunto de dados, funções de resposta ao impulso e bem como a utilização da decomposição de variância para cada variável.

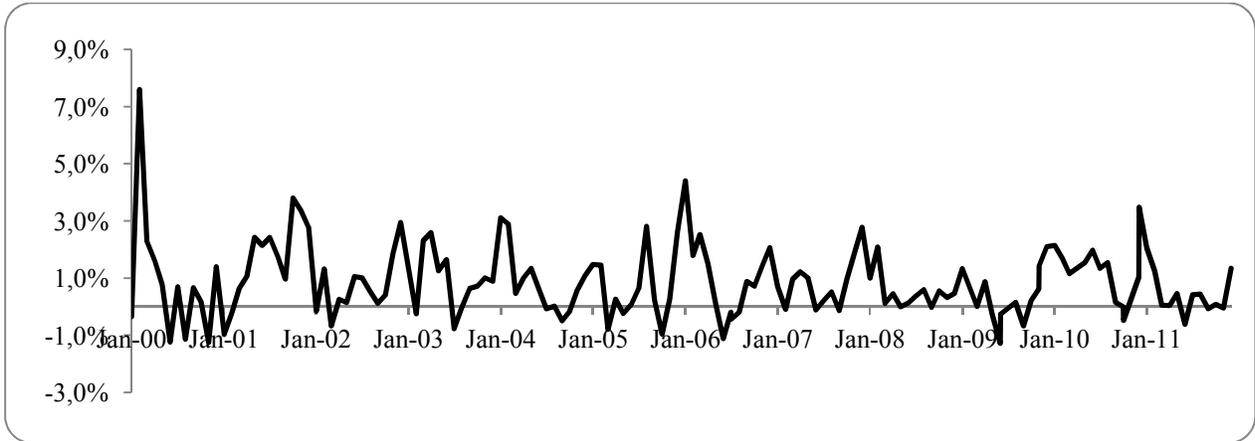
No geral os resultados do estudo vão em conformidade com outros trabalhos empíricos, como Cirera e Nhate (2006) e Vicente (2007), no sentido que a transmissão das mudanças cambiais é reflectida na transmissão dos preços. Onde foi possível observar na análise de impulse resposta e análise de decomposição da variância que a reação do IPC são intensas a choques da taxa de câmbio, e uma parte significativa do percentual da variância prevista M2 é reflectido no IPC. Significando que a taxa de câmbio e a massa monetária são indicadores que explicam o comportamento dos preços. Por fim, como ponto de partida nas pesquisas futuras é identificar como o grau de transmissão afecta os preços dos produtos que contribue de forma neagtiva para a inflação, olhando ao nível das principais províncias dos países (Maputo, Beira e Nampula), ampliando deste modo o debate da transmissão da taxa de câmbio por forma a dar uma melhor orientação de políticas.

## 6. REFERENCIAS

- GAGNON, J. E. and IHRIG, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *Int. J. Fin. Econ.*, Malden, v. 9, no. 4, p. 315-338.
- VICENTE, L. Carlos .(2007). Exchange rate and consumer prices in Mozambique: a co-integration approach. Conferência Inaugural do IESE:Desafios para a Investigação social e económica em Moçambique.

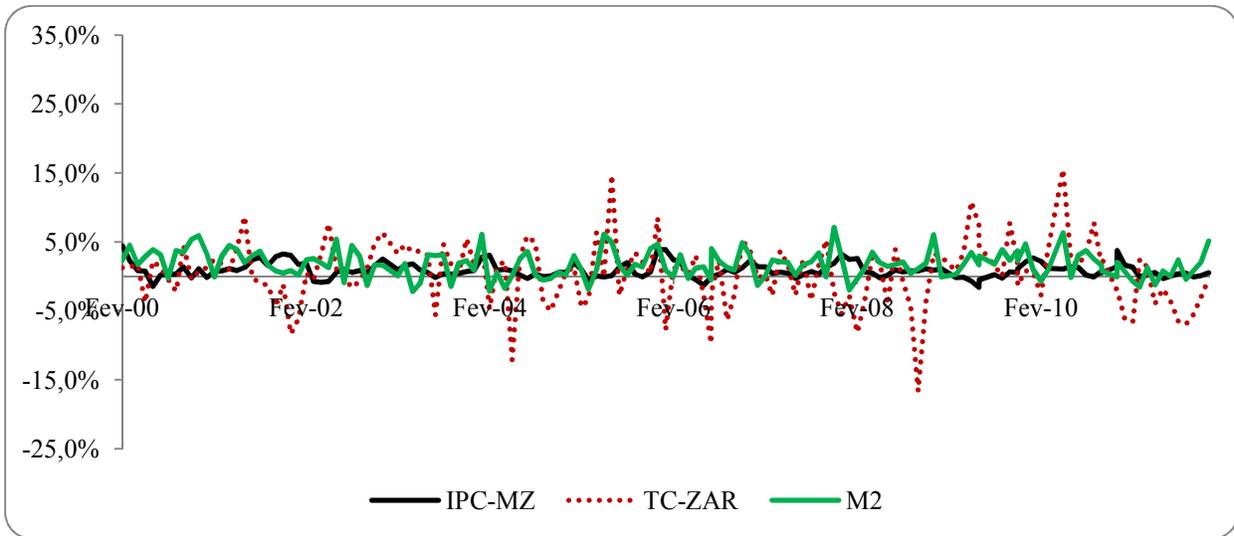
- LOENING, J.DUREVALI, D. e BIRRU, Y. (2009). Inflation Dynamics and Food Prices in an Agricultural Economy: The Case of Ethiopia. *Working papers in economics No 347*. Handelshögskolan vid Göteborgsuniversitet.
- EATZAZ, Ahmad and SAIMA, Ahmed Ali. (1999). Exchange Rate and Inflation Dynamics. *Pakistan Development Review*. Vol: 38, No: 3.
- SOUZA, G. Rodrigo. (2010). *Relação entre câmbio e preços no brasil: aspectos teóricos e evidências empíricas para o período de 1999 a 2009*. Dissertação de Mestrado. Universidade Estadual de Maringá – UEM.
- KASHIF, Shagufta . The Relationship Between Exchange Rate and Inflation in Pakistan. Work paper.
- ROMER, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*. Cambridge. v. 108, no. 4.
- Tejada, César e Silva, Agnaldo (2008). O pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços dos principais produtos exportados pelo Brasil.
- CARNEIRO, Francisco. A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia. Departamento de Economia. Universidade de Brasília.

**Anexo 1:** Variação mensal do IPC



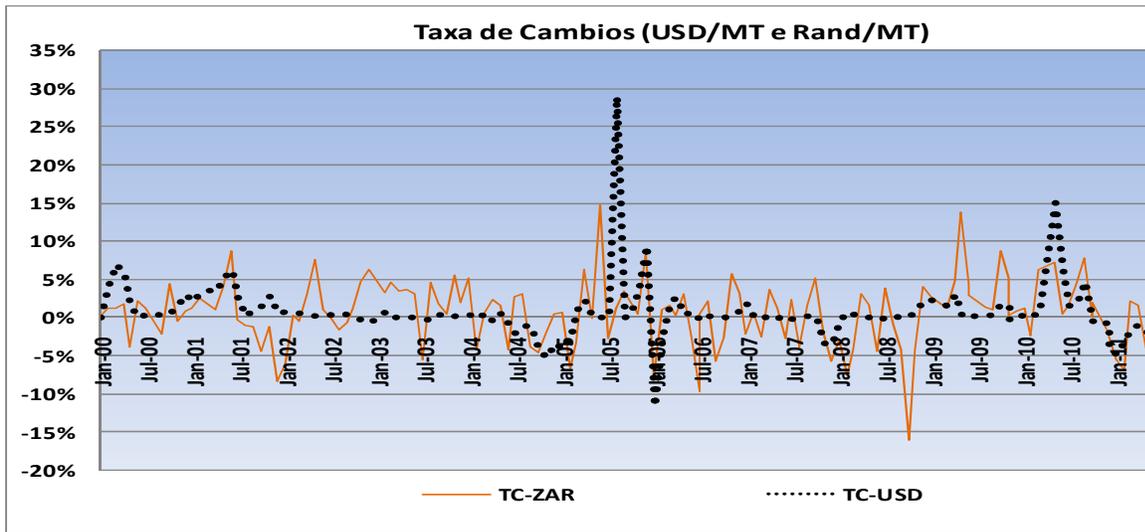
Fonte: INE

**Anexo 2:** Variação mensal da taxa de cambio, IPC e MZN/RAND.



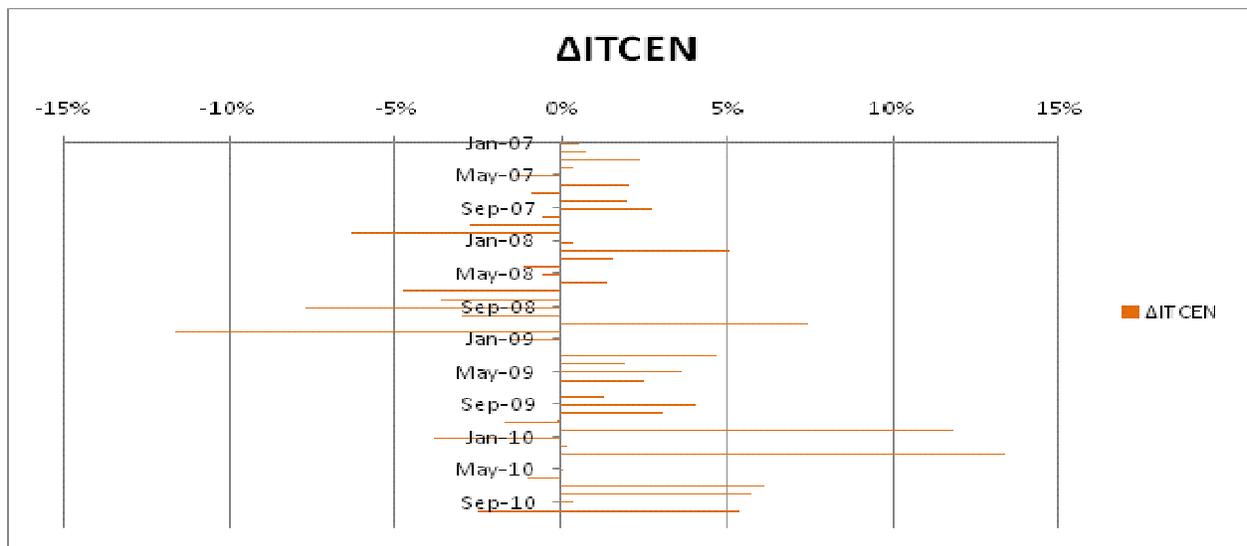
Fonte: INE e BM

**Anexo 2:** Taxa de câmbios (MZN/USD e MZN/RAND)



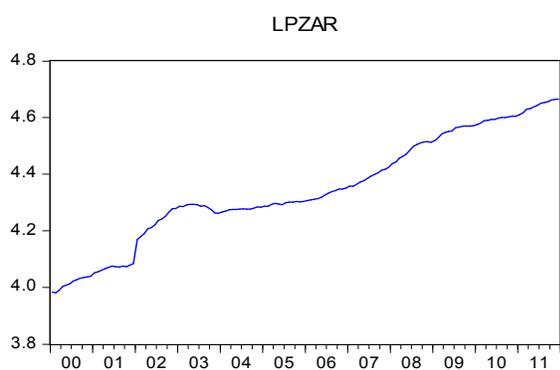
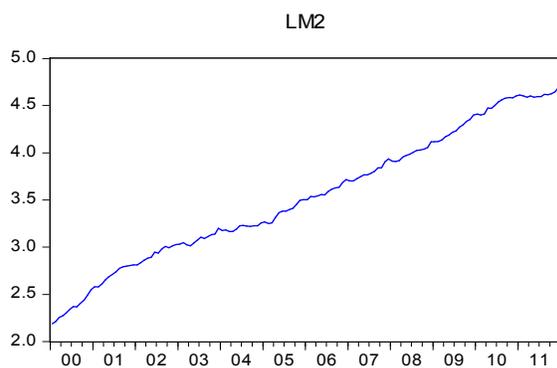
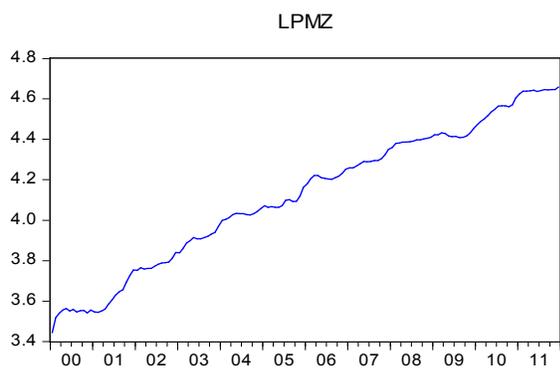
Fonte: BM

**Anexo 3:** Índice da taxa de câmbio nominal efectiva (MZN/USD e MZN/RAND)



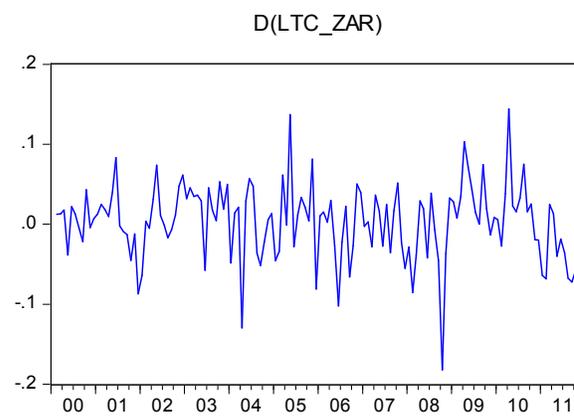
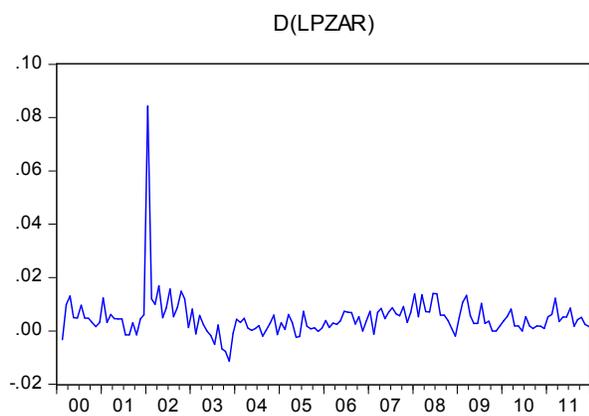
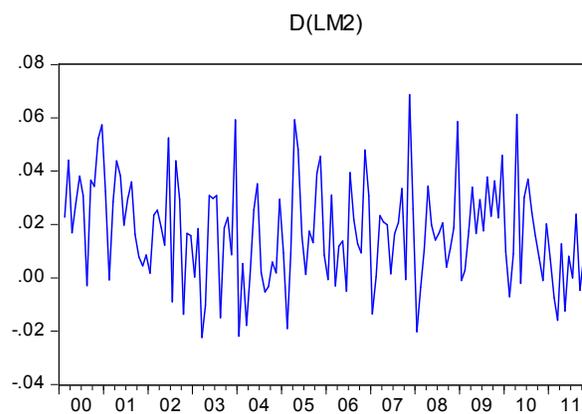
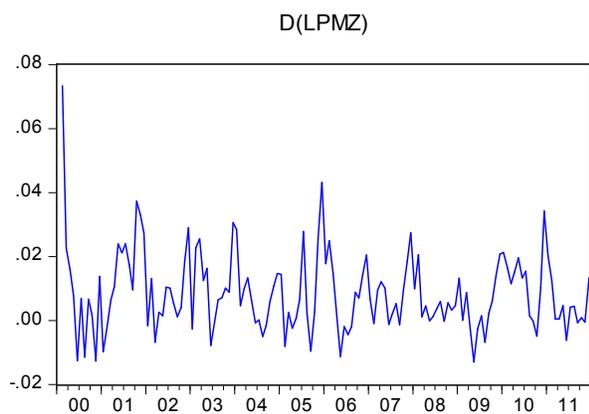
Fonte: Elaborados pelos autores

#### Anexo 4: Tendência das series do período de 2000 a 2011



Fonte: Elaborado pelos autores

## Anexo 5: Teste Gráfico de estacionaridade (1ªDifereência)



Fonte: Elaborado pelos autores



Av. Patrice Lumumba, 178 - Maputo  
MOÇAMBIQUE

Tel. + 258 21 328894  
Fax + 258 21 328895  
[www.iese.ac.mz](http://www.iese.ac.mz)