

UNIVERSIDADE CATÓLICA DE MOÇAMBIQUE

Faculdade de Economia e Gestão

Análise do Efeito *Pass-Through* Cambial para a Formação dos Índices de Preços em Moçambique (2000:01 – 2012:12)

De:

Micas Benjamim Ferrer Rego

Dissertação apresentada como exigência parcial para a obtenção do grau de Mestrado em Economia (MA) à comissão julgadora da Universidade Católica de Moçambique

Beira,

Março de 2014

DECLARAÇÃO

O trabalho contido nesta dissertação foi realizado pelo autor na Universidade Católica de Moçambique, Faculdade de Economia e Gestão 2013-2014. Esta obra é original, excepto onde são fornecidas devidas referências. Nunca foi nem nunca será apresentado para adjudicação de qualquer outra Universidade. Nenhuma parte deste trabalho deve ser reproduzida sem a permissão prévia do autor ou da Universidade Católica de Moçambique.

Micas Benjamim Ferrer Rego

Micas Benjamim Ferrer Rego

Data: 30/03/2014

Supervisor:

Dr. Amade Mamudo

Amade Joaquim Amade Mamudo

Data: 30/03/2014

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho a minha família, meus amigos e docentes, pelo amor, apoio irrestrito e contributo para minha formação;

A todos os académicos, economistas, curiosos e interessados pelo tema;

“A educação é um processo social, é desenvolvimento.

Não é a preparação para a vida, é a própria vida.” (John Dewey)

“A educação e ensino são as mais poderosas armas que

podes usar para mudar o mundo” (Nelson Mandela)

AGRADECIMENTOS

Antes de qualquer coisa quero agradecer, em primeiro lugar, à Deus, pela força e coragem durante toda esta longa caminhada e confortante confiança, principalmente, enquanto escrevia esta dissertação.

Agradeço também a minha esposa, Maria de Lurdes, que de forma especial e carinhosa me deu força e coragem, me apoiando nos momentos de dificuldades, estende-se também a minha amada filha, Miyuke Rego, que embora não tivessem conhecimento pelo tema, mas iluminou de maneira especial os meus pensamentos me levando a buscar mais conhecimentos. E não deixando de agradecer de forma grata e grandiosa aos meus pais, Vicente Ferrer e Teresa de Jesus Cardoso (*em memória*), a quem eu rogo todas as noites a minha existência.

Quero também expressar, com toda a força da minha alma, o mais profundo reconhecimento e agradecimento ao meu mestre e supervisor, Dr. Amade Mamudo pela paciência na orientação e incentivo que tornaram possível a conclusão desta dissertação e por ter estado sempre lá quando foi preciso.

Endereçar especial agradecimento ao docente e coordenador do curso (MA), pelo convívio, pelo apoio, pela compreensão e pela amizade. A todos os docentes do curso, que foram tão importantes na minha vida acadêmica e no desenvolvimento desta dissertação.

Aos amigos e colegas, pelo incentivo e pelo apoio constantes. E, por fim, a todas as pessoas que de uma forma ou de outra, contribuíram para a realização deste trabalho.

Micas Benjami m Ferrer Rego

SUMÁRIO EXECUTIVO

O presente trabalho tem como objetivo conhecer a relação entre as variações nos índices de preços ao consumidor e as variações na taxa cambial das duas moedas estrangeiras (rand e dólar-americano) mais circuladas na economia moçambicana, analisando assim o que podemos chamar mediante algumas literaturas teóricas e empíricas o efeito *pass-through das variações da taxa de câmbio para os preços domésticos*. Entretanto, o indicador do nível de preços mais utilizado na economia moçambicana é o Índice de Preços ao Consumidor (IPC), assumindo-se assim como o melhor indicador para espelhar o processo inflacionário do país. Portanto, no intuito de consistência da pesquisa, utilizou-se variáveis no horizonte temporal mensal de 2000 á 2012 e, sendo incluso no modelo as variáveis taxa de câmbio do metical face ao rand sul-africano e dólar americano, a oferta de moeda (M2), inflação sul-africana (IPC_ZAR) e grau de abertura comercial, que tendem por finalidade visualizar o comportamento oscilatório da inflação moçambicana, a partir dos métodos econométricos, estimou-se um Vetor Autorregressivo (VAR) não restrito, uma vez que o teste de Johansen não apresentou vectores de cointegração o que limita a possibilidade de relacionamento de longo prazo. No presente estudo, para medição do *Pass-through* foi elaborado a função impulso e resposta, com base nos resultados encontrados, acredita-se que no final do período em estudo a taxa cambial afecta os preços domésticos (IPC) com uma transmissibilidade do dólar rondando nos 0,4582 pp, enquanto o rand aproxima-se nos 0,2874 pp, e as restantes variações dependem da oferta de moeda (-0,2936 pp), inflação sul-africana (-0,4566 pp) e finalmente do grau de abertura comercial (-01185 pp). De acordo com a mesma, pode-se observar no curto prazo, um choque positivo (depreciação) de 1 pp na taxa de câmbio do metical face ao dólar norte-americano produz um efeito imediato negativo até no segundo mês 0.001824 pp e no terceiro período apresenta uma resposta positiva na ordem de 0.000400 pp e posteriormente chega atingir efeitos positivos no final do primeiro e segundo ano, 0.008609 pp e 0.007283 pp respectivamente, decrescendo ao longo prazo. Entretanto, um choque positivo na taxa de câmbio do metical face ao rand (depreciação) leva a um abrandamento do nível geral dos preços, no segundo mês uma depreciação cambial tende a obter uma resposta no IPC negativa em 0.006055 pp, nos finais do primeiro ano a mesma tendência em 0.003333pp, esta tendência negativa manteve-se até no décimo sétimo mês havendo uma transmissibilidade cambial em 0.000249 pp, alterando-se numa transmissibilidade positiva até ao final do segundo ano em 0.002913 pp. Acrescentado na análise a decomposição da variância, que o grau de explicabilidade da variância dos resíduos, o dólar americano incide em 4,485 pp e rand 1,426 pp e restante incide sobre as outras variáveis do modelo, com maior incidência sobre o grau de explicabilidade sobre a mesma variável (IPC) que explica cerca de 89,36 pp, o que predita a possibilidade da dinâmica

estar directamente relacionada sobre a inflação repassada. Finalmente, o teste de causalidade de Granger mostra que, não existe causalidade câmbio dólar e rand no sentido de Granger para uma variação no IPC_MOZ (em nível de significância de 5%) e muito menos a oferta de moeda, índice de preços sul-africanos e grau de abertura comercial. O estudo sugere que existe uma transmissibilidade incompleta das taxas cambiais para a inflação, sendo muito significativa no curto prazo, ou seja grande parte das variações do IPC é explicada pelas variações da taxa de câmbio do metical face ao dólar americano e seguindo do rand, pese embora argumenta-se que a variabilidade pode ser refletida com algum impacto resultante do aumento da abertura comercial, períodos inflacionários passados e importados, política monetária mais apertada buscada pelo banco central ao longo do período, choques externos, e factores extremos e internos. Portanto, recomenda-se que a economia da Moçambique concentra-se em políticas que garantam a estabilidade cambial, vigilância monetária sólida e ajuste de políticas económicas que visem a estabilidade de preços.

Palavras-chave: *pass-through cambial, índice de preços ao consumidor, Vetor Autorregressivo (VAR), oferta de moeda, grau de abertura comercial*

ABSTRACT

This study aims to evaluate the relationship between changes in the consumer price index and changes in the exchange rate of the two currencies (U.S. dollar and rand) plus circled Mozambican economy and analyzing what we can call upon some literature theoretical and empirical pass-through effect of exchange rate changes to domestic prices. However, the indicator of the price level most commonly used in the Mozambican economy is the Consumer Price Index (CPI), assuming as the best indicator to reflect the inflationary process in the country. Therefore, the aim of consistency of research, we used variables in the monthly time horizon from 2000 to 2012 and, with the variables included in the model exchange rate of the metical against the South African rand and U.S. dollar, the money supply (M2), south African inflation (IPC_ZAR) and degree of trade openness, which tend intended to display the oscillatory behaviour of the Mozambican inflation, starting econometric methods, we estimated a Vector Auto - Regressive (VAR) not restricted, since the Johansen test showed no co integration vectors which limits the possibility of long-term relationship. In this study, to measure the pass-through impulse response function and was prepared based on the results, it is believed that at the end of the study period the

exchange rate affects domestic prices (CPI) with a transmissibility dollar growing pp in 0.4582 , while the rand approaches in 0.2874 pp , and the remaining variations depend on the money supply (-0.2936pp) , south African inflation (-0.4566 pp) and finally the degree of trade openness (-01 185 pp) . According to the same, it can be observed in the short term, a positive shock (depreciation) of 1 pp in the exchange rate of the metical against the U.S. dollar has an immediate negative effect until the second month 0.001824 pp and in the third period presents a positive response on the order of 0.000400 pp and subsequently arrives achieve positive effects at the end of first and second year, 0.008609 pp and 0.007283 pp respectively, decreasing over time. However, a positive shock to the exchange rate of the metical against the rand (depreciation) leads to a slowdown in the general level of prices, in the second month exchange rate depreciation tends to get a response in the negative CPI in 0.006055 pp , at the end of first year the same trend in 0.003333 pp , this negative trend continued until the seventeenth month having an exchange transmissibility in 0.000249 pp , changing in a positive transferability to the end of the second year in 0.002913 pp . Added in the variance decomposition analysis , the degree of the variance explicability waste , the U.S. dollar falls on 4,485 bps and 1,426 bps and rand remaining concerns the other variables in the model , focusing on the degree of explicability about the same variable (IPC) explaining about 89.36 pp , which predicted the possibility of dynamics is directly related to inflation passed . Finally , the Granger causality test shows that there is no causality rates and dollar rand in the Granger sense for a change in IPC_MOZ (at a significance level of 5 %) and much less the money supply , index of South African prices and degree of trade openness.

Keywords: *Exchange rate pass-through, consumer price index, Vector Auto-Regressive (VAR), money supply, degree of trade openness*

ÍNDICE

DEDICATÓRIA	II
AGRADECIMENTOS	III
SUMÁRIO EXECUTIVO	IV
ABSTRACT.....	V
LISTA DE FIGURAS	IX
LISTA DE TABELAS.....	X
LISTA DE ABREVIATURAS	XI
GLOSSÁRIO	XII
CAPÍTULO I: INTRODUÇÃO	1
1.1. Introdução	1
1.2. Justificação.....	3
1.3. Objectivos da Pesquisa.....	4
1.3.1. Objectivo Geral.....	5
1.3.2. Objectivos Específicos	5
1.4. Definição do Problema.....	5
1.5. Hipóteses	7
1.5.1. Hipótese Geral	7
1.5.2. Hipóteses Específicas	8
1.6. Delimitação do Estudo	8
1.7. Estrutura do Estudo.....	10
CAPÍTULO II: REVISÃO DA LITERATURA	11
2.1. Revisão de Literatura Teórica.....	11
2.1.1 Conceito de <i>pass-through</i>	12
2.1.2. O <i>pass-through</i> da taxa de câmbio.....	13
2.1.3. Canais de Transmissão do <i>Pass-through</i> do Câmbio para os Preços.....	14
2.1.4. Importância do <i>Pass-Through</i>	16
2.1.5. Determinantes do grau de <i>Pass-through</i>	17
• Ambiente Inflacionário.....	17
• Grau de Abertura da Economia.....	18
• Desalinhamento da Taxa de Câmbio Real	18
• Enfoque microeconômico.....	19
2.2. Revisão de Literatura Empírica	23
2.3. Revisão de Literatura Focalizada.....	37

CAPITULO III: METODOLOGIA DA PESQUISA	43
3.1. Introdução	43
3.2. Desenho da Pesquisa.....	43
3.3. Instrumentos de Pesquisa	44
3.4. Descrição das Variáveis	45
3.5. Teste de Estacionaridade.....	47
3.5.1. Uma crítica aos testes de raiz unitária	50
3.7. Análise de vetores auto-regressivos (VAR)	51
3.7. Ordem de Desfasagem do VAR	53
3.8. Teste de Causalidade de Granger.....	54
3.9. Função Resposta ao Impulso	55
3.10. Análise de Decomposição de Variância.....	56
3.11. Validação do Modelo	56
3.11.1. Teste de Normalidade.....	57
3.11.2. Teste de Autocorrelação	58
3.11.3. Teste de Heteroscedasticidade	59
3.12. Especificação do Modelo Econométrico.....	59
CAPITULO V: ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DE DADOS.....	63
4.1. Introdução.....	63
4.2. Evolução da Taxa de Câmbio referencial e Índice de Preços em Moçambique (2000-2012)	63
4.3. Análise Econométrica do Efeito <i>Pass-through</i> da Taxa de Câmbio no Nível Geral de Preços em Moçambique no período de 2000:01 -2012:12	68
4.4. Teste de Estacionaridade	70
4.4.1. Exame Visual	70
4.4.2. Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP).....	72
4.1. Teste de Cointegração de Johansen.....	76
4.2. Ordem de Desfasagem da Modelagem de longo prazo	77
4.3. Identificação de Relações de longo prazo no Índice de Preços ao Consumidor	78
4.3.1. Causalidade de Modelagem de Longo Prazo	82
4.4. Relação de Curto Prazo do Modelo Auto-Regressivo Vectorial.....	84
4.5. Teste de Validação do Modelo VAR (Modelo de longo prazo)	88
4.5.1. Teste de Autocorrelação	88
4.5.2. Teste de Normalidade.....	89
4.5.3. Teste de Heteroscedasticidade.....	90
4.6. Análise Impulso – Resposta.....	91

4.7. Análise de Causalidade Granger	98
4.8. Análise de Decomposição de Variância para o IPC de Moçambique	101
CAPITULO V: CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÃO	103
5.1. Conclusão	103
5.2. Recomendações	105

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 : Evolução da Cambial do Metical face ao Rand e Dólar americano (2000-2012)	64
Figura 2: Desempenho do Índice de Preços aos Consumidor de Moçambique (2000-2012) (Base: Dezembro 2004=100).....	66
Figura 3: Taxa de câmbio (MZN/USD e MZN/RAND) e Inflação	67
Figura 4: Teste de Estacionariade - Exame Visual	71
Figura 5: Teste Gráfico de estacionaridade (1ª Diferença)	75
Figura 6 : Funções Impulso Resposta da Variável independente para Dependente	94
Figura 7: Funções Impulso Resposta Geral.....	96

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Sumário das estatísticas Descritivas	69
Tabela 2 : Teste de Estacionaridade de ADF (Augmented Dickey-Fuller)	73
Tabela 3: Teste de Estacionaridade Phillips – Perron Unit Root.....	74
Tabela 4: Teste de Cointegração de Johansen (traço).....	76
Tabela 5: Teste de cointegração de Johansen (autovalor máximo)	76
Tabela 6: Critérios de seleção das ordens de defasagem dos modelos VAR	78
Tabela 7: Estimativa dos coeficientes da análise de cointegração da modelagem de longo prazo	79
Tabela 8: Estimação da Modelagem de Longo prazo	81
Tabela 9: Estimacao dos Coeficientes da Modelagem de Longo prazo.....	82
Tabela 10: Teste de Wald – Teste de Significância Conjunta (Taxa de Cambio ZAR/MZM)	83
Tabela 11: Teste de Wald – Teste de Significância Conjunta (Taxa de Cambio USD/MZM)	83
Tabela 12 : Teste Residual de Autocorrelacao Portmanteau	85
Tabela 13: Teste residual de correlação serial LM	86
Tabela 14 : Teste Residual de Normalidade	87
Tabela 15 : Teste de Residual de Heteroscedasticidade.....	88
Tabela 16: Teste de Autocorrelação Serial LM	89
Tabela 17: Teste de Normalidade	90
Tabela 18: Teste de Heterocedasticidade	90
Tabela 19: Resposta acumulada na Inflação em Moçambique.....	97
Tabela 20: Teste de Causalidade de Granger	99
Tabela 21: Análise de Decomposição de Variância de LNIPC.....	102

LISTA DE ABREVIATURAS

ABERT	Grau de Abertura da Economia
ADF	Augmented Dickey Fuller
ADV	Análise de Decomposição de Variância
AIC	Critério de Informação de Akaike
ARIMA	Auto –Regressivos Integrados de Média Móvel
BC	Banco Central
BM	Banco de Moçambique
ERPT	<i>Exchange Rate Pass-Through</i> (Transmissibilidade da taxa de cambio)
FIR	Função Impulso Resposta
GDP	Gross Domestic Product (PIB: Produto Interno Bruto)
GDP_GAP	Hiato do Produto Interno Bruto
INE	Instituto Nacional de Estatística
IPC	Índice de Preço ao Consumidor
IPC_ZAR	Nível de Preços ao Consumidor da Africa do Sul
MCE	Mecanismo de Correção de Erro
MQO	Método do Mínimos Quadrados Ordinários
MZN	Meticais
PP	Pontos Percentuais
PPs	Phillips-Perron
PVDs	Países em via de desenvolvimento
SBC	Critério de Informação Schwarz
SVAR	Vetores Auto-Regressivos Estruturais
TC	Taxa de Câmbio do metical em relação ao rand sul africano
VAR	Vetoriais Auto-regressivos
VECM	Modelos de Correção de Erros de Vectores (Vector Error Correction Model)
ZAR	Sul-africano

GLOSSÁRIO

Auto correlação - quando o termo de erro de um período está positivamente correlacionado com o termo de erro do período anterior (Gujarati, 2000).

Curto Prazo - é um período de tempo em que não se pode ajustar os factores produtivos (Samuelson & Nordhaus, 2005).

Heterocedasticidade - quando a variância dos termos de erro não é constante para todas as observações (Gujarati, 2000).

Índice de Preço ao consumidor (IPC) – é o nível de preços domésticos. Este mede a alteração dos preços pagos pelos consumidores por uma cesta de bens de consumo e de serviços durante um determinado período de tempo. (INE, 2007)

Inflação – É subida sustentável no nível do preço (Blanchard, 2003).

Longo Prazo – É um período através do qual pode ocorrer um ajustamento composto as alterações ocorridas (Samuelson & Nordhaus, 1999).

Modelo – é um instrumento formal para representar os aspectos básicos de um sistema complexo através de um número reduzido de relações fundamentais. Os modelos tomam a forma de gráficos, equações matemáticas e programas informáticos (Samuelson, 1993).

Pass-through Cambial - elasticidade taxa de câmbio – preços domésticos, isto é, é o impacto percentual de uma mudança de 1% na taxa de câmbio nominal sobre os preços domésticos, sejam eles comercializáveis ou não. Esse grau de repasse cambial aos preços significa a sensibilidade dos preços domésticos em relação às mudanças cambiais. (Campa e Goldberg, 2002)

PIB - valor da riqueza gerada num país durante o processo produtivo num período determinado; é o valor total de bens e serviços produzidos no país à preços de mercado e livre de duplicações, excluindo o valor das importações (INE, 2007).

Política cambial – é o conjunto de acções e orientações ao dispor do Estado destinadas a equilibrar o funcionamento da economia através de alterações das taxas de câmbios e do controle das operações cambiais. (BM, 2010)

Taxa de Câmbio – O preço da moeda estrangeira em termos da moeda domestica (Blanchard,2003)

Taxa de Câmbio Real - preço relativo dos bens dos dois países. Diz-nos a taxa a que pode ser trocada os bens de um país pelos bens de outro país. Também pode ser chamada de termos de troca (Krugman, 2001).

Termo de erro - variável aleatória (estocástica) que possui propriedades probabilísticas bem definidas; representa todos os factores que afectam a variável dependente, mas que não são considerados explicitamente (Gujarati, 2000).

Teste t - teste de significância para verificar se o valor da estatística “t” se encontra ou não na região crítica (Gujarati, 2000).

CAPÍTULO I: INTRODUÇÃO

1.1. Introdução

No entender do panorama mundial, quando pretende-se avaliar mudanças causadas pelas taxas de câmbio em reflexão nos preços de bens e serviços, depara-se com o que refere-se por *pass-through* da taxa de câmbio, através de um canal de transmissão ou relação entre as mesmas, passando a ter interesse na economia internacional desde o colapso do sistema de Bretton Woods, em 1973. Assim sendo, desde o insurgir da grande depressão e colapso das economias devido a choques internos e externos, que serviram de forte motivação de pesquisa da literatura sobre os preços e as taxas de câmbio, e sendo o principal estudo veio a surgir por Goldberg e Knetter (1997), que se focaram sobre a apreciação da ordem do 34% do yen contra o dólar americano entre janeiro de 1994 e abril de 1995. Entretanto, para estes autores o principal episódio de questões incidia inicialmente se uma pequena variação da taxa de câmbio afectaria os preços domésticos, principalmente dos produtos importados e que tipo de transmissibilidade seria passada para os preços, que veio normalmente a ser conhecida por *Pass-Through* cambial.

A guerra de taxa de câmbio vem remergindo com o aliviar da supressão da crise. Estudos em outras economia mostraram serem impossível, no vigamento de uma economia aberta, não puderam ser obtidas aquela estabilidade de taxa de câmbio, independência de política monetária doméstica, e movimento importante livre em simultaneidade. Pese embora, tenham sido constatados estes entraves, foi evidenciada em grandes economias industrializadas, uma transmissibilidade da taxa de câmbio nos preços domésticos, especialmente aos bens e serviços importados ou exportados.

Entretanto, por um lado nota-se um explosivo interesse sobre o *pass-through* cambial e ao mesmo tempo a preocupação pela estabilidade de preços pelo Banco Central (BC), faz-se assim um elo de conexão com as políticas monetárias que as economias devem adotar sobre o pretexto de atingibilidade dos seus objectivos. Outrora, nota-se a incapacidade das economias em países em via de desenvolvimento, e principalmente as pequenas economias abertas, o que eleva a sua extrema dependência com o comércio externo, impactos sobre a balança de pagamento e os

preços domésticos. É neste contexto, que incitam uma compreensão clara sobre como as mudanças no valor externo da moeda nacional afetam os preços domésticos.

No panorama dos formuladores de políticas monetárias, uma compreensão completa do mecanismo de *pass-through* é particularmente importante, pois o grau de passagem tem impacto tanto na transmissão mecanismo de política monetária e sobre as previsões de inflação. O significado de *pass-through* cambial é posta a prova na compreensão de como se comportam os preços na economia doméstica e ainda agravada pelo facto dos mercados domésticos estarem se tornando cada vez mais integrado com os mercados globais ou internacionais, devido a liberalização das economias. Assim, o *pass-through* da taxa de câmbio vem sendo o provável indicador de ajuste externo do país, que por sua vez tem implicações consideráveis para a situação monetária e incluindo o comportamento dos preços. Realçar ainda que, foram feitas em diversas economias, uma análise dos preços domésticos em relação a mudanças na taxa de câmbio é extremamente importante, especialmente no contexto do regime de câmbio flutuante.

A economia moçambicana, desde a proclamação da independência em 1975 passou por distintas experiências, isto é, experimentou deferentes regimes cambiais face as condições conjunturais específicas de cada momento, que foram assistidas de modo a solidificar os propósitos da política económica e monetária. O período de 1975 a 1986 foi caracterizado por um regime de câmbios fixos, no quadro de uma economia de planificação central. Entretanto, foram criadas as condições e os alicerces para a transição para o regime de câmbios flexíveis, no contexto do aprofundamento da liberalização política e económica, situação esta que permanece até actualmente em Moçambique.

Apesar de ser um tema recente, Biggs (2011) destaca diferentes canais de transmissão, através do qual as oscilações da taxa de câmbio afectam a economia moçambicana, sendo a principal é por via da sua influência nos preços. O principal efeito directo ocorre através do impacto nos preços das importações, o qual, por via da cadeia do cálculo de preços, provoca alterações nos preços no consumidor e nos custos no produtor. Estes efeitos de preços, por sua vez, provocam impactos indirectos e uma segunda ronda de impactos, por meio das alterações nos rendimentos reais, nos gastos do consumidor e nos fluxos comerciais, os quais têm consequências acrescidas no sentido geral das mudanças, no índice dos preços no consumidor (IPC). Outro efeito directo de alterações das taxas de câmbio sobre os preços ocorre por via do impacto nos preços das

exportações, o que conduz a alterações nas margens de lucro do exportador e nos volumes de comércio.

Desta forma, torna-se relevante observar o *pass-through* cambial, ou seja, a transmissão (repass) da variação da taxa de câmbio para os índices de preços, sendo esse facto dependente, principalmente, da elasticidade dos produtos que constituem esses índices. De modo geral, quanto maior for a sensibilidade, maior será o repasse, a variação do índice de preços dependerá da composição dele e da forma como o setor afetado reagiu à variação cambial.

Neste sentido, utilizamos séries de dados mensais de janeiro de 2000 a dezembro de 2012 da taxa de câmbio (MZN/ZAR) e índice de preços agregados (IPC) com o intuito de verificar como se dá repasse das variações cambiais. Salientar ainda que a economia moçambicana apresenta períodos com tendências oscilatórias nas taxas de câmbio nominais (MZN/USD e MZN/ZAR) ao longo de tempo, e mediante este indicador qual seria o grau de repasse sobre a inflação (medida pelo Índice de Preços ao Consumidor).

1.2. Justificação

Como evidenciado anteriormente, o *pass-through* da taxa de câmbio pode ser amplamente definida como a relação entre as mudanças na taxa de câmbio nominal e o nível de preços doméstico. Em um nível desagregado, o *pass-through* da taxa de câmbio pode ser avaliado em relação a diferentes indústrias ou em relação a diversas categorias de mercadorias, tais como bens de consumo, bens intermediários e bens de investimento.

Particularmente no caso das pequenas economias e abertas, principalmente os países em desenvolvimento como Moçambique, um choque externo pode exercer pressão sobre a taxa de câmbio, resultando na desvalorização da moeda doméstica. Enquanto tal mudança no preço externo da moeda afeta os preços internos de bens de consumo, bens intermédios, bem como bens de investimento, algumas dessas mudanças de preços pode resultar em novos aumentos dos preços, resultando numa espiral inflacionária na economia.

É notório a existência diversos estudos a respeito do impacto económico das flutuações da taxa de câmbio, principalmente sobre os preços domésticos. Entretanto, embora exista esta intenção de debruçar nas distintas economias desenvolvidas e até mesmo as menos desenvolvidas, pouco inspirou-se o interesse de fazer a ligação com a dinâmica da economia moçambicana. Inegavelmente, importa salientar que os estudos realizados em torno desta matéria e que apontam a existência duma relação positiva destas duas variáveis, as conclusões a respeito são ainda limitadas. Além desta situação, o desenvolvimento do instrumento de análise de estudos vem sendo implacável e abrindo nos últimos anos a possibilidade para realizar tais relações, facto ainda não muito explorado mesmo nos estudos para países desenvolvidos.

A motivação do presente estudo resulta essencialmente no interesse do grau de repasse cambial no nível de preços, ou seja, a extensão da velocidade ocorrida nos preços domésticos em resposta ao ambiente externo (taxa de câmbio), que possibilitam desafios para consistência das políticas económicas. Ressaltar que, urge uma compreensão completa do *Pass-through* da taxa de câmbio em Moçambique que garanta visualizar como deveriam ser conduzidas políticas monetárias mais eficazes sobre a nossa economia. Segundo Cueteia, et. al (2012) a tendência das taxas de câmbio nominais (MZN/USD e MZN/RAND) ao longo de tempo foram crescentes, mas a partir de 2000 sofrem uma depreciação mas sendo inconsistentes para alguns períodos esta 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. Outrora, urge entender o grau de transmissibilidade e sensibilidade no sistema de preços da economia e visualizar a reação adjacente na inflação no curto e longo prazo do país nestes períodos.

1.3. Objectivos da Pesquisa

Nesta secção serão apresentados os objectivos que norteiam a pesquisa que será levada ao cabo no presente trabalho. Existem duas categorias de objectivos a destacar: objectivos gerais e específicos, sendo que os primeiros abordam o tema generalidade geral enquanto os últimos apresentam as fases necessárias para atingir o objectivo geral.

1.3.1. Objectivo Geral

Pretende-se com este estudo verificar o efeito de transmissibilidade da taxa de câmbio no nível geral de preços em Moçambique decorrente nos períodos compreendidos do regime cambial flexível, concretamente desde Janeiro de 2000 à Dezembro de 2012

1.3.2. Objectivos Específicos

O estudo procura responder e discutir os seguintes objectivos específicos:

- Analisar a relação existente da variação percentual do Índice de Preços ao Consumidor de Moçambique face a taxa de câmbio nominal;
- Identificar o grau de transmissão (repasse) da variação da taxa de câmbio no índice de preços da economia moçambicana;
- Verificar a extensão da volatilidade cambial sobre o sistema inflacionário em Moçambique no período em estudo;

1.4. Definição do Problema

Segundo o Banco de Moçambique (BM) (2012) na palavra do discurso do Governador do Banco de Moçambique, a taxa de câmbio é uma importante variável da gestão macroeconómica e estimula a actividade económica, impactando em especial no nosso caso, com o comportamento do nível geral de preços.

Araújo (2009) afirma que é preciso focalizar casos dos países em desenvolvimento e emergentes, cuja escolha da política cambial é de especial importância devido ao fato de serem caracterizados por baixa credibilidade, dificuldades de acesso aos mercados internacionais, efeitos adversos da volatilidade das taxas de câmbio sobre o comércio internacional, maior propensão à dolarização, maior coeficiente de repasse das taxas de câmbio para a inflação, entre outras

características. Entretanto, torna-se evidente porque diversos estudos empíricos sobre o repasse cambial no nível geral de preço (preços domésticos).

Sabe-se de antemão, que a taxa de câmbio tem sido uma das variáveis relevantes que influencia os preços em Moçambique, e a sua evolução ao longo do tempo tem sido volátil pelo facto das flutuações da taxa de câmbio determinarem os custos de importação dos bens e serviços que se reflectem directamente nos preços domésticos. Todavia, perante os efeitos da conjuntura externa e recentes crises ocorridas no sistema financeiro, essa volatilidade tem-se reflectido ao nível dos preços, onde o período em que a taxa de câmbio tende a apreciar regista-se uma tendência do aumento de preços e nos períodos de depreciação da taxa de câmbio uma redução do nível geral de preços.

Segundo Nhatsave e Cueteia (2013) o comportamento da taxa de inflação em Moçambique tem registado períodos de alta inflação, onde em 1996 a inflação chegou aos níveis de 48,5%, reduzindo para 2,9% em 1999, mas esta taxa volta atingir os dois dígitos em 2002 chegando aos 16,8%, estabelecendo os níveis de 9,2% entre 2005 a 2011. Grande parte das flutuações da inflação é influenciada pelo comportamento da taxa de câmbio, que está associada ao nível de oferta interna de bens e serviços e os choques externos, principalmente das crises recentes que tem agravado os níveis de preços internacionais dos principais commodities.

Entretanto, torna-se preceptível que Moçambique estabelece relações comerciais com vários países, e notória é a sensibilidade do comportamento da taxa de câmbio do Metical face às três principais moedas transacionadas no mercado cambial interno (Dólar dos EUA, Rand e Euro) afectando os preços domésticos. Segundo Vicente (2007) citando BM (2005) mais de 50% das importações de Moçambique vem da África do Sul. O que salienta que, qualquer variação da taxa de câmbio (volatilidade cambial) irá ter um impacto directo no comportamento da inflação em Moçambique, por outro lado a oscilação dos preços internacionais dos combustíveis e dos alimentos e as más condições meteorológicas podem criar dificuldades no controlo da inflação, tornando-a assim numa ameaça ao crescimento económico do País.

Fica evidente o comportamento da tendência do IPC seja afectada mediante a alteração dos preços internacionais através da taxa de câmbio, e portanto, percebe-se igualmente que as mudanças da taxa de câmbio para os preços domésticos de um País constituem uma questão

central no debate sobre a eficácia da política cambial na determinação da inflação. Por isso, que o objectivo central do estudo é analisar as variações da taxa de câmbio nos preços domésticos à níveis agregados (IPC nacional). Assim sendo, pese embora seja conhecida esta perspectiva, ressalta-se o interesse de averiguar se uma depreciação cambial afecta o nível de preços no país no sentido proposto pela literatura teórica e principalmente dos trabalhos empíricos que apontam uma transmissibilidade incompleta em economias emergentes, e ajustando-se a determinação do grau no curto e longo prazo sobre a sua volatilidade da taxa cambial no nível de preços domésticos.

Acrescente aos pressupostos adjacentes, serão incorporados como perguntas do estudo, quais as variáveis económicas que influenciaram maior peso na alteração do nível de preços domésticos (IPC) dentre os seus determinantes, no período compreendido do estudo e qual é possibilidade de aplicabilidade do modelo em Moçambique, tendo em conta o uso da política cambial sobre o contornos da estabilidade da inflação em Moçambique.

1.5. Hipóteses

Marconi e Lakatos (2009, p.g. 136) *apud* (Boudon 1979:I-48) “ *A hipótese de trabalho é a resposta hipotética a um problema para cuja solução se realiza toda investigação*”. Entretanto segundo a diretriz deste autor as hipóteses procuram retratar possíveis respostas que a presente pesquisa irá querer comprovar de uma realidade existencial.

1.5.1. Hipótese Geral

Hipótese Nula $H(0)$: uma depressão cambial em moçambique exerce uma influência considerativa na tendência do nível geral de preços domésticos em Moçambique, possibilitando a existência do efeito *pass-through* cambial no período de estudo.

Hipótese Alternativa $H(1)$: uma depressão cambial em moçambique não exerce uma influência considerativa na tendência do nível geral de preços domésticos em Moçambique, impossibilitando a existência do efeito *pass-through* cambial no período de estudo.

1.5.2. Hipóteses Específicas

- I. $H(0)$: Existem fortes evidências de uma relação significativa entre a taxa de câmbio e a taxa média de inflação ao longo do tempo quando subjuga-se dentro da perspectiva do regime cambial flexível.

$H(1)$: As evidências não indicam uma relação significativa entre a taxa de câmbio e a taxa média de inflação ao longo do tempo quando subjuga-se dentro da perspectiva do regime cambial flexível.

- II. $H(0)$: O grau de transmissão (repass) das variações da taxa de câmbio para os índices de preços é incompleta para a situação da economia moçambicana, possibilitado a existência dos pressuposto das economias emergentes e em desenvolvimento sobre o *pass-through* cambial.

$H(1)$: O grau de transmissão (repass) das variações da taxa de câmbio para os índices de preços é completa para a situação da economia moçambicana, não possibilitado a existência dos pressuposto das economias emergentes e em desenvolvimento sobre o *pass-through* cambial.

- III. $H(0)$: A taxa de câmbio é principal determinante da variação do ambiente inflacionário em Moçambique no período em estudo e mais volátil sobre o IPC no curto e longo prazo.

$H(1)$: A taxa de câmbio não é o principal determinante da variação do ambiente inflacionário em Moçambique no período em estudo e menos volátil sobre o IPC no curto e longo prazo.

1.6. Delimitação do Estudo

O presente estudo se limitará a analisar o grau de repasse da taxa de câmbio no nível geral de preços na economia moçambicana, entre os períodos 2000 à 2012, acreditando-se na possibilidade mais recente e actualizada da transformação económica, política e sustentabilidade que proporcionam eficácia para a realização de estudo que abrangem séries temporais, e também

pela oscilação da taxa cambial apresentar períodos conturbados, isto é, depreciativos e apreciativos na nossa economia. Entretanto, pretendendo-se averiguar o ajuste que a taxa de câmbio proporcionaria ao contexto inflacionário e foram inclusas variáveis macroeconómicas tais como a taxa de câmbio nominal (rand e dólar norte-americano), índice de preços do produtor, grau de abertura da economia e hiato do produto. Estas variáveis tendem a revelar um quadro comparativo sobre qual proporciona maior influência para o ajuste final do nível geral de preços na economia, assumindo-se que a finalidade desta pesquisa somente é averiguar a taxa de inflação nacional como variável dependente e taxa de câmbio nominal medidos em meticais por rand.

Salientar ainda que, perante mudanças constantes da economia moçambicana desde o período pós-independência, seria interessante efetuar-se uma quebra estrutural, permitindo deste modo uma análise mais completa sobre os efeitos no regime cambial fixo e regime flexível o efeito no nível inflacionário. Pese embora, exista esta necessidade, coexiste a falta de consistência dos dados das series temporais, principalmente no que tange ao regime cambial fixo. Assim sendo, esta possibilidade foi descartada, fazendo-se somente uma inferência ao nível bibliográfico.

Em outra perspectiva, salientar que os dados estatísticos de Moçambique apresentam por natureza uma clara deficiência de estimação e apresentam uma periodicidade extremamente inflexível quanto a sua disponibilização, assim sendo, pelas fontes de pesquisa que o estudo obtiver, espera-se que sofram alterações de modo a permitir um estudo padronizado. Importa referenciar que este estudo possuirá como limitação no ponto de análises, isto é, somente será realizada uma análise econométrica usando o modelo VAR proposto por Enders (2010), conseguinte mediante os seus resultados obter-se-á a conclusão de estudo, sem averiguar os outros determinantes da inflação em Moçambique que poderiam explicar o comportamento da oscilação de preços no país.

1.7. Estrutura do Estudo

O presente estudo foi organizado de uma forma relativamente esquemático. Depois de uma introdução geral e a descrição do quadro da taxa cambial e nível geral de preços em Moçambique, capítulo dois apresenta a revisão da literatura, em que segue-se a literatura teórica e apresentação a teoria economia, abordando essencialmente o *pass-through* cambial, segue-se então as discussões empíricas abrangendo na sua totalidade o efeito de *pass-through* cambial partindo da evolução dos estudos realizados em outros países, inclusive países africanos, e finalmente na mesma sessão a literatura focalizada que compreende os estudos elaborados em Moçambique. O capítulo três consiste na metodologia utilizada para realizar o estudo, cobrindo em detalhes o método de pesquisa. Compreende o desenho da pesquisa, instrumentos da pesquisa, os testes para o modelo, e finalmente a especificação do modelo. O quarto capítulo envolve descobertas, apresentação e análise dos dados da pesquisa. Por fim, o capítulo cinco tem em conta as conclusões e recomendações.

CAPÍTULO II: REVISÃO DA LITERATURA

Introdução

O propósito deste capítulo é de facultar aspectos gerais sobre o tema em estudo de modo a enquadrar o leitor sobre o repasse da taxa de câmbio no nível de preços em Moçambique desde 2000 até finais de 2012, o modelo utilizado e de alguns estudos sobre a matéria já produzidos pelos diferentes autores. O capítulo encontra-se dissociado em três áreas: a revisão da literatura teórica, revisão de literatura empírica e literatura focalizada. A revisão da literatura teórica analisa aspectos teóricos dando ênfase aos autores que explanaram conceitos e princípios que relacionam a inflação e as diferentes variáveis da política monetária como a taxa de câmbio, assim como uma ilustração do modelo de *pass-through* cambial sugerido pelos autores, enquanto a revisão da literatura empírica exibiu alguns estudos similares produzidos em outros países destacando as disparidades e semelhanças entre eles e finalmente a literatura focalizada, traz a tona alguns estudos similares feitos em moçambique, sobre os quais tendem avaliar os trabalhos anteriores e incrementar novas posições, variáveis e técnicas de análises semelhantes e diferentes que melhor possam explicar o efeito de transmissibilidade cambial no índice de preços em Moçambique.

2.1. Revisão de Literatura Teórica

A revisão teórica visa consolidar a visão progressiva sobre o efeito de *pass-through* cambial essencialmente na variável de interesse que é o nível de preços, e tende a contribuir na definição das variáveis do modelo. O interesse pelo impacto de mudanças cambiais sobre os preços é um fato relativamente antigo em economia internacional. Os primeiros estudos apareceram no começo dos anos 1970, após a transição dos regimes de câmbio fixo para taxas flutuantes, buscando entender como desvalorizações cambiais impactavam nos preços de importação e exportação e posteriormente nos preços de mercado na economia.

Entretanto, esta secção contribuiu na definição das variáveis de interesse, medição do grau de *pass-through* e importância do seu estudo na economia e formulação de políticas eficazes para a

estabilidade de preços. Salientar também que, serviu de pressuposto para estabelecer conexão do modelo teórico à situação particular da economia moçambicana, funcionando como um aparato de medição e modelação para o presente estudo.

2.1.1 Conceito de *pass-through*

O fenómeno denominado *pass-through* ou repasse refere-se a qualquer impacto causal de uma variável sobre a outra. Assim o *pass-through* da taxa de câmbio para os preços é o impacto das variações da taxa de câmbio sobre o nível de preços, que pode ser positivo ou negativo.

Na maioria da literatura o *pass-through* da taxa de câmbio é definido como o percentual de variação nos preços dos bens importados em moeda local resultante de um por cento de variação da taxa de câmbio. Entretanto, de acordo com CAMPA e GOLDBERG (2002) o *pass-through* do câmbio pode ser definido como a variação percentual nos preços dada uma variação de 1% na taxa de câmbio.

Teoricamente, as mudanças na taxa de câmbio deverão ser totalmente refletida nos preços domésticos. Se uma alteração de 1% na taxa de câmbio leva a uma mudança de 1%, em seguida, os preços de passagem está completa. Menos de um-para-um resposta dos preços a taxa de câmbio é chamado de taxa de câmbio incompleta *pass-through*.

A passagem ocorre em duas fases. Em primeiro lugar, as variações da taxa de câmbio afectam os preços de consumo importados e (inputs) de bens intermediários. Aumentos nos preços de bens intermediários afetam o custo de produção e, conseqüentemente, os preços dos bens produzidos internamente. Em adição a isto, os preços domésticos também aumentam devido a uma mudança na procura de fora aos produtos importados que actualmente encontram-se caros para os locais. A segunda etapa acontece através de preços dos bens produzidos internamente via os canais de mercado oferta e demanda.

Todavia, ao longo do tempo, o conceito se mostrou mais amplo, ao demonstrar que as variações da taxa de câmbio não somente levarão ao aumento dos bens transacionáveis, mas também conduzirão a uma elevação dos bens não- comercializáveis. (Amitrano, et. al. 1997). A partir dessa visão mais ampla torna-se possível definir o *pass-through* da taxa de câmbio para os

preços como *o percentual de variação nos preços domésticos resultante de uma variação de um por cento da taxa de câmbio*. Este conceito passou a ser visto como sendo padrão para definição de estudos e teses que debruçamsobre o grau de transmissibilidade cambial no nível de preços de uma economia, surgindo assim o denominativo *pass-through cambial*.

2.1.2. O *pass-through* da taxa de câmbio

Na literatura económica, a expressão *exchange rate pass-through* é geralmente usada para referir-se aos efeitos das mudanças das taxas de câmbio sobre um dos seguintes itens: (1) preços aos consumidores; (2) investimentos; (3) volumes de comércio e (4) preços das importações e das exportações. Como assinalado na introdução, o foco de estudo deste projecto é o primeiro tópico e, mais especificamente, o *pass-through* das variações da taxa de câmbio para os preços aos consumidores.

A expressão “*exchange rate pass-through*” é utilizada para referir-se aos efeitos nas variações da taxa de câmbio em relação as alterações nos preços dos bens para os consumidores, aos investimentos, aos volumes de comércio e aos preços das importações e exportações.

Os primeiros estudos buscavam entender como desvalorizações cambiais causavam efeitos nos preços de importações e exportações. Nesta época, os economistas procuravam determinar a magnitude dos ajustes nas contas externas e a ocorrência de transmissão entre os bens importados e bens produzidos localmente.

Esta abordagem, iniciou aos poucos a incorporar outros aspectos, nesse sentido os novos trabalhos desenvolvidos possuíam uma natureza microeconómica em que era visionada no âmbito de organização industrial e se enfatizava como a transmissão cambial poderia ser inconclusiva em um ambiente caracterizado por competição imperfeita e *pricing-to-market* “*preço de mercado*”. Segundo Krugman (1986) antes de examinar quaisquer evidências empíricas reconhecidamente áspero é importante para ser mais precisos sobre o que pretende-se afirmar com preços de mercado. Em geral, pode-se afirmar que os preços de importação caem em pequenas proporções quando a moeda aprecia (valorização cambial). Neste ponto de vista, tratando-se no caso de Moçambique, pela existência do regime cambial flexível, será apelada

pela conclusão se uma apreciação das principais moedas estrangeiras levam a uma queda no nível de preços domésticos, apresentado pelo Índice de Preços ao Consumidor, sendo a cesta básica incorporada não só os bens e serviços importados.

A visão segundo Colbano (2006) o grau de *pass-through* pode ser nulo e as variações cambiais não são repassadas aos preços, o *pass-through* pode ser completo, igual a um, deste modo as variações cambiais são totalmente repassadas aos preços e o *pass-through* pode encontrar-se entre zero e um, neste caso apenas parte da variação cambial é repassada ao preço, resultando em um *pass-through* incompleto. O Repasse cambial pode ser tanto no âmbito macro (país ou grupo de países) quanto microeconómico (setores de atividade ou em nível de firmas).

No presente estudo, encaixaria-se a situação em que o *pass-through* é incompleto, devido a sugestão de incorporação dos preços agregados (IPC nacional) e devido a conjuntura económica do país e suas características encaixadas a economias emergentes e em desenvolvimento. O outro ponto, levantado é o facto deste repasse ser a nível do âmbito macro, evidenciando assim a inclusão de variáveis macroeconómicas de contributo para a variabilidade do nível de preços.

2.1.3. Canais de Transmissão do *Pass-through* do Câmbio para os Preços

No que se refere aos estágios de transmissão da depreciação cambial para a inflação doméstica Amitrano, Grauwe e Tullio (1997) descrevem:

- 1) O primeiro estágio é o *pass-through* da depreciação da moeda para incremento dos preços importados: As firmas mantêm um *markup* dos preços sobre os custos marginais, assim uma depreciação cambial levará a um aumento dos custos marginais, que na presença de elasticidade da demanda constante levará a um aumento dos preços dos importados na mesma proporção, havendo um *pass-through* completo¹. Entretanto uma depreciação do câmbio tem dois efeitos opostos sobre os lucros da firma exportadora. Por um lado ela aumentará a margem por unidade vendida e por outro ela reduzirá sua quantidade vendida em

¹Goldberg e Knetter (1997) que discutem as condições para um *pass-through* completo

virtude do maior preço. Com uma demanda relativamente elástica, o último efeito é relativamente importante, o que pode levar a firma a não aumentar seus preços caso tenha custos para aumentá-los (*menu costs*), principalmente se acreditar que a depreciação cambial pode não ser permanente. Este é o caso em que há um *pass-through* incompleto².

- 2) Transmissão das mudanças da taxa de câmbio para os preços domésticos: diz respeito ao canal entre os preços de importação e os preços domésticos. Esta etapa no processo de transmissão é muito influenciada pelas características da economia. Em uma economia relativamente aberta, a participação dos produtos importados na cesta de consumo interno é tão grande que um incremento nos preços dos importados tem um grande efeito nos preços domésticos, o contrário acontecendo em economias relativamente fechadas;
- 3) Dinâmica dos preços e salários após a depreciação: um aumento dos preços devido a depreciação cambial, provoca reajustes salariais. Isso vai depender das condições em que se encontram o mercado de trabalho e a demanda da economia. Quando a economia está em recessão, caracterizada pela fraca demanda agregada e elevado desemprego, os reajustes salariais seguintes aos aumentos de preço no mercado interno serão menores, reduzindo o *pass-through* global de uma depreciação da moeda. Feitas essas considerações acerca do conceito de *pass-through* e a forma como a depreciação (ou apreciação) cambial é transmitida para os preços, é possível passar para a origem dos estudos sobre o referido tema.

No presente estudo, fazendo uma conexão com os subpontos apresentados seguira a mesma perspectiva, visto ao englobar ao IPC nacional assumam-se que pelo facto de ser uma economia aberta, apartir dos efeitos de preços de importação conjuntamente impactam nos preços domésticos. Esta situação conduz a situação de um *Pass-through* incompleto, dependendo da sua magnitude e pelos choques que contribuíram para uma situação de variabilidade acrescentada nos preços domésticos.

²Krugman (1986), Dornbusch (1987), Feenstra (1987), entre outros

2.1.4. Importância do *Pass-Through*

Pode-se destacar, pelo menos, duas razões de importância do grau de *pass-through*. A primeira está relacionada à condução de uma política monetária eficiente. Usando a metodologia da nova macroeconomia aberta, vários artigos analisam a interação entre taxa de câmbio e política monetária.

Segundo Betts e Devereux (2000), o efeito de bem-estar da política monetária está relacionado ao grau de *pass-through* da economia. Se o grau de *pass-through* é baixo então os preços são pouco voláteis por variações do câmbio, indicando uma menor volatilidade das variáveis macroeconômicas, minimizando a perda de bem-estar da sociedade. Nesse caso, um repasse cambial reduzido indicaria uma maior propensão de combate à inflação pelo banco central, estabilizando os preços e aumentando o valor esperado do consumo dos agentes.

Outra importância do grau de *pass-through* é sobre a previsibilidade da inflação e das variáveis macroeconômicas. Segundo Werlang e Goldfajn (2000), o grau de repasse cambial para os preços é diretamente associado ao erro de previsão da inflação. Isto é, um grau de *pass-through* pequeno está associado a um menor erro de previsão da inflação, sinalizando uma maior transparência em sua trajetória, o que implica uma maior previsibilidade das variações dos preços numa economia. Essa melhor previsão da inflação aumenta o bem-estar da economia e amplifica o efeito da política monetária.

Outro facto importante é o comportamento do grau de *pass-through* em nível industrial (desagregado), onde esse enfoque fornece relações sobre o *pass-through* e poder de mercado para cada indústria. Os trabalhos dos autores Pollard e Coughlin (2005) e Campa e Goldberg (2002), fornecem estimativas para o grau de *pass-through* entre indústrias, inferindo que a melhor análise do grau de *pass-through* deve ser feita entre indústrias e não entre países.

Estes autores citam que a maior fonte de variação de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação é a origem setorial de cada bem. Além disso, as proporções de produtos comercializáveis e não comercializáveis também são importantes, pois quanto mais comercializável for um bem, mais o seu preço dependerá da variação da taxa de câmbio, e logo maior será o *pass-through*.

2.1.5. Determinantes do grau de *Pass-through*

Fazendo uma conjugação com os artigos de Menon (1996), Goldfajn e Werlang (2000), Taylor (2000), Campa e Goldberg (2002) pode-se inferir sobre os principais determinantes da sensibilidade dos preços face a variações cambiais. Entretanto, compartilhando estas ideias, é coerente afirmar que o grau de *pass-through* depende, num enfoque macroeconômico, do grau de abertura da economia, do hiato do produto, da persistência inflacionária e dos desalinhamentos da taxa de câmbio real. Visar igualmente que, mediante uma análise mais desagregada, o grau de *pass-through* é correlacionado com o grau de concorrência de cada indústria e o poder de mercado das firmas, com a elasticidade preço-demanda de cada setor, e com a composição de cada indústria na cesta de importações de um determinado país.

Submergindo do pressuposto acima mencionado, segundo Maciel (2007) faz uma breve análise de cada um desses determinantes, sendo destacados:

- **Hiato do Produto**

O hiato do produto é definido pelos desvios do produto em relação ao seu valor de longo prazo, isto é, o quanto o PIB se desalinha da sua tendência. O grau de *passthrough* tem uma correlação positiva com o hiato do produto. Quanto mais o PIB fica acima do produto potencial, maior a pressão de demanda sobre os preços, gerando um ambiente inflacionário, facilitando repasses de preços e aumentando o efeito da taxa de câmbio nominal sobre a inflação. Logo, num ambiente cujo hiato positivo do produto aumente, o efeito de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação é intensificado.

- **Ambiente Inflacionário**

Segundo Goldfajn e Werlang (2000), a variável ambiente inflacionário reflete a frequência na qual os agentes remarcam seus preços baseando-se na taxa de inflação passada. Em países que

possuem um ambiente inflacionário, os agentes têm maior facilidade para repassar custos e aumentar os preços. Então quanto maior o ambiente inflacionário, e maior a persistência da inflação, mais fácil fica para os agentes repassarem os aumentos na taxa de câmbio para os preços, intensificando o *pass-through* de uma depreciação da taxa de câmbio para a inflação.

Corroborando esse raciocínio, no modelo de preços rígidos, o grau de repasse aos preços depende de quão permanente é o aumento de custos. Quanto maior for a meia-vida de um aumento do custo marginal, mais as firmas repassarão esse aumento para os preços. Nesse caso, se a depreciação cambial for temporária, as firmas repassarão pouco desse aumento de custos para os preços.

Taylor (2000) argumenta também que a persistência na mudança de custos está associada com a persistência inflacionária, e esta está relacionada com a estabilidade de preços. Portanto, num ambiente de estabilidade de preços, a persistência da inflação será menor, indicando uma menor meia-vida de mudanças nos custos e um menor grau de *pass-through*.

- **Grau de Abertura da Economia**

O grau de abertura de uma economia é definido como a soma das importações e das exportações como proporção do PIB. Esse índice define o grau de presença de produtos comercializáveis numa economia, indicando a intensidade com que os preços podem responder a uma variação da taxa de câmbio nominal. Partilhando de outro modo, quanto maior o grau de abertura maior será a presença de produtos mais fortemente impactados pelo câmbio, o que implica num maior grau de *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação, portanto, a correlação é positiva entre essas duas variáveis.

- **Desalinhamento da Taxa de Câmbio Real**

Para Goldfajn e Valdés (1999), uma taxa de câmbio real sobrevalorizada representa um importante fator na composição da inflação futura. Se a taxa de câmbio real assume um valor

inferior ao de longo prazo, os agentes formam as expectativas de depreciações futuras, decorrente do ajustamento de preços relativos. Todavia, se a variação cambial não for dada pelo ajuste de preços relativos implicará num aumento da inflação interna em relação à externa.

Dessa forma, uma taxa de câmbio real sobrevalorizada implica em depreciações futuras, visando atingir seu *steady-state* “estado-estacionário”. Os agentes irão assumir essa expectativa de depreciação futura, amplificando o efeito sobre os preços. Portanto o grau de *pass-through* da taxa de câmbio será negativamente correlacionado com a diferença da taxa de câmbio real em relação ao seu valor de longo prazo, pois quanto mais sobrevalorizada estiver a taxa de câmbio real, maiores as expectativas de depreciação futura e maiores os repasses para os preços, indicando um maior efeito de uma variação cambial sobre a inflação.

- **Enfoque microeconômico**

Um fator importante para se analisar o grau de repasse de variações cambiais para os preços de um determinado setor é o grau de concorrência naquele segmento de formação de preços. Quanto maior o preço de mercado, isto é, quanto maior a concorrência num sector, menor o poder de mercado dos seus produtores, o que minimiza sua capacidade de ajuste de preços, via elevação de custos. Portanto, num ambiente de alto preço de mercado, dada uma depreciação da taxa de câmbio nominal, os produtores irão absorver os aumentos de custo e não repassarão completamente esses aumentos para os preços, visando não perder cota de mercado.

Para um mercado altamente competitivo, as firmas absorverão as mudanças na taxa de câmbio e, com o intuito de preservar sua quota de mercado. Pode-se concluir que existe uma correlação negativa entre o grau de *pass-through* e o nível de concorrência em determinado setor da economia, pois quanto menor o preço de mercado (maior o poder de mercado do produtor de determinado sector), maiores os repasses de variações da taxa de câmbio para os preços, ou seja, maior o grau de *pass-through*.

Além do poder de mercado, a elasticidade preço-demanda também influencia no grau de *pass-through* de determinado setor. Quanto mais elástica for a demanda aos preços, mais os consumidores respondem a uma variação destes, o que implica numa menor capacidade de

repassa de custos por parte dos produtores. Logo, quanto mais inelástica a demanda por determinado bem, mais os produtores irão repassar uma variação cambial para os preços, sendo por este modo, apresentar uma correlação negativa entre a elasticidade preço-demanda e o grau de *pass-through*.

Outro fator importante para a explicação do grau de *pass-through*, segundo Campa e Goldberg (2002), é a composição de cada indústria para a cesta de importação para um determinado país. Estes autores evidenciaram que essa variável é a que melhor explica a tendência de queda no grau de *pass-through* para os Estados Unidos. O raciocínio é que a participação de indústrias, com maior *pass-through*, na cesta de importação dos EUA tem diminuído, e simetricamente, indústrias cujos preços possuem menor sensibilidade ao câmbio tem tido sua participação aumentada, tal como exemplo a redução da participação de energia (*pass-through* de 70%) e matéria-prima (*pass-through* de 64%) na pauta de importações americana.

Nesta sessão de contextualização dos aspectos teóricos, a partir dos trabalhos de Taylor (2000), Goldefajn e Wearlang (2000), Campa e Goldberg (2002) pode-se tirar as seguintes conclusões a respeito dos determinantes do *pass-through* sob o enfoque macroeconômico:

- 1) O *pass-through* não é determinado exogenamente como posto pela literatura tradicional dentro de um enfoque microeconômico; sendo dependente do regime monetário;
- 2) As variáveis taxa de inflação, grau de abertura, taxa real de câmbio e gap do produto afetam o *pass-through*;
- 3) A condução das políticas monetárias e fiscais são extremamente relevantes na determinação do *pass-through*.

Esta temática vem contribuir para o desfecho da situação da economia moçambicana, visto enfatiza os determinantes da magnitude do *Pass-Through* cambial para a formação do IPC, isto é, quais seriam os principais determinantes da sensibilidade dos preços face as variações cambiais. Assim sendo, servira de base para o encalse das principais variáveis do estudo e qual o

seu grau de relacionamento (positivo ou negativo), produzindo um efeito de pass-through da taxa de câmbio para a inflação, aumento ou diminuição respectivamente. Entretanto, sabe-se que um hiato positivo, persistência inflacionária, grau de abertura da economia (maior presença de produtos comerciáveis numa economia), sobrevalorização da taxa de câmbio e grau de segmentação do sector, sua demanda de produtos principalmente importados e sua concorrência estes irão absorver mudanças nos preços domésticos dada uma variação da taxa cambial.

O outro ponto de interesse, que facilitara o processo conclusivo do presente estudo, aliado aos pressupostos levantados pelos diferentes autores, que difícil ou inesperada será a determinação do *pass-through* envolvendo a variável de interesse (taxa de câmbio e nível de preços). Assim sendo, devem estar ajustado ao tipo de regime monetário em vigor ou praticado pelo Banco Central, incitando a possibilidade de enquadrar o efeito da política monetária (especialmente o direcionamento da oferta de moeda) e política fiscais (investimentos públicos e tributação dos produtos ou serviços).

2.1.6. O *Pass-Through* para os Preços

Muitos trabalhos que tentam medir o *pass-through* utilizam um modelo de *markup*. A seguir, apresentamos o modelo desenvolvido por Ferreira (2000)³. Ele assume que os exportadores estabelecem o preço das exportações na moeda estrangeira (P_x^*) como um *markup* (λ) acima de seu custo de produção na moeda estrangeira (CP/E) da seguinte forma:

$$P_x^* = (1 + \lambda) (CP/E) \quad \text{Equação 1}$$

Onde CP = custo de produção na moeda doméstica; E = taxa de câmbio nominal; e $(\lambda) = \textit{markup}$. Assume-se que o *markup* pode variar de acordo com a pressão competitiva no mercado mundial. Usa-se como *proxy* da pressão competitiva o *gap* entre o preço das exportações mundiais (P_w) e o custo de produção do exportador, medido na moeda estrangeira (CP/E), isto é:

³ Baseado em Menon (1995).

$$(1 + \lambda) = \left[\frac{P_x}{(CP/E)} \right]^\alpha \quad \text{Equação 2}$$

Combinando as Equações (1) e (2), então, obtém-se:

$$\ln P_x^* = (1 - \alpha) \ln(CP/E) + \alpha \ln P_\omega \quad \text{Equação 3}$$

Postulando uma versão não restrita da Equação (3), na qual não se exija que a soma dos coeficientes relativos a $\ln(CP/E)$ e $\ln P_w$ seja igual a 1 e na qual se admita que os coeficientes relativos a $\ln(CP/E)$ e $\ln P_w$ difiram em sinal e magnitude, ou seja:

$$\ln P_x^* = \phi_0 + \phi_1 \ln CP + \phi_2 \ln E + \phi \ln P_\omega \quad \text{Equação 4}$$

O coeficiente de *pass-through* é medido pelo parâmetro ϕ_2 . Quando $\phi_2 = 0$, o *pass-through* é **nulo** e a taxa de câmbio não tem qualquer influência sobre o preço em moeda estrangeira dos bens exportados; portanto, mudanças cambiais afetam apenas as margens de lucro dos exportadores, sem ter impacto sobre a “competitividade” das exportações nacionais. Quando $\phi_2 = -1$, o *pass-through* é **completo**, e quaisquer mudanças na taxa de câmbio são transmitidas integralmente para o preço em moeda estrangeira dos produtos exportados, afetando, assim, a competitividade da produção doméstica no mercado mundial. Obviamente, para valores $-1 < \phi_2 < 0$, o *pass-through* será **incompleto**. A relação de *pass-through* entre mudanças na taxa de câmbio e preços dos bens exportados determina o grau de competitividade alcançado a partir de variações na taxa de câmbio. A eficácia da taxa de câmbio, como instrumento de política em programas de promoção de exportações e ajustamento da conta corrente do balanço de pagamento, depende, portanto, do coeficiente de *pass-through*.

Esta teoria apresenta como um forte instrumento de medição do *pass-through* cambial para formação de preços numa determinada economia, procurando equacionar a partir das variações percentuais. Entretanto, apesar da facilidade de obtenção dos resultados mediante a estimativa MQO os parâmetros ou coeficientes estimados podem não serem os melhores estimadores e

terem um efeito insignificante e com diferentes magnitudes ou efeitos dependendo o seu grau de impacto e variáveis em simultâneo. Nesta perspectiva, diversos estudos procuram evidenciar o efeito de *pass-through* mediante a Função Impulso Resposta (FIR), medindo o grau de reação a um choque positivo (depreciação) cambial sobre os preços domésticos tende a proporcionar uma redução ou baixa nos preços numa determinada economia com especial dos produtos ou serviços importados.

Entretanto, o modelo desenvolvido inicialmente por Menon (1995) e após explorado Ferreira (2003), encabiam somente determinar o impacto sobre preços das exportações na moeda estrangeira e incidiam um olhar dos determinantes do *pass-through* a nível microeconómico (incidia sobre o exportador). Os resultados medidos pelos coeficientes ou elasticidades podiam trazer dificuldades em análise de amostras grandes, devido ao seu grau de mudança em espaços prolongados. Apesar desta vertente, apresenta como contributo para o presente estudo o facto da pretensa em avaliar o grau de transmissão nos preços domésticos apartir dos custos de produção do exportador e principalmente como vantagem o impacto dos preços mundiais, que para o presente será o país que mais trocas comerciais realiza e possui grande impacto para a economia domestica em suprir excensialmente a excasses interna e proporcionar deficit ou superávit na balança comercial.

2.2. Revisão de Literatura Empírica

Vários pesquisadores têm examinado empiricamente a sensibilidade dos preços domésticos face as variações cambiais em diversos países e economias. A diferenciação dos resultados deve-se somente ao instrumento de análise, contexto da economia (aberta ou fechada, desenvolvida ou menos desenvolvida) e seu envolvimento com o exterior ou comércio internacional ou inter-regional.

Nesta sessão pretende-se aglomerar o maior possível de informações sobre *pass-through* cambial, ajustando assim a compreensão exequível sobre a teoria, grau de manifestação e as variáveis que foram enquadradas nos diferentes estudos realizados e diferentes economias. Numa primeira perspectiva, a ideia principal é verificar o grau de *pass-through* de câmbios fixos e flexíveis nos preços e subseqentemente as variáveis inclusas no modelo que visualizam com

precisão sobre a importância da taxa de câmbio no nível geral de preços e serviu igualmente para definição das variáveis do modelo econométrico para a situação da economia moçambicana.

Obstfeld e Rogoff (1995), analisando uma economia aberta, introduziram rigidez nominal e imperfeições de mercado em um modelo de equilíbrio geral dinâmico (DGE) com microfundamentos bem especificados. Embora o arcabouço original considerasse ainda um repasse completo e a paridade do poder de compra, estudos que se seguiram passaram a explicar o *pass-through* como função de diferentes estratégias de preços das firmas. A primeira delas, considerada implicitamente em estudos antigos, assumiam que os preços são estabelecidos na moeda do exportador, isto é, as flutuações no câmbio são completamente repassadas para os preços defrontados pelos consumidores do país importador, resultando em *pass-through* igual a um.

Esta passagem ou repasse foi analisada por Goldfan e Welang (2000) utilizando a metodologia de dados em painel para 71 países com dados mensais de 1980 a 1998, empregando como variáveis para o modelo econométrico: o ciclo de negócios, taxa de câmbio real, ambiente inflacionário e o grau de abertura econômica de cada país. A pesquisa chegou a alguns resultados que valem a pena resumir, em primeiro lugar, no que diz respeito ao efeito total da depreciação cambial sobre a inflação, chegaram a conclusão que o coeficiente de repasse aumenta com o tempo, o horizonte de tempo analisado, o coeficiente de 12 meses era mais de quatro vezes maior do que o coeficiente de 3 meses. O *Pass-Through* é substancialmente mais baixa nos países da OCDE (ou países desenvolvidos), em relação às economias de mercado emergentes e que a Europa, África e Oceania têm um coeficiente substancial menor repasse de Ásia e América. Em segundo lugar, quanto aos determinantes da passagem, o documento conclui que, em geral, a sobrevalorização RER (taxa de câmbio real)⁴, a inflação inicial, abertura comercial e desvio PIB afetam o coeficiente de repasse, mas em diferentes graus. Os determinantes mais robustos são a supervalorização RER e inflação inicial.

⁴ A taxa de câmbio real (e) é a relação entre o nível de preços nacionais em detrimento de nível de preços estrangeiro expressos na mesma moeda, $e = p / E p^*$, onde p é o preço do bem em moeda corrente nacional, p^* é o preço em moeda estrangeira moeda.

Ainda apoiando-se na visão de Goldfan e Welang (2000), o coeficiente de repasse é definida como a relação entre a inflação acumulada em períodos de j , $P [t, t + j]$, e da depreciação cambial também acumulado em períodos $i \hat{e} [t-1, t + j-1]$, mas permitindo lag pelo menos um mês da resposta da inflação a uma mudança na taxa de câmbio. Um coeficiente de repasse próximo de 1 é equivalente a um repasse total de depreciação da taxa de câmbio para a inflação, enquanto que um coeficiente próximo de zero representa uma falta de elasticidade total de preços da economia a uma mudança na taxa de câmbio nominal. O contributo destes atores na estimação de *Pass-Through* é extremamente fundada, diferindo somente no que tange a dados de painéis não balanceado de diferentes países, e o instrumento de pesquisa econométrica basear-se em estimar *cross-country* de repasse cambial e *Generalized Least Squares* (GLS).

Estes estudos tinham em comum, o estabelecimento inicial determinar o *pass-through* cambial nos diferentes preços da economia, apesar das diferentes variáveis enquadradas no modelo, diferenciando-se na técnica da abordagem econométrica. Entretanto, Obstfeld e Rogoff (1995) e Goldfan e Welang (2000) não levam em conta corretamente para as propriedades de séries temporais dos dados, em particular a não-estacionariedade. Deste modo, surgem estudos mais recentes utilizando novas abordagens econométricas para averiguar a transmissibilidade da taxa de câmbio no nível de preços no contexto microeconómico e macroeconómico e a dinâmica de curto e longo prazo entre os determinantes da variabilidade dos preços na economia, o que espera-se averiguar no presente estudo, mas possui como relevância a determinação do coeficiente de *Pass-through* cambial e como este transmite-se na inflação.

Analisando com afinco, os trabalhos de Goldfajn e Werlang (2000), nota-se que utilizam um painel com efeito fixo para uma amostra mensal de setenta e um país entre 1980 e 1998. Assim, é estimado um modelo para a inflação acumulada ($\pi_{i[t+j]}$) em $t+j$ meses no país i , que é função do desvio da taxa de câmbio real efectiva (rer_{it-1}), inflação inicial (π_{it-1}), hiato do produto⁵ (gapit-1), abertura económica (ope_{it-1}), variação acumulada do câmbio efetivo nominal ($\Delta s_{i[t-1,t+j-1]}$) e de um termo de erro (ε_t)

⁵ O hiato do produto (gap) pode ser definido como a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial de uma economia, ele foi obtido através do filtro *Hodrick-Prescott*, utilizando a série do PIB

$$\pi_{i,[t,t+j]} = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_2 rer_{i,t-1} + \beta_3 gap_{i,t-1} + \beta_4 \pi_{i,t-1} + \beta_5 ope_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Equação 5}$$

Em um passo seguinte, estes autores argumentam que o *pass-through* pode ser em função das mesmas variáveis usadas para explicar a inflação, isto é, desvios da taxa de câmbio real, hiato do produto, abertura comercial e ambiente inflacionário. A inclusão do desvio do produto com relação a sua tendência de longo prazo capta, por exemplo, a noção de que firmas repassam mais facilmente aumentos de custos (decorrentes da depreciação cambial) quando a atividade económica esta aquecida. Este estudo, traz a tona algumas variáveis que serviram de base para especificar o modelo do presente estudo, onde incitam a inclusão da taxa de câmbio e grau de abertura comercial, que visa enquadrar as relações com o exterior à Moçambique, no que tange as exportações e importações de bens e serviços.

$$\beta_1 = \beta_6 + \beta_7 rer_{i,t-1} + \beta_8 gap_{i,t-1} + \beta_9 \pi_{i,t-1} + \beta_{10} ope_{i,t-1} \quad \text{Equação 6}$$

Ao substituir (6) em (5), encontra-se uma especificação para a inflação com termos interagidos. Neste modelo, a variável de ambiente inflacionário é a que mais frequentemente apresenta coeficientes significativos na determinação do repasse cambial. Em especial, ela é vista como o principal determinante do *pass-through* em países desenvolvidos, enquanto para nações emergentes o desvio do câmbio real também possui um impacto importante.

Com relação às séries empregadas, a taxa de inflação, (π_t) , é utilizada como variável dependente da equação de *pass-through*, sendo encontrada através da manipulação do logaritmo do índice de preços ao consumidor dessazonalizado (p_t) , de modo que $\pi_t = p_t - p_{t-1}$

Entretanto, com base no modelo teórico desenvolvido por Campa e Goldberg (2005), estimaram a seguinte equação através da metodologia Vetor Autorregressivo (VAR).

$$p_t = \alpha + \beta e_t + \phi gap_t + \delta p p_i + \gamma abert_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 7}$$

Sendo que:

- p_t Nível de preços doméstico (IPC),

- e_t Taxa de câmbio,
- gap_t Hiato do produto,
- ppi_t Índice de preços do produtor do estrangeiro (retirado do país que mais realiza transações comerciais) e
- $abert_t$ Grau de abertura.

Adicionalmente ao modelo desenvolvido por Campa e Goldberg (2005) a especificação empírica testada, inclui outra variável de controlo que é o grau de abertura comercial que, segundo Goldfajn e Werlang (2000) possui uma relação positiva com o grau de *pass-through*. Há também o hiato do produto, utilizado frequentemente na literatura sobre o *pass-through* como pressão de demanda. Quanto ao custo dos insumos externos é utilizado o índice de preços ao produtor no estrangeiro (PPI), de acordo com Marazzi et al. (2005) o PPI é uma *proxy* mais apropriada para custos de produção do que o índice de preços ao consumidor.

O estudo de Campa e Goldberg (2005) apresenta um contributo excepcional ao presente estudo, visto que, possui uma semelhança condicional referente a utilização do IPC como medidor do nível geral de preços domésticos e ainda o índice de preços do exterior referente ao país que mais realiza trocas comerciais, que pela presente escolheu-se a África do Sul, e semelhante aos de Goldfajn e Werlang (2000) sugerem a inclusão do grau de abertura comercial. Acrescentar ainda, que além de servir de estruturação do modelo (variáveis de estudo) que de certo modo influenciam a o processo inflacionário em moçambique, este também empregaa a taxa cambial como principal determinante das oscilações da inflação. Salientar ainda, que o mesmo usa novos procedimentos econométricos para estimação da transmissibilidade ou elasticidade e que servirá de sustentação para este trabalho, isto é, a empregação do modelo VAR, pois não convém como interesse verificar a existência de vectores de cointegração, uma vez que as séries são estacionárias.

Nesta mesma perspectiva, Mccarthy (2000) investigou o impacto da variação cambial nos preços de importação e domésticos para países industrializados, através de um modelo VAR. O modelo é estimado como um VAR composto por oito variáveis: inflação do preço do petróleo, o hiato do

produto, variações cambiais, inflação de preços de importação, inflação de preços ao produtor, inflação medida pelo IPC, taxa de juros de curto prazo, e de crescimento dinheiro. A análise das funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância evidenciam uma correlação positiva do efeito *pass-through* com o grau de abertura do país. Entretanto, o autor estimou um modelo sobre a era pós-Bretton Woods, a função respostas de impulso indicam que taxas de câmbio têm um efeito modesto sobre a inflação dos preços internos, enquanto os preços das importações têm um efeito mais forte e também o *Pass-Through* é maior em países com uma quota de importação maior e taxas de câmbio mais persistentes e os preços de importação.

Este estudo integra aos preços agregado e associa-se com aqueles que maior impacto ressentem a choques externos tal como a taxa de câmbio em algumas economias industrializadas. O principal objectivo era determinar o grau de *pass-through* cambial a partir das funções de resposta ao impulso e da decomposição da variância, restringindo-se em avaliar o comportamento de curto e longo prazo do modelo. Nota-se que o estudo de Mccarthy (2000), toma em consideração também o crescimento de dinheiro (oferta de moeda), incitando que a política monetária possui influência sobre o ambiente inflacionário, assim sendo foi incluso no modelo do presente estudo, pois diversas literaturas já convieram ajustar como o aumento da circulação da moeda pode causar a instabilidade de preços na economia.

Ricon (2000) em seu estudo de *pass-through* da taxa de câmbio na Colômbia usou o quadro Johansen para estimar o efeito *pass-through*. Ele usou dados mensais para o período de 1980 a 1988 e encontraram um *pass-through* da taxa de câmbio completo. As elasticidades de longo prazo estimados de preços de importação e exportação para uma mudança na taxa de câmbio é de aproximadamente 0,84 e 0,61, respectivamente. O efeito direto de longo prazo da taxa de câmbio sobre os preços ao consumidor é encontrado em 0,84.

A particularidade deste estudo é a utilização de dois enquadramentos econométricos diferentes para estudar o repasse cambial para importação, produtor e os preços ao consumidor na Colômbia. Ambos os quadros são baseados em modelos autorregressivo vetorial (VAR), a primeira utilização de um modelo VAR irrestrito, e o segundo usando a estrutura Johansen de cointegração multivariada.

Salientar ainda que para a sua modelação utilizou a taxa de troca (USD / COP) para representar a taxa de câmbio, além disso, incluiu todas as fases da cadeia de distribuição, ou seja, os preços de importação, os preços no produtor e os preços ao consumidor, onde todos os preços estão em forma de índices de preços. É possível visualizar que, o estudo desenvolvido por RICON (2000), torna-se diferente de Mccarthy (2000), Campa e Goldberg (2005) e Goldfajn e Werlang (2000), pois procura estimar o efeito *pass-through* utilizando a elasticidade de longo prazo para o índice de preço de importação e exportação resultante duma mudança na taxa de câmbio e também sobre o índice de preços ao consumidor. Este estudo vem trazer a tona a importância da identificação do relacionamento de longo prazo entre as variáveis e presença de vectores de cointegração, e apresenta uma característica fundamental para estudos recente, e desta perspectiva foi seguida a mesma sequência para o presente estudo, no que tange ao teste de Johansen para verificar a presença de vectores de cointegração (relacionamento de longo prazo).

Mwase (2006) usaram um modelo SVAR para quantificar o efeito *pass-through* da taxa de câmbio para a Tanzânia usando dados trimestrais para o período 1990-2006. Ele descobriu que o *pass-through* da taxa de câmbio diminuiu, apesar da desvalorização da moeda, também dividiu a amostra em um período anterior a 1995 e um depois de 1995. No total da amostra, a elasticidade de *pass-through* encontrada foi de 0.028. No período anterior a 1995, a elasticidade de *pass-through* foi de 0,087, mas se recusou a 0,023 a partir de 1995.

Este autor, desenvolveu um modelo VAR para capturar a relação entre os movimentos de curto prazo na taxa de câmbio e inflação. Considerando um sistema multivariado da economia em que y_{gapt} é o excesso de demanda agregada no tempo t , s_t é a taxa de câmbio nominal definido como dólares norte-americanos (EUA \$) por Tanzânia shilling (T Sh), p_t são os preços domésticos, e é m_t oferta de Moeda (M1), capta o efeito das decisões do setor privado, em particular, a reação defasada dos agentes privados para uma taxa de inflação decrescente. Pode-se averiguar que faz a apelação da oferta de moeda e que uma desvalorização da moeda local poderia por sua vez causar uma transmissão menor nos preços domésticos, sendo assim relevante para o presente estudo no que tange a efeitos contrários sobre a perspectiva teórica do efeito de *pass-through*, ou seja o coeficiente pode apresentar valores negativos.

Stulz (2007) conduziu um estudo sobre transmissão de flutuações na taxa de câmbio (EX) aos preços de importação (IPI) e os preços ao consumidor (IPC) na Suíça. A análise da linha de base é levada a cabo com recurso a um modelo vetoriais autorregressivos (VAR), os efeitos de repasse são quantificados por meio de resposta ao impulso funções. As evidências mostraram que o grau de repasse da taxa de câmbio para os preços de importação é substancial (embora incompleto), mas apenas moderada para totalizar os preços ao consumidor.

Este estudo tem como objetivo lançar uma luz sobre a transmissão de flutuações na taxa de câmbio (EX), preços de preço (IPI) e os preços ao consumidor (CPI). Supõe-se que os preços são fixados ao longo da cadeia de distribuição, ou seja, choques na taxa de câmbio são inicialmente repassada para os preços de importação e, finalmente, levam a uma reação dos preços no consumidor. Em seguida, o modelo inclui uma medida do hiato do produto (diferença) que não foi usada no presente estudo, tendo como finalidade o controlo das atividades económica doméstica. A medida ampla de moeda (M) permite efeitos da política monetária e finalmente, os preços ao consumidor no exterior (CPIW), ambas serviram de apoio na corrente pesquisa, devido a sua magnitude sobre a afectabilidade nos preços domésticos.

A outra particularidade deste estudo, reside na divisão estrutural de análise, considerando o impacto nos preços para todas amostras e para períodos de baixa e alta inflação, determinando assim o *pass-through* cambial para estes períodos. Este estudo dá um contributo referente ao instrumento de quantificação do efeito de *Pass-through*, sendo o mesmo determinado somente pelas funções impulso resposta, pecando apenas em deixar de fora outras abordagens, tais como decomposição de variância. No caso da linha de base, a seguinte ordenação é escolhida: $\Delta m \rightarrow \Delta ex \rightarrow \Delta ipi \rightarrow \Delta cpi$.

Esta escolha, em grande parte, esta de acordo com as especificações dos vários estudos relacionados (cf. por exemplo McCarthy, 2000). Ele é motivado a seguinte: ordenar a taxa de câmbio antes que os preços de importação e os preços ao consumidor reflète a ideia de que os preços são fixados ao longo da cadeia de distribuição. Em outras palavras, ele permite que os choques na taxa de câmbio para impactar nos preços imediatamente através de efeitos de *pass-through*. Além disso, o hiato do produto é ordenada em primeiro lugar, seguido por moeda, o pressuposto subjacente é no espírito de que a atividade real reage apenas com uma desfasagem

de inovações monetárias (ou seja, inovações da moeda e a taxa de câmbio), enquanto que a taxa de câmbio, como preços dos ativos, responde imediatamente às inovações reais e monetários.

Wimalasuriya (2006), estimaram o grau de *Pass-through* tomando duas abordagens, para o período compreendido entre 2000-2005, series mensais. Primeiramente, o repasse nos preços de importação é calculado com o uso de um modelo de regressão log- linear. Os resultados obtidos sugerem que a taxa de câmbio do repasse nos preços de importação é de cerca de cinquenta por cento, ou seja, os preços de importação aumentar em cerca de 0,5 por cento, como resultado de uma depreciação de 1 por cento da taxa de câmbio efectiva nominal. Em segundo lugar, tendo uma abordagem autorregressivo vetorial (VEC), o *pass-through* da taxa de câmbio é estimada em um conjunto de preços na "preços agregados", ou seja, o *pass-through* da taxa de câmbio incide nos preços dos insumos, preços de comércio, os preços no produtor e no atacado, os preços ao consumidor no varejo, é examinada, com a presunção de que as mudanças na taxa de câmbio são devido a choques exógenos ao modelo. Os resultados obtidos para este modelo sugerem que a taxa de câmbio de passagem para os preços ao consumidor é de cerca de trinta por cento, apesar de repasse (*pass-through*) para os preços ao produtor no atacado encontrado ser completo.

Entretanto, segundo este estudo a utilização abordagem convencional pode apresentar tendência nas séries e conduzir a problemas que se convém chamar de regressão espúria. A presença de uma tendência estocástica implica flutuações em série temporal são o resultado de choques não somente no componente de tendência, assim sendo a presença da raiz unitária é relevante para a economia pois auxilia no processo de verificação de várias teorias. Na segunda abordagem, velou-se pela identificação da presença de pelo menos um vector de cointegração, isto é, relacionamento de longo prazo entre as variáveis, tal como o estudo de Ricon (2000), também chegou a resultados altos da transmissibilidade nos preços domésticos.

O grau *pass-through* da taxa de câmbio para importação e os preços ao consumidor, na Nigéria, entre 1986Q1 e 2007 Q4 foi investigada por Aliyu et al (2008) com base na metodologia de Vector de Correção de Erro (VEC). Eles descobriram que o *pass-through* da taxa de câmbio na Nigéria durante o período, embora um pouco maior na importação do que nos preços ao consumidor, é significativa e persistente. Um choque de um por cento a taxa de câmbio, por

exemplo, resulta em 14,3 e 10,5 por cento efeito *pass-through* para importação e os preços ao consumidor quarto trimestre à frente, respectivamente. Estes resultados, entre outras coisas, sugerem que o *pass-through* da taxa de câmbio na Nigéria declina ao longo da cadeia de preços e, em parte, subverte a sabedoria convencional na literatura que ERPT é sempre consideravelmente maior nas economias em desenvolvimento do que as economias desenvolvidas.

Adetiloye (2010) também analisaram a taxa de câmbio e índice de preços ao consumidor (IPC) na Nigéria, adotou as técnicas de correlação e causalidade de Granger para encontrar o significado da relação entre o índice de preço de consumo e taxa de câmbio. Verificou-se que há uma alta correlação positiva entre a proporção das importações e o índice que existe entre o paralelo e as taxas oficiais. O coeficiente entre a taxa de câmbio autônoma e a IPC é menos significativa do que a taxa oficial, enquanto o rácio de importação na economia foi encontrada para mostrar uma das duas vias de equilíbrio próxima de causalidade, com índice de preços ao consumidor e a mais significativa é a causalidade de que a relação de importação granger causa IPC.

No modelo econométrico, incluiu variáveis tais como: NEER mede a taxa de câmbio efectiva nominal (aumento indica apreciação de Naira), FOREX é a taxa real de câmbio oficial, a oferta de moeda é medido pela M2 e finalmente o nível de preços é medido pelo índice de preços ao consumidor, IPC. Nota-se este autor pretende somente analisar os preços incidentes ao consumidor, contrariamente as abordagens usadas pelos outros autores, que analisam de forma agregada ou incorporam outros índices de preços. Salientar ainda que, o presente estudo não preocupa-se com o índice de preços ao exterior, nem o grau de abertura da economia e hiato do produto (gap).

Souza e Alves (2010) fizeram um estudo de análise teórica e empiricamente a relação entre câmbio e preços no Brasil no período de 1999 a 2009, estimando o coeficiente de repasse no Brasil considerando a existência de uma quebra estrutural no início de 2003. O cálculo do repasse cambial até 2002 utilizou a metodologia de Vetor de Correção de Erros (VEC), pois as séries não-estacionárias seguiam uma relação de cointegração e para o segundo período foram empregadas as metodologias de Vetor Autorregressivo (VAR) e Vetor Autorregressivo

Estrutural (SVAR), pois as variáveis, apesar de estacionárias, não apresentaram relações de cointegração. 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, devendo-se ao grau de expansão da economia, transformação econômica e efeito da mudança da política cambial.

Segundo o autor, a abordagem básica na estimativa de *pass-through* é através da utilização de um VAR restritivo (McCarthy, 2000). A abordagem tende a estimativas o efeito de choques cambiais utilizando decomposição de Cholesky. A desvantagem reconhecida da VAR recursivo é que a decomposição cholesky impõe restrições sobre a matriz de variância covariância residual. Esta desvantagem torna o resultado da função de resposta ao impulso e decomposição de variância (VD) altamente sensível à ordenação das variáveis no VAR. Devido a isso, buscou a tendência recente na literatura utilizando abordagem SVAR.

Entretanto, baseando-se na mesma obra, os dados eram mensais, abrangendo um total de 132 observações, foram utilizadas as seguintes séries: IPCA – Índice Preço ao Consumidor Amplo, índice geral ano base 1993 dessazonalizado, divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; TXC - Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda – média, divulgado pelo boletim do BCB; PET – Índice de preço do petróleo, índice geral de 1993, fornecido pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); e IND - Índice de Produção Industrial (indústria geral), índice ano base 1993, fornecido pelo IPEA. Os resultados encontrados pelos autores foi que para períodos de crises externas, mudança do regime cambial fixo para flexível o *pass-through* revelou-se muito mais elevado e para períodos que apresentam um cenário macroeconômico estável, com crescimento do PIB, do emprego, estabilidade de preços e uma tendência de apreciação cambial, devido a uma política monetária austera com elevadas taxas internas de juros, apreciação da taxa de câmbio, redução da demanda agregada, a percepção foi de que os choques não são permanentes. Apesar da utilização de vários índices, o estudo contribui no que tange as conclusões alcançadas, iniciando do regime cambial utilizado, pois os outros estudos não o esclarecem, a utilização do modelo de análise foi o VEC, e análise de períodos conturbados e estáveis para verificar o grau de transmissibilidade.

Jin (2012) procura estimar *pass-through* da taxa de câmbio na China e investigar sua relação com a política monetária, usando modelos lineares e VAR aplicados para analisar com maior robustez. O modelo linear mostrou que, no longo prazo, uma valorização de 1% do NEER (taxa de câmbio) provoca um declínio na taxa de inflação medida pelo IPC de 0,132% e PPI (índice de preços ao produtor) em 0.495 %, enquanto o modelo VAR suportando os resultados do modelo linear, sugeriu um baixo repasse para o IPC e relativamente maior no PPI. Além disso, este trabalho conclui que, com o regime de câmbio fixo, o *pass-through* no IPC permanece superior do que a taxa de regimes cambial flexível sobre IPC, combinado com o fato de que a valorização diminui a inflação, sugerindo assim que o governo chinês deveria prosseguir uma política cambial mais flexível. Aproveitando-se da definição de NEER e a taxa de câmbio efectiva real (TCER), o índice de preços ao estrangeiro (FPI) é calculado pela $FPI = NEER * IPC / TCER$, como sendo outra variável aplicável no modelo, também através da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott com os dados de produção industrial bruta, temos uma aproximação do hiato do produto e finalmente a variável de política monetária adota ampla por oferta monetária (M2).

Menezes e Fernandes (2012) mediram esforços para realizar um estudo que tinha como objectivo conhecer a relação entre as variações nos índices de preços e as variações na taxa de câmbio, analisando o efeito *pass-through* cambial. Portanto, utilizaram variáveis no horizonte temporal de janeiro de 1999 a dezembro de 2011 e, a partir de métodos econométricos, estimou-se um Vetor Auto-Regressivo (VAR) inferindo o impulso resposta, decomposição da variância, assim como o teste de causalidade de Granger. Com base no estudo, chegaram a conclusão que a taxa de câmbio afeta os preços domésticos, isto é, foi evidenciado que o efeito *pass-through* é, de fato, transmitido no sentido câmbio para índices de preços.

Outros estudos africanos, tais como delineado por Choudhri e Hakura (2001) chegaram ao ponto que o nível de inflação domina a volatilidade de inflação e a taxa de câmbio como uma explicação de diferenças através dos campos dentro o *pass-through*. Eles acharam *pass-through* igual a zero para inflação na Etiópia e *pass-through* incompleto em outros países africanos durante o período 1997 – 2000. Entretanto, Canetti e Greene (1992) chegaram a conclusão que movimentos da taxa de câmbio e expansão monetária afetam a inflação medida pelo índice de preço de consumidor na África Sub-sahariana (SSA) em particular, eles obtiveram o resultado de que a taxas de câmbio têm um efeito significativo “Granger causal” de impacto nos preços na

Tanzânia, Serra-Leoa, e República Democrática de Congo. Este resultado foi estruturado unindo aos episódios de inflação de pico (altas) nestas economias, e concluíram igualmente que a expansão monetária “Granger causa” inflação na Gâmbia e Uganda.

Kiptui, et. al (2005) concluíram que o *pass-through* no Quênia durante o período 1972 – 2002 era incompleto. Entretanto, um choque da taxa de câmbio conduz a um aumento acentuado em inflação medido pelo IPC; porém, este desaparece depois de quatro anos. O choque da taxa de câmbio leva a uma variação de 46 por cento da inflação no primeiro ano, aumentando para 57 por cento no terceiro ano.

Sanusi (2012) desenvolveu um modelo Autoregression Vector Estrutural (SVAR) para a economia de Gana para estimar os efeitos do repasse das variações cambiais para os preços ao consumidor. O modelo incorpora as características especiais da economia ganense, especialmente a sua dependência da ajuda externa e as exportações de produtos primários para o câmbio ganhos, sendo deste modo, analisadas no modelo as variáveis taxa de câmbio nominal efectiva, Divisas que foi usado como *proxy* (disponibilidade de divisas de ajuda externa, as receitas de exportação, remessas e investimento estrangeiro direto), a oferta de moeda medido pelo M2 e nível de preços é medida pelo índice de preços ao consumidor. Os resultados mostram que o repasse para os preços ao consumidor, embora incompleta, é substancialmente grande, isto sugere que a depreciação da taxa de câmbio é uma fonte potencialmente importante de inflação em Gana.

Ainda no Gana, Frimpong e Adam (2010) examinaram o efeito de mudanças de taxa de câmbio em preços de consumidor usando modelo Vector Autoregression (VAR), cobrindo dados fixos no período 1990M01-2009M02, acharam o *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação “incompleto” e decrescente em Gana, tendo também encontrado uma relação de longo prazo positiva e insignificante entre os preços domésticos e a taxa de câmbio, e ajustado a isso, indicou que a longo prazo o *pass-through* da taxa de cambio é zero. Os resultados empíricos indicaram ainda um baixo índice de *pass-through* mas significativo no curto prazo, contudo argumentam que os resultados refletem o impacto do aumento da abertura e política monetária mais apertada proporcionada pelo banco central no período em estudo. Incluíram no seu modelo variáveis tais como a Inflação medida pelo índice de preço de consumidor (pd)), dados de taxa de câmbio que

eram a média ponderada das taxas de câmbio nominais (te) do Gana ou seja Cedi por dólar norte-americano, sendo que o dólar norte-americano o principal parceiro comercial de Gana, as taxas de conta de Tesouraria (taxas de desconto comuns em instrumentos de 3-mês) (i) é usada para refletir mudanças no comportamento do Banco Central e finalmente o índice de preço de consumidor norte-americano (pf) é usado como níveis de preços estrangeiros.

A respeito dos estudos elaborados em países africanos, nota-se claramente de este dependente o do contexto que pretende-se averiguar a transmissibilidade cambial no nível de preços. Depara-se ainda que, os estudos elaborados por Choudhri e Hakura (2001); Canetti e Greene (1992), levantam o interesse numa pesquisa englobando diferentes países e chegando a conclusão da diversidade do grau de *pass-through* cambial de acordo com o país e as políticas monetárias e cambiais estabelecidas nos mesmos e períodos de choques inflacionários que o país deparou expandindo assim a pesquisa para avaliar os principais determinantes e causalidade no nível de preços. O outro resultado de concessão nos estudos africanos, trata-se o facto do *pass-through* cambial ser incompleto, tal como sugerido por Kiptui et. Al (2005); Sanusi (2012); Frimpong e Adam (2010) que utilizaram a técnica econométrica de análise Autoregression Vector Estrutural (SVAR), onde no curto prazo o índice de *pass-through* é baixo e para além dos preços serem em parte influenciados pela taxa de cambial e expansão monetária, ela também pode em parte dever-se a abertura comercial e ajuda externa, além da dinâmica da própria economia.

Em suma, esta sessão lança uma luz para esclarecer as variáveis a serem incluídas no modelo que servirão para estimar o efeito de *pass-through* cambial no nível geral de preços em Moçambique. Mediante diversas literaturas e estudos, notou-se que o diferencial dos estudos desta natureza, enquandram-se na abordagem econométrica, variáveis incluídas no modelo, delimitação temporal e séries temporais, e formas de medição do grau de transmissão da taxa de cambio nos preços domésticos.

Nesta perspectiva, alguns autores incluíram índices preços agregados (preços de importação, preços de produtor e preços ao consumidor), enquanto na presente pesquisa cingir-se-á somente no índice de preços ao consumidor (IPC), indicador usado na economia moçambicana como indicador de medição da inflação. Pese embora, tenha ajudado a identificar o Pass-through dos diferentes países, também tornou-se crucial na abertura do campo de metodologias de análises

econométricas e importância de variáveis que tornam-se determinantes da extensão do *Pass-through*, tais como o grau de abertura da economia, índice de preços estrangeiros (exterior), hiato do produto (gap) e a taxa de câmbio (nominal e real). Pode-se observar igualmente, que nem todos os estudos incorporam a variável monetária (agregados monetários), podendo assim determinar a magnitude do *pass-through* sem avaliação da parte monetária, ligados aos contributos da oferta de moeda, devido a sua liquidez e facilidade em transformação em bens/serviços.

Alguns estudos usaram a técnica de estimativa GLS, o que não tomam em conta corretamente para as propriedades de séries temporais de dados, em particular a não-estacionariedade. Acrescentando ainda, a partir dos resultados obtidos nesta sessão, o modelo mais utilizado para medir a transmissão da taxa de câmbio no nível de preços é o modelo VAR, ligada a possibilidade de efectuação de testes de sensibilidade ou de impacto, tais como função impulso-resposta e análise de decomposição de variância. Ainda em disposição do modelo VAR restrito, onde depara-se com a presença de vectores de cointegração, torna-se possível analisar os efeitos ou dinâmicas de curto e longo prazo das variáveis do modelo.

2.3. Revisão de Literatura Focalizada

Esta sessão iniciará por discutir os estudos elaborados em Moçambique após a regulação de taxas cambiais flexíveis. Existem vários estudos referentes aos determinantes da inflação, que é medida geralmente pelo índice de preços ao consumidor, diferindo-se somente no objectivo final do estudo e modelo econométrico. Diversos estudos realizados sobre a economia moçambicana, apontam uma relação entre a taxa de câmbio e nível de preços domésticos.

Com relação a economia moçambicana, Carsane (2005), analisou os factores determinantes da inflação em Moçambique no período 1994-2004, para períodos mensais. Para este efeito, realizou um exercício econométrico onde procurou explicar sob três formas distintas, sendo a primeira estimou a inflação utilizando um modelo univariado decomposto em três componentes tradicionalmente não observados: tendência, sazonalidade e uma irregularidade; a segunda forma

estimou a inflação utilizando um modelo autorregressivo de média-móvel; a terceira e última forma utilizou um modelo multivariado. Deste modo, ficando condicionada a escolha de variáveis á existência e mesuralmente confiáveis, o modelo de inflação proposto foi a inclusão do índice de preços (P), agregados monetários (M), produto real (Y), taxa de câmbio (e) e nível de preços internacionais (Pⁱ) (avaliado como o índice de preços da República da Africa do Sul – IPC_ZAR⁶, apontado como sendo o representante do nível de preços internacionais em Moçambique, devido aos preços de produtos alimentares ser exportadora para a inflação), também na estimação do modelo foram incluídas duas variáveis *dummies* representado o “efeito sazonal – Dezembro (D1)” e “alta de preços verificada nos meses em Moçambique atingida por inundações (D2)”.

Ainda segundo o mesmo autor, a função impulso-resposta, sugeriu que uma depreciação de 1% na taxa de câmbio MZN/ZAR induz a um aumento de 0,005% na inflação moçambicana após seis meses, se estabilizando a partir do décimo segundo mês após o choque em aproximadamente 0,01%. Quantitativamente, a análise de decomposição de variância mostra que a taxa de câmbio MZN/ZAR explica 11% (40%) da mesma variância após seis (doze) meses.

O principal diferencial imputado no presente estudo, primeiramente incide no período de estudo ser mais recente, a não inclusão do produto real (Y) e duas variáveis *dummies* que analisam efeitos de tendência, sazonalidade e uma irregularidade.

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. 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 correção de erro associado procurou investigar em Moçambique a relação entre os preços domésticos (IPC),

⁶ Incluso somente no modelo VAR

preços Sul-africano (P_ZAR), moeda (M) e a taxa de câmbio (e), numa pequena amostra de dados mensais de 2001-2006, tendo deparado com um efeito de transmissão muito menor. O seu estudo revela que uma depreciação de 1 por cento (1%) 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).

Nhatsave e Cueteia (2013) analisaram empiricamente a relação entre a taxa de câmbio e preços ao nível mais desagregado do período de 2000 a 2011. Os dados englobam doze classes do IPC e 74 itens de produtos alimentares. A partir de métodos econométricos estimou-se o modelo *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) incluindo mecanismos de correção de erro, metodologia explorada na literatura económica recente por Campa e Goldberg (2002). Os resultados do estudo revelam que das 12 classes do IPC cerca de 8 classes do IPC é que sofrem os efeitos das variações cambiais em todas as dosagens em análise, no que concerne aos produtos alimentares apenas 29 produtos possuem um grau de *pass-through* positivo e estatisticamente significativo, sendo que os produtos que mais influenciam na determinação do IPC agregado são mais sensíveis as variações da taxa de câmbio, chegando apresentando um elevado grau de *pass-through*.

Neste estudo, torna-se claro que o principal incremento reside numa análise mais desagregada dos preços ao consumidor, por via do modelo auto-regressivo de defasagem distribuída - ARDL⁷ e modelo de correções de erros – MCE como proposto em Pesaran *et al.* (2001). Entretanto, no geral, os resultados do estudo vão em conformidade com outros trabalhos empíricos, como Cirera e Nhate (2007) e Vicente (2007), no sentido de que a transmissão

⁷ Teste de fronteira de Pesaran *et al.* (2001) que se baseia em um estrutura autoregressiva de defasagens distribuídas - ARDL. Esta abordagem propõe uma forma alternativa para se testar a existência de uma relação de longo prazo entre duas ou mais variáveis sem, necessariamente, ter que se estabelecer a ordem de integração destas variáveis. A idéia central do teste é a de que, por meio da estimação de um modelo de representação dinâmica de correção dos erros, na forma de um teste F, é possível testar se os níveis defasados das variáveis em nível são conjuntamente diferentes de zero.

cambial é reflectida na transmissão dos preços embora algumas sejam ligeiras na magnitude e rapidez do processo de transmissão. O diferencial deste estudo, tange na formulação do modelo estimado serem testadas séries do Índice de Preço ao Consumidor (IPC), em função da Taxa de câmbio nominal efectiva (TCN) incluído o Rand e o Dólar, Hiato do PIB (GAP) e Índice de preço das importações (IPI) que mede a evolução dos preços Importações de Moçambique em termos de dólares, o que representa o custo de importação do País.

Entretanto, nota-se que para além de desenvolver um modelo ARDL, o mesmo autor, deixa de fora o grau de abertura da economia, como sustentado por Goldfan e Welang (2000). Esta situação pode dever-se a ordem da natureza do estudo, usando como *proxy* conjuntamente nos preços de importação. No estudo, aponta também como diferenciação, tangente aos preços de importação somente incidir em termos de dólares e descartando a possibilidade das alterações dos preços sul-africanos, tido como o seguinte parceiro comercial de Moçambique, tendo em conta que os bens que influenciam com peso considerativo na cesta básica, tendem a ser de certo modo influenciada pela conjuntura dos preços sul-africanos. Perante as conclusões dos estudos focalizados, nota-se que a análise da transmissibilidade da taxa de câmbio no nível de preços domésticos não é um assunto estritamente novo, como pode-se averiguar o estudo efetuado por Omar (2003) e Carsane (2005). A ideia central destes estudos era medir os efeitos da taxa de câmbio no índice de preço ao consumidor, e salientar ainda que a diferença reside na extensão da pesquisa, isto é, o ano da análise, variáveis inclusas no modelo que definam o comportamento da inflação em Moçambique e técnicas econométricas utilizadas no estudo. Entretanto, ambos os estudos chegaram a posição que existe possível transmissibilidade ou elasticidade reflectida no nível de preços (IPC).

Nos estudos posteriores, utilizando modelos multivariados (VAR) pretende-se determinar o grau de *Pass-through* cambial no índice de preços refletidos ao consumidor, assim sendo determinar a sua magnitude perante a razão da variação percentual do índice de preços ao consumidor e taxa de câmbio. Salientar que a concordância dos estudos de Cirera e Nhate (2006), Vicente (2007) reside na técnica econométrica utilizada, permitindo analisar a situação de cause e efeito dos choques cambiais nos preços domésticos, a dinâmica de curto e longo prazo, e conseqüentemente o período de estudo ser mensal, uma vez que a sua disponibilização nos anuários estatísticos e base de dados, estarem assim predefinidos. Entretanto, difere-se no grau de transmissão em cada

período, sendo que, 2001-2006 a transmissão ser inferior, isto é, o coeficiente de *Pass-through* mostra que a taxa de câmbio não foi o determinante principal da alteração do nível de preços aos consumidores.

Entretanto, um ponto em comum nos diferentes estudos, tange a sugestão da taxa de câmbio estar em termos de RAND/MZN e o custo de importação ou preços ao exterior refletir-se no índice de preços da África do Sul, pese embora no estudo de Nhatsave e Cueteia (2013) incluïrem a taxa de câmbio nominal efectiva do dólar e rand e índice de preços de importação, como o custo de importação da economia em termos de dólares americanos. Acrescentar ainda, que surge uma nova modelação de análise técnica do *Pass-through*, aumentando assim a sua análise ao modelo ARDL, que torna-se fundamental quando apresentam-se ordem de integração diferentes da séries, dissociação desagregada do índice de preços, podendo assim avaliar o impacto da transmissão para o índice de preços em suas classes. Os estudos efetuados por Carsane (2005) e Vicente (2007), chamam atenção a política monetária como sendo um determinante das mudanças da inflação em Moçambique, enquanto os restantes estudos a preocupação residente essencialmente na política cambial.

Contudo, viu-se que o *Pass-through* possui bastante relevância para os estudos de economias abertas sob o regime de câmbio flutuante. Referenciar que alguns estudos avançam teorias de uma economia avançada, sendo difícil fazer assimetrias para a situação do nosso país, mas que também podem associar-se a situação duma economia emergente. O presente trabalho busca evidenciar e determinar o grau de *Pass-through* cambial no nível de preços agregados que incidem no consumidor (IPC), sendo a taxa de câmbio efectiva nominal expressa em ZAR/MZN e USD/MZN, o grau de abertura comercial e o índice de preços da África do Sul que refletem o aumento de custo de vida ao exterior, dum país vizinho que impacta em alguns produtos principais da cesta básica que compõe o IPC em Moçambique. Salvar ainda, que este estudo compreende um período mais recente de análise, sendo os restantes avaliados até 2011, e ainda a procura do relacionamento entre as séries, partindo dos testes de Johansen, em que procura-se os vectores de cointegração, levantando o interesse pela situação de longo prazo do efeito de *Pass-Through* cambial em Moçambique e sustentar mediante a função de impulso-resposta e análise de decomposição de variância.

Portanto, considerando a literatura referida, constatou-se que com relação a economia moçambicana, grande parte dos trabalhos não analisa diretamente a relação entre câmbio e nível de preços ao consumidor, mas sim indiretamente, através das elasticidades que determinam o *Pass-through* cambial. Neste sentido, o presente estudo se diferencia dos demais no sentido de estabelecer a dinâmica de curto da inflação frente a variações na taxa cambial individual (USD e ZAR), oferta de moeda (M2), índice de preços sul-africano e grau de abertura comercial, e averiguar o grau de impacto no IPC agregado em Moçambique.

CAPITULO III: METODOLOGIA DA PESQUISA

3.1. Introdução

Esta secção providencia os procedimentos usados para a elaboração da presente pesquisa, que abrange a análise empírica dos efeitos de *pass-through* cambial para a formação dos índices de preços em Moçambique. Entretanto, com relação às questões metodológicas, os testes empíricos que pretende-se desenvolver nesta dissertação geram melhores resultados com a aplicação de métodos econométricos mais sofisticados que os usados tradicionalmente para tratar destas questões, principalmente o grau de repasse de uma variável para outra, determinação da relação de curto e longo prazo e entre outras respostas que espera-se no final da pesquisa. No que se refere-se à análise do *pass-through* na situação de moçambique vai se espelhar nos estudos efetuados nas economias emergente ou países menos desenvolvidos, pois permite engrenar na situação do nosso país.

Contudo, ao redigir esta secção teve-se em mente, o problema da pesquisa e diversas literaturas que abordaram esta temática, assim sendo encontra-se estruturado da seguinte forma: desenho da pesquisa, população em estudo, processo de amostragem, tamanho da amostra, métodos de coleta e análise de dados e especificação do modelo de estudo.

3.2. Desenho da Pesquisa

O objectivo primordial para a pesquisa visa estudar os efeitos de *pass-through* cambial para a formação dos índices de preços, compreendendo o período de 2000 à 2012, usando dados trimestrais. Entretanto, de modo a espelhar uma melhor análise do efeito de *pass-through* cambial e captar o grau de sensibilidade das variáveis foi usado métodos econométricos de estimação de regressão. Assim, os testes usados para este estudo foram os testes de Estacionariedade, teste de validade do modelo, teste de Causalidade de Granger, Análise de Decomposição de Variância e Função Impulso Resposta (Ordenamento de Cholesky).

Deste modo, a utilização desta metodologia justifica-se pelo facto de efetuar-se uma análise com séries temporais e mediante esta abordagem serão analisados o efeito de uma variável para outra

e permitindo chegar a uma conclusão pautável. Obviamente, nota-se o quão difícil seria a efetuação de estudos de natureza quantitativa, averiguação do comportamento e nível de sensibilidade destas variáveis sem o uso de uma abordagem econométrica avançada. Assim sendo, o suporte conclusivo deste estudo foi mediante ao uso do pacote Eviews versão 7.1, que apresenta uma gama de funcionalidades recentes e atualizadas para estudo desta natureza e para casos da regressão ser espúria ou seja sem sentido econométrico.

A investigação empírica dos efeitos que a taxa de câmbio exerce sobre os índices de preços domésticos se baseia na análise de séries de tempo, especificamente, na análise de funções de resposta a impulso e decomposição da variância, fornecidas por um Vetor Auto-Regressivo (VAR) padrão. Através dele é possível expressar modelos econômicos complexos com diversas variáveis, este procedimento é uma extensão dos modelos univariados para um espaço multivariado.

O teste de decomposição de variância, permitirá verificar se há forte evidência ao longo do tempo a variável explicativa, onde terá um poder explicativo a variância da variável dependente. Através da função impulso resposta acumulada é possível calcular o *pass-through* para o período seguindo a fórmula que será apresentada no modelo de estudo, permitindo deste modo, apresentar os resultados do repasse cambial para cada período. Entretanto, também o teste de causalidade de Granger para as variáveis, este teste serve para verificar se a variável precede temporalmente – ou causa, no sentido de Granger – outra, e identificar o direcionamento dessa causalidade.

Portanto em última instância, será feito uma avaliação de validade do modelo como um todo de recurso da observância dos principais pressupostos do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Este teste permite avaliar o grau de credibilidade do modelo estimado e assegurar que não sejam violados alguns pressupostos, assim sendo, serão elaborados testes de normalidade, multicolinearidade, heteroscedasticidade e autocorrelação.

3.3. Instrumentos de Pesquisa

Pela natureza da pesquisa, constando tratar-se de ordem macroeconômica não seria necessário o uso de dados primários, conseguinte o uso exclusivo de dados secundários, isto é, pouca

importância provinha o uso de questionário e de outras fontes de pesquisa que pouco ajudaria para o enquadramento da pesquisa. Assim sendo, foi importante a pesquisa bibliográfica e obras que debruçaram o mesmo tema e também os dados das variáveis quantitativas que serão incluídas na pesquisa foram coletados dos relatórios e base de dados do Instituto Nacional de Estatística (INE) e do Banco de Moçambique.

Os dados estudados são de série temporal, que segundo Gujarati (2000) representa um conjunto de observações dos valores que uma variável assume em diferentes momentos. Assim sendo, importa referenciar que os dados a serem coletados obedecem um percurso trimestral que compreendem o período de 2000 à 2012, sendo para casos de diferença temporal serem transformados na mesma unidade de tempo, utilizando com base na técnica proposta por Lisman e Sandee (1964), que é muito usual nos estudos da mesma natureza e *Quadratic Match Sum* (QMS).

3.4. Descrição das Variáveis

A análise do presente estudo esta relacionada com uma perspectiva teórica, por isso as variáveis consideradas serão apresentadas consoante alguns estudos empíricos realizados nos países em desenvolvimento e especialmente para economias emergentes tal como o Brasil, Nigéria, Siri Lanka, Chile, entre outros países. Deste modo, procurar-se-á fazer uma ligação destes estudos empíricos com a realidade moçambicana e ajustes necessários que melhor enquadram ao país. Entretanto, as variáveis que procuram responder a questão de pesquisa que é a análise do efeito *pass-through* cambial para a formação dos índices de preços são os seguintes:

- **IPC_MOZ – Índice de Preço ao Consumidor** (CPI, em inglês: *Consumer price index*) que é uma medida do preço médio necessário para comprar bens de consumo e serviços, o índice, calculado pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) e também pelo Banco de Moçambique, é usado para observar tendências de inflação. O Índice de Preços no Consumidor é um índice que quantifica o custo de um determinado cabaz fixo de bens de consumo em diferentes momentos. A variação percentual do preço num determinado período é uma das medidas da inflação e em Moçambique é calculado com base nos

preços de um cabaz médio das cidades capitais das três principais províncias do país; Nampula, Beira e Maputo.

Os dados do IPC foram retirados do BM e auxiliados pelo INE, estão representados em periodicidade mensal. Entretanto de 2009 a 2012 tinham como ano base o mês de Dezembro 2010, enquanto para o período inferior o ano base foi 2005 à 2008 (Base Dezembro de 2004) e 2000 à 2004 (Base 1998).

- **TC_ZAR** – Taxa de Cambio do mercado cambial medida em termos de Meticais por uma unidade de Rand sul-africano, onde denomina-se taxa de câmbio o preço de uma moeda em termos de outra moeda. Deste modo, a taxa de câmbio pode ser expressa em unidades de moeda doméstica por cada unidade de moeda externa por cada unidade de moeda nacional que é a chamada taxa de câmbio nominal. (Medeiros, 1996)
- **TC_USD** – Taxa de Cambio do mercado cambial medida em termos de Meticais por uma unidade de dólar norte-americano.

Os dados da taxa de câmbio foram extraídos do BM, a partir da tabela de câmbios de referência do Mercado Interbancário de metical por unidade de rand e dólar americano. A publicação oficial destas variáveis estão em mensal.

- **M2** – Agregados monetários (oferta de moeda), que responde pelo estoque de moeda na economia.

Os dados da oferta de moeda foram extraídos do Banco de Moçambique, englobando séries mensais, sendo os agregados monetários identificados na Síntese Monetária Global são:

- **Dinheiro (M1)** que compreende notas e moedas em circulação e os depósitos a ordem em moeda nacional de Empresas Privadas não Financeiras; Empresas Públicas não Financeiras; Particulares; Instituições Financeiras não Monetárias (ex: companhias de seguro; casa de câmbios; auxiliares financeiros; e outras instituições financeiras que não recebem depósitos); e de Organizações Colectivas sem Fins Lucrativos ao Serviço das Famílias.

- **M2** que compreende o Dinheiro (M1) mais os depósitos de poupança e a prazo em moeda nacional e acordos de recompra de Empresas Privadas não Financeiras; Empresas Públicas não Financeiras; Particulares; Instituições Financeiras não Monetárias; e de Organizações Colectivas sem Fins Lucrativos ao Serviço das Famílias.
- **IPC_ZAR** - Índice de Preços ao Consumidor da Republica Sul-africana foi apresentado em termos mensais, sendo a sua fonte retirada da *Data Base Statistic* e ano base (Dec 2012 =100).
- As variáveis Produto Interno Bruto (**PIB**), Exportações (**EXP**) e Importações (**IMP**) foram obtidas do INE e do BM com recurso a Balança de Pagamento de cada ano. Entretanto para estarem na mesma unidade temporal no modelo, foram aplicadas o método de interpolação de Lisman e Sandee (1964), isto é, transformação em séries trimestrais, e para obtenção de dados mensais usou-se *Quadratic Match Sum* (QMS), recorrendo-se ao pacote do Eviews 7.1. Este método foram implementados para as variáveis na obtenção do Grau da Abertura da Economia (ABERT)⁸.

3.5. Teste de Estacionariedade

O grande quebra-cabeça que diversos pesquisadores deparam-se ao realizarem trabalhos com séries temporais para estimar uma regressão, é a estacionariedade ou desequilíbrio das variáveis que estarão englobadas no modelo. Outrora, quando assim acontece, mesmo que os resultados dos respetivos testes sejam significativos e que o coeficiente de determinação da regressão sejam elevados, ainda assim, corre-se o risco de obter-se uma regressão espúria, ou por outras palavras, sem significado em termos económicos. Entretanto, pela existência duma possibilidade de presença de tendência e não enquadramento do seu verdadeiro valor nas séries, urge assim descobrir se o relacionamento entre as variáveis económicas é verdadeira ou não do ponto de vista estatístico e económico, devendo para tal verificar o nível de estacionariedade destas variáveis.

⁸ Abertura comercial (abert) foi construída através da corrente de comércio(Exportações e Importação) em proporção do PIB trimestral.

Segundo Gujarati (2006), a estacionáriade é verificada quando a média e a variância são constantes ao longo do tempo, permanecem a mesma independente do período de tempo em que são medidas e a covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, intervalo ou defasagem entre os dois períodos de tempo, e não do tempo em que esta é calculada. Deste modo, pode-se afirmar que quando uma variável é estacionária ou integrada de ordem zero $I(0)$, $I(1)$ ou $I(3)$ a sua média e variância é constantes ao longo do tempo, e conseqüentemente valem os pressupostos dos testes t e os respectivos resultados obtidos para cada coeficiente de determinação. Em caso das variáveis serem estacionárias no nível, isto é, serem $I(0)$, não existirá a necessidade de passar para o próximo passo, que é a diferença, e caso não sejam, será feita a primeira ou mais até tornarem estacionárias e efectivamente sendo assim inclusa o denominativo consoante a ordem de integração, por exemplo, seja $I(1)$ se for na primeira diferença e $I(2)$ na segunda diferença, assim sucessivamente.

Na pesquisa serão usados os seguintes métodos para testar a estacionaridade do modelo:

1. Análise visual: consiste em traçar as séries temporais em estudo em gráfico de modo a ter uma apresentação visual de tendência das variáveis em estudo. Deste modo, se existirem gráficos que mostrem variações constantes ao longo do tempo significará que a média não é constante, logo estaremos na presença de uma série não estacionária. Gujarati (2006)

A vantagem deste teste de exame visual é que a primeira os gráficos dão uma idéia inicial da provável natureza da série temporal. Assim sendo, torna-se possível notar que, mediante a tendência das séries para cima ou baixo (crescente ou decrescente), através da média, tratando-se assim por ser um teste de percepção intuitiva do ponto de partida de testes de estacionaridade mais formais.

2. Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e Dickey Fuller Aumentado (ADF): quando uma variável apresenta raiz unitária, viola os pressupostos estatísticos de que a média e a variância são constantes ao longo do tempo.

O que distingue um processo autorregressivo de um passeio aleatório é a magnitude do parâmetro de defasagem de primeira ordem, que, em sendo igual à unidade, indica a

presença de tendência estocástica (raiz unitária). Um teste para a existência de apenas uma raiz unitária é o conhecido teste de ADF, onde o propósito deste teste é a verificação da existência ou não de tendência estocástica nas séries e se baseia na significância do coeficiente ρ na seguinte equação estimada por mínimos quadrados ordinários (que contém a tendência determinista, na sua versão mais original):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Equação 8}$$

$$H_o : \rho = 0 \quad H_a : \rho < 0$$

No entanto, os valores tabelados da estatística “ t ” não podem ser usados como valores críticos para a decisão do teste, pois a presença da variável dependente desfasada do lado direito da equação do teste implica em termos aleatórios autocorrelacionados, viesando a estimativa de sua variância e da variância do coeficiente de interesse estimado, o que, portanto, compromete a estatística “ t ” calculada. Se a estatística calculada for maior (porque os valores críticos ajustados estão na cauda negativa da distribuição) não rejeitamos H_o , e verificamos a existência de uma raiz unitária, caso contrário, rejeitamos H_o e a variável sob teste segue um processo autocorrelacionado estacionário.

Em suma, o valor crítico a ser usado para o teste ADF é de 5%, partindo do pressuposto de que um nível de confiança de 95% é aceitavelmente em testes estatísticos. A regra de decisão da variável será baseada na comparação do valor do coeficiente do teste de ADF que deve ser maior que o valor crítico para 5% de significância.

3. Teste de raiz unitária de Phillips-Perron

Segundo Gujarati (2006), o teste de ADF ampliado ajusta o teste de DF (Dickey-Fuller) para levar em conta uma possível correlação serial nos termos de erro pelo artifício de somar os termos de diferenças desfasados do regressando. Phillips e Perron usam métodos estatísticos não-paramétricos para levar em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferença desfasados. A distribuição assintótica do teste de Phillips-Perron é a mesma que a estatística do teste de Dickey-Fuller ampliado.

3.5.1. Uma crítica aos testes de raiz unitária

Apesar da possibilidade da existência de várias opções de testes de raiz unitária, a resposta da sua credibilidade esta no tamanho e na potência destes testes. Entretanto, Segundo Gujarati (2006) e detalhada por Miills, Tettence C., op. Cit., p.87 -88, por tamanho de um teste devemos entender o nível de significância (isto é, a probabilidade de cometer um erro do Tipo I) e por potência de um teste entendermos a probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa. Relembrando que a maioria dos testes de raiz unitária é baseada na hipótese nula de que a série temporal considerada tem raiz unitária; isto é, que ela é não-estacionária e enquanto que, a hipótese alternativa é que a série temporal é estacionária.

- **Tamanho de teste:** O teste de DF é sensível à maneira como é conduzido, recordando que existem pelo menos três tipos, isto é, (1) um passeio aleatório puro; (2) um passeio aleatório com deslocamento; e (3) um passeio aleatório com deslocamento e tendência. Se, por exemplo, o modelo verdadeiro for (1) e nós estimarmos (2), e concluirmos, que a nível de 5% a série temporal é estacionária, essa conclusão pode estar errada porque o verdadeiro nível de significância, neste caso, é muito superior que 5%. A distorção de tamanho pode também vir de excluir componentes de médias móveis do modelo, que é simplesmente um processo de uma combinação linear de termo de erro de um ruído branco.
- **Potência do teste:** a maioria dos testes de DF tem baixa potência; isto é, tende a aceitar hipótese nula da raiz unitária com frequência do que seria justificável, ou seja, podem encontrar uma raiz unitária mesmo quando não há nenhuma. Esta situação pode ser justificável, pela dependência da amplitude (de tempo) dos dados, mais do que do mero tamanho da amostra, forte correlação serial e pela ordem de integração das series temporais, em caso de serem superiores a um.

3.7. Análise de vetores auto-regressivos (VAR)

O trabalho pioneiro na utilização de modelos VAR e da análise de funções impulso resposta foi de Sims (1980). Desde então, a metodologia VAR passou a ser largamente utilizada nas análises de transmissão da taxa cambial no nível de preços domésticos e componentes do *Pass-Through*, inclusive em Moçambique.

A principal vantagem da utilização da análise VAR é que não há necessidade de determinar *a priori* quais são as variáveis endógenas e exógenas do modelo, outra vantagem é a eliminação dos problemas de simultaneidade presentes em sistemas de equações simultâneas.

Por outro lado, podemos apontar como uma desvantagem da utilização do VAR a necessidade de estimação de um grande número de parâmetros em relação à amostra, o que poderia refletir na qualidade de estimação de alguns parâmetros individuais. No entanto, visto que neste trabalho não estaremos interessados somente na estimação de parâmetros individuais (taxa de cambio e Índice de preços em Moçambique), mas sim também na interação dentre as variáveis em questão, a importância desse problema reduz-se sensivelmente.

Segundo a perspectiva de Bache (2006) uma alternativa a regressões de *Pass-Through*, Vetores Autoregressivos estruturais (VARs) tornaram-se cada vez mais popular como um método para estimar pass-through da taxa de câmbio (por exemplo, McCarthy, 2000; Hahn, 2003; Choudhri et al, 2005; Faruquee, 2006). A motivação para a utilização da abordagem VAR estrutural é que leva explicitamente em conta a endogeneidade da taxa de câmbio e permite a estimativa de repasse para um conjunto de preços, tais como preços de importação, os preços no produtor e os preços ao consumidor, ao mesmo tempo.

De acordo com Enders (2010), o modelo VAR é útil para analisar as inter-relações entre múltiplas séries temporais, partindo do pressuposto que todas as variáveis são determinadas dentro de um sistema de equações. Nessa perspectiva, este procedimento permite aperfeiçoar o nível da previsão de uma série temporal por considerar a possibilidade que as variáveis sejam mutuamente influenciadas uma pela outra.

Entretanto, consoante o exposto acima, no segundo plano foi efetuado testes para averiguar o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e caso as series apresentem problemas na determinação da estacionaridade será usado o modelo VAR em vez da abordagem de Johansen,

que é um sistema dinâmico de equações na qual cada variável do sistema depende de momentos passados das variáveis do modelo. Entretanto, salientar que em caso de haver co-integração das variáveis serão averiguadas a relação de longo prazo como um mecanismo de correção de erros e permite de igual modo identificar o grau de ajuste, isto é, o período tomado para alcançar o equilíbrio. Este grau de ajuste será observado se precisamente o seu coeficiente for negativo e significativo.

Podemos expressar um modelo VAR de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , que estão conectadas entre si por uma matriz A , assim:

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{Equação 9}$$

Onde:

- i. A é uma matriz ($n \times n$) que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor X_t ;
- ii. X_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas de interesse no instante t ; B_0 , é um vetor de constantes ($n \times 1$);
- iii. B_i é uma matriz ($n \times n$) de coeficientes, com $i = 0, \dots, p$;
- iv. ε_t um vetor ($n \times 1$) de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, I_n)$.

A equação (9) é uma expressão de um modelo VAR estrutural, pois descreve a interação de variáveis endógenas de um modelo econômico teoricamente estruturado. Os choques ε_t são denominados choques estruturais porque afetam, individualmente, cada uma destas variáveis. Estes elementos são considerados independentes entre si, visto que suas inter-relações são captadas indiretamente pela matriz A . Assim, a independência dos choques ocorre sem perda de generalidade (Bueno, 2008).

De acordo com Enders (2010), as hipóteses assumidas para o modelo são: (i) as variáveis que compõem o vetor são estacionárias; (ii) os choques aleatórios são ruídos branco com média zero

e variância constante ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma)$); os choques são ruído branco não auto-correlacionados $Cov(\varepsilon_t; \varepsilon_j)$.

3.7. Ordem de Desfasagem do VAR

O principal fato a ser usado para determinar a ordem de desfasagem do modelo é a parcimônia, isto é, buscar utilizar a maioria das variáveis econômicas da forma mais razoável, já que desfasagens muito elevadas ou baixas podem prejudicar o poder do teste estatístico (Enders, 2010).

Neste sentido, há versões multivariadas dos critérios de informação dos modelos univariados, os quais podem ser utilizados para a metodologia VAR, tais como: Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Schwarz⁹ (BIC); Critério de Informação de Hannan-Quinn (HQ) e Erro de Predição Final (FPE).

$$\begin{aligned}
 AIC &= \ln \left| \sum \mu(p) \right| + \frac{2}{T} (N^2 p) \\
 SC &= \ln \left| \sum \mu(p) \right| + \frac{\ln T}{T} (N^2 p) \\
 HQ &= \ln \left| \sum \mu(p) \right| + \frac{2 \ln \ln T}{T} (N^2 p)
 \end{aligned}$$

Equação 10

Onde T é o tamanho da amostra, $\sum \mu$ representa a co-variância estimada, N corresponde ao número de parâmetros, e representa a ordem de desfasagem escolhido de forma a minimizar o valor de critério. A selecção de número de desfasagens foi feita através do pacote estatístico *Eviews 7.1*. Greene (2000) diz que ambos os critérios têm suas virtudes e nenhum deles possui uma vantagem óbvia sobre o outro.

⁹O critério informação de Schwarz, também é conhecido como critério de informação Bayesiano e tem as siglas (BIC), (SBC) e (SBIC).

3.8. Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger (1969) supõe que as informações relevantes para previsão das respectivas variáveis Y e X estejam contidas exclusivamente nos dados das séries temporárias destas variáveis. O teste envolve a estimação das seguintes regressões:

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \mu_{1t} \quad \text{Equação 11}$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad \text{Equação 12}$$

Onde se admite que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação. A equação (10) postula que se relaciona com seus próprios valores desfasados e com os valores desfasados de X_t , o procedimento é inverso, porém análogo para a equação (11). Para que estas relações se confirmem, os coeficientes estimados sobre X_t desfasado (i. e., os β_j), e sobre Y_t desfasados (i. e., δ_j) nas equações (10) e (11) de modo respectivo, devem ser, em conjunto, significativamente diferentes de zero. O procedimento usado para verificar se há causalidade no sentido de Granger é o Teste F convencional e entretanto, a hipótese nula a ser testada de acordo com a primeira questão (10) é de que X não causa (no sentido de Granger) Y e que Y não causa (no sentido de Granger) X para a segunda equação (11). A hipótese nula será rejeitada se o p-value for menor que o nível de significância escolhido, concluindo-se então que não existe causalidade no sentido de Granger entre X e Y.

De acordo com Gujarati (2006), há possibilidade de quatro (4) tipos de resultado quando aplicado o teste de causalidade de Granger:

- **Causalidade unidireccional de X para Y:** indicada se o somatório dos coeficientes estimados do X desfasados em (10) forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \alpha_i \neq 0$), e a soma dos coeficientes estimados de Y desfasados em (11) não forem estatisticamente diferentes de zero ($\sum \delta_i = 0$);

- **Causalidade unidireccional de Y para X:** se a soma de coeficientes desfasados para a variável X na equação (10) não for estatisticamente diferente de zero ($\sum \delta_i = 0$), e a soma dos coeficientes estimados de Y desfasados em (11) estatisticamente diferentes de zero ($\sum \alpha_i \neq 0$);
- **Causalidade bilateral:** sugerida quando o somatório dos coeficientes de Y e X são estatisticamente diferentes de zero nas suas regressões;
- **Há independência:** quando a soma dos coeficientes das duas variáveis, X e Y não são estatisticamente significantes em nenhuma das regressões.

Entretanto, apoia-se nas premissas decisão, que rejeita-se a H_0 se o valor calculado de F for maior que o valor crítico no nível de significância de 5%. Assim sendo, procura-se evidenciar segundo os resultados o tipo de possibilidade de causalidade, sendo avaliado a partir das variáveis de interesse, isto é, que evidenciam o pass-through cambial na formação de preços. Nesta ordem de idéia, verificar-se-á a causalidade Granger sobre IPC e taxa de cambio do metical face ao rand e dólar norte-americano e efectuando-se todas possibilidades, pois o modelo econométrico sugerido considera que todas as variáveis serão explicativas e cada uma terá um sistema equação e por outro lado pode apresentar resultados mistos para cada desfasagem.

3.9. Função Resposta ao Impulso

O modelo VAR, de um modo geral, não permite identificar todos os parâmetros da forma estrutural, a menos que sejam impostas restrições adicionais. A solução pode ser um sistema recursivo, impondo-se alguns coeficientes iguais a zero, definidos por argumentos económicos (Bueno, 2008).

Por outro lado, Enders (2010), salienta que através do instrumental de impulso resposta, é possível visualizar a resposta de uma determinada variável a um choque específico nas inovações ou resíduos do modelo, enquanto os demais choques permanecem constantes. Ademais, é

possível observar em quanto tempo o choque se dissipa para retornar a trajetória estável de longo prazo.

Através da função impulso resposta acumulada é possível calcular o *pass-through* para o período de estudo, a partir da variação do Índice de preços (IP) sobre a taxa de câmbio (TC), submergindo a seguinte equação:

$$CR_{t,t+j} = \frac{\sum_{i=1}^p \Delta \ln IP_{t,t+j}}{\sum_{i=1}^T \Delta \ln TC_{t,t+j}} \times 100 \quad \text{Equação 13}$$

3.10. Análise de Decomposição de Variância

Outro modo de analisar os resultados do modelo é através da análise da decomposição da variância. Esta técnica mostra que percentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do tempo de previsão. De tal modo, a mesma fornece informações relevantes relacionadas à importância de uma determinada variável nas alterações de outra variável do modelo (Bueno, 2008).

3.11. Validação do Modelo

A questão da validação do modelo é extremamente importante para se poder averiguar se os resultados obtidos pelos testes são confiáveis e evitar que se obtenham resultados espúrios. Entretanto, uma vez que a regressão é então baseada no método MQO, havendo a necessidade de se efetuar o teste para que se assegure de que os pressupostos que estão por detrás do método não sejam violados, dando ênfase aos testes de normalidade, multicolinearidade, heteroscedasticidade e autocorrelação.

Entretanto, caso não seja prevista a ocorrência destes testes de validação do modelo, os estimadores MQO tornam-se lineares e não tendenciosos, bem como consistentes e com distribuição normal assintótica, deixando de ser eficientes (isto é, de ter variância mínima).

Assim sendo, em síntese se insistirmos em empregar os habituais procedimentos de teste apesar da heterocedasticidade, todas as conclusões ou interferências que fizermos podem ser enganosas. Esta sessão constitui um potencial para minimizar possíveis problemas graves ao estimar os modelos económicos, assim o pesquisador precisa saber se esta em cada uma situação, e caso se a sua presença for detectada, então é preciso adoptar providências correctivas, como a regressão de mínimos quadrados ponderados, respecificação do modelo, retirada de algumas variáveis, transformação dos dados entre outras técnicas consistentes para a examinação do modelo econométrico estimado.

3.11.1. Teste de Normalidade

No contexto geral, o teste de normalidade é usado para observar se os resíduos encontram-se normalmente distribuídos. Entretanto, visualizando a literatura que independentemente de os resíduos estarem ou não normalmente distribuídos, os estimadores do MQO continuam sendo não viesados, consistentes e eficientes mas torna supérflua o uso de estatísticas t e F para verificar a validade das hipóteses levantadas.

A presença de resíduos distribuídos normalmente eles se tornam os melhores estimadores lineares não tendenciosos e portanto os melhores estimadores dos parâmetros $\hat{\beta}$ na equação de cointegração estão normalmente distribuídos, com média igual ao verdadeiro β .

Se uma determinada variável apresentar o *plot* em forma de sino no histograma bell shaped e com o *p-value* de *Jarque-Bera* maior que o valor crítico de 5%, logo concluir-se-á que os resíduos estão normalmente distribuídos, pois a hipótese nula de que a distribuição dos resíduos é normal não será rejeitada.

O teste de JB é conhecido por ter boas propriedades para verificar normalidade, é claro e simples de calcular e é muito utilizado no contexto de regressão em econometria. Uma limitação é que somente pode ser utilizado na verificação de normalidade e trata-se de um teste assintótico ou de grandes amostras.

3.11.2. Teste de Autocorrelação

A autocorrelação dos resíduos é um problema importante na Econometria. A autocorrelação dos resíduos ocorre quando existe dependência temporal dos valores sucessivos dos resíduos. Assim, eles apresentam correlação entre si.

A presença de autocorrelação residual faz com que ocorra uma piora na eficiência das estimativas dos parâmetros. Ou seja, eles não apresentam o atributo desejável da variância mínima. Além disso, eles ficam com o seu desvio padrão enviesado, isto faz com que os testes t e F e os cálculos de intervalos de confiança sejam prejudicados.

Entretanto, estar-se-á na presença de autocorrelação (positiva de primeira ordem) se o termo de erro de um período estiver positivamente correlacionado com o termo de erro do período anterior. Tal como apontam diversas literaturas, existem procedimentos para a sua detecção, sendo a primeira pode ser observado através da sua hipótese baseando no teste de Durbin-Watson, que postula a seguinte hipótese nula que não existe autocorrelação entre os resíduos. Para rejeição desta hipótese observar-se-á o Durbin Watson estatístico (d) que deverá ser maior que o Durbin Watson crítico (dL).

Uma grande vantagem da estatística d é que ela baseia nos resíduos estimados, que são calculados rotineiramente na análise de regressão e podem ser aplicadas em grandes amostras com maior facilidade. Embora comumente usada, estas apresentam como premissas que o embasam, a importância de inclusão do termo intercepto no modelo, as variáveis explanatórias devem ser não estocásticas ou fixadas em amostras repetitivas, não podem ser empregues para detectar esquemas auto-regressivos de ordens mais elevadas dos termos de erro, os termos de erro devem ser normalmente distribuídos, não leva em conta a omissão ou falta de observações, se o seu valor cai na zona de indecisão, não pode-se concluir se há ou não autocorrelação (de primeira ordem)

Para evitar algumas armadilhas do teste d de autocorrelação de Durbin-Watson, os estatísticos Breusch e Godfrey desenvolveram um outro teste que apesar de ser conhecido por *teste BG*, também é visto por *teste LM*, que permite a existência de regressores não estocásticos, como o valor não desfasado do regressando; esquemas auto-regressivos de ordem mais elevada e

existência de médias móveis simples ou de ordem mais elevada de termos de ruído branco, como alega Gujarati (2006).

3.11.3. Teste de Heteroscedasticidade

Segundo Gujarati (2000), o teste de heteroscedasticidade permite verificar a homoscedasticidade, isto é, se a variância do termo de erro é constante. Na presença de heteroscedasticidade, os coeficientes continuam não viesados e consistentes, porém ineficientes, uma vez que a variância não é mínima. Para além disso todas as conclusões e inferências baseadas nas estatísticas t e F tendem a ser enganosas.

Deste modo, requer-se então que para a mesma sequência da variável explicativa se tenha diferentes valores da variável dependente e, conseqüentemente diversos valores para o termo de erro, mas que no entanto a dispersão dos mesmos seja sempre igual.

Para detetar se a variância é constante ou não, usa-se o método gráfico e o teste de WHITE retirado do pacote Eviews. Entretanto, a regra de decisão, rejeitar-se-á a hipótese nula de que a variância seja constante se a probabilidade (*p-value*) do F estatístico for menor que o nível de significância de 5%, conclui-se assim que a suposição da homoscedasticidade foi violada. Portanto, cabe acautelar que por vezes, o teste de White pode ser um teste de (pura) heteroscedasticidade ou de erro de especificação ou de ambos.

3.12. Especificação do Modelo Econométrico

Uma característica comum aos estudos empíricos citados anteriormente consiste na análise da relação entre *pass-through* e ambiente inflacionário através de séries de tempo em primeiro estágio. Entretanto, mediante a revisão da literatura foi possível estimar as variáveis e possível modelo que melhor espelha a transmissibilidade na inflação e seu comportamento no curto e longo prazo.

Assim sendo, achou-se o modelo mais aproximado para a situação de Moçambique para analisar os efeitos de *pass-through* cambial na formação de preços, ou seja o coeficiente de repasse da taxa de câmbio na inflação na economia moçambicana, o modelo desenvolvido por Campa e Goldberg (2005) representado na (equação 7). O ponto crucial deste estudo, debate-se pelo facto da exploração do mesmo interesse por alguns estudos em Moçambique, como foi explorado a literatura focalizada. Neste ímpeto de ideias, foi possível ajustar o modelo teórico desenvolvido por estes autores para a economia moçambicana, definindo com precisão as variáveis *proxy* e incluindo somente o grau de abertura comercial, excluindo-se somente o hiato do produto, pelo facto da situação tendência, que pode desajustar-se o modelo estimado e para economias abertas e pequenas, principalmente em desenvolvimento.

No presente estudo, também foi incluso a variável monetária (M2) que representa a oferta de moeda, determinando assim o grau de impacto que esta tende a expandir no nível de preços domésticos. Recorrendo-se entretanto, a declaração empírica e não teórica de Milton Friedman “A inflação é sempre e em toda parte um fenómeno monetário”, e aproximada a teoria quantitativa da moeda nos leva a concordar que o crescimento na quantidade de moeda é o principal determinante da taxa de inflação. Por conseguinte, a teoria quantitativa da moeda enuncia que o Banco Central, que controla a oferta monetária, tem controle absoluto sobre a inflação, e se a mantém estável a oferta monetária, o nível de preços será estável.

Entretanto, na visão de Mankiw (2008), assume que apesar dos estudos feitos por Milton Friedman, juntamente com sua colega economista Anna Schwartz, sobre os dados históricos da inflação (deflator do PIB) e expansão monetária (medido pelo M2) nos estados unidos, chegaram obter uma correlação positiva, esta pode-se não evidenciar-se somente no longo prazo. Esta posição aponta que, se examinássemos os dados mensais sobre a expansão monetária e inflação, em vez de dados relativos a períodos de 10 anos, não verificaríamos uma relação tão estreita entre essas duas variáveis, ou seja, essa teoria da inflação funciona melhor no longo prazo, e não no curto prazo.

Deste modo, o modelo que espelhará e concluirá o coeficiente de *Pass-Through* cambial para formação de preços em Moçambique no período em análise é a seguinte:

$$IPC_t = \beta_0 + \beta_1 TC_t + \beta_2 M2_t + \beta_3 IPC_ZAR_t + \beta_4 ABERT_t + \mu_t \quad \text{Equação 14}$$

Entretanto, pese embora diversos estudos relacionados ao tema, expressem a transmissibilidade da taxa de câmbio como exposta por Campa e Goldberg (2005) a principal moeda de comercialização ou nas duas moedas estrangeiras no caso de Moçambique (USD e ZAR) de forma geral. No presente estudo importa efectuar-se uma análise diferenciada, envolvendo o impacto destas moedas a nível individual. Esta análise permite enfatizar qual é o peso de transmissibilidade de cada moeda externa no nível geral de preços (IPC) na economia moçambicana, assim acrescentando na equação 14, uma separação das duas moedas, fica modelado a equação 15.

$$IPC_t = \beta_0 + \beta_1 TC_USD_t + \beta_2 TC_ZAR_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 IPC_ZAR_t + \beta_5 ABERT_t + \mu_t \quad \text{Equação 15}$$

Onde:

- **IPC_MOZ_t** - Nível Geral de Preços “Inflação Moçambicana”, medido pelo Índice de Preço no Consumidor (IPC);
- **TC_ZAR** - Taxa de Câmbio nominal para venda, em meticais por rand sul-africanos (ZAR/MZN). O sinal esperado desta variável em relação aos preços é positivo.
- **TC_USD** - Taxa de cambio nominal, em meticais por dólares norte-americanos (USD/MZM. O sinal esperado desta variável em relação aos preços é positivo.
- **$M2$** - Medida de oferta monetária. O sinal esperado da oferta de moeda sobre os preços domésticos é positiva.
- **IPC_ZAR_t** - Nível de Preços do Produtor da República Sul Africana (RSA)O sinal esperado desta variável de preços é positivo). O sinal esperado desta variável de preços é positivo;
- **$ABERT_t$** - Refere-se ao grau de abertura da economia. É calculada como a razão das exportações e importações (somadas) no PIB. A resposta dos preços a esta variável tem sinal negativo;

Entretanto, para melhor visualizar o grau de sensibilidade e estimar as elasticidades, foram transformadas algumas variáveis em posição logarítmicas (ln). O logaritmo natural também permite o cálculo de taxas de variação percentual entre a variável dependente e independentes. Deste modo, sofreram esta transformação as variáveis (IPC_MZ), (TC_USD), (TC_ZAR), ($M2$) e (IPC_ZAR), que estavam apresentados em valores unitários, sofrendo esta transformação a partir do *software* Eviews 7.1.

Torna-se imperioso, interlaçar que relações lineares não são suficientes para descrever as relações econômicas. É importante introduzir não-linearidades por definições adequadas das variáveis dependentes e independentes, sendo os casos frequentes quando certas variáveis estão em logaritmos. Assim sendo a expressão estimada do modelo é semi-logaritimica, obedecendo a seguinte estrutura e coeficientes do *Pass-Through* no nível geral de preços ou seja preços domésticos de Moçambique (no estudo somente o IPC):

$$LNIPC_MOZ_t = \beta_0 + \beta_1 LNTC_USD + \beta_2 LNTC_ZAR_t + \beta_3 LNM2_t + \beta_4 LNIPC_ZAR_t + \beta_5 ABERT + \mu_t$$

Equação 16

Sendo que:

- ***Ln*** (representa o logaritmo Natural)
- μ_t (termo de erro “resíduo”)

CAPITULO V: ANÁLISE E INTERPRETAÇÃO DE DADOS

4.1. Introdução

Este capítulo analisa os dados e apresenta os resultados sobre o estudo da análise do efeito de *Pass-Through* Cambial para a formação dos índices de preços em Moçambique desde 2000 à 2012 dados mensais, obedecendo uma abordagem econométrica. O efeito de *Pass-through* cambial é encontrado em diversos estudos como a variação acumulada do IPC sobre variação acumulada da taxa cambial, que no presente caso será em função do Rand Sul-africano. Primeiro será apresentado o teste de estacionaridade através do uso de exame visual e o teste ADF, seguindo-se do teste de cointegração de Johansen para analisar a relação de longo prazo entre as variáveis e existência dos vectores de cointegração, prosseguindo pela estimação do modelo VAR para estimar os choques numa variável na outra.

Finalmente, após da determinação do melhor modelo e analisadas as hipóteses subjacentes para validar o modelo, será feita a avaliação do efeito de *Pass-through* usando a Função Impulso Resposta e Análise de Decomposição de Variância para averiguar o grau de peso de influencia das variáveis que predita o efeito *pass-through* cambial nos preços domésticos em Moçambique.

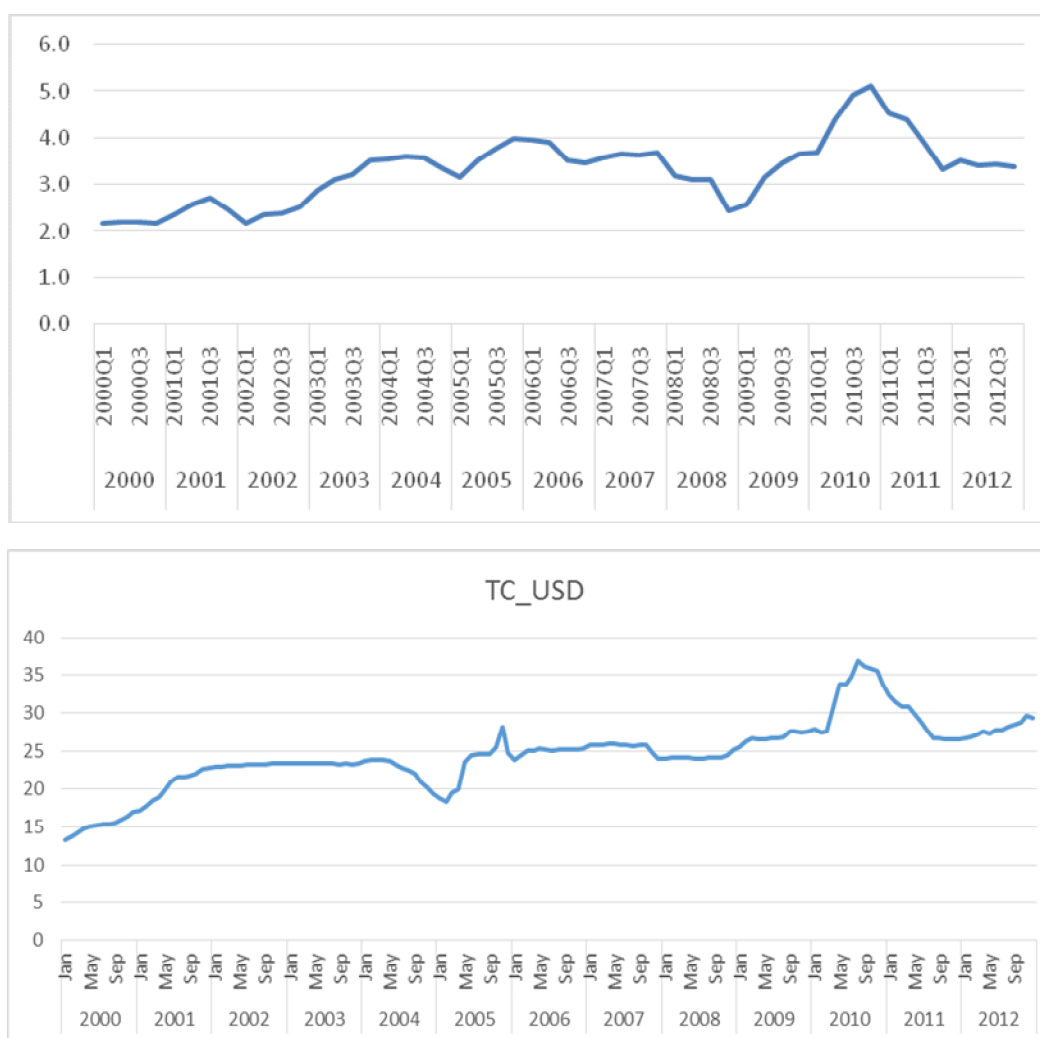
4.2. Evolução da Taxa de Câmbio referencial e Índice de Preços em Moçambique (2000-2012)

A evolução do metical por unidade moeda rand foi visualizada perante os câmbios médios, onde por sua vez, traduziu em valores trimestrais. Diversos choques externos foram determinantes para a apreciação ou depreciação da moeda, fazendo com fosse sentida diretamente na economia Moçambicana.

O Metical registou uma depreciação real relativamente ao Rand, moeda do segundo maior parceiro comercial de Moçambique, visão participada segundo o BM, como pode-se averiguar a figura 1, uma crescente atípica desde 2000 à 2006:01, com situações de melhoria do metical devido a situação da economia sul-africana. Entretanto, nota-se que o metical ganha terreno

face ao rand (apreciou), contribuindo assim para a situação decrescente da taxa de câmbio, isto é, passou-se a custar menos unidades de compra em relação ao rand, podendo-se apalpar esta situação desde o segundo trimestre de 2006 até aproximadamente o primeiro trimestre de 2009. A tendência dos câmbios médios (MZN/ZAR) veio a ter uma depreciação até primeiro trimestre de 2011 atingindo o maior pico, mas porém esta tendência foi alterada até ao final do período em análise, isto é, ultimo trimestre de 2012.

Figura 1 : Evolução da Cambial do Metical face ao Rand e Dólar americano (2000-2012)



Fonte: O autor (2014), retirado do Banco de Moçambique, Relatórios anuais (2000-2012)

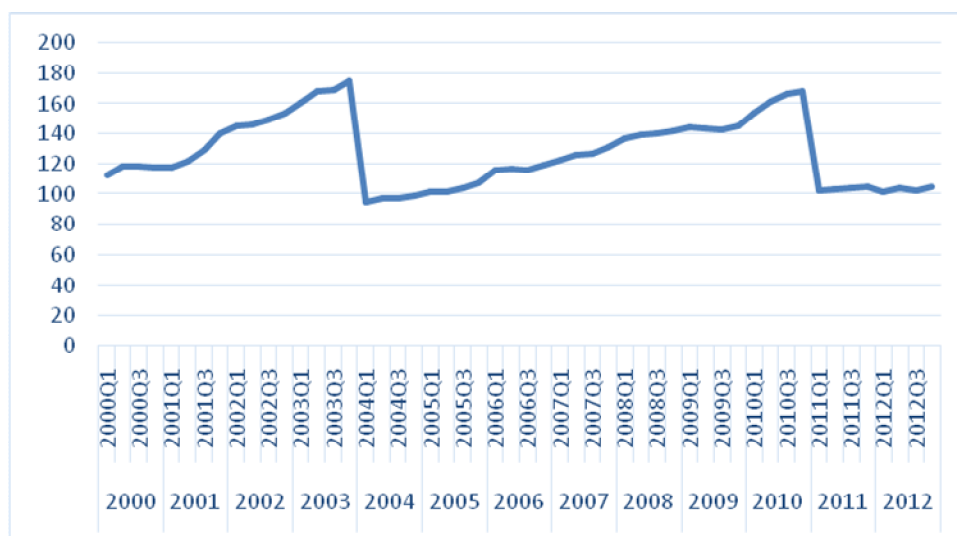
Em relação ao dólar norte-americano existe a presença duma depreciação cambial face ao metical no período de 2000, mantendo uma tendência constante de 2001 até 2004, onde o metical volta a depreciar causando oscilações no mercado cambial. Em virtude dos resultados, nota-se que o efeito depreciativo do metical face ao dólar norte-americano, contribui de certa forma o que chamamos de dolarização da economia, uma vez que ao longo de tempo são necessários mais meticais para adquirir um dólar norte-americano.

Em economia, inflação é a queda do valor de mercado ou poder de compra do dinheiro. Isso é equivalente ao aumento no nível geral de preços. A inflação para o mercado nacional (interno) é medida pela variação do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) que é uma medida do preço médio necessário para comprar bens de consumo e serviços. O índice, calculado pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) e também pelo Banco de Moçambique, é usado para observar tendências de inflação.

O Índice de Preços no Consumidor é um índice que quantifica o custo de um determinado cabaz fixo de bens de consumo em diferentes momentos. A variação percentual do preço num determinado período é uma das medidas da inflação e em Moçambique é calculado com base nos preços de um cabaz médio das cidades capitais das três principais províncias do país; Nampula, Beira e Maputo.

O desempenho do IPC em Moçambique esta representado em pontos base (pb) e foi contextualizado por uma tendência crescente dos preços médios do primeiro trimestre de 2000 até terceiro trimestre de 2003, devendo-se a forte dependência com o exterior, estruturação das indústrias e fraca produção interna e acompanha das cheias que assolaram o país em 2000, entre outros fatores sazonais. A partir do quarto trimestre 2003 nota-se uma acentuada descida até aos primórdios do trimestre de 2004, em diante é visível um ligeiro amento dos preços ao longo do período. Portanto houve quebra da tendência crescente dos preços a partir do segundo trimestre de 2010 e foi tornando-se estável de 2011 em diante, como pode-se ajustar na figura 2 abaixo.

Figura 2: Desempenho do Índice de Preços aos Consumidor de Moçambique (2000-2012) (Base: Dezembro 2004=100)



Fonte: O autor (2014), extraído do Banco de Moçambique

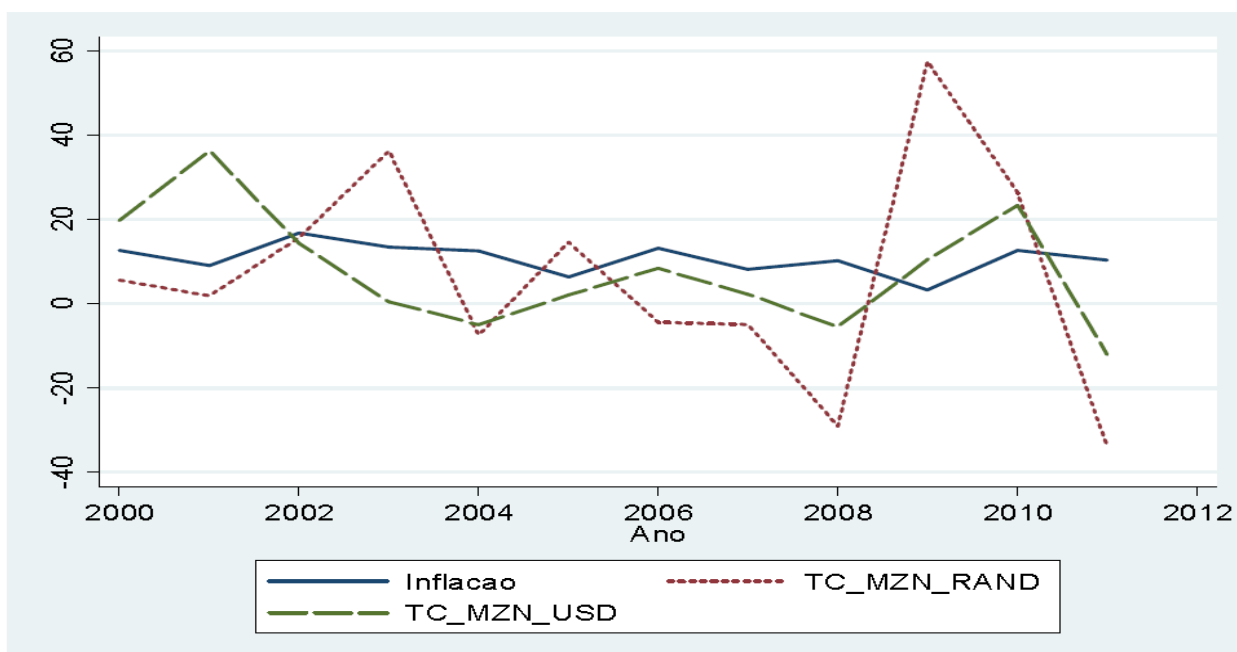
A respeito do IPC importa sublinhar que estas tendências do seu comportamento, podem estar afuniladas pelo ambiente interno (comportamento da situação da economia) e situação externa, que resume-se em choques adversos que impactam a nossa economia, causando a subida dos preços domésticos. Portanto, estima-se também que tenham efeitos sobre os preços a política monetária que o país vem ajustando para estabilizar o nível de preços, isto é, atingir as metas previstas de inflação, a dinâmica da economia, as expectativas entre outros factores que podem ser previsíveis para a alteração do comportamento inflacionário. Contudo, salientar que não é caracter deste trabalho destacar os determinantes da inflação, como foi desenvolvido por alguns estudos realizados em relação a economia moçambicana, segundo Ubisse (1997), Omar (2003), Carsane (2005) e Gemo (2011).

A Figura 3 mostra o comportamento das variações das taxas de câmbio do Metical face ao Dólar Americano e em relação ao Rand Sul-Africano e taxa de inflação em Moçambique, evidenciando assim o relacionamento entre variáveis ao longo do tempo em análise. Ao longo do período em análise as taxas de câmbio seguem a mesma sequência, entre 1996 e 1999 o metical face ao rand valorizou-se e sofreu uma depreciação em relação ao Dólar norte-americano, onde em 1996 a apreciação do Metical face ao Rand foi de 16,6% e depreciação do Dólar foi de 25,3%, facto

justificado pelo Carsane (2005) pelas melhorias da balança comercial, onde as exportações aumentaram a uma taxa superior ao aumento das importações. Entretanto de 2008 à 2010 nota-se que há desvalorização do Metical face ao Rand e ao Dólar nos anos 2008 e 2009 e valorização do Metical em 2010, facto que em 2008 é justificado pela conjuntura externa do agravamento da crise financeira internacional e ao nível interno pela subida galopante dos preços dos combustíveis e cereais e conjugados com a ocorrência de queimadas descontroladas e calamidades naturais (cheias, inundações, ventos fortes e ciclones).

O comportamento da inflação no país, foi apontada segundo Ubide (1997) como em Omar (2003), a identificação de um comportamento sazonal na inflação moçambicana, com um período de alta no primeiro e quarto trimestres. Estes estudos apontam como causas deste comportamento sazonal na inflação moçambicana a maior oferta de produtos alimentares agrícolas no segundo e terceiro trimestres de cada ano e a diminuição na oferta dos mesmos produtos nos primeiros restantes períodos. Adicionalmente, a forte pressão na demanda por bens provocada pelas festas comemorativas de Natal e final de ano e o impacto do pagamento do décimo terceiro salário que apontam como pico da inflação verificada no mês de Dezembro.

Figura 3: Taxa de câmbio (MZN/USD e MZN/RAND) e Inflação



Fonte: BM e INE, (2013)

Há uma forte tendência de depreciação nominal do Metical, com repercussões no índice geral dos preços domésticos, explicado pelo facto de Moçambique depender significativamente das importações de bens processados, combustíveis, bens de capital e intermediários e géneros alimentícios (cereais, frutas e vegetais). Possivelmente refletindo a depreciação do metical em relação ao rand e ao dólar norte-americano, expansão monetária e grandes deficit orçamentário, podem estar na origem da variabilidade da taxa de inflação em Moçambique, dentro do período entre 2002 a 2004.

No que concerne ao ano de 2005 a 2011, nota-se que a maior parte dos desvios em relação à tendência média de longo prazo, que ocorreu principalmente de 2007 à 2010, estão relacionados às fortes pressões inflacionárias que caracterizaram este período, isto é, os choques da taxa de câmbio, relacionados ao agravamento do preço do petróleo bruto (brent) no mercado internacional e ao fortalecimento do Rand e Dólar norte-americano, estoque de moeda e os choques estruturais, tais como os preços dos produtos de importação e dos custos domésticos (BM, 2010).

4.3. Análise Econométrica do Efeito *Pass-through* da Taxa de Câmbio no Nível Geral de Preços em Moçambique no período de 2000:01 -2012:12

Esta seção tem como finalidade apresentar os principais resultados obtidos pela investigação econométrica do efeito *Pass-through* da taxa de câmbio no nível geral de preços em Moçambique no período de 2000 - 2012. O principal objetivo da análise empreendida é compreender a dinâmica do comportamento do IPC em relação a taxa de câmbio nominal do Metical face ao Rand Sul-africano e dólar norte-americano.

Inicialmente, com o intuito de verificar a propriedade do método de abordagem proposto ao nosso conjunto de dados, foi feito o exame visual de estacionaridade e o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Peron para verificação da ordem de integração das variáveis usadas no modelo. Dada a existência de tendência determinística nas séries, os testes foram realizados para a especificação com constante e tendência e só constante. Foram de seguida feitos os testes de escolha da desfasagem óptima, apresenta-se também o teste de

causalidade de Granger, as funções impulso e resposta, e finalmente a decomposição da variância.

Entretanto, como já é conhecido a fragilidade e inconsistência estatística e econômica, os resultados do modelo convencional não fornecem evidências econométricas robustas que possam ser tomadas como referência para se entender empiricamente o efeito de *pass-through* cambial. Isto se deve, principalmente, a limitações já esperadas dos modelos de regressões, possivelmente devido a não estacionariedade das séries envolvidas. Sabe-se que a estimação de modelos de regressão envolvendo séries temporais não-estacionárias pode gerar resultados espúrios.

4.3.1. Análise Discritiva dos Dados

Os dados da pesquisa que resolverão o problema da pesquisa, apresentarão uma estrutura mensal perfazendo uma amostra geral de 156 observações, abrangendo período desde 2000-2012. As series apresentam uma média de amostral de 4.75 para LnIPC_Moz (índice de preços ao consumidor), Taxa de cambio metical face ao dólar norte-americano (3,18) ; Taxa de cambio do metical face ao rand (1,16) ; oferta de moeda LnM2 (10.96); índice de preços sul-africanos LnIPC_ZAR (4,24) e finalmente 0,005 grau de abertura comercial.

Tabela 1: Sumário das estatísticas Descritivas

	LNIPC_MOZ	LNTC_USD	LNTC_ZAR	LNLM2	LNIPC_ZAR	ABERT
Mean	4.745834	3.182426	1.160817	10.95868	4.239169	0.005153
Median	4.754820	3.194788	1.203953	11.10728	4.188890	0.004982
Maximum	5.188503	3.608824	1.704930	12.13357	4.605170	0.016781
Minimum	4.400848	2.592265	0.769182	9.533076	3.869116	-0.000268
Std. Dev.	0.195785	0.190922	0.221840	0.689233	0.213930	0.004687
Skewness	0.293445	-0.795936	-0.086612	-0.261686	0.120981	0.524749
Kurtosis	2.311714	4.347247	2.335566	1.960930	1.784099	2.250929
Observations	156	156	156	156	156	156

Fonte: O autor (2014), extraídos do Eviews

Na tabela 1 encontra-se um sumário das estatísticas descritivas das séries, em relação aos desvios e pontos máximos e mínimos. Através da mesma tabela também pode se fazer um

estudo do comportamento das variações no modelo ou sensibilidade a choques para a variável de estudo. Nota-se entretanto, a presença de indícios de estacionariade nas variáveis do modelo, visto apresentarem valores aproximados a média e variância constante

É importante que se faça uma análise do comportamento das séries antes de se efectuar o teste de raiz unitária. De seguida foram realizados os respectivos testes para confirmar a existência ou não de raiz unitária entre as séries.

4.4. Teste de Estacionaridade

4.4.1. Exame Visual

Este teste resume-se em estudo gráfico da tendência das variáveis em estudo, em especial destaque na análise da tendência das médias e variâncias. Para a identificação da não estacionaridade no teste de exame visual, nota-se nas séries que podem ter uma tendência crescente ou decrescente ao longo do tempo. (Gujarati,2000)

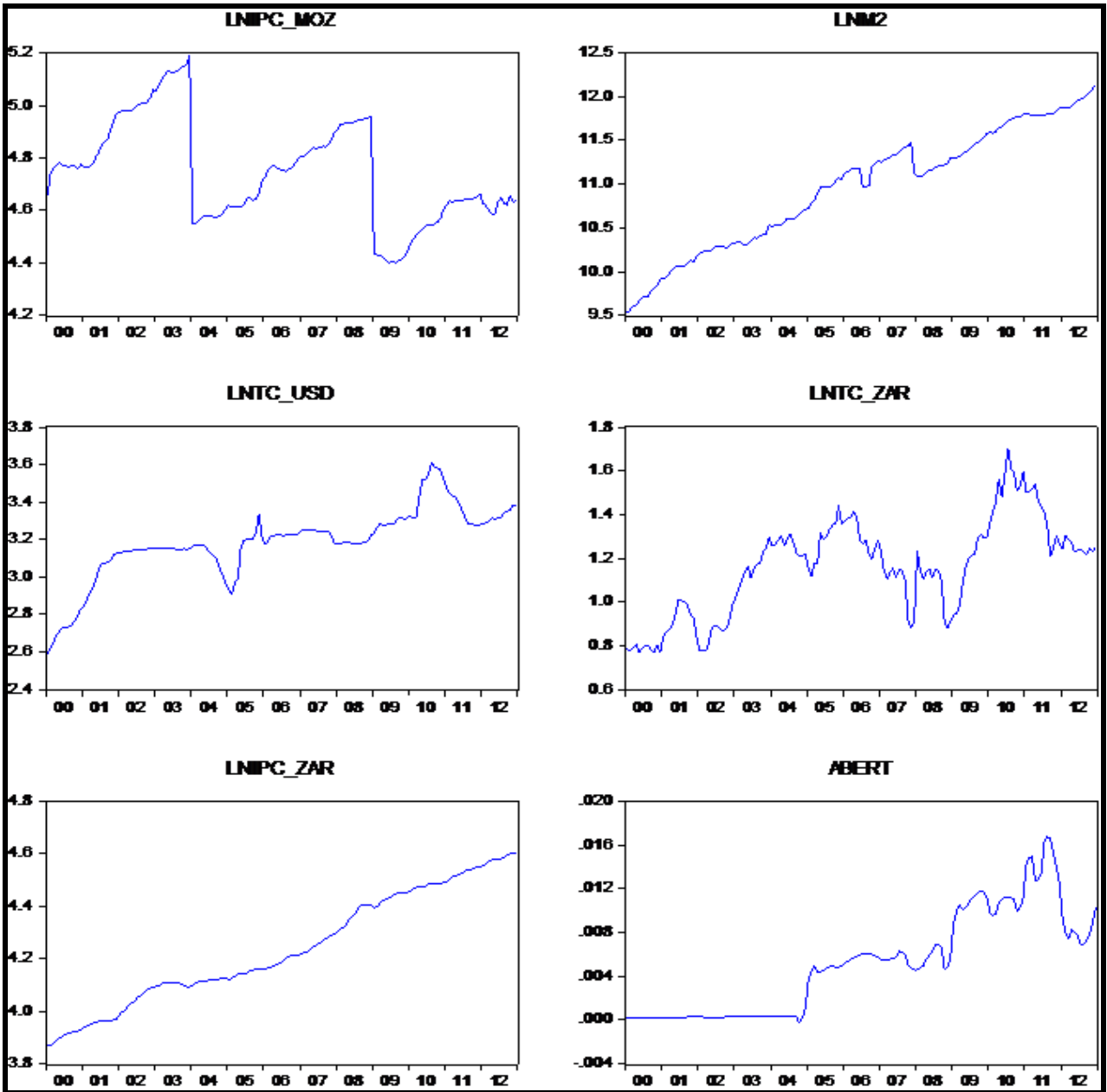
Os gráficos apresentados na Figura 4, ilustram o teste visual das variáveis em nível e na primeira diferença, facilitando desta forma a visualização do comportamento das séries utilizadas no modelo. Os resultados do teste visual apontam um grau de dispersão maior para as variáveis em nível (LNIPC_MOZ, LNNTC_USD, LNNTC_ZAR, LNM2, LNIPC_ZAR e ABERT), ilustrando claramente oscilações dispersas, concluindo a não estacionariade, ou seja, não apresentam média e variância constante, pois todas variáveis apresentam tendências crescentes.

Entretanto, após a primeira diferença os resultados das series mostram conclusões de presença de estacionaridade das series. Pode-se visualizar movimentos em situação de concordância e tendentes a seguir ritmos moderados, ou seja, tendentes a origem (zero) ao longo do período. Pode-se visualizar paras as seguintes series: DLNIPC_MOZ, DLNNTC_USD, DLNNTC_ZAR, DLNM2, DLNIPC_ZAR e DABERT.

Esta situação será exposta em frente, após a realização dos testes de raiz unitária, para testar a presença de estacionariadade nas variáveis a serem inclusos no modelo. É preciso ficar claro, que

contudo, no exame visual presta-se muita atenção na média e variância, porém na maioria das vezes não é muito conclusivo.

Figura 4: Teste de Estacionariade - Exame Visual



Fonte: O autor (2014), extraídos do Eviews

Entretanto, mediante o teste visual foi possível visualizar a tendência anual de cada variável aplicável ao modelo em estudo no período compreendido. Pode-se verificar no período em análise uma tendência crescente, ou seja a variância e a média não são constantes. Os factores por detrás do acentuado crescimento da taxa inflacionária deveram-se as cheias, primeira “onda de choque” da crise internacional (subida dos preços do petróleo e dos transportes que coincidiram com o aumento de alguns bens alimentares importados com o peso na balança comercial), desequilíbrios no mercado interno, deficits elevados na oferta, sobre tudo nos bens consumíveis pela maioria da população (alimentos, têxteis, material de construção civil, energia, etc) . Ademais seguiu-se um período de injeção de divisas no mercado pelo banco central seguido do influxo de capitais externos associados ao investimento direto estrangeiro (IDE) que fez valorizar o metical e baixar a inflação. Numa primeira fase, a baixa da inflação foi reforçada pelo efeito desacelerador no crescimento económico provocado pela redução da demanda interna, aumento da produção em alguns sectores e queda das principais exportações.

A taxa de câmbio metical – dólar e rand apresentaram uma tendência crescente na maior parte dos períodos, isto devido aos choques externos e incluso a crise financeira, que abalou a economia mundial, o BM foi abrandando as taxa de referência e causando desta forma um incremento da oferta de moeda, motivando uma depreciação do metical face ao dólar norte-americano. Nota-se igualmente a intervenção na economia e injeção de divisas. A existência da tendência decrescente pode estar aliada as acções da entidade responsável pela política monetária e pelo lançamento da nova lei cambial. Em relação ao grau de abertura comercial os períodos contraverosos devem-se ao deficit da balança comercial e extrema melhoria da produção em Moçambique e crescimento do PIB nacional.

4.4.2. Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP)

Em função desta exigência, procedeu-se à realização de testes de raiz unitária, quais sejam, o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller) e PP (Phillips-Perron). O teste ADF em nível indicará a não rejeição da hipótese nula de que as séries contém raiz unitária, se valor crítico calculado do teste ADF é em módulo menor do que os valores críticos tabelados a 5% ou 10% de significância. Após a implementação do teste de ADF (tabela 2), verificou-se que a única série

que apresentou estacionariedade em nível foi a variável GDP_GAP (GAP do PIB). Enquanto, o LnIPC, LnTC, LnIPC_ZAR e ABERT não mostraram serem estacionárias em nível, o que exigiu que se realizasse um processo de diferenciação para que as mesmas se tornassem estacionárias. Entretanto, mostraram serem estacionárias na primeira diferença, isto é, o primeiro nível de cointegração I(1).

Tabela 2 : Teste de Estacionariedade de ADF (Augmented Dickey-Fuller)

Variáveis	Ordem de Integração	Nível de Significância	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	OBs
LnIPC_MOZ	I(0)	5%	-2.880087622299322	-2.183036116493651	N.E
		10%	-2.576738747279185	-2.183036116493651	N.E
	I(1)	5%	-2.880211060365271	-12.53986672355088	EST
		10%	-2.576804628876298	-12.53986672355088	EST
LnTC_ZAR	I(0)	5%	-2.880087622299322	-2.034105767788586	N.E
		10%	-2.576738747279185	-2.034105767788586	N.E
	I(1)	5%	-2.880211060365271	-11.38199707252384	EST
		10%	-2.576804628876298	-11.38199707252384	EST
LnTC_USD	I(1)	5%	-2.88046287955464	-5.418216783845619	EST
		10%	-2.576939022684671	-5.418216783845619	EST
	I(0)	5%	-2.880336135192392	-2.768874962423952	N.E
		10%	-2.576871381548714	-2.768874962423952	N.E
LnIPC_ZAR	I(0)	5%	-2.922449447843277	-0.4353897658934579	N.E
		10%	-2.599223599845951	-0.4353897658934579	N.E
	I(1)	5%	-2.922449447843277	-8.124380926503378	EST
		10%	-2.599223599845951	-8.124380926503378	EST
ABERT	I(0)	5%	-2.919951813075747	-1.304911736477856	N.E
		10%	-2.597905127450629	-1.304911736477856	N.E
	I(1)	5%	-2.921174602747022	-8.015339724668042	EST
		10%	-2.598550736476504	-8.015339724668042	EST
LnM2	I(1)	5%	-2.880211060365271	-11.7166644843216	EST
		10%	-2.576804628876298	-11.7166644843216	EST
	I(0)	5%	-2.880087622299322	-1.268266433184921	N.E
		10%	-2.576738747279185	-1.268266433184921	N.E

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Como forma complementar ao teste ADF, realizou-se o teste de raiz unitária de Phillips-Perron (Tabela 3), que praticamente esteve em conformidade com os resultados do teste ADF. A vantagem é que este teste permite que os erros exibam correlação serial. A hipótese nula de que a

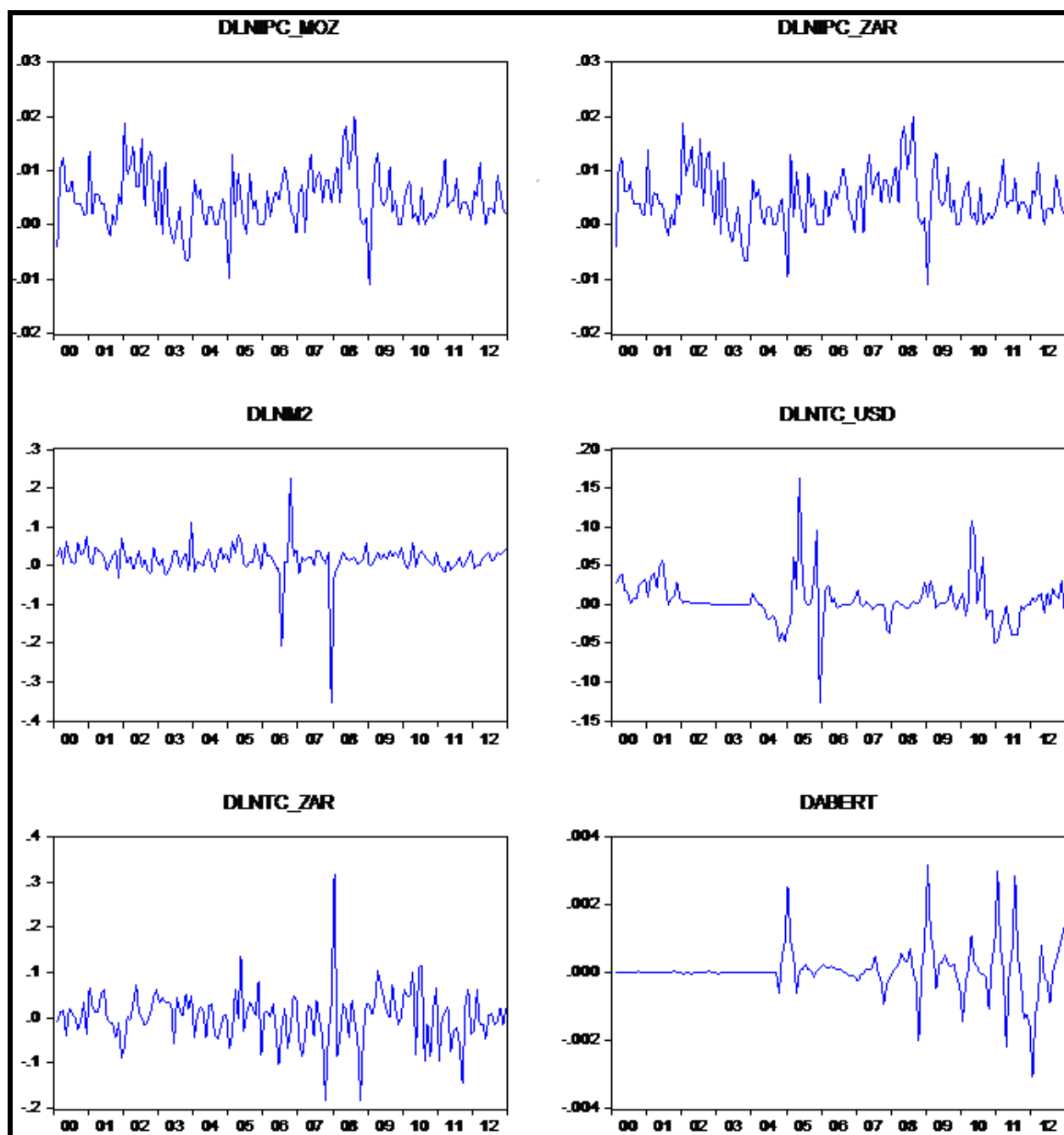
série é estacionária foi rejeitada usando-se o nível de significância de 5% e 10% para as séries no nível. Quando diferenciamos as séries, os resultados das restantes séries indicaram a não rejeição da hipótese nula de estacionariedade para todos os valores críticos tabelados.

Tabela 3: Teste de Estacionariedade Phillips – Perron Unit Root

Variáveis	Ordem de Integração	Nível de Significância	Test critical values	Phillips-Perron test statistic	OBs
LnIPC_MOZ	I(0)	5%	-2.919951813075747	-2.375030311256107	N.E
		10%	-2.597905127450629	-2.375030311256107	N.E
	I(1)	5%	-2.921174602747022	-7.157351499303333	EST
		10%	-2.598550736476504	-7.157351499303333	EST
LnTC_ZAR	I(0)	5%	-2.919951813075747	-2.11371136510176	N.E
		10%	-2.597905127450629	-2.11371136510176	N.E
	I(1)	5%	-2.921174602747022	-5.178834328378747	EST
		10%	-2.598550736476504	-5.178834328378747	EST
LnTC_USD	I(0)	5%	-3.472813135841985	-3.062641582792596	N.E
		10%	-3.880088	-3.062641582792596	N.E
	I(1)	5%	-2.472813	-2.983536	EST
		10%	-2.880087622299322	-2.983536	EST
LnIPC_ZAR	I(0)	5%	-2.91995181307574	-0.770749033924852	N.E
		10%	-2.597905127450629	-0.770749033924852	N.E
	I(1)	5%	-2.921174602747022	-32.04622645803608	EST
		10%	-2.598550736476504	-32.04622645803608	EST
ABERT	I(0)	5%	-2.919952	-1.304911736477856	N.E
		10%	-2.597905	-1.304911736477856	N.E
	I(1)	5%	-2.921174602747022	-8.012065981497267	EST
		10%	-2.598550736476504	-8.012065981497267	EST
LnM2	I(0)	5%	-2.88008762229932	-1.29963723710934	N.E
		10%	-2.57673874727918	-1.29963723710934	N.E
	I(1)	5%	-2.88021106036527	-11.7007980041265	EST
		10%	-2.57680462887629	-11.7007980041265	EST

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Figura 5: Teste Gráfico de estacionaridade (1ª Diferença)



Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

4.1. Teste de Cointegração de Johansen

Entretanto, mediante os testes de ADF e PP que revelaram a presença das séries serem integradas I(1), opta-se por fazer o teste de cointegração de Johansen com as séries em nível para verificar se há algum vetor de cointegração e relação de longo prazo entre as variáveis do modelo.

Para determinar o número de vetores de cointegração, são utilizados os testes do traço e o teste do máximo Autovalor, cujos resultados estão apresentados nas tabelas 4 e 5.

Tabela 4: Teste de Cointegração de Johansen (traço)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.133443	71.23093	95.75366	0.6806
At most 1	0.097355	49.31711	69.81889	0.6672
At most 2	0.082079	33.64592	47.85613	0.5213
At most 3	0.076135	20.54243	29.79707	0.3868
At most 4	0.053270	8.426525	15.49471	0.4210
At most 5	0.000334	0.051139	3.841466	0.8211

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Tabela 5: Teste de cointegração de Johansen (autovalor máximo)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.133443	21.91382	40.07757	0.9200
At most 1	0.097355	15.67119	33.87687	0.9624
At most 2	0.082079	13.10349	27.58434	0.8792
At most 3	0.076135	12.11591	21.13162	0.5362
At most 4	0.053270	8.375386	14.26460	0.3418
At most 5	0.000334	0.051139	3.841466	0.8211

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Os resultados referentes aos testes de cointegração apresentados indicam que a hipótese nula do teste do traço não foi rejeitada (None), isto é, “Não Existência de Cointegração” dado que o valor da estatística do traço calculado foi inferior ao seu valor crítico num nível de significância de 5%. O P-Value foi de 0.6806 e também não indica a rejeição da hipótese nula. Entretanto, a hipótese de vetores de cointegração maiores do que de ordem 1 são rejeitados a 5% de significância.

O mesmo pode ser observado para o teste do máximo auto-valor, em que seu valor calculado (para $r = 0$) não foi superior ao valor crítico com nível de significância de 5%. Pode-se visualizar igualmente na evidência do valor de P-Value 0.9200. Mediante o resultado de ambos os testes (traço e máximo auto-valor) mostram a não rejeição da hipótese de que não exista, no máximo, um vetor de cointegração.

Entretanto, como o teste de cointegração de Johansen não constatou a presença de pelo menos um vetor de cointegração, por conseguinte, aponta-se a não existência de um relacionamento de longo prazo entre as variáveis. Entretanto, como não existem vetores de cointegração, pode-se utilizar o modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) ao invés do modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Por outras palavras, será utilizado para estimar o modelo da regressão o VAR restrito. A vantagem de utilizar o VEC seria de poder permitir investigar as dinâmicas de curto prazo e longo prazo das séries.

4.2. Ordem de Desfasagem da Modelagem de longo prazo

Uma vez realizadas as transformações necessárias, partiu-se para a estimação propriamente dita do modelo que espelhará a situação do efeito de *Pass-Through* em Moçambique. Decidiu-se pela manutenção das especificações utilizadas para a análise de regressão. Para a escolha da ordem de desfasagem a ser utilizada na estimação do modelo, levou-se em conta a indicação dos critérios estatísticos: *Critério de Informação de Akaike* (AIC); *Critério de Informação Schwarz* (BIC); *Critério de Informação de Hannan-Quinn* (HQ) e *Erro de Predição Final* (FPE).

A escolha da ordem de desfasagem será de acordo com o critério de parcimónia, isto é, basear-se-á no número que apresentar maioria de indicação dos testes. Relembrar que desfasagens muito elevadas ou baixas podem prejudicar o poder do teste estatístico, sendo assim, optou-se por

destacar na escolha da ordem de defasagem do modelo quando indicada por todos os testes ou por sua maioria, segundo a tabela 6.

Tabela 6: Critérios de seleção das ordens de defasagem dos modelos VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1074.444	NA	2.16e-14	-14.43843	-14.31692	-14.38906
1	2431.680	2586.085	3.81e-22	-32.29297	-31.44241*	-31.94739
2	2492.673	111.2718	2.72e-22*	-32.63072*	-31.05111	-31.98893*
3	2511.910	33.53443	3.43e-22	-32.40419	-30.09553	-31.46619
4	2551.290	65.45504	3.32e-22	-32.44986	-29.41215	-31.21564
5	2591.991	64.35127	3.17e-22	-32.51339	-28.74662	-30.98296
6	2608.800	25.21380	4.22e-22	-32.25405	-27.75823	-30.42741
7	2624.411	22.15077	5.78e-22	-31.97852	-26.75365	-29.85567
8	2682.397	77.57673*	4.52e-22	-32.27564	-26.32172	-29.85658

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Os números da tabela 5. mostram que os critérios de AIC, FPE e HQ foram unânimes em que as variáveis levam 2 períodos para responder aos choques nas variáveis dependentes, enquanto que o critério de SC defende que as variáveis levam um período para responder os choques. Entretanto, segundo a unanimidade dos três critérios de seleção de lag (defasagens) indicam a inclusão de duas defasagens que serão empregues na estimação do modelo.

4.3. Identificação de Relações de longo prazo no Índice de Preços ao Consumidor

Considerando as supracitadas relações de cointegração e o Teorema da Equivalência, as formas reduzidas finais dos VAR irrestritos são dadas por Modelos de Correção de Erro

(representações ECM) de segunda ordem para o caso VAR bivariado e de primeira ordem para o caso do VAR trivariado. Com base nestas estruturas, a próxima etapa consiste em utilizarmos a metodologia de Vahid e Engle (1993) para testar a existência de ciclos comuns condicionada na equação de cointegração encontrados anteriormente. Nesse sentido, calculamos as correlações canônicas das primeiras diferenças de cada variável com a defasagem dessa última e sem o termo de correção de erro diferenciado uma vez

Tabela 7: Estimativa dos coeficientes da análise de cointegração da modelagem de longo prazo

Dinâmica da modelagem de longo prazo	
$\text{LNIPC_MOZ} = 0.920278464301 * \text{LNIPC_MOZ}(-1) - 0.0289875030346 * \text{LNIPC_MOZ}(-2) + 0.0270428466553 * \text{LNTC_USD}(-1) + 0.040924861595 * \text{LNTC_USD}(-2) - 0.10422069041 * \text{LNTC_ZAR}(-1) + 0.0895829714049 * \text{LNTC_ZAR}(-2) - 0.280675963281 * \text{LNM2}(-1) + 0.276847041903 * \text{LNM2}(-2) + 0.903149114071 * \text{LNIPC_ZAR}(-1) - 1.01692540239 * \text{LNIPC_ZAR}(-2) - 5.36542524494 * \text{ABERT}(-1) + 6.53286973418 * \text{ABERT}(-2) + 0.834855539659$	

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Os resultados apresentados na tabela 7 examinam a dinâmica para o índice de preço ao consumidor em Moçambique (LNIPC_MOZ) como variável dependente e as variáveis um (-1) e dois (-2) períodos de defasagens como variáveis independentes, que tentam explicar as mostram que os períodos inflacionários desfasados em um período possuem uma tendência de ajustar nos períodos seguintes, podendo averiguar que a transmissão ronda em 0,92 pp, diferente da em segunda defasagem que apresenta uma diminuição em 0,03 pp. Em relação a taxa de câmbio do metical face ao dólar norte americano, este quando desfasado por um período contribui em 0,027 pp para o crescimento do índice de preços ao consumidor, cerca de 0,040 pp resultante duma depreciação cambial do metical para os preços do consumidor, outro facto relevante é que o sinal esta de acordo com a teoria condicionando movimentos do curto prazo que albergam o pass-through cambial. A análise da taxa de câmbio da outra moeda, neste caso, rand sul-africano, no primeiro desfasamento contribui para a redução transmissão nos preços de consumo em cerca de 0,1042 pp (deflação) enquanto que no segundo período de desfasamento cerca de 0,089 pp foram

transmitidos para os preços em Moçambique. Nota-se, portanto, que no curto prazo, o nível dos preços domésticos são mais sensíveis as mudanças cambiais do rand sul-africanos, devendo-se ao facto da dependência comercial e importação de principais produtos de primeira necessidade que refletem no custo de vida dos moçambicanos e pela instabilidade do rand face ao metical no período em análise.

No que tange a oferta monetária, nota-se que os resultados são bastante próximos onde um aumento dos agregados monetários na economia moçambicana, esta influencia os movimentos do índice de preços ao consumidor em cerca de 0,28 pp no segundo período desfasado em 0,276 pp. Estes resultados sugerem que as políticas monetárias possuíram um grande impacto para o comportamento dos preços e pois sabe-se de antemão que, aumento da massa monetária, aumentará a procura de bens e serviços, numa situação de oferta constante, gera pressão inflacionária, o que faz subir o nível de preços.

Finalmente, analisando os movimentos do curto prazo do grau de abertura comercial indicou ser mais sensível as variações dos preços de consumo, pois demonstra que quanto maior é a abertura comercial os mesmos deveriam ser impactados pelas taxas de cambio que influencia os produtos comercializados que por sua vez predefinem estímulos nos preços de consumo. No primeiro desfasamento desta variável, nota-se que a taxa cambial do metical face ao rand apreciou e em relação ao dólar norte-americano depreciou, o valor de impacto do grau de abertura comercial situou-se em 5,36 pp enquanto uma situação de depreciação das duas moedas na segunda desfasagem impactou nos preços de consumo no curto prazo em 6,56 pp. Estes resultando irão ser complementados pelos testes causalidade, implulso-resposta e decomposição de variância.

O modelo de longo prazo não sofre o problema de ser espúria, uma vez que o valor de Durbin-Watson stat (DW) 2.04 é superior que o R-squared (R^2) 0.89. Também importa transparecer no modelo de longo prazo que o grau de ajustamento e explicabilidade das variáveis desfasadas na primeira (-1) e segunda (-2) que explicam em cerca de 89,19 pp para as oscilações do índice de preços no curto prazo no geral.

Tabela 8: Estimação da Modelagem de Longo prazo

Dependent Variable: LNIPC_MOZ				
Method: Least Squares				
Date: 05/04/14 Time: 12:19				
Sample (adjusted): 2000M03 2012M12				
Included observations: 154 after adjustments				
LNIPC_MOZ = C(1)*LNIPC_MOZ(-1) + C(2)*LNIPC_MOZ(-2) + C(3)*LNTC_USD(-1) + C(4)*LNTC_USD(-2) + C(5)*LNTC_ZAR(-1) + C(6)*LNTC_ZAR(-2) + C(7)*LNM2(-1) + C(8)*LNM2(-2) + C(9)*LNIPC_ZAR(-1) + C(10)*LNIPC_ZAR(-2) + C(11)*ABERT(-1) + C(12)*ABERT(-2) + C(13)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.920278	0.084147	10.93649	0.0000
C(2)	-0.028988	0.084614	-0.342585	0.7324
C(3)	0.027043	0.207139	0.130554	0.8963
C(4)	0.040925	0.205186	0.199453	0.8422
C(5)	-0.104221	0.102683	-1.014972	0.3119
C(6)	0.089583	0.104556	0.856791	0.3930
C(7)	-0.280676	0.127571	-2.200156	0.0294
C(8)	0.276847	0.125770	2.201212	0.0293
C(9)	0.903149	1.137468	0.793999	0.4285
C(10)	-1.016925	1.126959	-0.902362	0.3684
C(11)	-5.365425	8.022468	-0.668800	0.5047
C(12)	6.532870	8.093223	0.807202	0.4209
C(13)	0.834856	0.281129	2.969648	0.0035
R-squared	0.891911	Mean dependent var		4.746450
Adjusted R-squared	0.882712	S.D. dependent var		0.196940
S.E. of regression	0.067447	Akaike info criterion		-2.474320
Sum squared resid	0.641417	Schwarz criterion		-2.217954
Log likelihood	203.5227	Hannan-Quinn criter.		-2.370185
F-statistic	96.95717	Durbin-Watson stat		2.040923
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Os resultados mostram que o índice de preços (LNIPC_MOZ(-1)), oferta de moeda (LNM2(-1)) ambas desfasados de um período e LNM2(-2) foram estatisticamente significantes num nível de 5%, uma vez que o valor de P-value é inferior que 5%. Isto quer dizer que, estas variáveis foram significantes para explicar o índice de preços em Moçambique no período em estudo.

Os restantes coeficientes (LNIPC(-2), LNTC_ZAR (-1), LNTC_ZAR, LNTC_USD(-1), LNTC_USD(-2), LNIPC_ZAR(-1), LNIPC_ZAR (-2), ABERT(-1) e ABERT(-2), tais como pode-se visualizar no modelo 1, não foram estatisticamente significantes no nível de 5% e 10%.

Tabela 9: Estimacao dos Coeficientes da Modelagem de Longo prazo

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.920278	0.084147	10.93649	0.0000
C(2)	-0.028988	0.084614	-0.342585	0.7320
C(3)	0.027043	0.207139	0.130554	0.8962
C(4)	0.040925	0.205186	0.199453	0.8420
C(5)	-0.104221	0.102683	-1.014972	0.3104
C(6)	0.089583	0.104556	0.856791	0.3918
C(7)	-0.280676	0.127571	-2.200156	0.0281
C(8)	0.276847	0.125770	2.201212	0.0280
C(9)	0.903149	1.137468	0.793999	0.4274
C(10)	-1.016925	1.126959	-0.902362	0.3671
C(11)	-5.365425	8.022468	-0.668800	0.5038
C(12)	6.532870	8.093223	0.807202	0.4198
C(13)	0.834856	0.281129	2.969648	0.0031

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

4.3.1. Causalidade de Modelagem de Longo Prazo

Pretende-se averiguar os choques de causalidade no curto prazo entre as variáveis, ou seja, analisar o grau de causalidade no índice de preço ao consumidor em períodos curtos, ou seja, precisa-se desenvolver o canal de transmissão de curto prazo.

Pretende-se averiguar se conjuntamente a variável taxa de câmbio do rand face ao meticalcom períodos de desfasamentos, influenciam a variável dependente, ou seja, se explicam o comportamento do IPC em Moçambique, recorreu-se ao Teste de Wald. Deste modo, análise permite que seja avaliados os coeficientes C(5), C(6) conjuntamente, tendo como hipótese nula que sejam iguais a zero, isto é, $H(0) : C(5)=C(6)= 0$.

O Teste de Wald constatou a presença de insignificância dos coeficientes conjuntamente, apresentando um valor de probabilidade de 0.5921, como exposto na tabela 10, que é superior ao nível de significância de 5% e valor de Chi-square 1.048121, grau de liberdade df (2), não foi rejeitada a hipótese nula. Este resultado, mostra falta de significância ao grau de explicabilidade das variáveis de interesse do modelo, para averiguar o efeito de transmissibilidade da taxa de

câmbio MZN/ZAR para o IPC Moçambicano, levantando a questão de aproximação a teoria anteriormente afirmada.

Tabela 10: Teste de Wald – Teste de Significância Conjunta (Taxa de Cambio ZAR/MZM)

Test Statistic	Value	Df	Probability
Chi-square	1.048121	2	0.5921
Null Hypothesis: C(5)=C(6)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(5)		-0.104221	0.102683
C(6)		0.089583	0.104556
Restrictions are linear in coefficients.			

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Em relação a taxa de cambio do dólar face ao metical, notou-se que conjuntamente são insignificantes para explicar o índice de preços em Moçambique. Esta suposição deveu-se a não rejeição da hipótese nula, como exposto na tabela 11, o valor da probabilidade é superior ao nível de significância de 5% e valor de Chi-square 1.056230, grau de liberdade df (2), não foi rejeitada a hipótese nula.

Tabela 11: Teste de Wald – Teste de Significância Conjunta (Taxa de Cambio USD/MZM)

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	1.056230	2	0.5897
Null Hypothesis: C(3)=C(4)=0			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)		Value	Std. Err.
C(3)		0.027043	0.207139
C(4)		0.040925	0.205186
Restrictions are linear in coefficients.			

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Em suma, as taxas cambiais das principais moedas em Moçambique (dólar e rand) não são conjuntamente significantes para explicar o nível de preços.

Em relação ao canal de transmissão de curto prazo, foi analisado o grau de causalidade para as restantes variáveis do modelo. Entretanto, nota-se que os coeficientes no seu conjunto de $D(\text{GDP_GAP})$ e $D(\text{ABERT})$ são estatisticamente significantes, enquanto, $D(\text{LNIPC_ZAR})$ foi insignificante para o nível de significância de 5% e 10%, isto é, causam as variações no IPC. Pode-se afirmar que não foi encontrada a causalidade de curto prazo entre o índice de preço estrangeiro (IPC_ZAR) e o índice de preços domésticos (IPC).

O grau de explicabilidade das variáveis no modelo estimado, ou seja, na variável dependente (IPC) é de 64,64%, o que leva a concluir que esta acima da média de explicabilidade e o valor de F-estatístico esta abaixo de 5% o que condiz credibilidade ao modelo. Pese embora exista esta situação positiva, resta efetuar testes para detetar a presença de alguns problemas de regressão.

4.4. Relação de Curto Prazo do Modelo Auto-Regressivo Vectorial

No segundo modelo estimado, tende a velar pela associação de curto prazo, uma vez que segundo o teste de cointegração de Johansen (traço e máximo auto-valor), ambos mostram a rejeição da hipótese de cointegração, apelando a inexistência de relação de longo prazo entre as variáveis. Deste modo, foi estimado igualmente o modelagem curto prazo, que obedece a dinâmica de mês a mês, tendo as variáveis em diferenças. Constatando –se a presença de multicolinearidade nas variáveis foi retirada o índice de preços sul-africanos.

Assim sendo, o modelo estimado pode-se visualizar no anexo 3, que a influência de curto prazo das variáveis de curto prazo contribuem para as variações da variável dependente em cerca de 18% que é um valor insignificante no grau de explicabilidade. O numero de leg a serem inclusas no modelo foi sugerido por AIC (4 defasagens), vide anexo 4 e para testar se os coeficientes do modelo VAR são os melhores estimadores, foi-se desencadeado testes nos resíduos.

O primeiro teste residual do modelo VAR é de Autocorrelação, onde parte-se do princípio que a hipótese nula avança que os resíduos não estão autocorrelacionados. Consoante os resultados da

tabela 12, nota-se que o modelo sofre de autocorrelação pois não rejeita-se a hipótese ao nível de significância de 5% para a maioria das defasagens o que torna desencorajador para o modelo estimado.

Tabela 12 : Teste Residual de Autocorrelação Portmanteau

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.527295	NA*	1.537477	NA*	NA*
2	5.207654	NA*	5.267237	NA*	NA*
3	20.30385	NA*	20.66944	NA*	NA*
4	30.05067	NA*	30.68148	NA*	NA*
5	45.56546	0.0072	46.72759	0.0053	25
6	68.47801	0.0423	70.58825	0.0291	50
7	103.7697	0.0156	107.5956	0.0081	75
8	120.5310	0.0794	125.2946	0.0443	100
9	150.7112	0.0585	157.3875	0.0265	125
10	177.4335	0.0625	186.0050	0.0244	150
11	194.1768	0.1526	204.0639	0.0655	175
12	235.5154	0.0433	248.9713	0.0106	200

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Para melhor consistência do modelo VAR, foi elaborado o teste de correlação dos resíduos LM, com a hipótese nula que não existe correlação serial nas defasagens. Segundo os resultados apresentados na tabela 13, notou-se que não rejeita-se a hipótese nula no nível de significância de 5% para a terceira, quarta e décima segundas defasagens do modelo, mais pela maioria rejeita-se a hipótese nula, representando assim que o modelo pouco sofre de correlação nos resíduos, o que é positivo para o modelo.

Tabela 13: Teste residual de correlação serial LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.85062	0.8871
2	23.27632	0.5614
3	46.37982	0.0058
4	39.55884	0.0324
5	23.18092	0.5670
6	26.86411	0.3627
7	35.14104	0.0857
8	17.06075	0.8796
9	31.87435	0.1617
10	27.28729	0.3417
11	16.99409	0.8820
12	54.82107	0.0005

Probs from chi-square with 25 df.

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Posteriormente, elaborou-se o teste que pretende velar a possibilidade que os resíduos seguem uma distribuição normal, tendo como hipótese nula que os resíduos são normalmente multivariados. O resultado apresentado na tabela 14 e sugestionando também pelo anexo 7, mostra que rejeita-se a hipótese nula a um nível de 5%, o que sugere que o modelo VAR não segue uma distribuição normal conjuntamente, mediante o teste de Skewness, Kurtosis e Jarque-Bera. Esta posição poderá altera-se com a inclusão de variáveis *Dummies*, como exposto no estudo de Carsane (2005), que apresentou *dummies* representado o “efeito sazonal – Dezembro (D1)” e “alta de preços verificada nos meses em Moçambique atingida por inundações (D2)”.

Tabela 14 : Teste Residual de Normalidade

VAR Residual Normality Tests				
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)				
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal				
Date: 03/26/14 Time: 23:23				
Sample: 2000M01 2012M12				
Included observations: 151				
Component	Skewness	Chi-sq	Df	Prob.
1	0.352885	3.133944	1	0.0767
2	-0.097054	0.237057	1	0.6263
3	-0.600452	9.073670	1	0.0026
4	-3.410183	292.6719	1	0.0000
5	-0.941496	22.30810	1	0.0000
Joint		327.4247	5	0.0000
Component	Kurtosis	Chi-sq	Df	Prob.
1	3.488005	1.498353	1	0.2209
2	14.59298	845.5829	1	0.0000
3	5.000511	25.17953	1	0.0000
4	29.94082	4566.541	1	0.0000
5	10.25785	331.4227	1	0.0000
Joint		5770.225	5	0.0000
Component	Jarque-Bera	Df	Prob.	
1	4.632297	2	0.0987	
2	845.8199	2	0.0000	
3	34.25320	2	0.0000	
4	4859.213	2	0.0000	
5	353.7308	2	0.0000	
Joint	6097.650	10	0.0000	

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Entretanto, foi igualmente testada a possibilidade que os resíduos possuem uma variância constante, ou seja são homocedásticos. Segundo os resultados expostos na tabela 15, nota-se que não rejeita-se esta hipótese no modelo VAR.

Tabela 15 : Teste de Residual de Heteroscedasticidade

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)		
Date: 03/26/14 Time: 23:44		
Sample: 2000M01 2012M12		
Included observations: 151		
Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
608.4757	600	0.3964

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Entretanto em relação causalidade de curto prazo, os resultados apontados (anexo 5) o DLNTC_USD, DLNTC_ZAR, DLNM2 e DABERT não causam Granger no DLNIPC_MOZ, por outras palavras não existe causalidade de curto prazo das variáveis do modelo no índice de preços ao consumidor. Entretanto, nota-se que existe uma causalidade do DLNIPC_MOZ para a DLNTC_USD, apontando assim uma causalidade unidirecional. No que tange a causalidade de Granger sobre DLNTC_ZAR (variável dependente), verifica-se que DLNM2 causa Granger no DLNTC_ZAR, obtendo-se assim uma causalidade unidirecional e conjuntamente as variáveis independentes do modelo causam no sentido Granger as variações de DLNTC_ZAR.

Finalmente, em relação as outras causalidades de curto prazo, foi averiguado que não existe causalidade Granger para todas as variáveis que foram expostas no modelo como dependentes, tanto a nível individual assim como conjuntamente, atendendo e considerando a 5% de nível de significância.

4.5. Teste de Validação do Modelo VAR (Modelo de longo prazo)

4.5.1. Teste de Autocorrelação

Para realização do teste autocorrelação foi utilizado o teste correlação serial dos resíduos do modelo VAR LM, que procura analisar se os resíduos estão correlacionados que podem causar

distúrbios ao modelo. Entretanto, verificou-se que os resíduos não estão autocorrelacionados, visto que os resultados obtidos, permitiu-se que não rejeitasse a hipótese nula que os resíduos não estão serial autocorrelacionados. Portanto, este modelo não sofre de autocorrelação serial dos resíduos.

Tabela 16: Teste de Autocorrelação Serial LM

Lags	LM-Stat	Prob
1	33.13556	0.6056
2	43.23486	0.1897

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 03/16/14 Time: 21:20
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 154
 Probs from chi-square with 36 df.

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

4.5.2. Teste de Normalidade

O teste de normalidade de Jarque-Bera apontou para a rejeição da hipótese de que os erros em conjunto seguem uma distribuição normal (Tabela 17). De modo a averiguar se os resíduos seguem uma distribuição normal, foi usado o teste de normalidade Residual, tendo como instrumento avaliativo Jarque-Bera (JB). Este sugeriu que os resíduos não seguem uma distribuição normal, ou seja, não estão normalmente distribuídos. Esta suposição deveu-se a rejeição da hipótese nula, que os resíduos seguem uma distribuição normal pois o valor do p-value de JB é inferior 5%.

No entanto, tende-se a minimizar este problema, com base no Teorema do Limite Central, segundo o qual qualquer que seja a distribuição da variável de interesse para grandes amostras, a distribuição das médias amostrais serão aproximadamente normalmente distribuídas, e tenderão a uma distribuição normal à medida que o tamanho de amostra crescer.

Tabela 17: Teste de Normalidade

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	19463.83	2	0.0000
2	1247.542	2	0.0000
3	24.34460	2	0.0000
4	5114.191	2	0.0000
5	5.195401	2	0.0744
6	307.9342	2	0.0000
Joint	26163.04	12	0.0000

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

4.5.3. Teste de Heterocedasticidade

O teste de heteroscedasticidade permite verificar a homoscedasticidade, isto é, se a variância do termo de erro é constante. Como forma de detectar se a variância é constante ou não, usou-se o teste de heterocedasticidade dos resíduos, tendo como hipótese nula que os resíduos são homocedasticos. Nota-se que a probabilidade é inferior que o nível de significanca de 5%, pode-se rejeitar a hipótese nula.

Em suma, pretende-se afirmar por outras palavras que o modelo sofre do problema de heterocedasticidade.

Tabela 18: Teste de Heterocedasticidade

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 03/16/14 Time: 21:29					
Sample: 2000M01 2012M12					
Included observations: 154					
Joint test:					
Chi-sq	Df	Prob.			
660.5057	504	0.0000			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(24,129)	Prob.	Chi-sq(24)	Prob.

res1*res1	0.272693	2.015273	0.0068	41.99467	0.0129
res2*res2	0.206868	1.401934	0.1183	31.85775	0.1306
res3*res3	0.196647	1.315710	0.1665	30.28367	0.1755
res4*res4	0.173753	1.130318	0.3208	26.75796	0.3159
res5*res5	0.379637	3.289276	0.0000	58.46403	0.0001
res6*res6	0.294700	2.245868	0.0021	45.38377	0.0052
res2*res1	0.216345	1.483882	0.0841	33.31708	0.0976
res3*res1	0.358541	3.004340	0.0000	55.21538	0.0003
res3*res2	0.155207	0.987506	0.4871	23.90190	0.4672
res4*res1	0.245448	1.748434	0.0253	37.79903	0.0364
res4*res2	0.146379	0.921704	0.5728	22.54234	0.5469
res4*res3	0.195269	1.304248	0.1739	30.07137	0.1824
res5*res1	0.274293	2.031573	0.0063	42.24117	0.0121
res5*res2	0.174722	1.137957	0.3130	26.90719	0.3088
res5*res3	0.105795	0.635926	0.9012	16.29244	0.8772
res5*res4	0.180308	1.182337	0.2701	27.76736	0.2700
res6*res1	0.200873	1.351092	0.1451	30.93449	0.1557
res6*res2	0.169775	1.099149	0.3539	26.14535	0.3458
res6*res3	0.134581	0.835868	0.6858	20.72554	0.6549
res6*res4	0.139339	0.870200	0.6410	21.45822	0.6116
res6*res5	0.274933	2.038108	0.0061	42.33968	0.0118

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

4.6. Análise Impulso – Resposta

O efeito dos choques nas variáveis permite averiguar o grau de reação duma variável na outra, dito doutro modo, importa-se conhecer o tipo de relação prevalecente entre as variáveis. Entretanto foi esboçado essas relações de choques e impacto a partir das funções de impulso resposta a partir duma análise gráfica das elasticidades - impulso permite evidenciar os efeitos de choques nas variáveis selecionadas, levando-se em consideração os efeitos simultâneos sobre as outras variáveis incluídas na análise, apresenta-se as análises referentes a curto e longo prazo.

4.6.1. Choques no Índice de Preços ao Consumidor em Moçambique

A figura 6 expõe os efeitos dos choques no índice de preço ao consumidor (IPC) nas demais variáveis, a distinguir: taxa de câmbio do metical face ao dólar (LNTC_USD), Taxa de câmbio do metical face ao rand (LNTC_ZAR), oferta de moeda (LNM2), índice de preços sul-africanos (LNIPC_ZAR), grau de abertura comercial (ABERT).

De acordo com as funções impulso-resposta, podemos observar no curto prazo, um choque positivo (depreciação) de 1 pp na taxa de câmbio do metical face ao dólar norte-americano produz um efeito imediato negativo até no segundo mês 0.001824 pp e no terceiro período apresenta uma resposta positiva na ordem de 0.000400 pp e posteriormente chega a atingir efeitos positivos no final do primeiro e segundo ano, 0.008609 pp e 0.007283 pp respectivamente. Importa referenciar que esta tendência de choques positivos tende a decrescer ao longo do tempo.

Entretanto, um choque positivo na taxa de câmbio do metical face ao rand (depreciação) leva a um abrandamento do nível geral dos preços, ou seja tende a ser negativa, com tendência decrescente e crescente embora negativa até ao final do décimo sétimo mês. No segundo mês uma depreciação cambial tende a obter uma resposta no IPC negativa em 0.006055 pp, nos finais do primeiro ano a mesma tendência em 0.003333 pp. Esta tendência negativa manteve-se até no décimo sétimo mês havendo uma transmissibilidade cambial em 0.000249 pp, alterando-se numa transmissibilidade positiva até ao final do segundo ano em 0.002913 pp.

Um choque positivo de um desvio padrão na oferta de moeda leva a um abrandamento do nível geral dos preços, ou seja tende a ser negativa, muito embora que após um ano o nível geral dos preços apresente uma tendência decrescente embora negativa. No curto prazo, um choque na M2 em 1 pp produz no segundo período um efeito negativo de 0.012497 pp na IPC mantendo de seguida uma tendência negativa chegando no nono mês 0.000412 pp. A partir do décimo mês o efeito passou a ser positivo 0.000369 pp e possuindo a mesma tendência para o final do primeiro ano em 0.001474 pp e final do segundo ano 0.001418 pp, e finalmente a tendência torna-se negativa dum choque positivo na oferta de moeda sobre o IPC nos meados do trigésimo mês assim em diante.

Referente ao índice de preços sul-africanos um choque positivo de 1 pp resulta numa mudança no índice de preços domésticos em 0.004704 pp no segundo mês, perdurando esta situação positiva até ao sétimo mês 0.000231 pp, alterando para uma tendência negativa a partir do oitavo mês influenciando na resposta de negativa ou inversa 0.000747 pp no final do primeiro e segundo ano a mesma tendência transmitindo em 0.003275 pp e 0.004871 pp respectivamente.

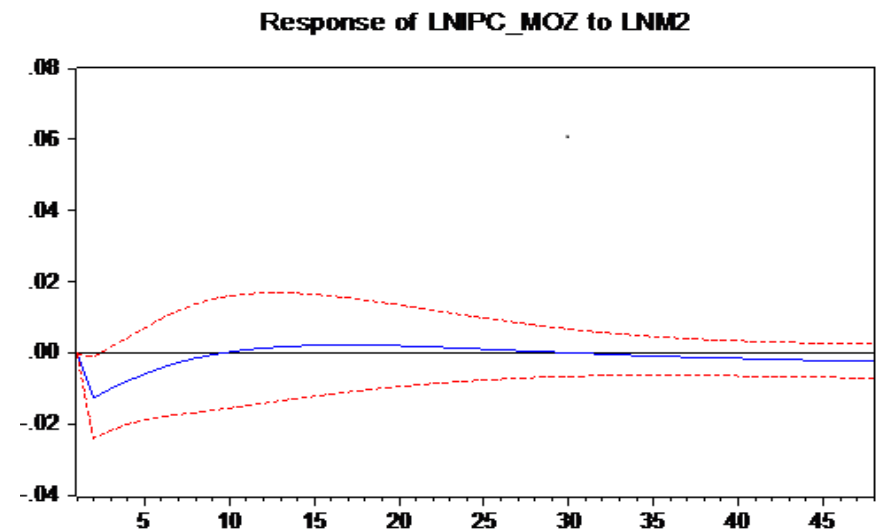
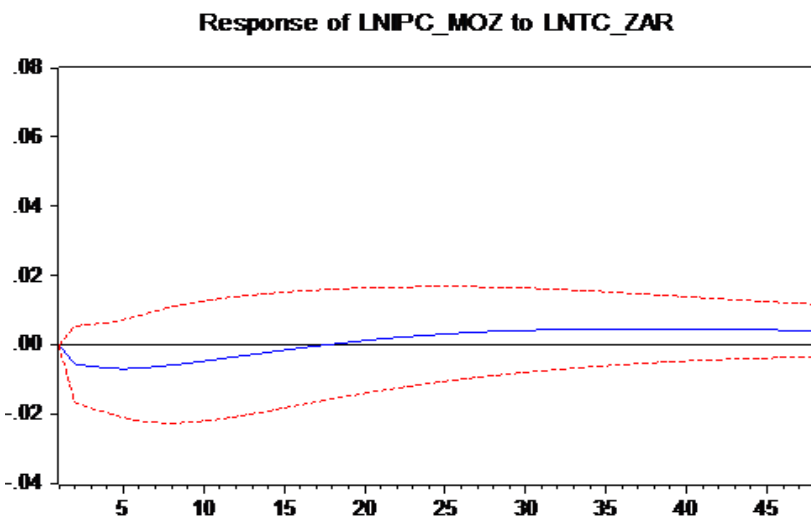
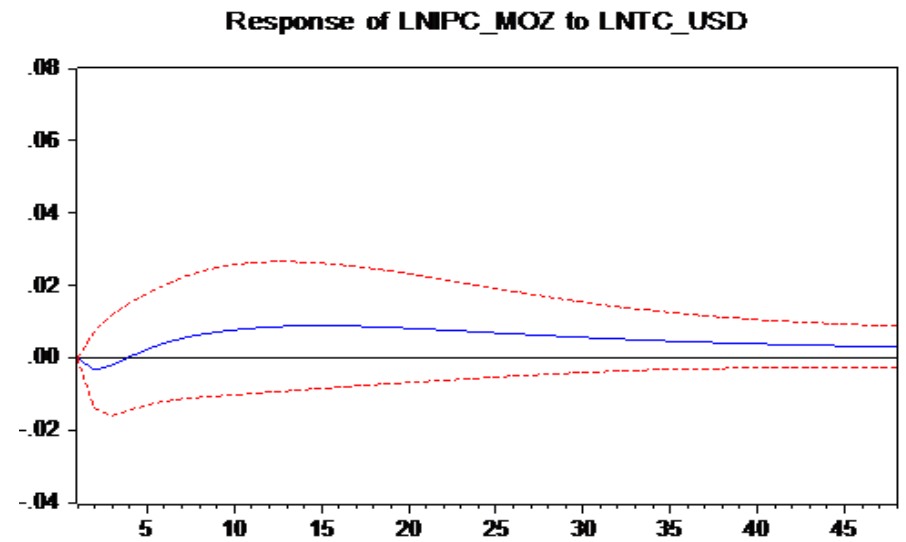
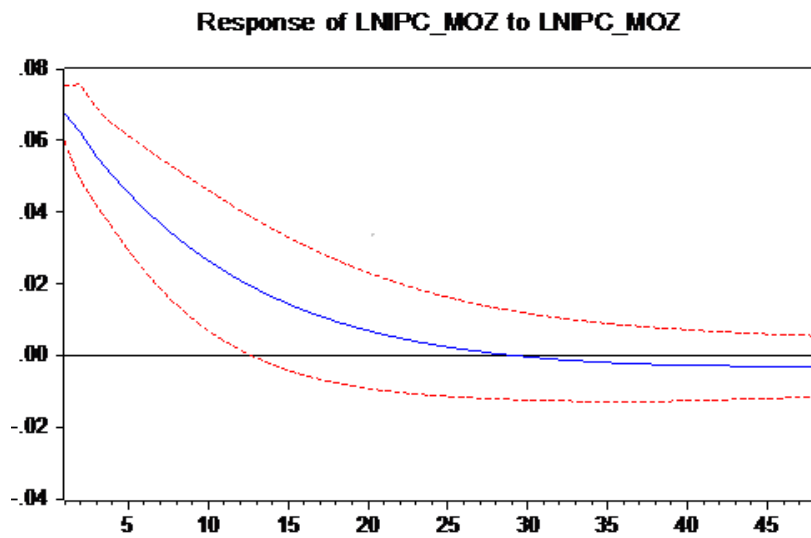
Finalmente, em relação ao grau de abertura comercial, um choque positivo nesta variável a resposta no IPC no segundo mês é negativa em 0.003234 pp, mantendo esta tendência até ao quarto mês 0.001916 pp. No quinto mês a tendência torna-se positiva, onde um choque positivo na abertura comercial ou quando existe maior intercambio comercial entre os países, sendo influenciada pelos choques no mercado cambial, resulta num aumento do IPC ou ambiente inflacionário no país em 0.000359 pp. Pese embora, exista uma tendência positiva até ao final do segundo ano em 0.000763 pp.

Os resultados acima levam a aceitação parcial do *Pass-through* cambial em Moçambique no nível de preços, tendo em conta o período em estudo em virtude do modelo escolhido, embora com os requisitos de validação do modelo não aceitáveis, tal caso da normalidade e heterocedasticidade. Averiguar ainda que, o grau de explicabilidade da taxa de câmbio, medindo também para o longo de perío tendo comportamento do nível geral de preços em Moçambique ao longo do tempo em 89,19 pp, sendo por isso não adequado para medir as flutuações ao longo do tempo.

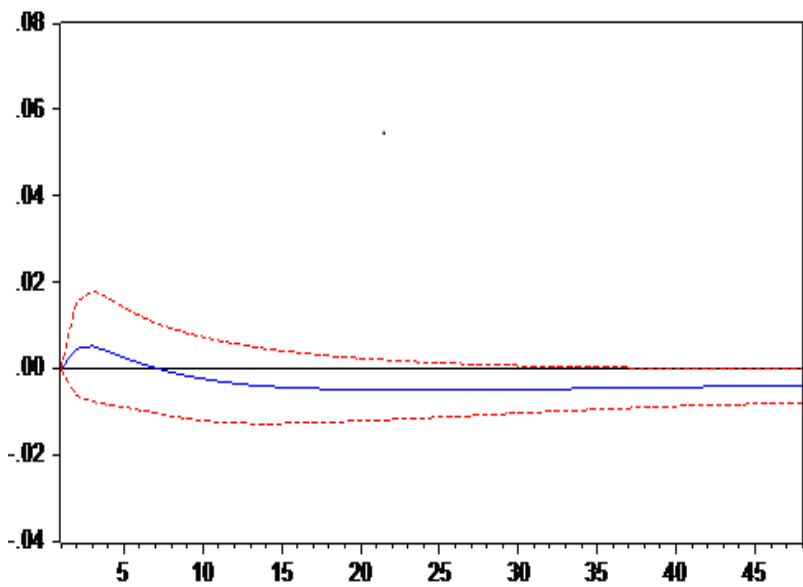
Além disso, é importante verificar a estabilidade do VAR. O teste de estabilidade permite analisar se todas as raízes são, em módulo, menores que um, ou seja, se estão dentro do círculo unitário. Neste contexto o anexo 6 apresenta os resultados que corroboram com a condição de estabilidade.

Figura 6 : Funções Impulso Resposta da Variável independente para Dependente

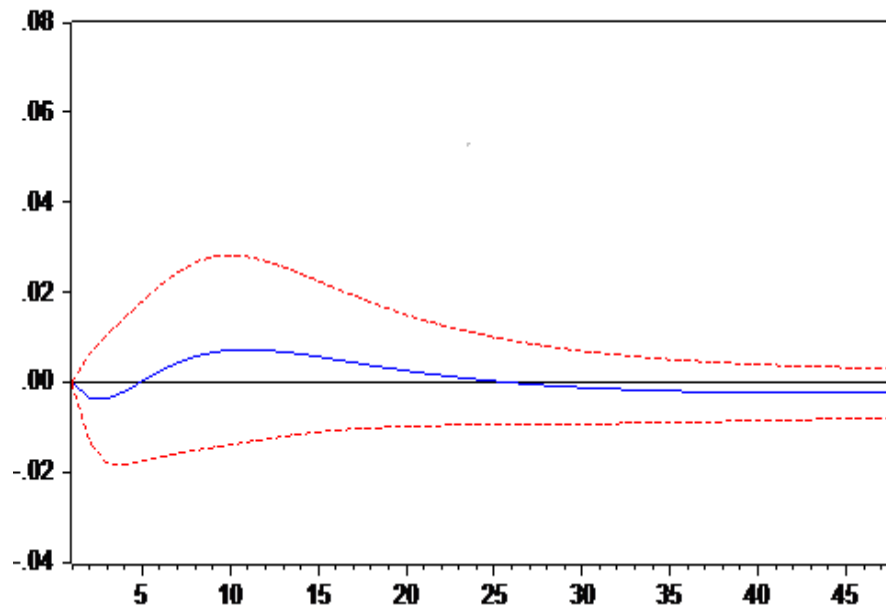
Accumulated Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Response of LNIPC_MOZ to LNIPC_ZAR

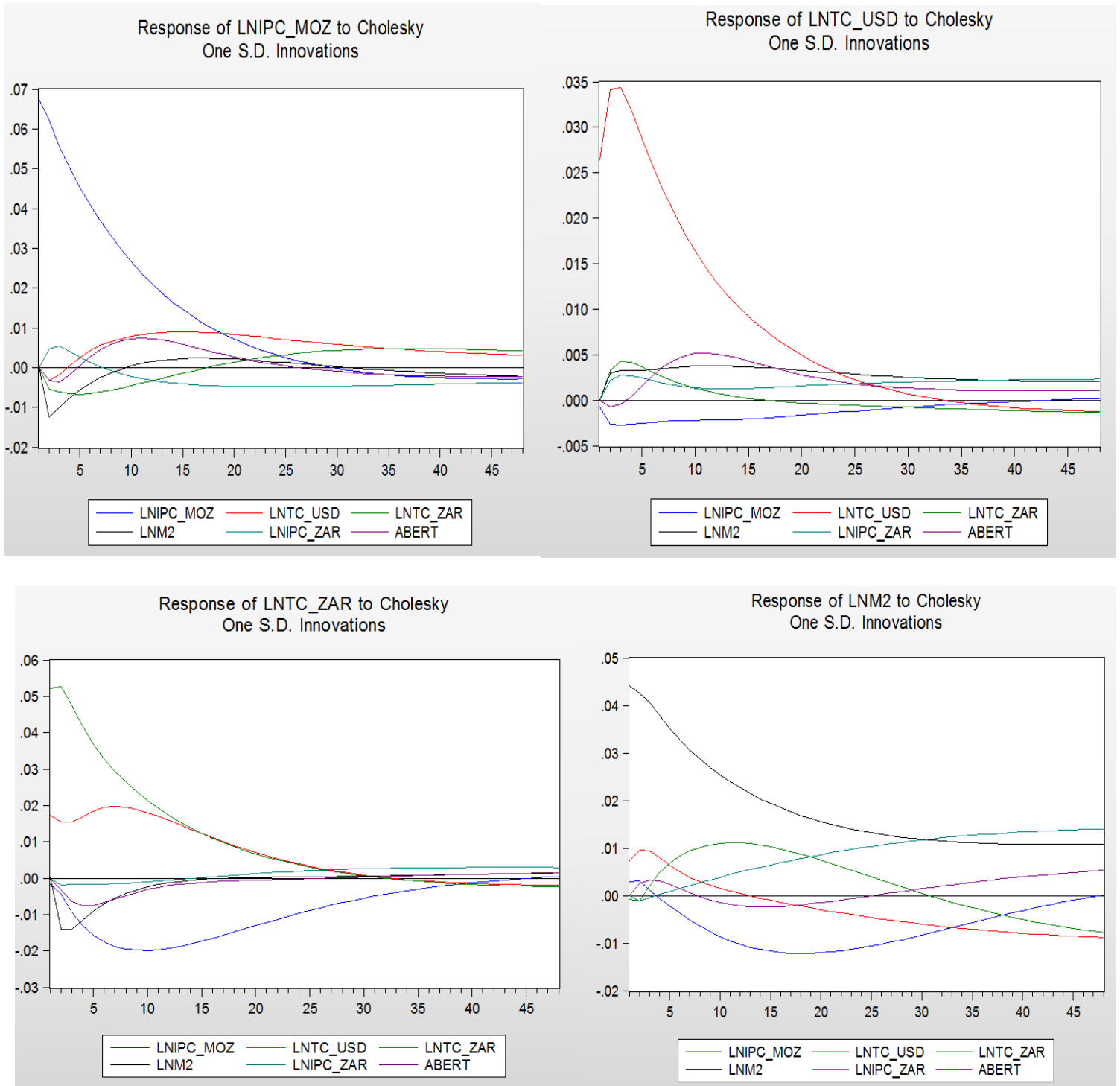


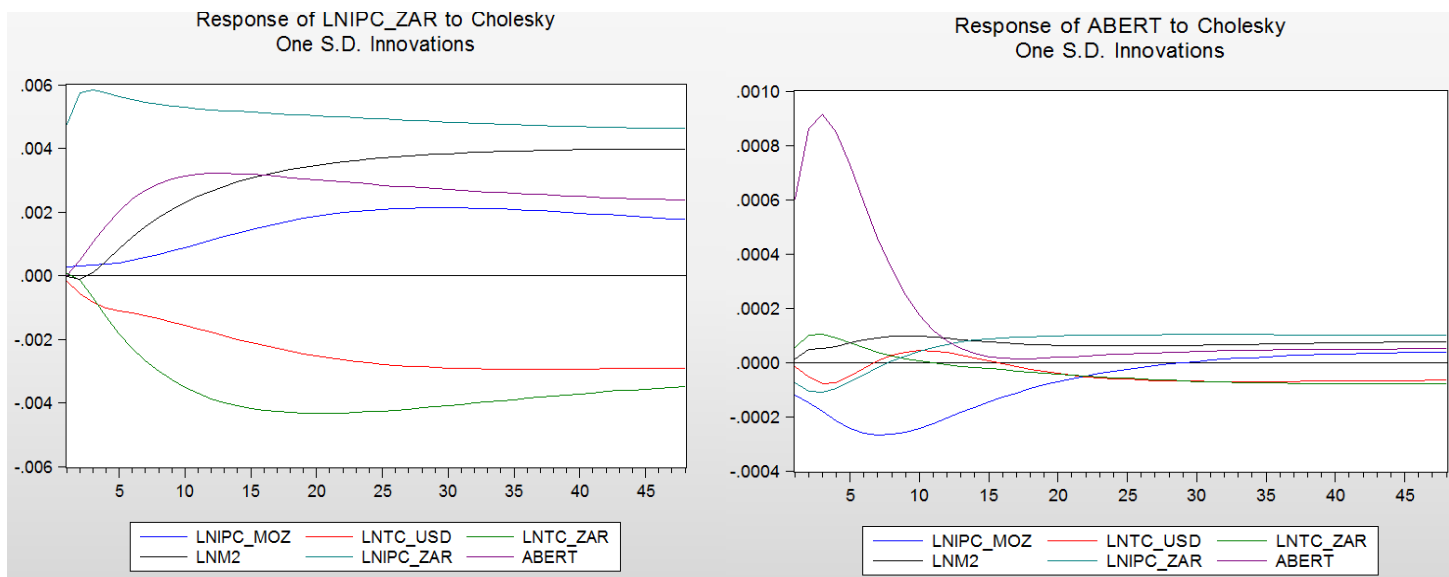
Response of LNIPC_MOZ to ABERT



Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Figura 7: Funções Impulso Resposta Geral





Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Tabela 19: Resposta acumulada na Inflação em Moçambique

Period	Response of LNIPC_MOZ:					
	LNIPC_MOZ	LNTC_USD	LNTC_ZAR	LNM2	LNIPC_ZAR	ABERT
1	0.067447	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.062291	-0.003192	-0.005476	-0.012497	0.004704	-0.003234
3	0.055544	-0.001824	-0.006055	-0.009912	0.005342	-0.003603
4	0.050236	0.000400	-0.006631	-0.007760	0.004064	-0.001916
5	0.045365	0.002497	-0.006785	-0.005737	0.002664	0.000359
6	0.040928	0.004202	-0.006609	-0.003995	0.001370	0.002593
7	0.036871	0.005515	-0.006236	-0.002557	0.000231	0.004473
8	0.033145	0.006512	-0.005748	-0.001377	-0.000747	0.005877
9	0.029723	0.007274	-0.005192	-0.000412	-0.001571	0.006799
10	0.026581	0.007856	-0.004594	0.000369	-0.002255	0.007285
11	0.023704	0.008293	-0.003970	0.000991	-0.002818	0.007411
12	0.021075	0.008609	-0.003333	0.001474	-0.003275	0.007256
13	0.018679	0.008819	-0.002692	0.001835	-0.003645	0.006895
14	0.016499	0.008936	-0.002057	0.002089	-0.003941	0.006395
15	0.014520	0.008971	-0.001434	0.002252	-0.004178	0.005808
16	0.012724	0.008936	-0.000830	0.002336	-0.004365	0.005176
17	0.011095	0.008840	-0.000249	0.002354	-0.004513	0.004530
18	0.009619	0.008696	0.000304	0.002317	-0.004627	0.003891
19	0.008282	0.008512	0.000825	0.002235	-0.004714	0.003276
20	0.007069	0.008297	0.001314	0.002116	-0.004779	0.002694
21	0.005969	0.008061	0.001767	0.001969	-0.004824	0.002150
22	0.004973	0.007809	0.002185	0.001800	-0.004853	0.001647
23	0.004069	0.007548	0.002567	0.001615	-0.004868	0.001185
24	0.003251	0.007283	0.002913	0.001418	-0.004871	0.000763

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

4.7. Análise de Causalidade Granger

De acordo com os passos da análise econométrica foi possível também a implementação de testes de causalidade de Granger. O objetivo foi o de verificar a ocorrência (ou não) de causalidade entre as variáveis, no sentido de que informações passadas de uma variável afetam o comportamento de uma outra variável. Utilizou-se duas defasagens para a realização do teste, uma vez que este é o número da ordem de defasagem do VAR.

Na tabela 20 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. Entretanto testou-se a hipótese nula de causalidade Granger as variáveis que compõem o pass-through (câmbio, oferta de moeda, índice de preços sul-africana e abertura da economia), cada componente sobre o nível de preços em Moçambique englobando o período em estudo.

Conforme os resultados ilustrados, uma variação do câmbio dólar e rand causa, no sentido de Granger não levam a uma variação no IPC_MOZ (em nível de significância de 5%), enquanto no sentido contrário, a hipótese nula de que variações do IPC_MOZ não causa variações da taxa de câmbio rand é rejeitada, mas o mesmo não deparou-se no dólar, significando que a taxa de câmbio rand é um bom indicador na determinação da inflação. No que concerne as restantes variáveis, os resultados ilustram que variações na inflação sul-africana não causam as variações na inflação doméstica (ao nível de significância de 5%) e igualmente no sentido inverso. Já a variável monetária as evidências ilustram que variações na expansão monetária não causam variações no aumento da inflação doméstica e o depara-se também no sentido oposto, enque o nível de preços estimula as variações na oferta monetária, pois a hipótese nula de não causalidade granger não foi rejeitada no nível de significância de 5%.

Finalmente, a apreciação feita a causalidade direcional de Grange do grau de abertura comercia, onde a hipótese nula de causalidade não foi rejeitada e esta tendência também ocorreu no sentido inverso.

Ademais, o teste também indica causalidade (no sentido Granger) no seu conjunto para com a variável nível de preços, e as demais variáveis do modelo. Em suma, o grau de causalidade das variáveis, foi unidirecional. As restantes na sua globalidade foram insignificantes para explicar a variações no IPC. O principal resultado (tabela 11) aponta a rejeição das hipóteses nulas, para o

nível de significância de 5 pp, o que representa não causalidade entre as variáveis no sentido Granger, excetuando a causalidade do índice de preços estrangeiro (IPC_ZAR) ao índice de preços domésticos (IPC), mais sim no nível de 10 pp de significância. Ademais, o teste também não indicam causalidade (no sentido Granger) no seu conjunto para com o nível de preços ou seja IPC moçambicano.

Tabela 20: Teste de Causalidade de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 03/17/14 Time: 01:34			
Sample: 2000M01 2012M12			
Included observations: 154			
Dependent variable: LNIPC_MOZ			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
LNTC_USD	1.056230	2	0.5897
LNTC_ZAR	1.048121	2	0.5921
LNLM2	4.936423	2	0.0847
LNIPC_ZAR	2.131743	2	0.3444
ABERT	0.713741	2	0.6999
All	12.53271	10	0.2510
Dependent variable: LNTC_USD			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNIPC_MOZ	1.128704	2	0.5687
LNTC_ZAR	2.571272	2	0.2765
LNLM2	1.882405	2	0.3902
LNIPC_ZAR	0.990521	2	0.6094
ABERT	0.762987	2	0.6828
All	10.28368	10	0.4160
Dependent variable: LNTC_ZAR			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
LNIPC_MOZ	6.252413	2	0.0439
LNTC_USD	2.127621	2	0.3451
LNLM2	9.222258	2	0.0099
LNIPC_ZAR	0.415743	2	0.8123
ABERT	0.827239	2	0.6613
All	18.19575	10	0.0517

Dependent variable: LNM2				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
LNIPC_MOZ	0.854704	2	0.6522	
LNTC_USD	2.225194	2	0.3287	
LNTC_ZAR	2.790080	2	0.2478	
LNIPC_ZAR	5.060094	2	0.0797	
ABERT	0.676159	2	0.7131	
All	11.71476	10	0.3046	
Dependent variable: LNIPC_ZAR				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
LNIPC_MOZ	0.065366	2	0.9678	
LNTC_USD	0.569458	2	0.7522	
LNTC_ZAR	9.585305	2	0.0083	
LNM2	2.638073	2	0.2674	
ABERT	4.675315	2	0.0966	
All	16.39463	10	0.0889	
Dependent variable: ABERT				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
LNIPC_MOZ	2.361910	2	0.3070	
LNTC_USD	1.171170	2	0.5568	
LNTC_ZAR	0.366042	2	0.8328	
LNM2	0.411130	2	0.8142	
LNIPC_ZAR	1.767315	2	0.4133	
All	15.44849	10	0.1165	

Fonte: *O autor (2014), resultados extraídos do Eviews*

Os resultados mostraram que a taxa de câmbio do metical em relação ao rand (LNTC_ZAR) causa (no sentido Granger) a variável LNIPC_MOZ no nível de 5%. Esta situação corrobora os resultados anteriores de que a política cambial foi um importante determinante do desempenho da estabilidade de preços em Moçambique durante o período 2000 à 2012.

4.8. Análise de Decomposição de Variância para o IPC de Moçambique

A análise de decomposição de variância (ADV)¹⁰, cujo objetivo é entender a importância relativa para cada variável dentro do modelo VAR na explicação da variância dos resíduos das demais variáveis. Devido aos objetivos específicos da análise, restringiu-se a apresentação dos resultados apenas para a decomposição de variância da variável LNIPC para dez períodos.

As decomposições de variância quebram a variância previsão de inflação de preços domésticos em componentes que podem ser atribuídos a cada um dos vários choques ao sistema. Permite-nos, portanto, examinar a importância relativa dos vários choques de flutuações nos preços domésticos.

Os resultados da ADV estão apresentados na tabela 21 abaixo, dentro deste escopo, utilizou-se a variância do erro de previsão para vinte e quatro meses sumarizados intervalos entre seis períodos após o choque. Optou-se por este procedimento, uma vez que nos períodos posteriores a parcela de explicação do LNIPC_MOZ sobre as demais não sofre alterações significativas.

Nesta perspectiva, constatou-se que a taxa de câmbio MZN/USD (LNTC_USD) se apresenta como o principal determinante da taxa de crescimento dos preços domésticos de Moçambique (LNIPC_MOZ) no período analisado (4,49 pp), seguido pelo grau de abertura da economia (ABERT) (1.87 pp), oferta de moeda (LNM2) (1.57 pp), e a taxa de câmbio do metical em relação ao rand (1,43 pp). Finalmente o índice de preços estrangeiros (LNIPC_ZAR) com cerca de 1.29 pp, entretanto para a última variável os resultados indicam pouca relevância esperada na explicação da variância dos resíduos da taxa de crescimento dos preços domésticos.

Convém observar também a grande importância da própria variável LNIPC_MOZ, cerca de 89,36 pp sobre ela mesmo, indicando que a trajetória de crescimento do nível de preços ao consumidor em Moçambique no período em estudo parecer estar vinculada diretamente com sua própria dinâmica no tempo.

¹⁰ Conforme o método de Cholesky de factorização de matrizes. Ver Hamilton (1994). A decomposição de variância fornece informações sobre a importância relativa das inovações aleatórias sobre as variáveis do presente estudo.

Tabela 21: Análise de Decomposição de Variância de LNIPC

Period	S.E.	LNIPC_MOZ	LNTC_USD	LNTC_ZAR	LMN2	LNIPC_ZAR	ABERT
1	0.067447	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.093049	97.35569	0.117688	0.346331	1.803867	0.255602	0.120826
3	0.109193	96.57220	0.113375	0.558960	2.133919	0.424922	0.196622
4	0.120711	96.34058	0.093867	0.759115	2.159321	0.461043	0.186076
5	0.129312	96.25855	0.119080	0.936800	2.078455	0.444193	0.162919
6	0.135951	96.15028	0.203286	1.083847	1.966790	0.412029	0.183773
7	0.141202	95.95033	0.340971	1.199762	1.856024	0.382222	0.270689
8	0.145427	95.65052	0.521987	1.287288	1.758707	0.362969	0.418528
9	0.148866	95.26829	0.736925	1.350134	1.679150	0.357523	0.607982
10	0.151687	94.82931	0.978009	1.392104	1.617879	0.366459	0.816237
11	0.154010	94.35859	1.238698	1.416857	1.573573	0.388957	1.023329
12	0.155929	93.87655	1.513218	1.427865	1.544004	0.423555	1.214812
13	0.157519	93.39808	1.796299	1.428409	1.526575	0.468585	1.382053
14	0.158837	92.93298	2.083101	1.421561	1.518641	0.522404	1.521309
15	0.159934	92.48696	2.369263	1.410169	1.517713	0.583498	1.632396
16	0.160850	92.06269	2.650970	1.396820	1.521579	0.650528	1.717408
17	0.161618	91.66082	2.925017	1.383809	1.528364	0.722325	1.779668
18	0.162267	91.28064	3.188841	1.373114	1.536552	0.797875	1.822975
19	0.162819	90.92072	3.440508	1.366379	1.544973	0.876302	1.851114
20	0.163295	90.57924	3.678672	1.364904	1.552776	0.956841	1.867566
21	0.163709	90.25425	3.902509	1.369657	1.559388	1.038829	1.875372
22	0.164075	89.94384	4.111638	1.381287	1.564469	1.121680	1.877085
23	0.164404	89.64627	4.306037	1.400151	1.567872	1.204883	1.874787
24	0.164703	89.35997	4.485970	1.426342	1.569596	1.287990	1.870130

Fonte: O autor (2014), resultados extraídos do Eviews

Estes resultados estão de acordo com a literatura convencional, que ressalta a importância da taxa de câmbio para os preços domésticos, atendendo o grau de relação comercial entre os países. Além disso, a indicação de que a política cambial e monetária de Moçambique levada a cabo pelo Banco Central também é importante para a dinâmica do seu crescimento econômico e nível de preços reforça as evidências empíricas de trabalhos que apontaram para tal relação.

Segundo a literatura focalizada, nota-se que a transmissibilidade nos preços domésticos pela taxa de câmbio é muito baixa, apesar de ser incompleta. Esta posição também foi concluída, pelos estudos de em Moçambique por Carsane (2005) e Vicente (2007), sendo os mesmos semelhantes estudos, no que tange ao efeito de transmissão ser menor para a economia moçambicana.

CAPITULO V: CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÃO

5.1. Conclusão

Neste trabalho, analisamos o mecanismo de transmissão das variações da taxa cambial (rand e dólar) para índices de preços domésticos (IPC), obedecendo períodos mensais desde 2000 até 2012. O conhecimento referente ao grau de transmissão ou simplesmente *Pass-through* cambial, torna-se crucial quando pensa-se condicionar uma política monetária ajustativa e conhecer o impacto que produz sobre a subida de preços principalmente nos produtos importados que fazem-se sentir no custo de vida ou na estabilização do nível de preços. Entretanto, visualizando o caso moçambicano é importante ter uma medida da propagação de choques da taxa de câmbio (rand e dólar), já que temos observado grandes depreciações e apreciações cambiais no período recente, aproveitando também averiguar os determinantes do *pass-through* e efeitos da política monetária (oferta de moeda).

Entretanto, mediante os procedimentos de análise nas séries económicas, usou-se o modelo VAR não restrito, pois o teste de Johansen mostrou que apesar de serem estacionárias na primeira diferença, não apresentam vectores de cointegração, o que indica inexistência da relação de longo prazo entre as variáveis do modelo. Neste ponto de vista, o modelo foi espelhado em duas abordagens, onde a primeira incide sobre a estimação dum modelo desfasado e o segundo em diferença que somente pretende identificar os efeitos de curto prazo. Finalmente, geramos as funções de resposta ao impulso para cada conjunto de dados e também a decomposição de variância para cada variável analisada.

No primeiro modelo mostra que uma depreciação cambial do metical face ao dólar norte-americano, este contribuiria em média 0,040pp e anteriores 0,027 pp nos preços domésticos incididos ao consumidor, enquanto em relação ao rand-sul africano seria mais elástico pois contribuiria na variabilidade percentual em mais de -0,1042 pp ou seja deflação moçambicana, e períodos anteriores uma variabilidade em -0,089 pp. Entretanto, em relação ao principal determinante da variabilidade do nível de preços, o estudo mostra que o grau de abertura é mais elástica, pois em média contribui em cerca de 5,96 pp. No mesmo ponto de vista, uma grande parte da elasticidade transmitida no nível de preços cabe nas inflações passadas (0,92pp)

reduzindo ao longo tempo (0,03 pp), e ainda referentes a oferta monetária que contribui em 0,28 pp em média.

Embora o modelo de correção de erros tenha mostrado que a taxa de cambio do metical em relação ao dólar norte-americano afectou positivamente a taxa de inflação, enquanto deparou-se com períodos em que a taxa de câmbio do metical em relação ao rand sul-africano afetou negativamente a taxa de inflação. Entretanto, embora esta taxa de câmbio tenha apresentado um sinal contrário ao proposto pelo modelo de inflação, segundo CARSANE (2005) pode estar associado ao facto de alguns momentos do período analisado o metical ter-se valorizado em relação ao rand e a taxa de inflação ter apresentado valores positivos. Nesta ordem de ideias, pode-se apoiar a ideia que os resultados negativos no período em análise, serem condicionados por outros factores que tenham influenciado fortemente o nível de preços em Moçambique e forma a anular o feito da taxa de câmbio.

Em relação aos choque internos, que velam para a presença do *Pass-Through* cambial no nível de preços internos (IPC), os resultados sugeriram que é mais intensa no USD que referente ao Rand em período curto, e que a transmissibilidade acumulada é de 0,46 pp referentes ao dólar norte-americano e cerca de 0,29 do rand sul-africano. Entretanto, choques positivos causados no desvio padrão do índice de preços sul-africanos levam a um abrandamento mais acelerado (0,46 pp), seguindo-se da oferta monetária (0,29) e finalmente o grau de abertura comercial (0,12).

Nesta perspectiva, constatou-se também na explicação da variância dos resíduos das demais variáveis que a taxa de câmbio MZN/USD (LNTC_USD) se apresenta como o principal determinante da taxa de crescimento dos preços domésticos de Moçambique (LNIPC_MOZ) no período analisado (4,49 pp), seguido pelo grau de abertura da economia (ABERT) (1.87 pp), oferta de moeda (LNM2) (1.57 pp), e a taxa de câmbio do metical em relação ao rand (1,43 pp) e finalmente o índice de preços estrangeiros (LNIPC_ZAR) com cerca de 1.29 pp.

Em relação ao segundo modelo, nota-se que os efeitos de causalidade de curto prazo numa variável influencia o índice preços ao consumidor, pois dificilmente apresentariam uma causalidade, sendo muitas vezes influenciada pelos factores internos do mercado e fenómenos adversos do país. Os resultados estão em linha com os trabalhos realizados para outros países, principalmente em países africanos (Nigéria, Siri-Lanka, Gana, Tanzânia) no sentido que a

transmissão das variações cambiais não são completamente repassadas para índices de preços. Entretanto, também mediante o estudo nota-se que o efeito de *Pass-through* cambial apresenta índices muito reduzidos, em comparação aos estudos efectuados em países desenvolvidos em relação a Moçambique.

Entretanto, perante alguns indícios, pode-se sugerir que, as variações da taxa de câmbio metical face ao dólar e rand repassados para os preços e conseqüente leva a uma volatilidade da inflação doméstica. Por outro lado, segundo Ciera e Nhate (2006) este pode dever-se a alguns produtos que são comercializados internacionalmente podem transmitir sinais de preços em sectores de subsistência, por isso, manter a estabilidade da taxa de cambio via da política monetária é necessária para monitorar o comportamento dos preços.

5.2. Recomendações

Como possível extensão do trabalho, entende-se que o debate seria enriquecido com a identificação do grau de transmissão para algumas medidas de inflação de produtos importados, devido a sua operacionalidade no país, e alguns choques externos que influenciam a economia moçambicana. Seria igualmente interessante, que fosse calculado o efeito de *pass-through* para os preços de cada sector da economia moçambicana, pois assim permitira efectuar uma análise mais profunda, sobre o impacto de cada produto importado e que compõe a cesta básica que traça o índice de preços ao consumidor. Nesta perspectiva seria importante atualizar e expandir a análise do estudo, por exemplo, usar o índice de preço ao produtor por sector (este ainda esta na sua face de elaboração pelo INE), bem como o índice de preços internacionais de alimentos com pesos correspondentes a cesta de consumo de Moçambique.

Lembrar também que, é importante o conhecimento o grau de transmissão da taxa de câmbio para o nível de preços domésticos para o Banco de Moçambique, podendo assim traçar políticas cambiais que visam manter a estabilidade de preços. Contudo, importa referenciar que não basta efectuar uma análise da taxa cambial e concluir que, para estabilidade dos preços a melhor via seria o ajuste cambial, mais sim a interação de diversas políticas económicas.

No entanto, a dolarização relativamente elevada de Moçambique e a elevada transmissão dos efeitos das mudanças da taxa de câmbio nos preços, têm implicações para a política monetária. Em primeiro lugar, os efeitos reais das desvalorizações nominais, através das alterações na taxa de câmbio real, são limitados quando a passagem para preços é alta. Em segundo lugar, existe a tendência para um “medo de flutuação da taxa de câmbio”, o que aumenta as intervenções onerosas no mercado cambial, assim como despesas altas relacionados com a detenção de reservas altas. E, finalmente, regimes monetários que combatam a inflação através de taxas de câmbio flutuantes, que de acordo com o FMI e Moçambique pretende implantar, enfrentam desvantagens que impedem a capacidade de atingir os objectivos de inflação. Um Pass-Through cambial elevado podem tornar a flexibilidade da taxa de câmbio necessária ao combate à inflação difícil e onerosa.

A taxa de câmbio tem efeitos importantes na economia de Moçambique, em termos da determinação dos preços internos, da competitividade das exportações e dos investimentos de substituição das importações e nas valorizações de activos. Estes impactos destacam algumas dificuldades para os políticos. Por um lado, para manter a inflação interna baixa e manter os consumidores urbanos de alimentos básicos felizes, a apreciação da taxa de câmbio traz alguns benefícios desejáveis a curto-prazo. O principal entre estes, é que a elevada transmissão para os preços significa que, as importações de bens de consumo e alimentos básicos serão mais baratos, o que é especialmente importante para os orçamentos dos agregados familiares urbanos, podendo deste modo ter efeitos para a tensão entre as necessidades de políticas a curto prazo e as perspectiva de crescimento a longo prazo, acentuando-se ainda mais no futuro, assim sendo, as autoridades terão que prestar muita atenção a esta reciprocidade das políticas.

Referência Bibliográfica

1. ADETILOYE, Kehinde A. (2010). *Exchange Rates and the consumer price Index in Nigeria: A causality Approach*: Journal of Emerging Trends in Economics and Management sciences JETEMS 1 (2): 114 -120.
2. ALIYU S.R, YAKUBU M.U e SANNI G.K (2008). *Exchange rate pass- through in Nigeria Evidence from a vector Error correction model*, JEC classification: F3, F41
3. AMITRANO, A. et. al. *Why has inflation remained so low after the long exchange rate depreciations of 1992?* Journal of Common Market studies., 1997. v. 35, n.3
4. BACHE, Ida Wolden (2006). *Econometrics of exchange rate pass-through*. Dissertação submetida ao Departamento de Economia, University of Oslo for the degree PhD Economics. Norges Bank (Central Bank of Norway). NO. 6
5. BANCO DE MOÇAMBIQUE. *Boletins Estatísticos*. Maputo
6. BANCO DE MOÇAMBIQUE. (2012). *Discurso do Governador do Banco de Moçambique: jornadas científicas do BM*.
7. BANCO DE MOÇAMBIQUE. *Relatórios Anuais*. Maputo
8. BETTS e DEVEREAUX. (2000). *Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market*. *Journal of Monetary Economics*.. V.50. p.215-244
9. CALVO, G. e REINHART, C. (2000). *Fixing for your Life*. NBER, Working Paper no. 8006.
10. CAMPA, J.M. e GOLDBERG, L.S.(2000). *Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?*. NBER, Working Paper, no. 8934.
11. CANETTI, E. e GREENE. (1992). “*Monetary Growth and Exchange Rate Depreciation as Causes of Inflation in African Countries: An Empirical Analysis*,” Journal of African Finance and Economic Development, Vol. 1, pp.37-62.

12. CARSANE, Faizal Ramonje (2005). *Os Determinantes da Inflação em Moçambique: Um Estudo Econométrico (1994-2004)*. Dissertação de Obtenção do grau de Mestre em Economia. Porto Alegre. Faculdade de Ciências Economicas da UFRGS
13. CHOUDHRI, E. e D. HAKURA. (2001). “*Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?*” IMF Working Paper No. 01/194 (Washington: International Monetary Fund).
14. CUETEIA, Egídio et. al. *Análise temporal da taxa de cambio e precos em Mocambique*. III conferência internacional do iese. Maputo: Conference Paper nº 09. 2012
15. ENDERS, W. (2010). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley and Sons. Press, forthcoming.
16. GEMO, Zeferino Jordão (2011). *Os determinantes da inflação em Moçambique: Um estudo analítico (2000-2010)*. Tese de licenciatura. Faculdade de Economia. Universidade Eduardo Mondlane. Maputo
17. GOLDFAJN, I e VALDÉS, R..(1998). *The Aftermath of Appreciations*. Editora PUC-RIO, Working Paper nº 396, Rio de Janeiro.
18. GOLDFAJN, I. e WERLANG, S.. (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: a panel study*. Working Paper, Banco Central do Brasil.
19. GUJARATI, Damodar. (2006). *Econometria Básica*. 5º Edição. Makron Books. São Paulo.
20. KIPTUI, M., D. NDOLO, e S. KAMINCHIA. (2005). “*Exchange Rate Pass-Through: To What Extent Do ExchangeRate Fluctuations Affect Import Prices And Inflation In Kenya?*” Policy Discussion Paper No. 1 (Nairobi: Central Bank of Kenya).
21. KRUGMAN, P. (1986). *Pricing to Market When Exchange Rate Changes*. Editora NBER, Working Paper n. 1926.
22. LISMAN, J e SANDEE, J. (1964). *Applied Statistics*. Netherlands: Central Planning Bureau.
23. MARCONI e LAKATOS. (2009) *Metodologia de Pesquisa Científica*. Editora MarkonBooks.
24. MCCARTHY, J. (2000). *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*. Staff Reports 111, Federal Reserve Bank of New York.

25. MENEZES e FERNANDES. (2012) *Análise do efeito pass-through cambial para a formação dos índices de preços no Brasil (1999-2011)*. Perspectiva Econômica, vol. 9, N. 1. p. 31-42.
26. MENON, J.. (1996). *The Degree and Determinants of Exchange Rate Pass-Through: Market Structure, Non-Tariff Barriers and Multinational Corporations*. The Economic Journal, v.106, n.435.. p. 434-444.
27. MWASE, N. (2006). *Uma investigação empírica da taxa de câmbio pass-through para inflação na Tanzânia*. IMF Working Paper, n° 150.
28. NOGUEIRA, V. et. al.. (2012). *Transmissão da variação cambial para as taxas de inflação no Brasil: estimação do pass-through através de modelos de vetores autorregressivos estruturais com correção de erro*. Fundação Getúlio Varga (FGV-EESP).
29. OBSTFELD, M. e ROGOFF, K.. (1995). *Exchange rate dynamics redux*. Journal of Political Economic, v. 103(3).
30. OMAR, Jamal L. A. (2001). *Determinantes da Procura das Notas e Moedas em Circulação em Moçambique: Uma Abordagem Econométrica*”, Staff Paper n° 13, Setembro, BM/DEE
31. PEREIRA, Thiago Neves. (2003). *Variações Cambiais e Inflação: Uma Interpretação do Processo de Pass-through para o Brasil*. Monografia apresentada ao Departamento de Economia da Universidade de Brasília para obtenção do grau de Bacharel em Economia.
32. RICON (2000). *“Desvalorização e Preços resultados na Colômbia, 1980-1998”* Desenvolvimento e Sociedade, Vol. 46, CEDE, Universidad de los Andes, Bogotá
33. SANUSI, Aliyu Rafindadi (2011). *Taxa de repasse cambial aos preços ao consumidor no Gana: Evidências da Estrutural Vector Auto – Regressão*. Jornal da Integração Económica e Monetária. Vol. 10, no.1.
34. SOUZA, R. G. e ALVES, A. F. (2011). *Relação entre Câmbio e Preços no Brasil: Aspectos Teóricos e Evidências Empíricas*. Editora ANPEC. Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia.
35. STULZ, Jonas. (2007). *Pass-through da Taxa de câmbio na Suíça: Evidências de autorregressões vetoriais*. Estudos Econômicos do Banco Nacional Suíço. No. 4, 2007. Zurich.
36. TAYLOR, J. B.. (2000). *Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms*. European Economic Review. v. 44, Issue 7, p. 1389-1408.

37. VICENTE, L. Carlos. (2007) *Exchange rate and consumer prices in Mozambique: a cointegration approach*. Conferência Inaugural do IESE:Desafios para a Investigação social e económica em Moçambique.
38. WIMALASURIYA, S. M. (2006). *Exchange Rate Pass-Through: To What Extent do Prices Change in Sri Lanka?*. Staff Studies – Volume 37 Numbers 1 & 2. (Central Bank of Sri Lanka)

ANEXOS

ANEXO 1: Dados da Pesquisa

Ano	Mes	IPC	TC_USD	TC_ZAR	GDP	M	IPC_ZAR	ABERT
2000	Jan	105.8	13.4	2.19	5,823,419,753.09	13,809.00	48.1	0.000184
2000	Feb	113.9	13.7	2.18	6,518,604,938.27	14,164.00	47.9	0.000167
2000	Mar	116.5	14.2	2.20	7,064,975,308.64	14,866.00	48.4	0.000154
2000	Apr	118.4	14.8	2.24	7,462,530,864.20	14,951.00	49	0.000147
2000	May	119.3	15.1	2.16	7,711,271,604.94	15,895.00	49.3	0.000145
2000	Jun	117.8	15.3	2.21	7,811,197,530.86	16,351.00	49.6	0.000148
2000	Jul	118.6	15.3	2.23	7,665,271,604.94	16,499.00	50	0.000157
2000	Aug	117.2	15.4	2.23	7,540,345,679.01	16,576.00	50.2	0.00017
2000	Sep	118.0	15.5	2.18	7,339,382,716.05	17,580.00	50.4	0.000187
2000	Oct	118.2	15.9	2.17	6,749,987,654.32	18,091.00	50.6	0.000219
2000	Nov	116.8	16.4	2.24	6,631,246,913.58	18,732.00	50.7	0.000236
2000	Dec	118.4	17.0	2.16	6,670,765,432.10	20,196.00	50.8	0.00025
2001	Jan	117.2	17.1	2.31	6,987,703,703.70	20,519.00	51.5	0.000259
2001	Feb	116.9	17.7	2.38	7,254,370,370.37	20,553.00	51.6	0.000266
2001	Mar	117.7	18.5	2.40	7,589,925,925.93	21,599.00	51.9	0.000268
2001	Apr	119.0	18.9	2.44	8,243,555,555.56	22,450.00	52.2	0.000261
2001	May	121.8	19.8	2.58	8,530,000,000.00	23,218.00	52.4	0.000262
2001	Jun	124.4	21.0	2.75	8,698,444,444.44	23,688.00	52.6	0.000264
2001	Jul	127.4	21.6	2.74	8,848,592,592.59	23,452.00	52.6	0.000263
2001	Aug	129.6	21.6	2.72	8,706,259,259.26	23,614.00	52.5	0.000272
2001	Sep	130.9	21.8	2.68	8,371,148,148.15	24,246.00	52.6	0.000286
2001	Oct	135.9	22.0	2.56	7,198,370,370.37	25,202.00	52.6	0.000327
2001	Nov	140.4	22.6	2.53	6,961,370,370.37	24,467.00	52.9	0.000334
2001	Dec	144.3	22.8	2.32	7,015,259,259.26	26,233.00	53.1	0.00033
2002	Jan	144.1	22.9	2.18	7,668,481,481.48	27,223.00	54.1	0.000297
2002	Feb	146.0	23.0	2.19	8,072,814,814.81	27,399.00	54.6	0.000282
2002	Mar	145.0	23.1	2.17	8,536,703,703.70	28,085.00	55.2	0.000267
2002	Apr	145.4	23.1	2.24	9,428,148,148.15	27,822.00	56	0.000243
2002	May	145.6	23.1	2.42	9,735,148,148.15	28,222.00	56.4	0.000236
2002	Jun	147.1	23.2	2.44	9,825,703,703.70	29,301.00	56.8	0.000234
2002	Jul	148.6	23.2	2.44	9,590,679,012.35	29,195.00	57.7	0.000242
2002	Aug	149.4	23.3	2.40	9,330,197,530.86	29,675.00	57.9	0.000253
2002	Sep	149.6	23.3	2.38	8,935,123,456.79	29,302.00	58.6	0.00027
2002	Oct	150.2	23.3	2.41	7,811,728,395.06	28,667.00	59.4	0.000315
2002	Nov	153.0	23.3	2.53	7,592,765,432.10	30,056.00	59.7	0.000327
2002	Dec	157.5	23.3	2.69	7,684,506,172.84	30,495.00	59.7	0.000328
2003	Jan	157.1	23.3	2.78	8,665,814,814.81	30,576.00	60.3	0.000297

2003	Feb	160.7	23.3	2.90	8,944,814,814.81	31,100.00	60.2	0.000291
2003	Mar	164.9	23.3	3.01	9,100,370,370.37	30,343.00	60.9	0.00029
2003	Apr	166.9	23.4	3.12	8,929,123,456.79	29,893.00	61	0.000299
2003	May	169.7	23.3	3.21	8,990,308,641.98	30,074.00	60.9	0.000301
2003	Jun	168.3	23.3	3.03	9,080,567,901.23	31,201.00	60.7	0.000302
2003	Jul	168.3	23.3	3.17	9,216,395,061.73	32,402.00	60.7	0.000301
2003	Aug	169.4	23.3	3.23	9,352,432,098.77	32,323.00	60.9	0.0003
2003	Sep	170.6	23.3	3.24	9,505,172,839.51	32,970.00	60.7	0.000299
2003	Oct	172.3	23.3	3.42	9,738,716,049.38	34,021.00	60.3	0.000295
2003	Nov	173.3	23.3	3.48	9,876,790,123.46	33,663.00	59.9	0.000294
2003	Dec	179.2	23.4	3.66	9,983,493,827.16	37,597.00	59.9	0.000294
2004	Jan	94.33	23.69	3.51	10,030,876,543.20	37,013.00	60.4	0.000297
2004	Feb	94.76	23.84	3.53	10,095,802,469.10	37,364.00	60.7	0.000298
2004	Mar	95.71	23.84	3.61	10,150,320,987.70	37,622.00	61.1	0.0003
2004	Apr	96.99	23.83	3.67	10,275,271,604.90	37,624.00	61.2	0.0003
2004	May	97.60	23.67	3.52	10,248,345,679.00	38,724.00	61.2	0.000304
2004	Jun	97.53	23.26	3.61	10,150,382,716.00	40,456.00	61.4	0.00031
2004	Jul	97.54	22.85	3.73	9,769,135,802.47	40,459.00	61.6	0.000325
2004	Aug	97.06	22.53	3.58	9,688,283,950.62	39,916.00	61.6	0.000331
2004	Sep	96.91	22.04	3.42	9,695,580,246.91	40,807.00	61.6	0.000333
2004	Oct	97.50	21.01	3.35	9,881,790,123.46	42,768.00	61.8	-0.00027
2004	Nov	98.55	20.28	3.36	9,997,308,641.98	43,520.00	62.1	0.000179
2004	Dec	100.00	19.34	3.39	10,132,901,234.60	44,961.00	62	0.001075
2005	Jan	101.46	18.78	3.16	10,354,345,679.00	45,298.00	61.4	0.003598
2005	Feb	100.64	18.38	3.06	10,480,753,086.40	48,271.00	62.2	0.004505
2005	Mar	100.90	19.55	3.25	10,577,901,234.60	50,004.00	62.3	0.004974
2005	Apr	100.66	19.97	3.25	10,602,382,716.00	54,100.00	62.9	0.004377
2005	May	100.73	23.53	3.73	10,673,567,901.20	57,563.00	63.2	0.004444
2005	Jun	101.40	24.46	3.62	10,748,049,382.70	57,792.00	63.2	0.004544
2005	Jul	104.24	24.55	3.67	10,805,679,012.30	57,685.00	63.1	0.00478
2005	Aug	104.49	24.52	3.79	10,901,864,197.50	58,337.00	63.7	0.004873
2005	Sep	103.48	24.60	3.87	11,016,456,790.10	58,779.00	63.9	0.004924
2005	Oct	103.76	25.54	3.89	11,199,975,308.60	61,999.00	64.2	0.004806
2005	Nov	106.45	28.09	4.22	11,313,493,827.20	63,829.00	64.2	0.004868
2005	Dec	111.15	24.76	3.89	11,407,530,864.20	63,398.00	64.2	0.004983
2006	Jan	113.14	23.91	3.93	11,457,000,000.00	67,272.00	64.2	0.005226
2006	Feb	115.98	24.39	3.99	11,530,888,888.90	69,025.00	64.6	0.00539
2006	Mar	117.71	25.02	4	11,604,111,111.10	70,934.00	64.7	0.005549
2006	Apr	117.84	25.09	4.12	11,690,691,358.00	72,014.00	65	0.005732
2006	May	116.52	25.27	4.01	11,752,061,728.40	71,748.00	65.4	0.005863
2006	Jun	116.30	25.14	3.62	11,802,246,913.60	71,033.00	65.7	0.005968

2006	Jul	115.78	25.10	3.54	11,834,629,629.60	57,685.00	66.2	0.006081
2006	Aug	115.55	25.12	3.62	11,867,407,407.40	58,337.00	66.9	0.006111
2006	Sep	116.57	25.13	3.39	11,893,962,963.00	58,779.00	67.4	0.006091
2006	Oct	117.41	25.13	3.3	11,853,802,469.10	73,702.00	67.6	0.005984
2006	Nov	119.11	25.18	3.47	11,913,283,950.60	75,498.00	67.7	0.005891
2006	Dec	121.57	25.39	3.61	12,011,913,580.20	78,574.00	67.6	0.005777
2007	Jan	122.40	25.85	3.420	12,237,888,888.90	77,079.00	68	0.005519
2007	Feb	122.29	25.84	3.140	12,348,666,666.70	78,851.00	68.5	0.00545
2007	Mar	123.46	25.78	3.020	12,432,444,444.40	80,019.00	68.4	0.005448
2007	Apr	124.96	25.88	3.110	12,463,345,679.00	81,675.00	69	0.005558
2007	May	126.22	25.89	3.170	12,512,530,864.20	83,554.00	69.9	0.005658
2007	Jun	126.07	25.75	3.040	12,554,123,456.80	83,686.00	70.3	0.005793
2007	Jul	126.34	25.71	3.160	12,533,012,345.70	86,911.00	70.9	0.006291
2007	Aug	126.99	25.70	3.140	12,600,753,086.40	90,281.00	71.6	0.00625
2007	Sep	126.81	25.72	3.000	12,702,234,567.90	91,914.00	71.9	0.005998
2007	Oct	128.03	25.74	2.500	12,932,172,839.50	92,594.00	72.5	0.005052
2007	Nov	130.43	24.88	2.410	13,030,098,765.40	95,731.00	73.1	0.004742
2007	Dec	134.04	24.00	2.490	13,090,728,395.10	67,099.45	73.4	0.004584
2008	Jan	135.38	24.00	3.420	13,035,197,530.90	65,759.20	74	0.00461
2008	Feb	138.19	24.10	3.140	13,080,382,716.00	65,526.65	74.8	0.004731
2008	Mar	138.35	24.18	3.020	13,147,419,753.10	66,213.00	75.1	0.004981
2008	Apr	138.98	24.18	3.110	13,258,481,481.50	68,527.19	76.3	0.005554
2008	May	138.97	24.12	3.170	13,352,592,592.60	69,895.00	77.7	0.005912
2008	Jun	139.13	24.01	3.040	13,451,925,925.90	70,889.08	78.5	0.006252
2008	Jul	139.65	23.97	3.160	13,568,728,395.10	72,101.62	79.6	0.006959
2008	Aug	140.48	24.07	3.140	13,669,320,987.70	73,607.09	81.2	0.00697
2008	Sep	140.45	24.10	3.000	13,765,950,617.30	73,900.55	81.8	0.006671
2008	Oct	141.23	24.18	2.500	13,908,839,506.20	74,717.42	81.9	0.004678
2008	Nov	141.67	24.42	2.410	13,959,876,543.20	76,131.38	81.9	0.004797
2008	Dec	142.34	25.15	2.490	13,969,283,950.60	80,723.69	82	0.005645
2009	Jan	84.21	25.42	2.560	13,832,666,666.70	80,640.22	81.1	0.008804
2009	Feb	84.04	26.22	2.580	13,837,111,111.10	80,869.88	81.4	0.00992
2009	Mar	83.93	26.67	2.670	13,878,222,222.20	82,301.64	82.3	0.010577
2009	Apr	83.35	26.56	2.960	13,978,024,691.40	85,145.06	83.4	0.010097
2009	May	82	26.57	3.180	14,075,950,617.30	86,579.02	83.8	0.010343
2009	Jun	81.57	26.65	3.320	14,194,024,691.40	89,150.65	84.1	0.010637
2009	Jul	81.76	26.69	3.370	14,366,370,370.40	90,734.41	84.5	0.011162
2009	Aug	81.52	26.83	3.370	14,499,148,148.10	94,232.96	85.4	0.011415
2009	Sep	82.06	27.51	3.630	14,626,481,481.50	96,428.83	85.6	0.01158
2009	Oct	82.51	27.56	3.700	14,770,444,444.40	99,996.96	86	0.011852
2009	Nov	83.43	27.37	3.650	14,870,333,333.30	102,272.25	86	0.011691

2009	Dec	85.15	27.51	3.660	14,948,222,222.20	107,073.80	86	0.011293
2010	Jan	87.45	27.90	3.9	14,999,864,197.50	108,134.81	86.4	0.009867
2010	Feb	89.35	27.48	4.1	15,036,938,271.60	107,369.13	87	0.009592
2010	Mar	90.4	27.60	4.3	15,055,197,530.90	108,338.26	87.7	0.009675
2010	Apr	91.38	30.74	4.76	14,994,592,592.60	115,193.50	87.8	0.010775
2010	May	92.65	33.78	4.39	15,020,259,259.30	114,960.25	88	0.011082
2010	Jun	93.86	33.84	4.9	15,072,148,148.10	118,473.90	88	0.011256
2010	Jul	94.05	34.77	5.501	15,112,876,543.20	122,928.72	88.6	0.011235
2010	Aug	93.96	36.92	5	15,245,246,913.60	125,986.14	88.6	0.011185
2010	Sep	94.61	36.23	4.94	15,431,876,543.20	127,993.84	88.7	0.011046
2010	Oct	95.11	35.89	4.53	15,803,530,864.20	128,961.75	88.9	0.009978
2010	Nov	96.41	35.61	4.62	16,000,604,938.30	128,829.43	89	0.010291
2010	Dec	100	33.86	4.93	16,153,864,197.50	133,411.79	89.2	0.011145
2011	Jan	101.62	32.29	4.49	16,324,641,975.30	134,096.49	89.6	0.014124
2011	Feb	102.96	31.41	4.5	16,344,271,604.90	133,069.57	90.2	0.014872
2011	Mar	102.86	30.83	4.55	16,274,086,419.80	130,630.73	91.3	0.014974
2011	Apr	103.05	30.80	4.67	15,857,888,888.90	132,330.36	91.6	0.012801
2011	May	103.6	29.99	4.33	15,800,222,222.20	130,890.03	92	0.01283
2011	Jun	103.25	28.85	4.2	15,844,888,888.90	130,736.82	92.4	0.013433
2011	Jul	103.68	27.76	4.11	16,174,506,172.80	131,399.49	93.2	0.01629
2011	Aug	104.14	26.73	3.88	16,286,876,543.20	134,472.49	93.4	0.016781
2011	Sep	104.06	26.70	3.36	16,364,617,284.00	133,988.99	93.8	0.016586
2011	Oct	104.15	26.53	3.46	14,063,457,061.70	134,901.36	94.2	0.015229
2011	Nov	104.7	26.52	3.69	15,830,142,043.20	138,167.12	94.5	0.014019
2011	Dec	106.14	26.49	3.56	19,320,400,895.10	143,801.72	94.6	0.012479
2012	Jan	102.12	26.74	3.47	29,054,448,580.20	143,045.92	95.2	0.009379
2012	Feb	101.50	26.84	3.69	32,601,693,950.60	143,019.67	95.7	0.008104
2012	Mar	99.45	27.15	3.63	34,482,351,969.10	143,148.41	96.8	0.007423
2012	Apr	98.20	27.53	3.58	32,472,624,611.10	146,331.40	97.2	0.008239
2012	May	98.12	27.24	3.42	32,687,956,444.40	150,226.68	97.2	0.008067
2012	Jun	102.60	27.65	3.44	32,904,549,444.40	155,909.43	97.5	0.007811
2012	Jul	104.40	27.63	3.47	33,122,403,611.10	157,916.08	97.8	0.006902
2012	Aug	102.20	28.20	3.42	33,341,518,944.40	160,884.71	98	0.006902
2012	Sep	101.46	28.52	3.39	33,561,895,444.40	166,787.42	98.9	0.007243
2012	Oct	105.37	28.72	3.47	33,783,533,111.10	171,716.13	99.5	0.007924
2012	Nov	102.68	29.60	3.42	34,006,431,944.40	177,781.97	99.8	0.008946
2012	Dec	103.40	29.35	3.5	34,230,591,944.40	186,012.99	100	0.010309

Ano	Trimestre	Exportacoes	Importacao	EXP + IMP	PIB	ABERT
2000	2000Q1	3,627,723.56	6,164,850.36	9,792,573.91	19,407,000,000.00	0.0005046
	2000Q2	4,273,256.32	5,859,369.14	10,132,625.46	22,985,000,000.00	0.0004408
	2000Q3	4,787,419.63	6,795,777.39	11,583,197.02	22,545,000,000.00	0.0005138
	2000Q4	5,170,213.50	8,974,075.11	14,144,288.60	20,052,000,000.00	0.0007054
2001	2001Q1	5,607,105.64	11,710,581.79	17,317,687.44	21,832,000,000.00	0.0007932
	2001Q2	6,095,988.86	13,930,128.33	20,026,117.19	25,472,000,000.00	0.0007862
	2001Q3	6,448,430.61	14,803,657.27	21,252,087.88	25,926,000,000.00	0.0008197
	2001Q4	6,664,430.89	14,331,168.60	20,995,599.50	21,175,000,000.00	0.0009915
2002	2002Q1	6,776,564.26	13,758,122.75	20,534,687.00	24,278,000,000.00	0.0008458
	2002Q2	6,946,506.81	13,733,371.50	20,679,878.31	28,989,000,000.00	0.0007134
	2002Q3	7,369,158.52	13,924,373.88	21,293,532.40	27,856,000,000.00	0.0007644
	2002Q4	8,044,519.41	14,331,129.87	22,375,649.28	23,089,000,000.00	0.0009691
2003	2003Q1	8,750,299.86	14,712,422.47	23,462,722.33	26,711,000,000.00	0.0008784
	2003Q2	9,352,865.52	15,006,818.78	24,359,684.30	27,000,000,000.00	0.0009022
	2003Q3	9,886,485.58	15,369,101.16	25,255,586.73	28,074,000,000.00	0.0008996
	2003Q4	10,351,160.05	15,799,269.59	26,150,429.64	29,599,000,000.00	0.0008835
2004	2004Q1	10,798,853.14	16,291,652.35	27,090,505.49	30,277,000,000.00	0.0008948
	2004Q2	11,274,912.61	16,755,021.46	28,029,934.07	30,674,000,000.00	0.0009138
	2004Q3	11,791,177.49	17,066,693.06	28,857,870.54	29,153,000,000.00	0.0009899
	2004Q4	12,347,647.76	17,226,667.13	29,574,314.90	30,012,000,000.00	0.0009854
2005	2005Q1	393,505,972.30	17,279,319.36	410,785,291.66	31,413,000,000.00	0.0130769
	2005Q2	408,414,091.88	19,593,528.95	428,007,620.84	32,024,000,000.00	0.0133652
	2005Q3	458,520,874.99	18,505,306.98	477,026,181.97	32,724,000,000.00	0.0145773
	2005Q4	484,815,247.58	12,380,331.89	497,195,579.47	33,921,000,000.00	0.0146575
2006	2006Q1	540,302,534.85	18,868,460.26	559,170,995.12	34,592,000,000.00	0.0161647
	2006Q2	599,767,578.17	19,223,367.67	618,990,945.84	35,245,000,000.00	0.0175625
	2006Q3	630,792,941.73	20,033,189.21	650,826,130.94	35,596,000,000.00	0.0182837
	2006Q4	610,268,571.30	21,297,924.86	631,566,496.16	35,779,000,000.00	0.0176519
2007	2007Q1	584,798,066.46	22,945,239.48	607,743,305.94	37,019,000,000.00	0.0164171
	2007Q2	613,835,581.02	24,522,796.70	638,358,377.72	37,530,000,000.00	0.0170093
	2007Q3	676,498,157.50	24,920,701.71	701,418,859.20	37,836,000,000.00	0.0185384
	2007Q4	536,988,195.03	24,510,503.92	561,498,698.94	39,053,000,000.00	0.0143779
2008	2008Q1	538,481,583.14	23,837,991.43	562,319,574.57	39,263,000,000.00	0.0143219
	2008Q2	686,282,341.82	23,549,693.82	709,832,035.64	40,063,000,000.00	0.0177179
	2008Q3	820,777,120.21	23,885,625.19	844,662,745.40	41,004,000,000.00	0.0205995
	2008Q4	607,718,602.55	24,845,785.56	632,564,388.11	41,838,000,000.00	0.0151194
2009	2009Q1	402,715,110.16	814,709,407.52	1,217,424,517.68	41,548,000,000.00	0.0293016
	2009Q2	507,455,374.30	805,469,990.59	1,312,925,364.89	42,248,000,000.00	0.0310766
	2009Q3	624,555,738.15	860,994,509.68	1,485,550,247.83	43,492,000,000.00	0.0341569
	2009Q4	612,457,112.05	940,832,156.86	1,553,289,268.91	44,589,000,000.00	0.0348357
2010	2010Q1	490,994,000.00	822,710,909.09	1,313,704,909.09	45,092,000,000.00	0.0291339
	2010Q2	583,636,000.00	909,332,727.27	1,492,968,727.27	45,087,000,000.00	0.0331131
	2010Q3	658,850,000.00	873,588,181.82	1,532,438,181.82	45,790,000,000.00	0.0334667
	2010Q4	599,770,000.00	906,794,545.45	1,506,564,545.45	47,958,000,000.00	0.0314142
2011	2011Q1	848,211,780.54	1,303,828,268.67	2,152,040,049.21	48,943,000,000.00	0.0439703
	2011Q2	724,884,257.61	1,130,813,291.96	1,855,697,549.57	47,503,000,000.00	0.0390648
	2011Q3	802,995,724.29	1,621,564,878.07	2,424,560,602.35	48,826,000,000.00	0.0496572
	2011Q4	742,182,724.35	1,311,377,622.47	2,053,560,346.82	49,214,000,000.00	0.0417272
2012	2012Q1	925,192,743.71	1,469,207,137.16	2,394,399,880.87	96,138,494,500.00	0.0249057
	2012Q2	871,802,616.47	1,493,287,726.74	2,365,090,343.21	98,065,130,500.00	0.0241175
	2012Q3	804,569,066.70	1,300,699,667.32	2,105,268,734.01	100,025,818,000.00	0.0210473
	2012Q4	868,284,003.43	1,904,624,896.05	2,772,908,899.48	102,020,557,000.00	0.0271799

ANEXO 2: Modelo de Correção de Erro (ECM)

Vector Autoregression Estimates						
Date: 03/16/14 Time: 15:08						
Sample (adjusted): 2000M03 2012M12						
Included observations: 154 after adjustments						
Standard errors in () & t-statistics in []						
	LNIPC_MOZ	LNTC_USD	LNTC_ZAR	LMN2	LNIPC_ZAR	ABERT
LNIPC_MOZ(-1)	0.920278 (0.08415) [10.9365]	-0.031139 (0.03296) [-0.94465]	-0.032871 (0.06856) [-0.47945]	0.012540 (0.05599) [0.22398]	0.001041 (0.00596) [0.17469]	0.000308 (0.00078) [0.39701]
LNIPC_MOZ(-2)	-0.028988 (0.08461) [-0.34259]	0.035214 (0.03315) [1.06238]	-0.046969 (0.06894) [-0.68131]	-0.034068 (0.05630) [-0.60515]	-0.000428 (0.00599) [-0.07147]	-0.000800 (0.00078) [-1.02510]
LNTC_USD(-1)	0.027043 (0.20714) [0.13055]	1.236059 (0.08114) [15.2331]	0.004612 (0.16876) [0.02733]	0.109072 (0.13782) [0.79142]	-0.008697 (0.01467) [-0.59286]	-0.001729 (0.00191) [-0.90526]
LNTC_USD(-2)	0.040925 (0.20519) [0.19945]	-0.304849 (0.08038) [-3.79270]	0.072981 (0.16717) [0.43656]	-0.157209 (0.13652) [-1.15155]	0.010321 (0.01453) [0.71031]	0.001980 (0.00189) [1.04659]
LNTC_ZAR(-1)	-0.104221 (0.10268) [-1.01497]	0.064320 (0.04022) [1.59904]	1.013620 (0.08366) [12.1159]	-0.011078 (0.06832) [-0.16214]	-0.004718 (0.00727) [-0.64876]	0.000485 (0.00095) [0.51239]
LNTC_ZAR(-2)	0.089583 (0.10456) [0.85679]	-0.061156 (0.04096) [-1.49314]	-0.117634 (0.08519) [-1.38090]	0.060258 (0.06957) [0.86620]	-0.005379 (0.00740) [-0.72645]	-0.000580 (0.00096) [-0.60118]
LMN2(-1)	-0.280676 (0.12757) [-2.20016]	0.067345 (0.04997) [1.34762]	-0.315538 (0.10394) [-3.03584]	0.960455 (0.08488) [11.3156]	-0.002445 (0.00903) [-0.27062]	0.000628 (0.00118) [0.53359]
LMN2(-2)	0.276847 (0.12577) [2.20121]	-0.060425 (0.04927) [-1.22645]	0.301464 (0.10247) [2.94196]	-0.013394 (0.08368) [-0.16006]	0.006206 (0.00891) [0.69677]	-0.000483 (0.00116) [-0.41652]
LNIPC_ZAR(-1)	0.903149 (1.13747) [0.79400]	0.437073 (0.44558) [0.98090]	-0.473977 (0.92674) [-0.51144]	-0.191980 (0.75681) [-0.25367]	1.216671 (0.08055) [15.1041]	0.000158 (0.01049) [0.01510]
LNIPC_ZAR(-2)	-1.016925 (1.12696) [-0.90236]	-0.438007 (0.44147) [-0.99217]	0.500500 (0.91818) [0.54510]	0.342153 (0.74982) [0.45632]	-0.230718 (0.07981) [-2.89090]	0.001103 (0.01039) [0.10611]
ABERT(-1)	-5.365425 (8.02247) [-0.66880]	-1.195333 (3.14266) [-0.38036]	-5.593954 (6.53625) [-0.85584]	4.193180 (5.33771) [0.78558]	0.812092 (0.56813) [1.42941]	1.431260 (0.07398) [19.3455]
ABERT(-2)	6.532870	2.002441	4.575212	-4.420459	-0.441807	-0.534318

	(8.09322)	(3.17037)	(6.59390)	(5.38479)	(0.57314)	(0.07464)
	[0.80720]	[0.63161]	[0.69386]	[-0.82092]	[-0.77085]	[-7.15890]
C	0.834856	0.120228	0.310636	0.160359	0.023872	-0.004715
	(0.28113)	(0.11013)	(0.22905)	(0.18705)	(0.01991)	(0.00259)
	[2.96965]	[1.09172]	[1.35620]	[0.85731]	[1.19908]	[-1.81862]
R-squared	0.891911	0.980223	0.941960	0.995920	0.999528	0.983741
Adj. R-squared	0.882712	0.978540	0.937021	0.995572	0.999488	0.982358
Sum sq. Resids	0.641417	0.098428	0.425777	0.283945	0.003217	5.46E-05
S.E. equation	0.067447	0.026421	0.054952	0.044875	0.004776	0.000622
F-statistic	96.95717	582.3809	190.6972	2867.833	24897.75	710.9417
Log likelihood	203.5227	347.8480	235.0745	266.2698	611.2608	925.1895
Akaike AIC	-2.474320	-4.348675	-2.884085	-3.289219	-7.769621	-11.84662
Schwarz SC	-2.217954	-4.092309	-2.627718	-3.032852	-7.513255	-11.59025
Mean dependent	4.746450	3.189909	1.165748	10.97703	4.243948	0.005217
S.D. dependent	0.196940	0.180358	0.218969	0.674400	0.211119	0.004683
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.39E-22				
Determinant resid covariance		8.19E-23				
Log likelihood		2604.853				
Akaike information criterion		-32.81628				
Schwarz criterion		-31.27808				

Anexo 3: Estimação da Dinâmica de Curto Prazo (Modelo VAR)

Vector Autoregression Estimates					
Date: 03/26/14 Time: 22:53					
Sample (adjusted): 2000M06 2012M12					
Included observations: 151 after adjustments					
Standard errors in () & t-statistics in []					
	DLNIPC_MOZ	DLNNTC_USD	DLNNTC_ZAR	DLNM2	DABERT
DLNIPC_MOZ(-1)	0.302838 (0.08791) [3.44492]	0.846256 (0.49950) [1.69422]	0.977336 (1.01353) [0.96429]	-0.748440 (0.85399) [-0.87640]	-0.001683 (0.00946) [-0.17790]
DLNIPC_MOZ(-2)	0.095292 (0.08998) [1.05907]	-0.488878 (0.51125) [-0.95624]	-2.087788 (1.03738) [-2.01256]	-0.477019 (0.87409) [-0.54573]	0.000337 (0.00969) [0.03477]
DLNIPC_MOZ(-3)	0.120955 (0.08746) [1.38302]	0.771802 (0.49693) [1.55315]	0.797363 (1.00832) [0.79079]	0.394795 (0.84960) [0.46468]	-0.010903 (0.00941) [-1.15816]
DLNIPC_MOZ(-4)	-0.040281 (0.08337) [-0.48315]	-1.217850 (0.47372) [-2.57085]	-1.106224 (0.96122) [-1.15086]	-0.424489 (0.80992) [-0.52411]	0.000302 (0.00897) [0.03363]
DLNNTC_USD(-1)	-0.000376 (0.01625)	0.318581 (0.09233)	-0.018283 (0.18735)	0.109534 (0.15786)	0.000850 (0.00175)

	[-0.02316]	[3.45048]	[-0.09759]	[0.69389]	[0.48608]
DLNTC_USD(-2)	-0.013159 (0.01673) [-0.78658]	-0.051878 (0.09506) [-0.54576]	0.220132 (0.19288) [1.14129]	-0.057410 (0.16252) [-0.35325]	-0.000808 (0.00180) [-0.44870]
DLNTC_USD(-3)	0.017251 (0.01669) [1.03355]	0.139133 (0.09484) [1.46709]	0.186420 (0.19243) [0.96876]	0.156231 (0.16214) [0.96355]	0.001839 (0.00180) [1.02379]
DLNTC_USD(-4)	-0.014620 (0.01530) [-0.95547]	0.008735 (0.08694) [0.10047]	-0.006686 (0.17642) [-0.03790]	-0.066772 (0.14865) [-0.44920]	-0.001242 (0.00165) [-0.75421]
DLNTC_ZAR(-1)	-0.003632 (0.00796) [-0.45621]	0.052018 (0.04524) [1.14983]	0.152312 (0.09180) [1.65925]	0.020563 (0.07735) [0.26585]	-0.000358 (0.00086) [-0.41816]
DLNTC_ZAR(-2)	-0.010023 (0.00796) [-1.25932]	0.040522 (0.04522) [0.89607]	-0.098189 (0.09176) [-1.07007]	0.131708 (0.07732) [1.70350]	-0.000593 (0.00086) [-0.69161]
DLNTC_ZAR(-3)	0.010785 (0.00781) [1.38155]	-0.023474 (0.04436) [-0.52920]	-0.023409 (0.09001) [-0.26008]	-0.041701 (0.07584) [-0.54986]	-0.000902 (0.00084) [-1.07295]
DLNTC_ZAR(-4)	0.001719 (0.00751) [0.22899]	-0.006294 (0.04265) [-0.14757]	0.003560 (0.08654) [0.04114]	-0.012062 (0.07292) [-0.16542]	0.000659 (0.00081) [0.81518]
DLNM2(-1)	-0.008571 (0.00907) [-0.94544]	0.064676 (0.05151) [1.25563]	-0.389153 (0.10452) [-3.72334]	0.014819 (0.08807) [0.16828]	0.000520 (0.00098) [0.53289]
DLNM2(-2)	-0.014796 (0.00960) [-1.54055]	0.018290 (0.05457) [0.33516]	0.247443 (0.11073) [2.23459]	0.056227 (0.09330) [0.60263]	-0.000904 (0.00103) [-0.87475]
DLNM2(-3)	0.008966 (0.00968) [0.92667]	0.037359 (0.05497) [0.67956]	-0.020719 (0.11155) [-0.18573]	-0.142332 (0.09399) [-1.51432]	-0.000455 (0.00104) [-0.43678]
DLNM2(-4)	0.001753 (0.00976) [0.17954]	-0.025164 (0.05547) [-0.45364]	-0.242744 (0.11256) [-2.15658]	-0.128311 (0.09484) [-1.35289]	-0.000618 (0.00105) [-0.58837]
DABERT(-1)	0.448813 (0.75134) [0.59735]	-3.545710 (4.26910) [-0.83055]	-1.002787 (8.66246) [-0.11576]	1.239241 (7.29892) [0.16978]	0.721069 (0.08088) [8.91551]
DABERT(-2)	-0.060674 (0.73147) [-0.08295]	5.171848 (4.15623) [1.24436]	-2.385929 (8.43343) [-0.28291]	2.143283 (7.10594) [0.30162]	0.095043 (0.07874) [1.20705]
DABERT(-3)	1.186539 (0.73835) [1.60702]	-1.207812 (4.19527) [-0.28790]	5.472206 (8.51264) [0.64283]	4.861713 (7.17269) [0.67781]	-0.754180 (0.07948) [-9.48901]

DABERT(-4)	-0.708668 (0.76508) [-0.92626]	-0.760714 (4.34720) [-0.17499]	5.184227 (8.82093) [0.58772]	0.677461 (7.43245) [0.09115]	0.469000 (0.08236) [5.69467]
C	0.002625 (0.00078) [3.34810]	0.001156 (0.00446) [0.25948]	0.014415 (0.00904) [1.59453]	0.024058 (0.00762) [3.15831]	0.000116 (8.4E-05) [1.37836]
R-squared	0.242640	0.244932	0.209148	0.094706	0.570098
Adj. R-squared	0.126123	0.128767	0.087479	-0.044570	0.503959
Sum sq. resids	0.002957	0.095453	0.393005	0.279018	3.43E-05
S.E. equation	0.004769	0.027097	0.054983	0.046328	0.000513
F-statistic	2.082441	2.108494	1.718988	0.679987	8.619709
Log likelihood	604.2362	341.9038	235.0569	260.9190	940.8024
Akaike AIC	-7.724983	-4.250381	-2.835191	-3.177735	-12.18281
Schwarz SC	-7.305362	-3.830759	-2.415569	-2.758113	-11.76319
Mean dependent	0.004684	0.004421	0.003203	0.016290	6.73E-05
S.D. dependent	0.005101	0.029031	0.057558	0.045329	0.000729
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.40E-20			
Determinant resid covariance		1.14E-20			
Log likelihood		2395.881			
Akaike information criterion		-30.34279			
Schwarz criterion		-28.24468			

Anexo 4 : Seleção de número de Leg no modelo VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLNIPC_MOZ DLNTC_USD DLNTC_ZAR DLNM2
 DABERT
 Exogenous variables: C
 Date: 03/26/14 Time: 22:47
 Sample: 2000M01 2012M12
 Included observations: 143

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2128.176	NA	8.74e-20	-29.69477	-29.59117*	-29.65267
1	2180.111	99.51249	6.00e-20	-30.07149	-29.44991	-29.81891*
2	2198.900	34.68608	6.55e-20	-29.98461	-28.84506	-29.52155
3	2233.164	60.86048	5.77e-20	-30.11418	-28.45664	-29.44063
4	2258.684	43.54572	5.76e-20*	-30.12146*	-27.94594	-29.23743
5	2267.771	14.86880	7.27e-20	-29.89889	-27.20540	-28.80438
6	2286.973	30.07881	8.00e-20	-29.81780	-26.60633	-28.51281
7	2322.450	53.09223	7.05e-20	-29.96434	-26.23489	-28.44887
8	2340.068	25.13285	8.04e-20	-29.86109	-25.61366	-28.13514
9	2368.532	38.61544*	7.93e-20	-29.90954	-25.14412	-27.97310
10	2395.557	34.77388	8.07e-20	-29.93787	-24.65447	-27.79095
11	2416.749	25.78613	9.01e-20	-29.88461	-24.08323	-27.52721
12	2443.066	30.18088	9.49e-20	-29.90302	-23.58366	-27.33513

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Anexo 3: Estimação de Coeficientes de Curto Prazo e P-Value

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:05
 Sample: 2000M03 2012M12
 Included observations: 154
 Total system (balanced) observations 924

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.920278	0.084147	10.93649	0.0000
C(2)	-0.028988	0.084614	-0.342585	0.7320
C(3)	0.027043	0.207139	0.130554	0.8962
C(4)	0.040925	0.205186	0.199453	0.8420
C(5)	-0.104221	0.102683	-1.014972	0.3104
C(6)	0.089583	0.104556	0.856791	0.3918
C(7)	-0.280676	0.127571	-2.200156	0.0281
C(8)	0.276847	0.125770	2.201212	0.0280
C(9)	0.903149	1.137468	0.793999	0.4274
C(10)	-1.016925	1.126959	-0.902362	0.3671
C(11)	-5.365425	8.022468	-0.668800	0.5038
C(12)	6.532870	8.093223	0.807202	0.4198
C(13)	0.834856	0.281129	2.969648	0.0031
C(14)	-0.031139	0.032963	-0.944649	0.3451
C(15)	0.035214	0.033146	1.062383	0.2884
C(16)	1.236059	0.081143	15.23313	0.0000
C(17)	-0.304849	0.080378	-3.792705	0.0002
C(18)	0.064320	0.040224	1.599040	0.1102
C(19)	-0.061156	0.040958	-1.493138	0.1358
C(20)	0.067345	0.049974	1.347619	0.1781
C(21)	-0.060425	0.049268	-1.226448	0.2204
C(22)	0.437073	0.445583	0.980903	0.3269
C(23)	-0.438007	0.441466	-0.992166	0.3214
C(24)	-1.195333	3.142657	-0.380357	0.7038
C(25)	2.002441	3.170374	0.631610	0.5278
C(26)	0.120228	0.110127	1.091716	0.2753
C(27)	-0.032871	0.068559	-0.479452	0.6317
C(28)	-0.046969	0.068939	-0.681312	0.4959
C(29)	0.004612	0.168765	0.027327	0.9782
C(30)	0.072981	0.167174	0.436559	0.6625
C(31)	1.013620	0.083661	12.11586	0.0000
C(32)	-0.117634	0.085187	-1.380900	0.1677
C(33)	-0.315538	0.103938	-3.035839	0.0025
C(34)	0.301464	0.102471	2.941959	0.0034
C(35)	-0.473977	0.926745	-0.511443	0.6092
C(36)	0.500500	0.918182	0.545098	0.5858
C(37)	-5.593954	6.536252	-0.855835	0.3923
C(38)	4.575212	6.593900	0.693855	0.4880
C(39)	0.310636	0.229048	1.356205	0.1754
C(40)	0.012540	0.055987	0.223985	0.8228
C(41)	-0.034068	0.056298	-0.605149	0.5452
C(42)	0.109072	0.137819	0.791417	0.4289
C(43)	-0.157209	0.136519	-1.151548	0.2498
C(44)	-0.011078	0.068320	-0.162143	0.8712
C(45)	0.060258	0.069566	0.866202	0.3866

C(46)	0.960455	0.084879	11.31562	0.0000
C(47)	-0.013394	0.083681	-0.160062	0.8729
C(48)	-0.191980	0.756809	-0.253670	0.7998
C(49)	0.342153	0.749817	0.456315	0.6483
C(50)	4.193180	5.337711	0.785576	0.4323
C(51)	-4.420459	5.384788	-0.820916	0.4119
C(52)	0.160359	0.187048	0.857314	0.3915
C(53)	0.001041	0.005959	0.174690	0.8614
C(54)	-0.000428	0.005992	-0.071473	0.9430
C(55)	-0.008697	0.014669	-0.592859	0.5534
C(56)	0.010321	0.014531	0.710314	0.4777
C(57)	-0.004718	0.007272	-0.648758	0.5167
C(58)	-0.005379	0.007404	-0.726448	0.4678
C(59)	-0.002445	0.009034	-0.270621	0.7867
C(60)	0.006206	0.008907	0.696772	0.4861
C(61)	1.216671	0.080553	15.10407	0.0000
C(62)	-0.230718	0.079808	-2.890900	0.0039
C(63)	0.812092	0.568131	1.429412	0.1533
C(64)	-0.441807	0.573141	-0.770852	0.4410
C(65)	0.023872	0.019909	1.199077	0.2308
C(66)	0.000308	0.000776	0.397012	0.6915
C(67)	-0.000800	0.000780	-1.025098	0.3056
C(68)	-0.001729	0.001910	-0.905261	0.3656
C(69)	0.001980	0.001892	1.046593	0.2956
C(70)	0.000485	0.000947	0.512393	0.6085
C(71)	-0.000580	0.000964	-0.601177	0.5479
C(72)	0.000628	0.001176	0.533590	0.5938
C(73)	-0.000483	0.001160	-0.416518	0.6771
C(74)	0.000158	0.010490	0.015102	0.9880
C(75)	0.001103	0.010393	0.106110	0.9155
C(76)	1.431260	0.073984	19.34546	0.0000
C(77)	-0.534318	0.074637	-7.158902	0.0000
C(78)	-0.004715	0.002593	-1.818619	0.0693

Determinant residual covariance 8.19E-23

Equation: LNIPC_MOZ = C(1)*LNIPC_MOZ(-1) + C(2)*LNIPC_MOZ(-2) +
C(3)*LNIPC_USD(-1) + C(4)*LNIPC_USD(-2) + C(5)*LNIPC_ZAR(-1) +
C(6)*LNIPC_ZAR(-2) + C(7)*LNM2(-1) + C(8)*LNM2(-2) + C(9)
*LNIPC_ZAR(-1) + C(10)*LNIPC_ZAR(-2) + C(11)*ABERT(-1) + C(12)
*ABERT(-2) + C(13)

Observations: 154

R-squared	0.891911	Mean dependent var	4.746449
Adjusted R-squared	0.882712	S.D. dependent var	0.196940
S.E. of regression	0.067447	Sum squared resid	0.641417
Durbin-Watson stat	2.040923		

Equation: LNIPC_USD = C(14)*LNIPC_MOZ(-1) + C(15)*LNIPC_MOZ(-2) +
C(16)*LNIPC_USD(-1) + C(17)*LNIPC_USD(-2) + C(18)*LNIPC_ZAR(-1)
+ C(19)*LNIPC_ZAR(-2) + C(20)*LNM2(-1) + C(21)*LNM2(-2) + C(22)
*LNIPC_ZAR(-1) + C(23)*LNIPC_ZAR(-2) + C(24)*ABERT(-1) + C(25)
*ABERT(-2) + C(26)

Observations: 154

R-squared	0.980223	Mean dependent var	3.189909
Adjusted R-squared	0.978540	S.D. dependent var	0.180358
S.E. of regression	0.026421	Sum squared resid	0.098428

Durbin-Watson stat	2.047126		
Equation: $LNTC_ZAR = C(27)*LNIPC_MOZ(-1) + C(28)*LNIPC_MOZ(-2) + C(29)*LNTC_USD(-1) + C(30)*LNTC_USD(-2) + C(31)*LNTC_ZAR(-1) + C(32)*LNTC_ZAR(-2) + C(33)*LNM2(-1) + C(34)*LNM2(-2) + C(35)*LNIPC_ZAR(-1) + C(36)*LNIPC_ZAR(-2) + C(37)*ABERT(-1) + C(38)*ABERT(-2) + C(39)$			
Observations:	154		
R-squared	0.941960	Mean dependent var	1.165748
Adjusted R-squared	0.937021	S.D. dependent var	0.218969
S.E. of regression	0.054952	Sum squared resid	0.425777
Durbin-Watson stat	1.892230		
Equation: $LNM2 = C(40)*LNIPC_MOZ(-1) + C(41)*LNIPC_MOZ(-2) + C(42)*LNTC_USD(-1) + C(43)*LNTC_USD(-2) + C(44)*LNTC_ZAR(-1) + C(45)*LNTC_ZAR(-2) + C(46)*LNM2(-1) + C(47)*LNM2(-2) + C(48)*LNIPC_ZAR(-1) + C(49)*LNIPC_ZAR(-2) + C(50)*ABERT(-1) + C(51)*ABERT(-2) + C(52)$			
Observations:	154		
R-squared	0.995920	Mean dependent var	10.97703
Adjusted R-squared	0.995572	S.D. dependent var	0.674400
S.E. of regression	0.044875	Sum squared resid	0.283945
Durbin-Watson stat	1.990870		
Equation: $LNIPC_ZAR = C(53)*LNIPC_MOZ(-1) + C(54)*LNIPC_MOZ(-2) + C(55)*LNTC_USD(-1) + C(56)*LNTC_USD(-2) + C(57)*LNTC_ZAR(-1) + C(58)*LNTC_ZAR(-2) + C(59)*LNM2(-1) + C(60)*LNM2(-2) + C(61)*LNIPC_ZAR(-1) + C(62)*LNIPC_ZAR(-2) + C(63)*ABERT(-1) + C(64)*ABERT(-2) + C(65)$			
Observations:	154		
R-squared	0.999528	Mean dependent var	4.243948
Adjusted R-squared	0.999488	S.D. dependent var	0.211119
S.E. of regression	0.004776	Sum squared resid	0.003217
Durbin-Watson stat	1.994641		
Equation: $ABERT = C(66)*LNIPC_MOZ(-1) + C(67)*LNIPC_MOZ(-2) + C(68)*LNTC_USD(-1) + C(69)*LNTC_USD(-2) + C(70)*LNTC_ZAR(-1) + C(71)*LNTC_ZAR(-2) + C(72)*LNM2(-1) + C(73)*LNM2(-2) + C(74)*LNIPC_ZAR(-1) + C(75)*LNIPC_ZAR(-2) + C(76)*ABERT(-1) + C(77)*ABERT(-2) + C(78)$			
Observations:	154		
R-squared	0.983741	Mean dependent var	0.005217
Adjusted R-squared	0.982358	S.D. dependent var	0.004683
S.E. of regression	0.000622	Sum squared resid	5.46E-05
Durbin-Watson stat	1.980386		

Anexo 4: Matriz Correlação dos resíduos do modelo VAR

VAR Residual Cross-Correlations

Ordered by: variables

Date: 03/16/14 Time: 21:49

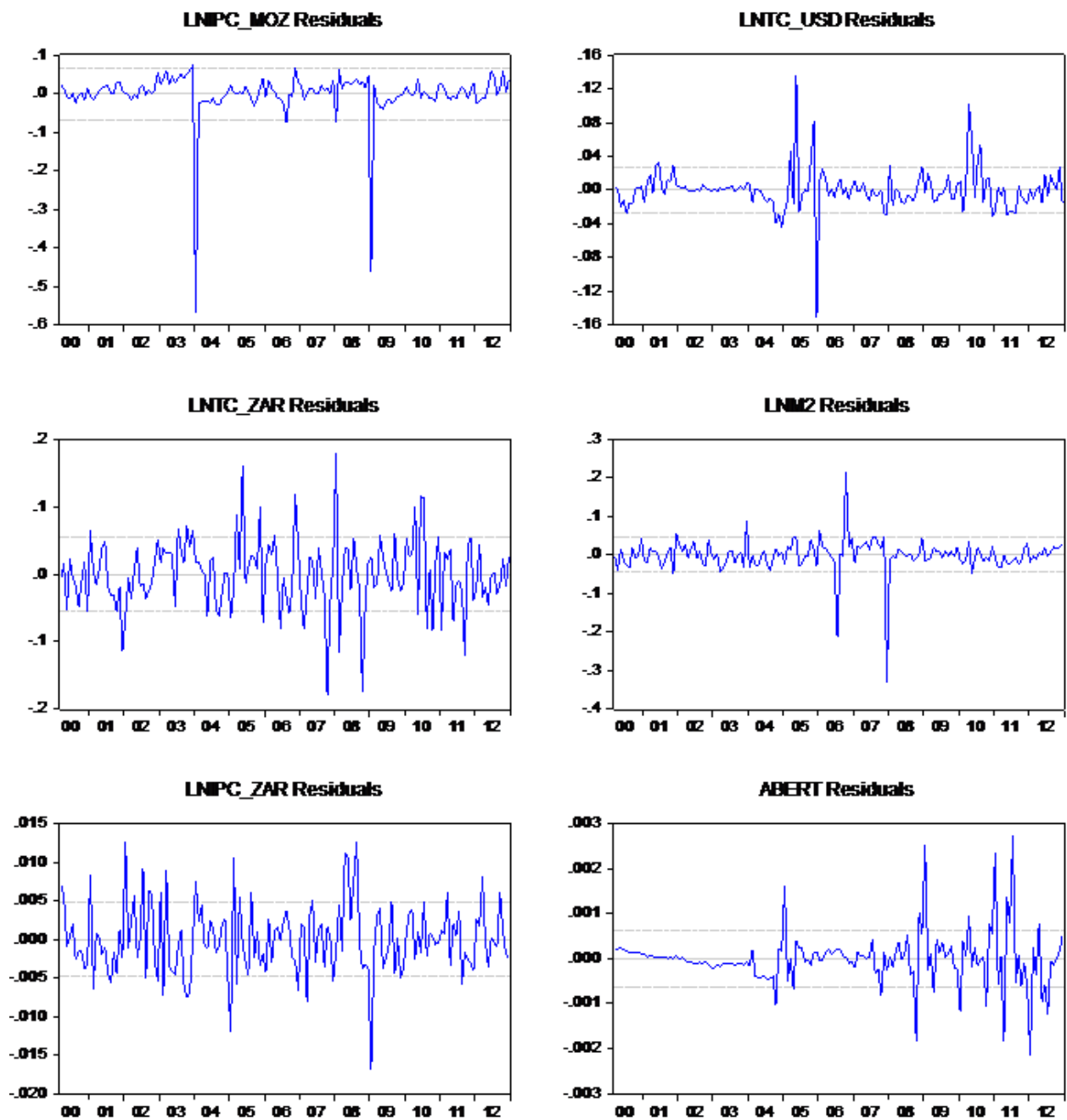
Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 154

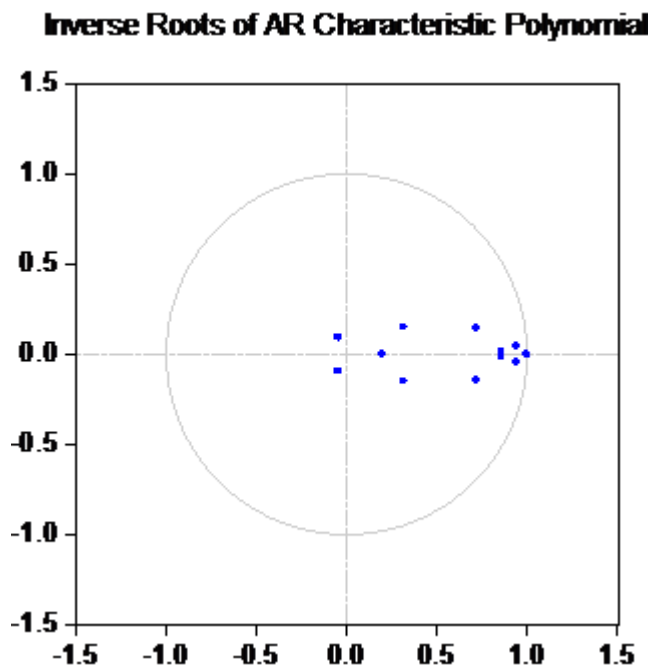
	LNIPC_MOZ	LNTC_USD	LNTC_ZAR	LMN2	LNIPC_ZAR	ABERT
LNIPC_MOZ	1.000000	-0.026301	-0.031922	0.065628	0.054410	-0.194587
LNIPC_MOZ(-1)	-0.021894	0.024295	0.048580	0.018759	-0.049266	-0.003170
LNIPC_MOZ(-2)	0.037582	0.009223	0.041181	0.013771	-0.068561	-0.004245
LNTC_USD	-0.026301	1.000000	0.314590	0.159572	-0.038800	-0.020252
LNTC_USD(-1)	0.001033	-0.024863	-0.018933	-0.016283	0.037042	0.003365
LNTC_USD(-2)	-0.039918	0.022926	0.075783	0.023973	-0.120476	0.014003
LNTC_ZAR	-0.031922	0.314590	1.000000	0.033210	-0.004296	0.079737
LNTC_ZAR(-1)	0.000766	-0.007931	0.053045	-0.002892	-0.019209	-0.003785
LNTC_ZAR(-2)	-0.018575	0.114631	-0.067225	0.071229	-0.062430	-0.032861
LMN2	0.065628	0.159572	0.033210	1.000000	-0.008344	0.002697
LMN2(-1)	0.009602	-0.010243	-0.029286	0.002995	0.016427	-0.004192
LMN2(-2)	0.001780	-0.007067	0.168386	0.037345	-0.136029	0.005787
LNIPC_ZAR	0.054410	-0.038800	-0.004296	-0.008344	1.000000	-0.128579
LNIPC_ZAR(-1)	-0.039856	0.019791	0.064993	-0.013410	-0.005783	0.016415
LNIPC_ZAR(-2)	0.115086	-0.122536	-0.172961	-0.020819	0.064710	-0.002777
ABERT	-0.194587	-0.020252	0.079737	0.002697	-0.128579	1.000000
ABERT(-1)	0.006415	-0.061041	-0.020819	-0.037012	0.006981	0.006997
ABERT(-2)	-0.099074	0.116027	-0.009558	0.011777	-0.059969	0.234642

Asymptotic standard error (lag>0): 0.080582

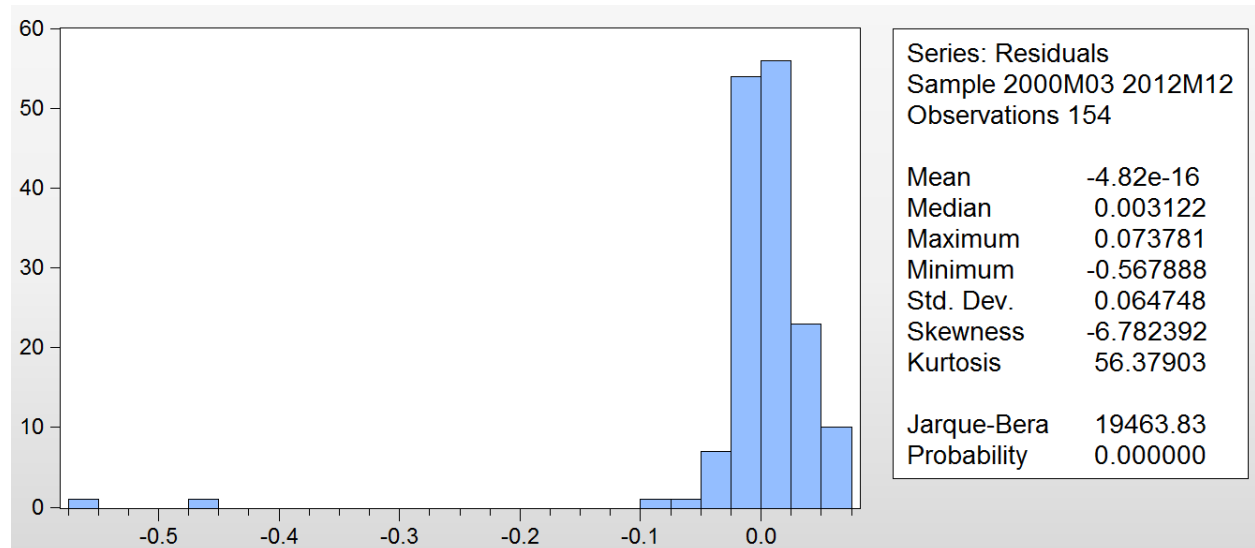
Anexo 5: Correlação dos Resíduos



Anexo 6: Teste de Raiz Unversa dos resíduos



Anexo 7: Teste de Normalidade – Modelagem de longo prazo



Anexo 8: Teste de Causalidade de curto prazo de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 03/26/14 Time: 23:54

Sample: 2000M01 2012M12

Included observations: 151

Dependent variable: DLNIPC_MOZ

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNTC_USD	1.925820	4	0.7494
DLNTC_ZAR	3.920426	4	0.4169
DLNM2	3.997351	4	0.4064
DABERT	5.197887	4	0.2676
All	19.58477	16	0.2395

Dependent variable: DLNTC_USD

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNIPC_MOZ	10.03403	4	0.0399
DLNTC_ZAR	2.861399	4	0.5813
DLNM2	2.628370	4	0.6218
DABERT	1.670713	4	0.7960
All	18.67964	16	0.2856

Dependent variable: DLNTC_ZAR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNIPC_MOZ	5.815705	4	0.2133
DLNTC_USD	3.423761	4	0.4896
DLNM2	21.44956	4	0.0003
DABERT	1.812237	4	0.7702
All	30.25335	16	0.0167

Dependent variable: DLNM2

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNIPC_MOZ	1.983485	4	0.7388
DLNTC_USD	1.339973	4	0.8546
DLNTC_ZAR	3.474414	4	0.4818
DABERT	1.539991	4	0.8195
All	8.609451	16	0.9286

Dependent variable: DABERT

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLNIPC_MOZ	1.747011	4	0.7822
DLNTC_USD	1.403677	4	0.8436
DLNTC_ZAR	2.711296	4	0.6072
DLNM2	1.806278	4	0.7713
All	6.604101	16	0.9802

Anexo 9: Resposta Acumulada do IPC referente a Taxa de Cambio (USD e IPC), M2, IPC_ZAR e ABERT (Semestral)

Period	LNIPC_MOZ	LNTC_USD	LNTC_ZAR	LN2	LNIPC_ZAR	ABERT
1	0.067447	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.129738	-0.003192	-0.005476	-0.012497	0.004704	-0.003234
6	0.321811	0.002083	-0.031555	-0.039901	0.018144	-0.005801
12	0.492909	0.046143	-0.060627	-0.041414	0.007710	0.033299
18	0.576045	0.099340	-0.067585	-0.028231	-0.017559	0.065994
24	0.609658	0.146850	-0.056014	-0.017079	-0.046468	0.077709
30	0.615888	0.185160	-0.033159	-0.012902	-0.075281	0.075451
36	0.607571	0.215493	-0.005494	-0.015656	-0.102574	0.065869
42	0.592536	0.239851	0.022649	-0.023838	-0.127906	0.053087
48	0.575497	0.259899	0.048930	-0.035805	-0.151345	0.039442
54	0.559065	0.276891	0.072430	-0.050185	-0.173191	0.026128
60	0.544453	0.291764	0.093087	-0.065961	-0.193818	0.013635
66	0.532007	0.305220	0.111282	-0.082439	-0.213581	0.002065
72	0.521591	0.317773	0.127556	-0.099183	-0.232776	-0.008680
78	0.512851	0.329788	0.142451	-0.115943	-0.251628	-0.018769
84	0.505374	0.341515	0.156432	-0.132596	-0.270296	-0.028384
90	0.498776	0.353112	0.169857	-0.149097	-0.288882	-0.037683
96	0.492743	0.364673	0.182981	-0.165447	-0.307447	-0.046787
102	0.487042	0.376249	0.195971	-0.181667	-0.326024	-0.055786
108	0.481511	0.387860	0.208928	-0.197786	-0.344626	-0.064736
114	0.476046	0.399512	0.221904	-0.213831	-0.363253	-0.073673
120	0.470587	0.411200	0.234922	-0.229827	-0.381904	-0.082615
126	0.465106	0.422917	0.247987	-0.245792	-0.400572	-0.091570
132	0.459591	0.434654	0.261093	-0.261738	-0.419251	-0.100539
138	0.454041	0.446403	0.274232	-0.277674	-0.437935	-0.109522
144	0.448463	0.458158	0.287392	-0.293604	-0.456621	-0.118514