

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

**OS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE:
UM ESTUDO ECONOMETRICO (1994-2004)**

Faizal Ramonje Carsane

Orientador: Dr. Marcelo Savino Portugal

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

**Porto Alegre
2005**

**OS DETERMINANTES DA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE:
UM ESTUDO ECONOMETRICO (1994-2004)**

Faizal Ramonje Carsane

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

APROVADA EM: ____ DE _____ DE 2005.

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal – Orientador

PROF. DR. FERNANDO FERRARI FILHO
UFRGS

PROF. DR. ROBERTO MEURER
UFSC

Prof. Dr. Eduardo Pontual Ribeiro
UFRJ

DEDICATÓRIA

À Memória de Ramonje Hassane Carsane

AGRADECIMENTOS

À Deus pela Vida e Saúde,

Aos meus Pais pela Educação e Incentivo para estudar,

Aos meus Irmãos pelo Incentivo e Esforço prestado,

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo Financiamento dos estudos,

Ao Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal pelo Conhecimento transmitido e pela Paciência na realização deste trabalho,

À todos os Professores e Funcionárias do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE – UFRGS) pelo Aprendizado e Atendimento prestado e,

À todas as Pessoas que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a minha formação;

O Meu Especial Obrigado

LISTA DE SIGLAS

AEL – Ativos Externos Líquidos

AIL – Ativos Externos Líquidos

ARIMA – Autoregressive Integrated Moving-Average

ARMA – Autoregressive Moving-Average

BaM – Base Monetária

BM – Banco de Moçambique

CE – Crédito à Economia

CI – Crédito Interno

CLG – Crédito Líquido ao Governo

CRC – Credores por Recursos Consignados

DNE/ CNP – Direção Nacional de Estatística da Comissão Nacional do Plano

EA – Empréstimos às Instituições Financeiras

FMI – Fundo Monetário Internacional

INE – Instituto Nacional de Estatística

IPC-MZ – Índice de Preços ao Consumidor em Moçambique

IPC-ZA – Índice de Preços ao Consumidor de Produtos Alimentares na República da África do Sul

MPF – Ministério do Plano e Finanças

MZM – Meticais Moçambicanos

MZM/ USD – Taxa de Câmbio do Metical em Relação ao Dólar Norte-Americano

MZM/ ZAR – Taxa de Câmbio do Metical em Relação ao Rand Sul-Africano

M1 – Moeda no Sentido Restrito (NMC + Depósitos à Ordem em Moeda Nacional e Estrangeira)

M2 – Moeda do Sentido Amplo (M1 + Depósitos a Prazo e Poupança em Moeda Nacional e Estrangeira + Acordos de Recompra)

NMC – Notas e Moedas em Circulação

OALP – Outros Ativos e Passivos Líquidos

OGE – Orçamento Geral de Estado

PIB – Produto Interno Bruto

RIL – Reservas Internacionais Líquidas

STAMP – Structural Time Series Analyser Modeller And Predictor

TI – Taxa de Inflação

TR – Taxa de Redesconto

TRD – Taxa Remuneradora de Depósitos

TRE – Taxa Remuneradora de Empréstimos

USD – Dólares Norte-Americanos

VAR – Vetor Autoregressivo

RESUMO

A inflação em Moçambique medida por variações no Índice de Preços ao Consumidor aumentou fortemente entre 1989 a 1995, mas a partir de 1996 teve a sua tendência crescente fortemente reduzida. Este trabalho analisa os fatores determinantes da inflação em Moçambique no período 1994-2004. Para este propósito, o trabalho inicia a sua investigação apresentando um resumo da política econômica (monetária, fiscal e cambial) adotada no país no respectivo período, a história da inflação moçambicana e a sua evolução ao longo do tempo, importantes fatores conjunturais para o entendimento do processo inflacionário a ser analisado. Seguidamente, é realizado um exercício econométrico que procura explicar o comportamento da inflação sob três formas distintas. A primeira forma estima a inflação utilizando um modelo univariado decomposto em componentes não observados: tendência, sazonalidade e irregularidade. A segunda forma estima a inflação utilizando um modelo autoregressivo de média-móvel e a terceira e última forma utiliza um modelo multivariado para estimar a inflação no país. Os resultados obtidos neste estudo sugerem que a inflação em Moçambique foi determinada conjuntamente por fatores internos e externos. Entre os fatores internos determinantes da inflação destacam-se as dificuldades de controle monetário, depreciação do metical em relação ao rand e ao dólar norte-americano e oscilações na produção agrícola nacional provocadas por alterações nas condições climáticas do país. Também foi encontrada evidência da existência de fatores determinísticos sazonais e um nível de persistência na inflação moçambicana. Nos fatores externos destacam-se principalmente a exportação da inflação sul-africana para Moçambique, a evolução do rand no mercado cambial sul-africano e a evolução do preço do petróleo no mercado internacional.

Palavras-Chave: Inflação, Modelo Univariado, Modelo Multivariado.

ABSTRACT

The present research analyses the determinants of inflation in Mozambique during the period from 1994 to 2004. Mozambique's inflation rate was consistently high until 1995 and then plunged in 1997 to 6 percent from 70 percent in 1994 and 57 percent in 1995. The research starts by analyses the economic policies followed in Mozambique under the same period. In this stage of investigation, the research also provides an historical of Mozambique's inflation. Then, the research tries to explain the behavior of inflation in Mozambique through three different approaches. The first one decomposes inflation into three components: a trend, a seasonal and an irregular component. The second one estimates the inflation using an ARIMA model and the third derives a theoretical model of inflation determination to estimates a reduced-form equation. The third approach also analyses the multivariate dynamic embedded in the model of inflation. The combined analysis of the three empirical exercises suggests that the inflation in Mozambique was determined agreemently by internal and external factors. Difficulties on money growth, depreciation of the exchange rate with respect to the South African rand and U.S. dollar and unpredictable events in the agricultural production has been pointed as internal factors determinants of inflation in the country. The results here obtained also suggests existence of persistence and sizable seasonal pattern in Mozambique's inflation. South African's inflation, economic situation in South Africa and the crude oil's price behavior in international marked has been pointed as external factors determinants of inflation in Mozambique.

Key Words: Inflation, Univariate Analysis, Multivariate Analysis.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

<u>Figura 3.1 – Taxas de Crescimento Mensais (IPC-MZ, IPC-ZA, M2, MZM/ ZAR e MZM/ USD) ..</u>	36
<u>Figura 4.1 – Decomposição da Inflação em Tendência, Sazonalidade e Irregularidade.....</u>	49
<u>Figura 4.2 – Previsão da Inflação para 2004</u>	50
<u>Figura 4.3 – Previsão da Inflação para 2005</u>	51
<u>Figura 4.4 – Sazonalidade da Inflação, M1 e M2.....</u>	52
<u>Figura 4.5 – Sazonalidade da Inflação, MZM/ ZAR e MZM/ USD.....</u>	53
<u>Figura 5.1 – Inflação Diferenciada Sazonalmente.....</u>	63
<u>Figura 5.2 – Inflação Observada x Inflação Estimada (1994-2004).....</u>	65
<u>Figura 5.3 – Inflação Observada x Inflação Prevista (1994:06 – 2005:05).....</u>	65
<u>Figura 6.1 – Funções de Impulso- Resposta – IPC-MZ.....</u>	86
<u>Figura 6.2 – Funções de Impulso- Resposta – MZM/ ZAR</u>	87
<u>Figura 6.3 – Funções de Impulso- Resposta – M2</u>	88

LISTA DE TABELAS

<u>Tabela 3.2 – Fatores Influenciadores da Inflação</u>	35
<u>Tabela 4.1 – Resumo dos Resultados da Estimação de um Modelo Univariado</u>	47
<u>Decomposto em Componentes não Observados</u>	47
<u>Tabela 5.1 – Resumo dos Resultados da Estimação de um Modelo Autoregressivo de Média Móvel</u> 64	
<u>Tabela 6.1 – Teste de Raízes Unitárias – Níveis^(a)</u>	78
<u>Tabela 6.2 – Teste de Raízes Unitárias – Primeiras Diferenças^(a)</u>	78
<u>Tabela 6.3 – Teste de Raízes Unitárias para Séries com Quebra Estrutural^(b)</u>	79
<u>Tabela 6.4 – Teste de Cointegração – IPC-MZ, MZM/ ZAR e M2</u>	80
<u>Tabela 6.5 – Teste de Cointegração – IPC-MZ, MZM/ ZAR, M2 e IPC-ZA</u>	80
<u>Tabela 6.6 – Resumo dos Resultados da Estimação de um Modelo Multivariado</u>	81
<u>Tabela 6.7 – Testes de Autocorrelação, Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos (p-Valores)</u> 84	
<u>Tabela 6.8 – Decomposição de Variância das Séries</u>	84

SUMÁRIO

1.	INTRODUÇÃO.....	14
2.	A POLÍTICA ECONÔMICA EM MOÇAMBIQUE (1994-2004).....	18
2.1	POLÍTICA MONETÁRIA	20
2.2	POLÍTICA FISCAL.....	23
2.3	POLÍTICA CAMBIAL.....	24
3.	A INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE	27
3.1	HISTÓRIA DA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE.....	27
	Tabela 3.1 – Classes de Bens e Ponderadores da Cesta de Produtos do IPC (Valores Percentuais) ..	28
3.2	EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE	29
3.3	FATORES INFLUENCIADORES DA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE	33
4.	ESTIMAÇÃO DA INFLAÇÃO ATRAVÉS DE UM MODELO UNIVARIADO DECOMPOSTO EM COMPONENTES NÃO OBSERVADOS.....	37
4.1	METODOLOGIA DOS MODELOS UNIVARIADOS DECOMPOSTOS EM COMPONENTES NÃO OBSERVADOS.....	38
4.1.1	A Forma de Estado de Espaço.....	39
4.1.2	Filtro de Kalman	41
4.1.3	Aplicação do Filtro de Kalman	43
4.1.4	Modelo Estrutural Básico.....	44
4.2	ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	45
5.	ESTIMAÇÃO DA INFLAÇÃO ATRAVÉS DE UM MODELO ARIMA.....	54
5.1	METODOLOGIA DOS MODELOS ARIMA.....	54
5.1.1	Estacionaridade e Invertibilidade de um Modelo ARIMA.....	56
5.1.2	A Função de Previsão.....	57
5.2	ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	61
6.	ESTIMAÇÃO DA INFLAÇÃO ATRAVÉS DE UM MODELO MULTIVARIADO	66
6.1	METODOLOGIA DE MODELOS MULTIVARIADOS COM MECANISMOS DE CORREÇÃO DE ERROS	67
6.1.1	Metodologia de Johansen	67
6.1.2	Especificação do Modelo Multivariado.....	73
6.2	ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	75
6.2.1	Estimação de uma Equação de Inflação	75
6.2.2	Análise da Dinâmica Multivariada.....	82

7. CONCLUSÕES.....	89
REFERÊNCIAS	94

APÊNDICES

APÊNDICE A – RESUMO DA POLÍTICA ECONÔMICA EM MOÇAMBIQUE (1994-2004).....	97
Tabela 7.1 – Taxas de Crescimento do PIB e Preços	97
Tabela 7.2 – Resumo do Desempenho da Política Monetária	98
Tabela 7.3 – Evolução das Taxas de Juros Nominais.....	99
Tabela 7.4 – Evolução das Taxas de Juros Reais.....	100
Tabela 7.5 – Spread Bancário Nominal ¹	101
Tabela 7.6 – Spread Bancário Real ²	101
Tabela 7.7a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal	102
(1994 – 1996)	102
Tabela 7.7b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado	103
(1994 – 1996)	103
Tabela 7.8a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal	104
(1997 – 1999)	104
Tabela 7.8b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado	105
(1997 – 1999)	105
Tabela 7.9a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal	106
(2000 – 2002)	106
Tabela 7.9b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado	107
(2000 – 2002)	107
Tabela 7.10a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal	108
(2003 – 2004)	108
Tabela 7.10b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado	109
(2002 – 2004)	109
Tabela 7.11 – Balança Comercial.....	110
(1994 – 2004)	110
APÊNDICE B – EVOLUÇÃO DAS CLASSES DE BENS DA INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE (1994-2004).....	111
Tabela 8.1 – Evolução do IPC-DNE/ CNP.....	110
(1994 – 1996)	110

Tabela 8.2 – Evolução do IPC-INE	110
(1997 – 2002)	110
Tabela 8.3 – Evolução do IPC-INE	110
(2003 – 2004)	110
ANEXO – A INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE (1994-2004)	114

1. INTRODUÇÃO

Após a independência do regime colonial português em 1975, Moçambique viveu dois períodos distintos de produção econômica; a destruição da economia de mercado (1975-1984) e o retorno à economia de mercado (1985-1994). No primeiro período pós-independência (1975-1984), a economia moçambicana caracterizou-se pelo abandono das regras de mercado como direcionadoras da sua forma de produção e pela concentração da produção sob a forma planejada. O segundo período pós-independência (1985-1994) foi marcado pelo abandono da produção sob a forma planejada e pela volta ao modo de produção capitalista. Esta transição de uma economia planejada para uma economia de mercado exigiu profundas reformas na economia moçambicana no final da década de oitenta e, principalmente, durante a primeira metade dos anos noventa. O final da guerra civil no país em 1992 exigiu das autoridades políticas moçambicanas a adoção de planos de reajuste macroeconômico direcionados à transição para a economia de mercado.

Uma vez consolidado o processo de estabilidade política e iniciada a transição para um estado democrático no país, a estabilidade macroeconômica passou a ser prioritária para o desencadeamento do início do crescimento econômico. Na literatura, estudos sobre a estabilidade macroeconômica têm sido associados à evolução do nível de preços e das taxas de câmbio e juros. Normalmente, países com elevadas taxas de inflação (dois dígitos) apresentam expectativas de crescimento reduzidas uma vez que o rápido e contínuo crescimento dos preços produz efeitos negativos na projeção do crescimento. Inflação alta dificulta a criação de expectativas favoráveis ao crescimento entre os agentes econômicos, criando um clima de incerteza quando ao futuro. Em um ambiente de incertezas sobre o futuro da economia, verifica-se um aumento do nível de risco dos investimentos, o que desencadeia um aumento nas taxas de juros.

Adicionalmente, inflação alta pode também significar a existência de um excesso de demanda na economia. Excessos de demanda normalmente provocam uma forte pressão sobre as moedas estrangeiras, o que em regime de câmbio flexível, provoca a desvalorização da moeda doméstica. Em regimes de câmbio fixo, uma forte pressão no setor externo leva a uma diminuição no nível das reservas internacionais, levando inevitavelmente à desvalorização da moeda local.

Este trabalho analisa os determinantes da inflação em Moçambique no período 1994-2004. A inflação moçambicana medida por variações no Índice de Preços ao Consumidor (IPC) aumentou fortemente entre 1989 a 1995, mas a partir de 1996 teve a sua tendência crescente fortemente reduzida. De taxas de 28,4% e 47,1% em 1989 e 1990, respectivamente; a taxa de inflação em Moçambique reduziu para 16,6% em 1996 e 5,9% em 1997. Esta redução na taxa de inflação em 1996 representou um marco na história da inflação moçambicana que, a partir desse ano não voltou a atingir valores acima de 14% ao ano, com exceção de 2001 em que a taxa de inflação foi de aproximadamente 22%, ano em que o país foi atingido por fortes inundações.

O objetivo do estudo é entender os fatores que determinaram a inflação em Moçambique e o que determinou a passagem de um período de inflação alta para um período de inflação moderada. Pretende-se no trabalho realizar um exercício econométrico onde se estimará uma equação da inflação moçambicana. A estimação será realizada de duas formas distintas: através de um modelo univariado e através de um modelo multivariado.

O estudo dos determinantes da inflação moçambicana torna-se pertinente para entender o que desencadeou períodos de inflação alta no país e o que contribuiu para a passagem para uma fase de inflação moderada. Entender este processo de transição inflacionária no país é de fundamental importância para os seus formuladores de políticas econômicas, dada a caracterização da inflação alta e a consequência dos seus efeitos perversos principalmente nas camadas mais desfavorecidas da população.

Nesta pesquisa pretende-se modelar a inflação moçambicana seguindo modelos de equações de inflação propostos para países em vias de desenvolvimento como é o caso de Moçambique. Procurar-se-á entender a inflação moçambicana através da estimação de modelos de equações de inflação onde se incluirão variáveis econômicas potenciais explicadoras do comportamento da inflação em Moçambique. O trabalho seguirá as metodologias de Ubide (1997), Andersson e Sjöo (2001) e Omar (2003), utilizadas para estudar os fatores determinantes da inflação em Moçambique nos períodos 1989-1996, 1991-1996 e 1993-2001, respectivamente. Diferentemente destes estudos que estimaram modelos multivariados da inflação moçambicana incluindo como variáveis explicativas a taxa de câmbio do metical em relação ao rand sul-africano, agregados monetários, rendimento doméstico real e índice de preços ao consumidor geral (todas as categorias de bens) da República da África do Sul, neste trabalho será adicionada a esta análise multivariada a taxa de câmbio do metical em relação ao dólar norte-americano e o índice de preços ao consumidor da República da África do Sul referente somente à variações de preços verificadas em produtos alimentares. A inclusão da taxa de câmbio do metical em relação ao dólar norte-americano justifica-se pelo fato de significativa parte das importações moçambicanas ser transacionada na moeda norte-americana, com destaque para o petróleo que tem o seu preço no mercado internacional cotado em dólares norte-americanos. A inclusão do índice de preços ao consumidor da República da África do Sul tem como fundamento a exportação da inflação sul-africana para Moçambique. Assim, uma vez que o índice de preços ao consumidor em Moçambique é determinado por variações nos preços de produtos alimentares (os produtos alimentares têm um peso de aproximadamente 63% no IPC em Moçambique), achou-se conveniente incluir na estimação da inflação moçambicana o índice de preços de produtos alimentares da República da África do Sul no lugar de um índice de preços geral do mesmo país. Comparativamente aos referidos estudos econométricos da inflação moçambicana, este trabalho adicionará uma análise univariada autoregressiva de média-móvel para entender o processo inflacionário em Moçambique e ampliará o tamanho da amostra dos dados em todas as análises. A interpretação do trabalho ficará restringida unicamente ao ponto de vista econométrico

uma vez que as suas conclusões estarão baseadas em resultados da estimação de modelos econométricos.

Para um melhor entendimento do processo inflacionário em Moçambique tornar-se-á necessário apresentar uma resenha da política econômica adotada no país no período em análise bem como a história da inflação no país. Assim, o trabalho seguirá a seguinte estrutura: o segundo capítulo estará reservado à apresentação de um apanhado geral sobre o desempenho da política econômica moçambicana no período 1994-2004, com especial destaque para as políticas monetária, fiscal e cambial. O terceiro capítulo do trabalho será dedicado à apresentação da história da inflação em Moçambique e a um comentário sobre a sua evolução ao longo do período analisado. No quarto e quinto capítulos serão utilizados modelos univariados para tentar entender o processo inflacionário no país. No quarto capítulo será utilizado um modelo univariado decomposto em componentes não observados para explicar o comportamento da inflação moçambicana e no quinto capítulo será utilizado um modelo univariado autoregressivo de média-móvel para atingir o mesmo propósito. Os capítulos 4 e 5 terão como objetivos verificar a existência (ou não) de uma persistência inflacionária em Moçambique e comprovar a existência de componentes determinísticos sazonais na inflação moçambicana. O sexto capítulo do trabalho continuará a investigação dos determinantes da inflação moçambicana através de um modelo multivariado. Neste capítulo procurar-se-á explicar a inflação moçambicana através da estimação de uma equação de inflação onde serão incluídas variáveis macroeconômicas potenciais explicadoras do comportamento inflacionário em Moçambique. Para terminar, a última parte do trabalho apresentará as conclusões do estudo, suas limitações e sugestões de futuras pesquisas.

2. A POLÍTICA ECONÔMICA EM MOÇAMBIQUE (1994-2004)

Este capítulo inicia o estudo dos determinantes da inflação em Moçambique no período 1994-2004 descrevendo a política econômica adotada no país no respectivo período. É apresentado neste capítulo um resumo da evolução das políticas monetária, fiscal e cambial, importantes para o entendimento da inflação no país. O período analisado corresponde integralmente aos mandatos do primeiro (1995-1999) e segundo (2000-2004) governos eleitos por sufrágio universal e ao último ano (1994) de um governo herdado do sistema socialista adotado no país desde a sua independência em 1975.

Desde o início da sua mensuração em 1989, a taxa de inflação em Moçambique medida por variações no índice de preços ao consumidor atingiu valores elevados até 1995. A partir de 1996 verificou-se uma forte redução na taxa de inflação no país como resultado da adoção de uma política monetária restritiva aliada a uma administração cuidadosa na política cambial. A transição da economia centralizada para a economia de mercado no início da década de noventa levou a um “descongelamento” de preços provocado pela diminuição da presença do Estado na economia. Assim, o início da liberalização da economia moçambicana foi marcado por fortes elevações na taxa de inflação provocadas pela livre determinação de preços no mercado e pela escassez de oferta no mercado nacional.

A condução da política econômica em Moçambique no período em análise foi direcionada no sentido de se alcançar as projeções de crescimento do produto e preços. A Tabela 7.1 do Apêndice A apresenta as taxas de crescimento anuais projetadas e realizadas do produto interno bruto e da inflação no período 1994-2004. Pode-se observar nesta Tabela que, entre 1996 a 1998, as taxas de crescimento do PIB superaram

as taxas projetadas, sendo que em 1995 a taxa de crescimento foi 1,5 pontos percentuais menor que a taxa projetada. O período de sucesso nas taxas de crescimento do PIB (comparativamente às taxas projetadas) foi acompanhado de igual sucesso no crescimento do nível de preços. Com a exceção de 1994 e 1995 em que houve um grande desvio entre as taxas de inflação realizada e projetada, entre 1996 a 1998 a inflação realizada acompanhou a inflação projetada para o mesmo período. Em 1999 e 2000, embora a taxa de inflação tenha continuado dentro dos padrões desejados pelas autoridades moçambicanas, houve uma significativa redução nas taxas de crescimento do produto comparativamente aos anos anteriores. O modesto crescimento do ano 2000 (1,9%) é atribuído às fortes inundações que atingiram as regiões sul e centro do país durante o primeiro trimestre do ano.

Entre os anos 2001 a 2003 verificou-se um certo distanciamento entre o realizado e o projetado em ambas as taxas. O forte crescimento no PIB de 2001 deveu-se ao início da produção do complexo industrial Mozal¹. Em contrapartida, no mesmo ano a taxa de inflação atingiu 21,9%, a maior desde os 57% verificados em 1995. Este desvio para cima em 10 pontos percentuais da taxa projetada foi explicado conjuntamente pelas inundações que atingiram as regiões centro e norte do país e pela importação da inflação sul-africana provocada pela forte depreciação do rand em relação ao dólar norte-americano (depreciação de 54% no ano). Em 2002 e 2003 o país tentou atingir taxas de crescimento de dois dígitos contra uma inflação de um dígito. A Tabela 7.1 do Apêndice A mostra que este objetivo não foi alcançado, embora não tenha acontecido um grande desvio entre o realizado e o projetado. Em 2004 atingiu-se uma taxa de crescimento no produto de 7,5% contra 8,4% inicialmente projetados. Neste ano a inflação situou-se em 9,1%, 2 pontos percentuais menor que a taxa projetada.

¹ *Mozambique Aluminium*. Este empreendimento industrial foi o responsável pelo aumento de 229% da produção metalúrgica no ano, o que correspondeu a um crescimento de 10,3% (em termos do seu valor agregado) na Indústria Transformadora no mesmo ano.

2.1 Política Monetária

A política monetária moçambicana no período 1994-2004 foi conduzida de forma a alcançar as metas de crescimento do produto e preços, determinados nos respectivos planos governamentais. A Tabela 7.2 do Apêndice B apresenta um resumo do desempenho da política monetária no período em análise, com destaque para a evolução das taxas de crescimento realizadas e projetadas dos principais instrumentos (diretos e indiretos) de política monetária. As Tabelas 7.3, 7.4, 7.5 e 7.6 do mesmo Apêndice complementam a análise da política monetária apresentando a evolução das taxas de juros nominais e reais e a diferença entre elas (*spread*). Pode-se observar na Tabela 7.2 um crescimento na oferta monetária em 1994 e 1995 (comparativamente ao programado). Curiosamente, nos mesmos anos as taxas de inflação foram de 70% e 57%, 40 e 23 pontos percentuais acima das taxas projetadas, respectivamente. Este fato sugere que os desvios na oferta monetária tenham contribuído para a elevação na taxa de inflação. Em 1995 verificou-se um fato curioso; as taxas reais de juros (de depósitos e empréstimos praticadas pelos bancos comerciais – TRD e TRE) foram negativas durante todo o ano (Tabela 7.4). Segundo as autoridades monetária moçambicanas, este fato esteve associado à desbalanços na estrutura dos principais bancos. Pode-se observar na Tabela 7.4 que durante todo o ano as TRD foram maiores que as TRE em termos absolutos, o que quer dizer que a maior perda pertenceu às instituições financeiras bancárias. A Tabela 7.6 apresenta a diferença nas perdas entre os bancos e os depositantes, valores que podem ser interpretados como o quanto os bancos perderam a mais que os depositantes.

Entre 1996 a 1998 as taxas de crescimento da base monetária e da moeda no sentido amplo (M2) mantiveram-se próximas das taxas programadas e atingiu-se uma considerável expansão de crédito à economia. Nos mesmos anos as metas de inflação e crescimento no produto foram atingidas. Coincidentemente, a maior taxa de inflação neste período (19,3% em 1996) ocorreu no ano em que se verificou um elevado

crescimento no endividamento público interno e a menor taxa (-0,96% em 1998) ocorreu no ano em que houve uma forte redução no mesmo endividamento. A situação paradoxal no comportamento das taxa de juros inverteu-se em 1996 face às sucessivas reduções na taxa de redesconto do banco central e diminuições na taxa de crescimento da inflação. Na Tabela 7.4 pode-se observar que a partir de 1996 as TRE passaram a ser maiores que as TRD. Embora o *spread* bancário real (Tabela 7.6) não tenha apresentado grandes oscilações em 1996, o mercado bancário iniciou o ano seguinte de forma muito cautelosa. No primeiro trimestre de 1997 houve uma redução significativa na TRE nominal (de forma a acompanhar a equivalente redução na taxa de redesconto nominal) e ligeiro aumento na TRD nominal (Tabela 7.3). Em termos reais esta cautela dos bancos resultou em um forte aumento nas taxas de juros reais, entre o último trimestre de 1996 e o primeiro trimestre de 1997 a TRE e TRD reais aumentaram 8,6 e 15,0 pontos percentuais, respectivamente (Tabela 7.4). Embora tenha ocorrido aumento real na TRE, os bancos assistiram a uma diminuição na sua margem de lucro (o aumento na TRD real foi maior que o aumento real na TRE). Durante o primeiro semestre de 1997 verificou-se uma acentuada redução no *spread* bancário real (Tabela 7.6).

Os resultados de 1999 mostram um considerável desvio no comportamento das variáveis monetárias (base monetária e M2) e uma aproximação nas taxas realizada e programada do crédito à economia (Tabela 7.2). No mesmo ano o país atingiu um crescimento no PIB de 7,5% contra uma taxa de inflação de 6,2%. Na Tabela 7.2 pode-se verificar que nos anos 2000 e 2001 verificou-se uma forte expansão monetária e um aumento no crédito líquido do governo. No ano seguinte a expansão monetária se situou dentro das metas estabelecidas e o crescimento do crédito líquido ao governo ultrapassou a taxa programada. Em 2003 houve expansão das variáveis monetárias e retração da dívida líquida do governo no sistema financeiro.

No mercado bancário as taxas de juros apresentaram significativas variações no período 1998-2003. Em 1998 este mercado foi marcado por expressiva redução nas taxas de redesconto e de remuneração de empréstimos nominais e ligeira redução na taxa remuneradora de depósitos nominal (Tabela 7.3). Apesar destas reduções,

verificaram-se aumentos nas taxas reais como resultado de uma deflação de 1% no ano (Tabela 7.4). Em 1999 as taxas de juros nominais e reais mantiveram-se estáveis, sendo que a estabilidade destas últimas apenas verificou durante o primeiro semestre do ano. A deflação verificada no terceiro trimestre de 1999 permitiu ganhos reais nas taxas de juros neste período e a aceleração da inflação no último trimestre do ano levou a significativas reduções nestas taxas (Tabela 7.4).

A rápida aceleração na taxa de inflação no ano 2000 (principalmente no primeiro trimestre) levou a expressivas reduções nas taxas de juros reais, principalmente nas TRD que apresentaram valores negativos durante todo o ano (Tabela 7.4). Em 2001 as taxas de juros nominais aumentaram durante todo o ano, a deflação no primeiro trimestre do ano permitiu grandes ganhos reais neste período e a rápida aceleração da inflação a partir do segundo trimestre provocou acentuadas reduções nas taxas reais. De taxas reais de 26,09% e 14,21% no final do primeiro trimestre de 2001, as TRE e TRD reais atingiram 9,27% e -2,74%, respectivamente, no final do ano (Tabela 7.4). Em 2002 e 2003 as taxas de juros reais seguiram a mesma trajetória do ano anterior, iniciaram os anos com valores elevados e sofreram grandes diminuições a partir do segundo trimestre de cada ano. O aumento do *spread* real nestes anos (Tabela 7.6) expressa o fato de a TRE nominal ter aumentado em 2002 e permanecido estável em 2003, contra uma significativa queda na TRD nominal em todo o período.

Finalmente, em 2004 houve uma forte redução na taxa de crescimento da oferta monetária. Neste ano, a taxa de crescimento da oferta de moeda foi de 5,9%, a menor taxa de crescimento em todo o período analisado. Em contrapartida, a taxa de inflação foi de 9,1%, 2 pontos percentuais menor que a taxa projetada. As taxas de juros nominais apresentaram ligeiras diminuições durante o ano, com a exceção do último trimestre em que houve um ligeiro aumento na TRE de forma a acompanhar o aumento da inflação neste período.

Nesta análise verificou-se que as dificuldades no controle monetário tiveram impactos significativos na taxa de crescimento dos preços. Embora a taxa de

crescimento da oferta de moeda dentro dos padrões programados tenha sido acompanhada de significativas taxas de crescimento no produto, os resultados da análise da política monetária sugerem que a inflação em Moçambique tenha sido afetada pela crescente oferta de moeda. Porém, o comportamento da inflação no período analisado mostrou uma complexidade no entendimento dos seus fatores determinantes. O processo inflacionário no país parece ter sido impulsionado por um conjunto de fatores e não simplesmente pela oferta monetária. Embora tenha havido um esforço das autoridades monetárias centrais em reduzir a taxa de redesconto uma vez controlada a taxa de inflação, as taxas de juros no mercado bancário parecem simplesmente terem evoluído em função do comportamento da taxa de inflação. Após análise das políticas fiscal e cambial, o próximo capítulo procurará entender o processo inflacionário em Moçambique através da análise da evolução das diversas classes de bens que compõem o índice de preços no país.

2.2 Política Fiscal

O desempenho da política fiscal moçambicana no período 1994-2004 está resumido nas Tabelas 7.7 à 7.10 do Apêndice A. Estas Tabelas apresentam os valores das receitas e despesas e a forma pela qual ocorreu o financiamento do orçamento do Estado moçambicano no referido período. Na Tabela 7.7 pode-se observar que o déficit orçamental aumentou em 27% entre 1994 a 1996, embora no mesmo período as receitas e as despesas tenham registrado aumentos de 128% e 64,5%, respectivamente. Neste período, os donativos recebidos para o financiamento do Orçamento Geral de Estado (OGE) representaram 72% do déficit público em 1994, 79% em 1995 e 70% em 1996.

Entre 1997 a 1999 verificaram-se aumentos de 35,5% nas receitas, 41,4% nas despesas e o déficit público aumentou 47,5% (Tabela 7.8). No mesmo período os donativos continuaram a representar a maior fonte de financiamento do OGE; 72% em

1997, 76,5% em 1998 e 82% em 1999. No período 2000-2002 houve um aumento na diferença entre as taxas de crescimento das receitas e das despesas, as despesas tiveram aumento de 74% contra um aumento de 62% nas receitas (Tabela 7.9). Como resultado, o déficit público aumentou 83%, financiados na sua maioria por donativos; 74% no ano 2000, 71% em 2001 e 59% em 2002. Finalmente, entre 2003 a 2004 registrou-se uma melhora na diferença entre as taxas de crescimento das receitas e das despesas. Neste período as receitas e as despesas cresceram 13% e o déficit público também aumentou na mesma proporção (Tabela 7.10).

Esta análise mostra que a transição de um período de inflação alta para outro de inflação moderada foi acompanhada de aumentos sucessivos no déficit público. Em todo o período analisado, a maior parcela do déficit nas finanças públicas moçambicanas foi sustentado pelo recebimento de donativos, o que significou a manutenção de uma grande dependência externa no financiamento do OGE. Porém, o mesmo período foi marcado por profundas reformas no setor fiscal, o que permitiu uma redução na diferença entre as taxas de crescimento das receitas e das despesas.

2.3 Política Cambial

Durante o período analisado o Banco de Moçambique adotou uma política de taxas de câmbio flutuantes. Nos anos de inflação alta, a compra de moeda estrangeira constituiu uma importante alternativa de defesa contra a crescente perda de valor do metical, dificultando assim as políticas das autoridades monetárias centrais direcionadas a uma maior estabilidade da moeda nacional. Embora a formação de Ativos Externos Líquidos (AEL) tenha ultrapassado as metas estabelecidas em 1994 e 1995 (Tabela 7.2 – Apêndice A), nestes anos verificou-se ao mesmo tempo uma forte pressão sobre o metical. Em 1994 o metical depreciou-se 21,78% em relação ao rand e 24,48% em relação ao dólar norte-americano e em 1995 sofreu depreciação de 53,49% e 63,73%

sobre as mesmas moedas. O elevado déficit no saldo comercial pode ter contribuído para esta forte pressão sobre a moeda nacional. Na Tabela 7.11 do Apêndice A pode-se observar que o saldo no déficit comercial foi de -869.1 e -552.7 milhões de dólares norte-americanos em 1994 e 1995, respectivamente.

Em 1996 verificou-se um aumento na oferta de divisas no mercado cambial. Os AEL ultrapassaram as metas estabelecidas e as exportações do país aumentaram a uma taxa superior ao aumento das importações. Esta melhoria na balança comercial permitiu a manutenção de uma estabilidade no seu saldo (Tabela 7.11 – Apêndice A). Neste ano o metical valorizou-se em relação ao rand (16,6%) e sofreu leve depreciação em relação ao dólar norte-americano (2,79%). Como resultado, a taxa de inflação foi de 19,3%, a menor taxa registrada até 1996.

Entre 1997 a 1999 houve uma forte contração na formação de Ativos Externos Líquidos (Tabela 7.2 – Apêndice A). Neste período o metical valorizou-se em relação ao rand e sofreu leves depreciações em relação ao dólar norte-americano (Tabela 3.2). Interessantemente, o período de contração nos AEL e de relativa estabilidade no mercado cambial coincidiu com o período de inflação baixa no país. O saldo da balança comercial apresentou uma relativa estabilidade em 1997 e 1998 e forte deterioração em 1999² (Tabela 7.11 – Apêndice A).

Os anos de 2000 e 2001 foram marcados pelas fortes inundações que atingiram diversas regiões do país e que tiveram impactos significativos na taxa de inflação; 11,4% em 2000 e 21,9% em 2001. No mercado cambial o metical desvalorizou-se em relação ao rand e ao dólar norte-americano, com destaque para as desvalorizações de 29% e 37% sobre esta última moeda. Houve dificuldades em atingir as metas estabelecidas na formação de Ativos Externos Líquidos. O saldo da balança comercial

² O déficit comercial aumentou 60% em 1999 comparativamente ao ano anterior. Esta deterioração no saldo da balança comercial foi resultado de um crescimento de 47% nas importações contra um crescimento de apenas 16% nas exportações. O elevado crescimento no volume de importações é atribuído à importação de máquinas e equipamentos destinados a instalação do complexo industrial Mozal, responsável por cerca de 44% do valor total da importação de bens no ano.

apresentou melhoria, principalmente em 2001 em que registrou uma diminuição de 68% no seu déficit³ (Tabela 7.11 – Apêndice A).

No período 2002-2004, a formação de Ativos Externos Líquidos continuou ultrapassando as metas estabelecidas e as taxas de inflação variaram de 9% a 14%. No mercado cambial verificou-se uma depreciação do metical em relação ao rand e uma apreciação em relação ao dólar norte-americano. Embora o saldo da balança comercial tenha se deteriorado significativamente em 2002 e 2003 (aumentos no seu déficit de 60% em 2002 e 49% em 2003), no mesmo período o metical sofreu leves depreciações em relação ao dólar norte-americano (2,13% em 2002 e 0,69% em 2003). Em 2004 registrou-se uma significativa melhoria no saldo comercial (diminuição no seu déficit de 43%) como resultado de um aumento de 44% nas exportações contra um aumento de 12% nas importações⁴. Neste ano, embora o metical tenha se valorizado fortemente em relação ao dólar norte-americano (18,7%) e sofrido leve depreciação em relação ao rand (6,9%), a taxa de inflação atingiu 9%.

A análise do impacto da política cambial na taxa de inflação não é muito conclusiva. A depreciação do metical em relação ao rand e ao dólar norte-americano parece somente ter afetado a inflação em alguns momentos e não no período todo. As variações na oferta de divisas no mercado cambial parecem ter determinado a evolução das taxas de câmbio em todo o período. Finalmente, o elevado déficit na balança comercial em todo o período representou uma forte limitação na administração das taxas de câmbio.

³ Em 2001 o volume de importações diminuiu 17,65% e as exportações tiveram um aumento histórico de 93%. Este aumento nas exportações é explicado pelo início da produção e exportação do complexo industrial Mozal, responsável por aproximadamente 54% das exportações totais do país no mesmo ano.

⁴ O aumento de 44% no volume de exportações em 2004 foi explicado na sua maioria pelo início do funcionamento da segunda linha de produção do complexo industrial Mozal. Este complexo industrial respondeu por 60% das exportações totais no ano.

3. A INFLAÇÃO EM MOÇAMBIQUE

3.1 História da Inflação em Mocambique

O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) foi introduzido em Moçambique em 1989 como uma primeira tentativa para estimar a inflação no país. O seu cálculo era produzido pela Direção Nacional de Estatística da Comissão Nacional do Plano (DNE/CNP) e era baseado numa pesquisa de despesas familiares da cidade de Maputo, capital administrativa e econômica do país. Cobria inicialmente cerca de 1060 produtos, cujos pesos no IPC tinham sido definidos por uma pesquisa de despesas familiares realizada em Agosto de 1984. Assim, o índice cobria somente bens e serviços oferecidos na cidade de Maputo e era altamente dependente do preço de alguns poucos produtos alimentares básicos, especialmente pelos preços do tomate e repolho, que juntos correspondiam a cerca de 10% do IPC (UBIDE, 1997). A Tabela 3.1 apresenta os componentes e os seus respectivos pesos da cesta de produtos deste IPC. Pode-se observar nesta Tabela que os produtos alimentares dominavam o IPC, representando cerca de 74% da cesta de consumo deste índice; com frutas, verduras e vegetais representando aproximadamente 22%. Conseqüentemente, variações neste IPC eram determinadas por fatores que afetassem os preços dos produtos alimentares como o nível da produção doméstica, condições climáticas no país e pela importação de preços praticados na República da África do Sul.

Dada a importância de importações de produtos sul-africanos na oferta de produtos alimentares no mercado moçambicano, a evolução da taxa de câmbio dos dois países determinava importantes variações no IPC. As condições climáticas do país desempenhavam um importante papel na determinação deste IPC uma vez que a agricultura era dependente das condições naturais do clima. O nível da produção doméstica indicava a abundância ou escassez de produtos alimentares no mercado, o que levava a grandes oscilações nos seus preços e, conseqüentemente, grandes variações

no IPC. Este IPC foi o indicador oficial da inflação em Moçambique até Dezembro de 1996.

Tabela 3.1 – Classes de Bens e Ponderadores da Cesta de Produtos do IPC (Valores Percentuais)

	IPC – DNE /CNP	IPC – INE
Alimentação, Bebidas e Tabaco	73,78	63,46
Carnes e Peixe	16,07	
Leite, Ovos e Óleo	23,83	
Frutas e Vegetais	21,51	
Açúcar, Bebidas e Tabaco	8,93	
Vestuário e Calçado	12,77	4,62
Habitação e Conforto	5,91	17,01
Saúde	0,49	2,46
Transportes e Comunicações	2,10	4,63
Educação e Lazer	2,06	2,75
Outros Bens e Serviços	2,88	5,07
TOTAL	100,00	100,00

Fonte: FMI, INE.

Em Dezembro de 1995 o Instituto Nacional de Estatística (INE) começou a produzir um índice de preços ao consumidor alternativo, com uma série de melhorias nos seus componentes e pesos da cesta de produtos que na época melhor representavam a realidade dos gastos do consumidor moçambicano. O índice produzido pelo INE tornou-se o Índice de Preços ao Consumidor oficial no país em Janeiro de 1997 e a partir deste ano, a inflação no país passou a ser representada por variações neste IPC. Inicialmente este índice foi produzido considerando o mês de Dezembro de 1994 como seu período base. Os valores anteriores ao período base foram obtidos usando as taxas de crescimento do anterior IPC. Em Fevereiro de 2000, o INE começou a produzir um novo IPC com Dezembro de 1998 como seu período base. Neste novo IPC foram atualizados os ponderadores das classes de bens e a cesta de produtos componentes do índice⁵ como resultado do Inquérito aos Agregados Familiares (IAF) realizado entre

⁵ Ver Tabela 3.1

1996 e 1997. Similarmente, os valores deste novo IPC anteriores à Dezembro de 1998 foram obtidos através das taxas de crescimento do anterior IPC.

O Índice de Preços ao Consumidor calculado pelo INE abrangeu numa primeira fase a cidade de Maputo e era tomado como o indicador da inflação no país. Posteriormente, no ano 2000, o cálculo do IPC foi alargado aos dois maiores centros urbanos do país após a cidade de Maputo, nomeadamente, Beira e Nampula. A partir deste ano, o IPC passou a representar variações de preços praticados ao nível de consumidores dos três maiores centros urbanos do país; Maputo, Beira e Nampula. A seleção destas cidades seguiu o critério de representarem o maior pólo econômico e populacional da região Sul (cidade de Maputo), da região Centro (cidade da Beira) e da região Norte (cidade de Nampula). As populações das cidades de Maputo, Beira e Nampula representam agregadamente 11% da população total do país e 37% da população urbana do país. Por uma questão de disponibilidade de uma série histórica de variações no IPC, o presente trabalho considerará somente variações do IPC-Maputo como o indicador da inflação no país durante todo o período em análise.

3.2 Evolução da Inflação em Moçambique

As Tabelas 8.1, 8.2 e 8.3 do Apêndice B mostram a evolução da inflação moçambicana por categorias de bens e serviços no período 1994-2004. Na Tabela 8.1 pode-se observar a evolução trimestral da inflação entre 1994-1996. Esta Tabela mostra que a inflação acumulada no final de 1994, 1995 e 1996 foi de 70,8%, 57,0% e 16,6%, respectivamente. Em 1994 a inflação foi puxada pelos produtos alimentares e industriais⁶. Os produtos alimentares foram responsáveis por 67,1% da variação total do

⁶ A carne, o leite e considerável parte dos produtos industriais não são produzidos internamente e tiveram os seus preços afetados pela variação cambial no ano (desvalorizações de 21,8% e 24,5% na MZM/ ZAR e MZM/ USD, respectivamente).

IPC (carne, peixe, leite e ovos – 29,8%, hortícolas – 18,9% e cereais – 18,4%), os produtos industriais foram responsáveis por 29,5% do total da inflação e as restantes categorias (energia, serviços e transporte) se responsabilizaram pelo percentual residual (3,4%).

Em 1995 os produtos alimentares tiveram uma contribuição de 42,0 pontos percentuais no IPC⁷ (cereais – 17,6 pontos percentuais; carne, peixe, leite e ovos – 14,5 pontos percentuais e hortícolas – 9,9 pontos percentuais) enquanto que os produtos industriais tiveram uma contribuição de 10,4 pontos percentuais no índice. Os resultados de 1996 mostram uma redução significativa na inflação comparativamente aos anos anteriores. A taxa acumulada no final do ano foi de 16,6%, dos quais 7,7 pontos percentuais foram dos produtos industriais, 4,9 pontos percentuais dos produtos alimentares de origem animal e 3,5 pontos percentuais da energia.

A Tabela 8.1 mostra ainda que as maiores variações percentuais do total do IPC verificaram-se no primeiro e quarto trimestres de cada ano. Para o ano de 1994 não se obteve a inflação total acumulada até o final do primeiro trimestre, mas como o aumento nos preços de todos as classes de bens (com a exceção dos produtos industriais) entre o primeiro e o segundo trimestres foi insignificante, deduz-se que a inflação acumulada de 28,6% no final de Junho tenha sido na sua maioria verificada no primeiro trimestre do ano. No mesmo ano assistiu-se a um aumento de 26 pontos percentuais na inflação entre o terceiro e o quarto trimestres; de uma taxa de 44,9% no final de Setembro, a taxa de inflação atingiu 70,8% no final do ano. Em 1995 a taxa de inflação acumulada no primeiro trimestre foi de 10,7% e verificou-se uma duplicação na taxa entre o terceiro e o quarto trimestres (27,6% no final de Setembro para 57,0% no final de Dezembro). Os resultados de 1996 mostraram a manutenção da sazonalidade na inflação, 21,4% no final do primeiro trimestre a um aumento de 3,6 pontos percentuais entre o final de Setembro ao final de Dezembro.

⁷ Neste ano houve uma significativa redução na oferta de produtos alimentares (principalmente cereais) e a categoria importados ficou sujeita às grandes flutuações cambiais (Ver Tabela 3.2).

A Tabela 8.2 apresenta a evolução trimestral da inflação no período 1997-2001. Nesta Tabela pode-se observar que a inflação acumulada em 1997, 1998 e 1999 foi de 5,8%, -1,3% e 4,8%, respectivamente. Em 1997 a inflação foi puxada principalmente pelas classes de bens Produtos Alimentares, Conforto de Habitação e Transportes e Comunicações. Os Produtos Alimentares foram responsáveis pelo aumento de 2,4 pontos percentuais na taxa de inflação; apesar destes produtos terem acumulado uma variação de 3,3% até o final do ano, o elevado peso que estes produtos têm na ponderação do IPC (75,59%) determinou uma maior contribuição no aumento da inflação. O mesmo aconteceu com a categoria Conforto de Habitação; embora esta categoria de bens tenha acumulado um aumento de 8,6% durante o ano⁸, o seu significativo peso na ponderação do IPC (9,98%) determinou uma contribuição de 1,1 pontos percentuais no aumento da inflação. A categoria Transportes e Comunicações teve uma contribuição de 1,0 ponto percentual na taxa de inflação como resultado do aumento de 44,5% nos seus preços durante o ano⁹. As restantes categorias tiveram conjuntamente uma contribuição de 1,3 pontos percentuais na inflação; 0,6 pontos percentuais da categoria Vestuário e Calçado, 0,1 pontos percentuais da Saúde, 0,3 pontos percentuais da Educação, Cultura e Lazer e 0,4 pontos percentuais de Outros Bens e Serviços.

Os resultados de 1998 mostram uma deflação de 1,3%, levada principalmente pela redução nos preços dos produtos das classes de bens com maiores pesos na ponderação da inflação. Neste ano verificou-se uma deflação de 2,4% na categoria Alimentação, Bebidas e Tabaco e uma deflação de 0,9% na categoria Conforto de Habitação. A primeira destas duas classes de bens foi responsável pela redução de 1,7 pontos percentuais na taxa de inflação e a segunda contribuiu para uma diminuição de 0,13 pontos percentuais na mesma taxa. Entre Abril a Outubro de 1999, a taxa de

⁸ O aumento de 8,6% nos preços da categoria Conforto de Habitação em 1997 deveu-se basicamente ao ajustamento nos preços dos aluguéis de residências (rendas residenciais).

⁹ A aumento de 44,5% nos preços da categoria Transportes e Comunicações deveu-se ao ajustamento nos preços dos combustíveis e telefones.

inflação apresentou uma tendência de queda iniciada no ano anterior¹⁰, mas a forte redução na oferta de produtos alimentares agrícolas típicos nos meses de Novembro e Dezembro, aliada à pressão sazonal na demanda por bens no mês de Dezembro levou a uma taxa de inflação acumulada no ano de 4,8%. Para esta taxa de inflação também contribuiu o ajustamento nos preços administrados da classe de bens Conforto de Habitação verificada em Janeiro do mesmo ano.

A taxa de inflação do ano 2000 (11,4%) foi puxada pelas altas dos preços dos Produtos Alimentares (8,2%), Conforto de Habitação (20,5%) e Transportes e Comunicações (37,9%)¹¹. Em 2001 a taxa de inflação atingiu 21,9% como resultado de uma subida significativa em todas as classes de bens do IPC, com destaque para as contribuições de 15,85 e 3,45 pontos percentuais das categorias Produtos Alimentares e Conforto de Habitação, respectivamente. Os dados do ano 2002 na Tabela 8.2 referem-se às contribuições de cada classe de bens na inflação total acumulada no ano. Pode-se observar que neste ano as maiores contribuições para a inflação de 9,1% foram novamente os Produtos Alimentares (5,17 pontos percentuais), Conforto de Habitação (1,68 pontos percentuais) e Transportes e Comunicações (1,14 pontos percentuais). À semelhança do período 1994-1996, a inflação do período 1997-2001 também apresentou uma maior variação positiva no primeiro e quarto trimestres de cada ano.

Finalmente, a Tabela 8.3 apresenta a evolução trimestral da inflação de 2003 e 2004 dividida em Bens Alimentares e Bens Não-Alimentares. Em ambos os anos verificou-se que a classe dos Bens Alimentares foi a que apresentou maior contribuição para as taxas de inflação acumuladas de 13,8% em 2003 e 9,1% em 2004. Contrariamente ao restante do período analisado, a inflação de 2003 e 2004 somente apresentou forte variação no primeiro trimestre de cada ano.

¹⁰ Esta deflação entre Abril a Outubro de 1999 foi explicada essencialmente pela boa época de colheita de produtos alimentares agrícolas verificada no mesmo período.

¹¹ A ano 2000 foi marcado por uma subida no preço internacional do petróleo o que desencadeou uma subida generalizada nos preços dos Transportes e dos Produtos Alimentares.

3.3 Fatores Influenciadores da Inflação em Moçambique

Na Tabela 3.2 é apresentada a evolução da inflação em Moçambique medida por variações no IPC-Maputo e a evolução de outras variáveis potenciais influenciadoras do processo inflacionário no país. Pode-se observar nesta Tabela que a taxa de inflação diminuiu de 54,5% em 1992 para 13,8% em 2003. A recuperação econômica em 1993 (crescimento de 6,8% no PIB¹²) pode ter contribuído para uma diminuição na inflação, neste ano a taxa de inflação foi de 43,6%, 11 pontos percentuais abaixo da taxa de 1992. Em 1994 a taxa de inflação subiu para 70%, possivelmente refletindo o grande déficit orçamentário registrado no mesmo ano e a forte depreciação do metical, acrescentado à grande expansão monetária verificados no ano anterior. Em 1995 continuou se verificando dificuldades nos controles monetário e fiscal, houve forte desvalorização do metical e redução no crescimento do produto; neste ano a inflação atingiu 57%.

Em 1996 ocorreu o início da tendência decrescente na taxa de inflação. Neste ano o metical se estabilizou face ao rand e ao dólar norte-americano, contrariando à sua crescente perda de valor em relação a estas moedas verificada nos anos anteriores. Durante este ano houve um considerável aperto na política monetária e o crescimento no produto foi de aproximadamente 7%. Apesar das fortes inundações que atingiram o país no início do ano, a taxa de inflação no ano foi de 16,6%. Na Figura 3.1 pode-se observar uma mudança no comportamento da taxa de inflação a partir do início de 1996. Na mesma Figura observa-se também um início de tendência decrescente nas taxas de câmbio (metical em relação ao rand, MZM/ ZAR; e metical em relação ao dólar norte-americano, MZM/ USD) e na taxa de crescimento monetário, verificadas durante o segundo semestre de 1995. Este fato sugere que as taxas de câmbio e a taxa de crescimento monetário tenham afetado a taxa de crescimento dos preços, embora o

¹² Existe uma divergência de valores no crescimento do produto de 1993. Estudos do FMI reportam crescimento de 18,8% neste ano, diferentemente das publicações do INE que reportam crescimento de 6,8% para o mesmo ano. O mesmo acontece com o produto de 1992, estudos do FMI reportam queda de 0,8% e as publicações do INE indicam uma queda no produto do mesmo ano de 8,6%. Como as publicações do INE são as mais recentes, neste estudo optou-se por trabalhar com os dados do INE.

efeito destas variáveis na taxa de inflação parece ter acontecido com alguns períodos defasados.

Entre 1997 a 1999 a taxa de inflação manteve-se baixa, um forte aumento no produto (11%) aliado a uma estabilidade do metical e a um considerável aperto monetário podem ter contribuído para uma taxa de inflação de aproximadamente 5,9% em 1997. Nos anos seguintes (1998 e 1999) verificou-se elevadas taxas de crescimento no PIB, a moeda nacional manteve-se estável face ao rand e ao dólar norte-americano e verificaram-se fortes apertos nas políticas monetária e fiscal. Em 1998, pela primeira vez desde que a inflação começou a ser mensurada, houve deflação de 1,3%, e em 1999 a taxa de inflação atingiu 4,8%. No ano 2000, a taxa de inflação voltou a subir (11,4%) e o crescimento no PIB foi insignificante (1,9%) comparativamente à média de crescimento dos anos anteriores. Estes acontecimentos são atribuídos às devastadoras inundações que atingiram o país no mesmo ano e que levaram-no a uma situação catastrófica, destruindo completamente a recuperação econômica atingida nos anos anteriores.

O ano 2001 marcou o início da recuperação econômica após destruição ocorrida no ano anterior. Neste ano a taxa de inflação atingiu 21,9%, possivelmente refletindo a depreciação do metical ocorrida no mesmo ano e a expansão monetária verificada no ano anterior. Neste ano a taxa de inflação atingiu 21,9%, possivelmente refletindo a depreciação do metical ocorrida no mesmo ano e à expansão monetária verificada no ano anterior. Em 2002 verificou-se um grande déficit orçamentário e uma considerável depreciação do metical em relação ao rand. Estes motivos, aliados à forte depreciação do metical face ao dólar norte-americano no ano anterior podem ter contribuído para que a taxa de inflação em 2002 tenha atingido 9,1%. Em 2004 pela primeira vez no período em análise, o metical apresentou apreciação face ao dólar norte-americano e a taxa de crescimento da moeda foi de apenas 13%. Apesar desta valorização da moeda doméstica e do forte aperto monetário, a inflação no ano foi de 9,1%.

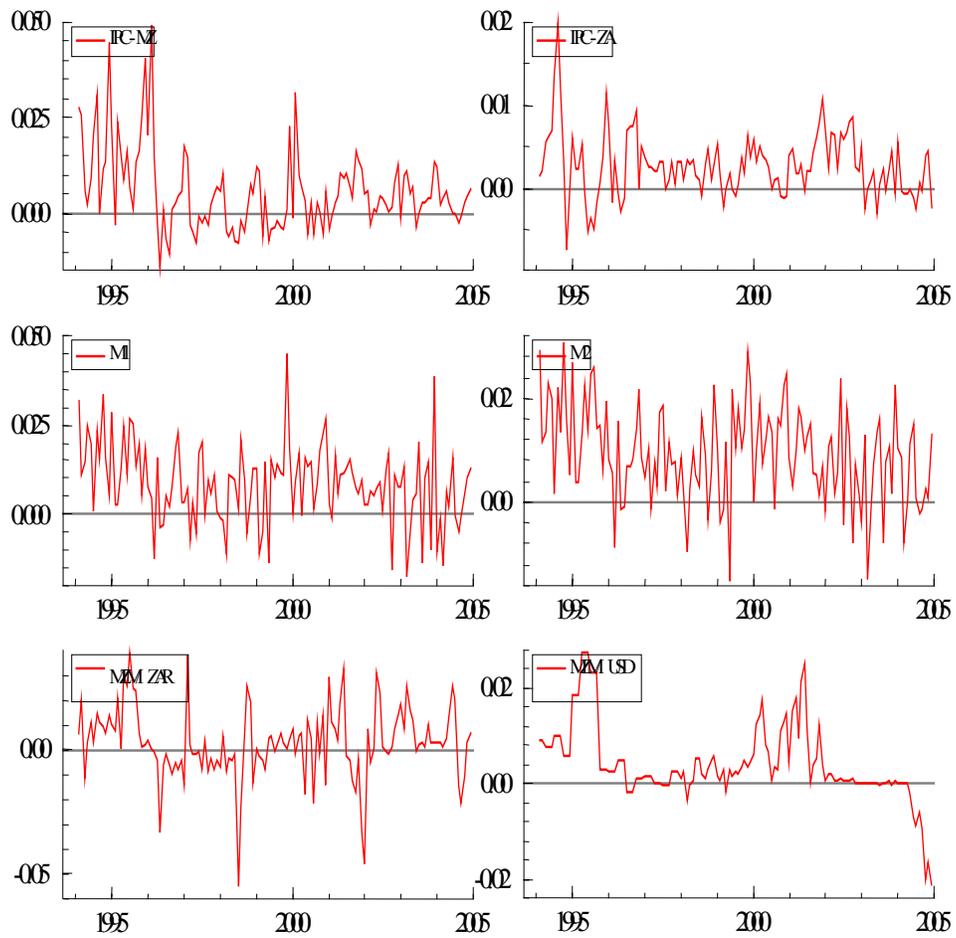
Tabela 3.2 – Fatores Influenciadores da Inflação

	TAXA DE INFLAÇÃO (Final do Período)	PIB (Taxa de Crescimento Real)	DÉFICIT ORÇAMENTÁRIO (Taxa em Proporção do PIB)	MZM/ ZAR (Depreciação na Taxa de Câmbio)	MZM/ USD (Depreciação na Taxa de Câmbio)	M2 (Taxa de Crescimento)	Desastres Naturais/ Fatores Políticos
1992	54,5	-8,6	5,4		48,51	59,28	Seca
1993	43,6	6,8	5,1	66,41	81,06	78,76	Ciclone
1994	70,1	7,0	8,3	21,78	24,48	57,57	Eleições
1995	57,0	3,3	5,0	53,49	63,73	54,67	
1996	19,3	6,8	5,2	-16,62	2,79	21,60	Inundações
1997	5,9	11,1	5,7	-2,21	3,12	23,43	
1998	-1,3	12,6	2,4	-9,60	6,52	18,32	
1999	4,8	7,5	1,5	-2,72	7,11	34,16	Eleições
2000	11,4	1,9	7,7	0,79	28,71	43,14	Inundações
2001	21,9	13,1	6,8	7,44	36,59	29,71	
2002	9,1	8,7	8,6	15,74	2,31	20,13	
2003	13,8	7,9	3,9	36,27	0,62	16,11	
2004	9,1	9,2	3,1	6,91	-18,68	12,58	Eleições

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, INE, FMI.

Figura 3.1 – Taxas de Crescimento Mensais (IPC-MZ, IPC-ZA, M2, MZM/ ZAR e MZM/ USD)



4. ESTIMAÇÃO DA INFLAÇÃO ATRAVÉS DE UM MODELO UNIVARIADO DECOMPOSTO EM COMPONENTES NÃO OBSERVADOS

Após apresentar uma resenha da política econômica adotada em Moçambique (capítulo 2) e a história da inflação no país (capítulo 3) no período 1994-2004, este capítulo inicia a estimação da inflação moçambicana. É utilizado neste capítulo um modelo univariado decomposto em componentes não observados para estimar a inflação no país. Estudos econométricos similares para a estimação da inflação em Moçambique através de componentes não observáveis identificaram um forte padrão sazonal no comportamento da inflação no país. Tanto em Ubide (1997) como em Omar (2003), identificou-se a existência de um comportamento sazonal na inflação moçambicana, com um período de alta no primeiro e quarto trimestres e um período de baixa no segundo e terceiro trimestres de cada ano. 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 no primeiro e quarto trimestres de cada ano. 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 são apontadas como as causas do “pico” da inflação verificado em todo o mês de Dezembro. A seção 4.1 apresentará um resumo da metodologia utilizada para a construção de modelos de séries de tempo com componentes não observados, com destaque para a transformação de um modelo para a forma de estado de espaço (sub-seção 4.1.1), derivação e aplicação do Filtro de Kalman – importante procedimento recursivo para o cálculo de estimadores ótimos em vetores de estado de espaço (sub-seções 4.1.2 e 4.1.3) e derivação do modelo estrutural básico – modelo a ser utilizado na estimação (sub-seção 4.1.4). A seção 4.2 apresentará a estimação do modelo e os seus resultados.

4.1 Metodologia dos Modelos Univariados Decompostos em Componentes não Observados

O procedimento básico na previsão de modelos decompostos em componentes não observados é o uso do método da Média-Móvel Exponencialmente Ponderada (EWMA)¹³. A construção de modelos de séries de tempo com componentes não-observados é baseada em certas suposições probabilísticas que têm como objetivo capturar as características essenciais do processo gerador de dados. Dado um modelo construído sob tais suposições, torna-se possível estimar os seus parâmetros através de diversos métodos estatísticos, prever intervalos de confiança para as estimativas do modelo e realizar diversos testes estatísticos para verificar se o modelo pode ser simplificado ou generalizado.

O ponto inicial para o desenvolvimento de modelos de séries de tempo em um modelo de regressão no qual as variáveis explicativas são função do tempo pode ser considerar o seguinte modelo com componentes de tendência e sazonalidade, formulado da seguinte forma;

$$y_t = \alpha + \beta t + \sum_j \gamma_j z_{jt} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

onde α e β são os coeficientes associados com a tendência e os γ_j são os coeficientes sazonais construídos de forma que a sua soma seja igual a zero. Esta equação é construída pela determinação dos z_{jt} como variáveis *dummy* definidos de tal forma que, para $j = 1, \dots, s-1$;

$$z_{jt} = \begin{cases} 1, & t = j, j+s, j+2s, \dots \\ 0, & t \neq j, j+s, j+2s, \dots \\ -1, & t = s, 2s, 3s, \dots \end{cases} \quad (4.2)$$

A tendência poderá ser modificada através da inclusão de um termo de erro na equação como t^2 , enquanto que outros componentes representando outras características como

¹³ Tradução da expressão em inglês “Exponentially Weighted Moving Average”. Para mais detalhes do método EWMA ver Harvey (1991).

ciclos também poderão ser acrescentados. O único componente estocástico na equação (4.2) é o termo ε_t , que é assumido como sendo um termo de perturbação aleatório normalmente distribuído com média zero e variância σ^2 , ou seja, $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$.

4.1.1 A Forma de Estado de Espaço

Seja y_t a forma geral de estado de espaço aplicada a uma série de tempo multivariada contendo N elementos. Estas variáveis observadas serão representadas como um vetor $m \times 1$ (representado por α_t), conhecido como o vetor de estado e mensurado pela seguinte equação;

$$y_t = Z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t \quad \text{com } t = 1, \dots, T \quad (4.3a)$$

onde

Z_t é uma matriz $N \times m$,

d_t é um vetor $N \times 1$ e,

ε_t é um vetor $N \times 1$ de perturbações serialmente não correlacionadas com média zero e matriz da covariância H_t , isto é;

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = H_t \quad (4.3b)$$

Para o caso de um modelo univariado, $N = 1$ e a equação de mensuração será escrita como;

$$y_t = z_t \alpha_t + d_t + \varepsilon_t \quad \text{com} \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = h_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4.4)$$

No geral, os elementos de α_t não serão observáveis; porém, serão conhecidos como sendo gerados por um processo Markoviano de primeira ordem, isto é;

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + c_t + R_t \eta_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4.5a)$$

onde

T_t é uma matriz $m \times m$,

c_t é um vetor $m \times 1$,

R_t é uma matriz $m \times g$ e,

η_t é um vetor $g \times 1$ de perturbações serialmente não correlacionadas com média zero e matriz da covariância Q_t , isto é;

$$E(\eta_t) = 0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(\eta_t) = Q_t \quad (4.5b)$$

A equação (4.5a) é chamada de equação de transição. O termo de perturbação poderá também ser redefinido tendo uma matriz de covariância $R_t Q_t R_t'$. Porém, a representação na equação (4.5a) será mais natural quando η_t for identificado como um conjunto de perturbações no modelo.

A especificação do sistema de estado de espaço será completada por duas suposições adicionais, quais sejam;

- O vetor de estado inicial (α_0) terá uma média igual a a_0 e matriz de covariância igual a P_0 , ou seja;

$$E(\alpha_0) = a_0 \quad \text{e} \quad \text{Var}(\alpha_0) = P_0 \quad (4.6)$$

- As perturbações ε_t e η_t serão correlacionadas entres elas em todos os períodos de tempo e não correlacionadas com o vetor de estado inicial;

$$E(\varepsilon_t \eta_s') = 0 \quad \text{para todo } s, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.7a)$$

e

$$E(\varepsilon_t \alpha_0') = 0, \quad E(\eta_t' \alpha_0) = 0 \quad \text{para } t = 1, \dots, T \quad (4.7b)$$

As matrizes Z_t, d_t e H_t na equação de mensuração e as matrizes T_t, c_t, R_t e Q_t na equação de transição serão referidas como o sistema de matrizes e serão assumidas como sendo não estocásticas. Assim, embora elas possam variar no tempo, esta variação ocorrerá de uma forma pré-determinada. Como resultado, o sistema será linear e para qualquer valor de t , y_t poderá ser representado como uma combinação linear dos ε_t e η_t presentes e passados e do vetor de estado inicial (α_0). Se o sistema das matrizes $Z_t, d_t, H_t, T_t, c_t, R_t$ e Q_t não puder variar no tempo, o modelo será chamado de

invariante no tempo ou homogêneo no tempo. Os modelos estacionários serão um caso especial; embora a classe dos modelos invariantes no tempo seja maior do que a classe dos modelos estacionários, muitos modelos invariantes no tempo terão uma forma estacionária que poderá ser obtida através da diferenciação.

4.1.2 Filtro de Kalman

Uma vez que um modelo possa ser colocado na forma de estado de espaço, tornar-se-á possível neste modelo aplicar o filtro de Kalman. O filtro de Kalman é um procedimento recursivo para o cálculo do estimador ótimo do vetor de estado no momento t , baseado na informação disponível no momento t . Considerando o modelo de estado de espaço das equações (4.3) e (4.5), suponha-se que a_{t-1} seja o estimador ótimo de α_{t-1} baseado nas observações de y_t , incluindo y_{t-1} . Suponha-se também que P_{t-1} seja a matriz da covariância $m \times m$ do erro de estimação, isto é;

$$P_{t-1} = E[(\alpha_{t-1} - a_{t-1})(\alpha_{t-1} - a_{t-1})'] \quad (4.8)$$

Dados a_{t-1} e P_{t-1} , o estimador ótimo de α_t será dado por;

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1} + c_t \quad (4.9a)$$

enquanto que a matriz da covariância do erro de previsão será;

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t' \quad t = 1, \dots, T \quad (4.9b)$$

As equações (4.9a) e (4.9b) são conhecidas como equações de previsão. Uma vez que uma nova observação de y_t se torne disponível, os estimadores de α_t , $\alpha_{t|t-1}$ poderão ser atualizados pelas seguintes equações, designadas de equações de atualização;

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} (y_t - Z_t a_{t|t-1} - d_t) \quad (4.10a)$$

e

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1} \quad (4.10b)$$

onde

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + H_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4.10c)$$

Tomadas juntas, as equações (4.9) e (4.10) representarão o filtro de Kalman. Se desejado, estas equações poderão ser escritas como um conjunto de equações recursivas individuais derivadas diretamente de a_{t-1} à a_t ou, alternativamente, de $a_{t|t-1}$. Neste último caso;

$$a_{t+1|t} = (T_{t+1} - K_t Z_t) a_{t|t-1} + K_t y_t + (c_{t+1} - K_t d_t) \quad (4.11a)$$

onde a matriz K_t será dada por;

$$K_t = T_{t+1} P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} \quad t = 1, \dots, T \quad (4.11b)$$

e a equação recursiva para a matriz da covariância do erro será;

$$P_{t+1|t} = T_{t+1} (P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}) T_{t+1}' + R_{t+1} Q_{t+1} R_{t+1}' \quad t = 1, \dots, T \quad (4.11c)$$

Os valores iniciais para o filtro de Kalman serão especificados em termos de a_0 e P_0 ou de $a_{1|0}$ e $P_{1|0}$. Dadas estas condições iniciais, o filtro de Kalman produzirá o estimador ótimo do vetor de estado a cada vez que uma nova observação se tornar disponível. Quando todas as T observações tiverem sido processadas, o filtro produzirá o estimador ótimo do vetor de estado corrente ou do vetor de estado do período seguinte, baseado na informação completa do conjunto. Este estimador apresentará toda a informação necessária para realizar previsões ótimas dos valores futuros de ambos os estados e observações.

Quando o filtro de Kalman for aplicado a uma série univariada, ocorrerá na equação (4.5) uma pequena mudança na notação para as equações de filtragem, com a matriz F_t $N \times N$ sendo substituída pelo escalar;

$$f_t = z_t' P_{t|t-1} z_t + h_t \quad (4.12)$$

Outro aspecto na filtragem de séries univariadas será que muitas vezes, tornar-se-á conveniente deixar que no modelo de estado de espaço as variâncias das perturbações sejam proporcionais a um escalar positivo (σ_*^2). Assim;

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_*^2 h_t \quad \text{e} \quad \text{Var}(\eta_t) = \sigma_*^2 Q_t \quad (4.13)$$

Se a matriz da covariância inicial for também especificada para o fator de proporcionalidade (σ_*^2), o filtro de Kalman poderá ser calculado independentemente do σ_*^2 , com quantidades fixas definidas por;

$$P_{t+1|t} = \sigma_*^2 P_{t+1|t}^* \quad \text{e} \quad f_t = \sigma_*^2 f_t^* \quad (4.14)$$

aparecendo nas equações recursivas.

4.1.3 Aplicação do Filtro de Kalman

Todos os modelos estruturais têm uma representação de estado de espaço na seguinte forma;

$$y_t = z_t' \alpha_t + \varepsilon_t, \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = h_t \quad (4.15a)$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t, \quad \text{Var}(\eta_t) = Q_t \quad (4.15b)$$

Quando o modelo apresentar M componentes, o vetor de estado poderá ser particionado como $\alpha_t = [\alpha_{1t}' \quad \alpha_{2t}' \quad \dots \quad \alpha_{Mt}']'$. As matrizes T_t e $R_t Q_t R_t'$ na equação de transição terão uma componente diagonal bloco, e então;

$$y_t = \sum_{m=1}^M z_{mt}' \alpha_{mt} + \varepsilon_t \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = h_t \quad (4.16a)$$

$$\alpha_{mt} = T_{mt} \alpha_{m,t-1} + R_{mt} \eta_{mt} \quad \text{Var}(\eta_{mt}) = Q_{mt} \quad m = 1, \dots, M \quad (4.16b)$$

com $E(\eta_{mt} \eta_{ht}') = 0$ para $m \neq h$, $m, h = 1, \dots, M$.

O modelo será invariante ou homogêneo no tempo se os sub-escritos em z_t, T_t, R_t, h_t e Q_t puderem ser retirados. Então, a equação (4.15) tornar-se-á;

$$y_t = z' \alpha_t + \varepsilon_t, \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = h \quad (4.17a)$$

$$\alpha_t = T \alpha_{t-1} + R \eta_t, \quad \text{Var}(\eta_t) = Q \quad (4.17b)$$

As correspondentes matrizes da equação (4.16) serão também sem os sub-escritos. Uma condição necessária e suficiente para que o modelo como um todo seja observável e controlável exigirá que cada um dos M sub-modelos invariantes no tempo;

$$y_t = z_m' \alpha_{mt} + \varepsilon_t, \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = h \quad (4.18a)$$

$$\alpha_{mt} = T_m \alpha_{m,t-1} + R_m \eta_{mt}, \quad \text{Var}(\eta_{mt}) = Q_m \quad (4.18b)$$

apresentem as mesmas propriedades.

Todos os principais modelos estruturais apresentarão uma forma de estado de espaço invariante no tempo¹⁴. Uma vez que um modelo tenha sido colocado na forma de estado de espaço, o filtro de Kalman poderá ser aplicado. Na ausência de uma boa informação à priori em componentes não estacionários tais como tendências e sazonalidades, as condições iniciais para estes componentes normalmente serão dadas por uma priori difusa. Para o caso de componentes estacionários, as condições iniciais serão tomadas como sendo a média e a matriz da covariância da distribuição não condicional.

4.1.4 Modelo Estrutural Básico

É chamado de modelo estrutural básico a um modelo que apresente um componente de tendência, um componente de sazonalidade e um componente irregular, combinados da seguinte forma;

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (4.19)$$

O componente de tendência é tomado como sendo um modelo de tendência linear local representado pela seguinte forma;

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (4.20)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (4.21)$$

onde ε_t , η_t e ζ_t são perturbações ruído-branco não correlacionadas com variâncias σ_ε^2 , σ_η^2 e σ_ζ^2 , respectivamente.

O componente irregular é um ruído-branco e a seguinte variável *dummy* forma o componente de sazonalidade;

¹⁴ Os modelos contendo componentes diários serão exceções.

$$\sum_{j=0}^{s-1} \gamma_{t-j} = \omega_t \quad (4.22)$$

onde ω_t é uma perturbação ruído-branco com média zero e variância σ_ω^2 . Por exemplo, para $s = 4$, a forma de estado de espaço será;

$$y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0] \alpha_t + \varepsilon_t \quad (4.23)$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \dots \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \dots \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \dots \\ \omega_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4.24)$$

Assim, o terceiro vetor de estado representará o efeito corrente sazonal. O modelo será sempre observável, mas somente será controlável e estabilizável se ambas σ_ζ^2 e σ_ω^2 forem estritamente positivas.

4.2 Estimação e Resultados

A Figura 3.1 mostra o comportamento da inflação em Moçambique no período 1994-2004. Nesta Figura pode-se observar uma mudança de patamar na taxa de inflação durante o período. De fato, observa-se uma alta volatilidade na taxa de inflação até 1996-1997, diminuindo nos anos posteriores; com exceção do final de 1999 e início de 2000, altura em que Moçambique foi atingido por fortes inundações. Estas inundações provocaram fortes elevações na taxa de inflação através da escassez de produtos alimentares no mercado interno, criada pela perda de grande parte da produção agrícola do país e pelo isolamento verificado durante algumas semanas de várias regiões do país com os seus principais centros distribuidores. Na mesma Figura, pode-se ainda observar algum comportamento sazonal na taxa de inflação durante o período todo, com momentos de alta no final e início de cada ano. Pode-se observar na Tabela 9.1 do

Anexo III, elevações na taxa de crescimento do IPC nos meses de Dezembro e Janeiro. Esta Tabela mostra ainda que estas elevações diminuíram ao longo do tempo. De fato, as taxas de variação do IPC foram de 9,3% em Janeiro de 1994, 10,8% em Dezembro de 1994, 4,4% em Janeiro de 1995, 9,1% em Dezembro de 1995 e 4,4% em Janeiro de 1996; contra taxas de 0,0% em Dezembro de 1996, 4,1% em Janeiro de 1997, 1,3% em Dezembro de 1997, 1,4% em Janeiro de 1998, 1,1% em Dezembro de 1998, 2,7% em Janeiro de 1999, etc.

O IPC em Moçambique registra uma forte alta no mês de Dezembro de cada ano. As festas de natal e final do ano provocam um forte aumento na demanda por bens e produtos alimentares no país, razão de o IPC do mês de Dezembro de cada ano apresentar uma forte variação positiva. A continuação de alta na taxa de inflação nos meses seguintes ao mês de Dezembro (principalmente no mês de Janeiro) pode estar associada à existência de uma inércia inflacionária no mês de Dezembro que é repassada aos meses seguintes¹⁵. Assim, achou-se conveniente estimar um Modelo Estrutural Básico para a inflação moçambicana.

A Tabela 4.1 apresenta os resultados da estimação de um Modelo Estrutural Básico para a inflação moçambicana no período 1994-2004. Esta estimação foi realizada pela otimização numérica do STAMP, através do método da máxima verossimilhança. Os resultados indicam a existência de uma forte convergência em 8 interações e a não existência de resíduos autocorrelacionados. Foram incluídos nesta estimação quatro “outliers” (1994-12, 1995-12, 1996-02 e 2000-02) e dois momentos de quebra estrutural (1996-03 e 2001-05). O primeiro momento de quebra estrutural (1996-03) marcou o início da fase da inflação moderada em Moçambique, que durou entre o

¹⁵ As altas na taxa de inflação verificadas nos meses de Janeiro e Fevereiro de 1996, e Fevereiro e Março de 2000 são também atribuídas às fortes inundações que atingiram o país nestes períodos.

Tabela 4.1 – Resumo dos Resultados da Estimação de um Modelo Univariado Decomposto em Componentes não Observados

Convergência Muito Forte em 8 Interações				
Log-Verossimilhança = 534,484 (-2 LogL = -1068,97)				
Variância do Erro de Previsão = 3,54728E-005				
Resumo das Estatísticas		Variâncias Estimadas das Perturbações		
	Dlog (IPC)	Componente	Dlog (IPC)	(razão-q)
Erro Padrão	0,0059559			
Normalidade	1,837	Irregularidade	3,8541E-05	(1,0000)
H (39)	0,3753	Tendência (Nível)	1,17970E-07	(0,0031)
r (1)	0,11264	Sazonalidade	0,00000	0,0000
r (10)	0,043904			
DW	1,7164			
Q (10, 8)	6,422			
R2	0,61386			
Coeficientes Estimados das Variáveis Explicativas				
Variável	Coeficiente	R.M.S.E	Valor-t	
1994 - 12	0,022365	0,0067286	3,3238	[0,0012]
1995 - 12	0,018639	0,0067756	2,7509	[0,0069]
1996 - 02	0,031629	0,0067539	4,6831	[0,0000]
1996 - 03	-0,011953	0,0026902	-4,4432	[0,0000]
2000 - 02	0,027751	0,0066431	4,1774	[0,0001]
2001 - 05	0,0081155	0,0026879	3,0192	[0,0031]
Análise Sazonal no Final do Período				
Teste Chi-Quadrado para Sazonalidade = 48,8728 [0,0000]				
	Valor	Anti-Log	Porcentagem	
Janeiro	0,0040590	1,00410	0,40672	
Fevereiro	0,0031642	1,00320	0,31692	
Março	0,0021979	1,00220	0,22004	
Abril	-0,0013665	0,99863	-0,13656	
Mai	-0,0050221	0,99499	-0,50095	
Junho	-0,0034307	0,99658	-0,34248	
Julho	-0,0028167	0,99719	-0,28127	
Agosto	-0,0030778	0,99693	-0,30730	
Setembro	-0,0038024	0,99620	-0,37952	
Outubro	6,19E-05	1,00010	0,0061915	
Novembro	0,0025856	1,00260	0,25890	
Dezembro	0,0074475	1,00750	0,74753	

início de 1996 ao início de 2001¹⁶. O segundo momento de quebra estrutural (2001-05) marcou o início da volta a taxas de inflação mais altas, porém menores que no período anterior a 1996. Os “outliers” representam pontos de afastamento provocados principalmente pelos “efeitos-sazonais-Dezembro” de 1994 e 1995 e pelas cheias que atingiram o país no início de 1996 e início de 2000. Na Tabela 4.1 pode-se verificar a significância destas intervenções.

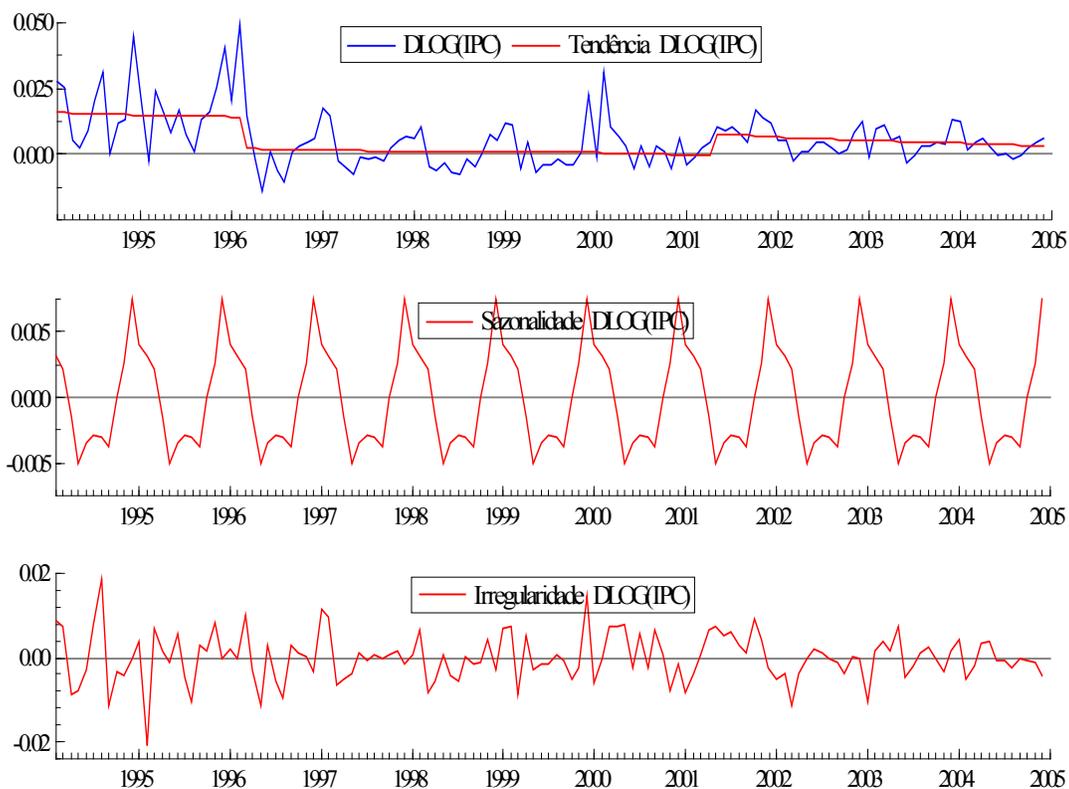
Os valores assumidos pelos componentes sazonais no vetor de estado final são mostrados na parte final da Tabela 4.1. Estes componentes sazonais em cada mês podem ser interpretados como os fatores que multiplicam o componente de tendência. Assim, os resultados mostram que no vetor de estado final, a taxa de inflação é, em média, 0,41% mais alta no mês de Janeiro, 0,32% mais alta em Fevereiro, 0,22% mais alta em Março, etc. Comprova-se nestes resultados o “efeito-sazonal-Dezembro” onde a taxa de inflação é, em média, 0,75% mais alta neste mês, maior valor em todos os meses. Estes resultados mostram ainda que a taxa de inflação começa a subir em Novembro, atinge o seu pico em Dezembro e decresce nos meses seguintes, sendo que os primeiros três meses do ano ainda apresentam uma considerável alta na inflação. Este fato pode estar associado à existência de uma persistência inflacionária. O capítulo 5 investigará a possível existência de uma persistência inflacionária em Moçambique.

A Figura 4.1 apresenta a decomposição gráfica da inflação moçambicana nos respectivos componentes não observados incluídos na estimação. O componente de tendência apresenta três momentos; alta volatilidade até início de 1996, inflação moderada até início de 2001 e a volta de uma inflação mais alta, mas menos volátil até o final da amostra. O componente de sazonalidade mostra um claro período sazonal de inflação alta entre Setembro e Abril com um momento de alta nos meses de Novembro/Dezembro. Em contrapartida ao período de inflação alta, o componente sazonal mostra também a existência de um período de inflação baixa que ocorre entre Maio e Agosto de cada ano. A re-estimação da mesma equação de inflação excluindo da amostra os dados

¹⁶ As altas taxas de inflação verificadas no final de 1999 e início de 2000 são atribuídas às cheias que

de 2004 permitiu usar o mesmo modelo para prever a inflação de 2004. Quando comparada esta previsão para 2004 com as taxas de inflação efetivamente observadas no mesmo ano, verificou-se que a inflação prevista para 2004 se ajustou muito bem à inflação observada no mesmo ano. A Figura 4.2 mostra este resultado. Pode-se observar nesta Figura que a inflação prevista para 2004 não somente se situou dentro das bandas de erro como também se situou muito próximo da inflação observada no mesmo ano. A inflação prevista para 2005 também mostrou bom ajuste à inflação observada nos primeiros meses deste ano (Figura 4.3).

Figura 4.1 – Decomposição da Inflação em Tendência, Sazonalidade e Irregularidade



afetaram o país neste período.

Finalmente, utilizou-se o Modelo Estrutural Básico para modelar as taxas de câmbio MZM/ ZAR, MZM/ USD e os agregados monetários M1 e M2, embora estes conceitos de moeda representem simplesmente a oferta monetária. Em ambas as modelagens verificaram-se claros componentes sazonais nestas variáveis. Interessantemente, os períodos de alta dos agregados monetários M1 e M2 coincidem com o período de alta da inflação (ambos entre Setembro a Abril), embora os períodos de alta dos primeiros tenham se tornado mais voláteis ao longo do tempo (Figura 4.4).

Figura 4.2 – Previsão da Inflação para 2004

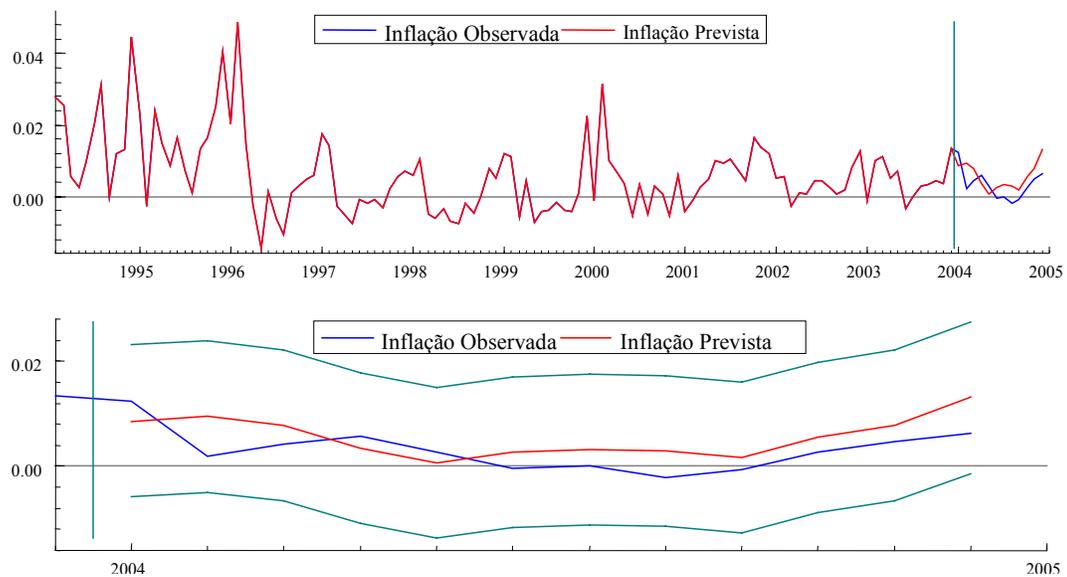
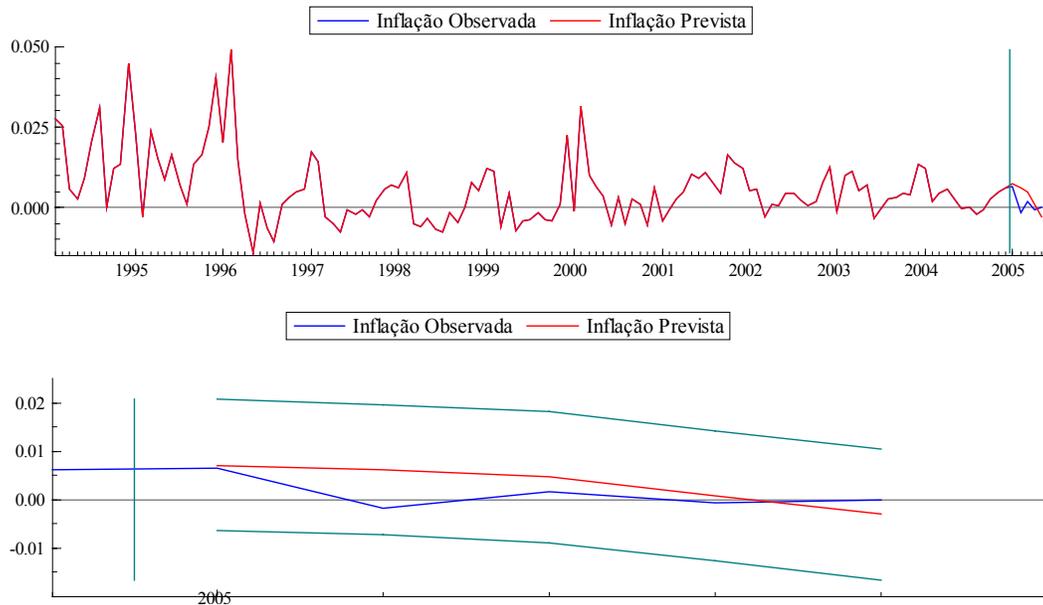


Figura 4.3 – Previsão da Inflação para 2005



Em contrapartida, os períodos de baixa também são coincidentes entre estas variáveis, embora pareça que, a partir de 2001 o período de baixa do agregado monetário M2 ocorra um pouco antes do período de baixa da inflação. O mesmo acontece a partir do mesmo ano com os “picos-secundários” verificados no meio de cada ano. Havendo uma influência do agregado monetário M2 na taxa de inflação, estes resultados sugerem que esta influência ocorra com alguma defasagem.

Quanto às taxas de câmbio MZM/ ZAR e MZM/ USD, curiosamente os seus períodos de baixa ocorrem no final de cada ano, isto é, no período de alta da taxa de inflação (Figura 4.5). Por outro lado, e de forma surpreendente, as fases de alta em ambas as taxas de câmbio coincidem com os “picos-secundários” da inflação. Para a taxa de câmbio MZM/ USD, parece que os seus picos ocorrem um pouco antes dos “picos-secundários” da inflação. Novamente, havendo um efeito desta taxa de câmbio no comportamento da inflação, estes resultados sugerem que tal efeito ocorra com

alguma defasagem. Se ambas as taxas de câmbio realmente afetarem o comportamento dos preços no mercado moçambicano, estes resultados sugerem que este efeito seja apenas na ligeira alta de preços verificada no meio do ano. Seguindo ainda a sugestão destes resultados, a alta de preços do final do ano poder ter sido causada exclusivamente pelo “efeito-sazonal-Dezembro” e pela taxa de crescimento da demanda por moeda. A mesma alta de preços do final do ano não pode ser atribuída à depreciação nas taxas de câmbio uma vez que, no mesmo período, elas apresentam forte apreciação. O capítulo 6 investigará o possível efeito destas variáveis no comportamento da taxa de inflação.

Figura 4.4 – Sazonalidade da Inflação, M1 e M2

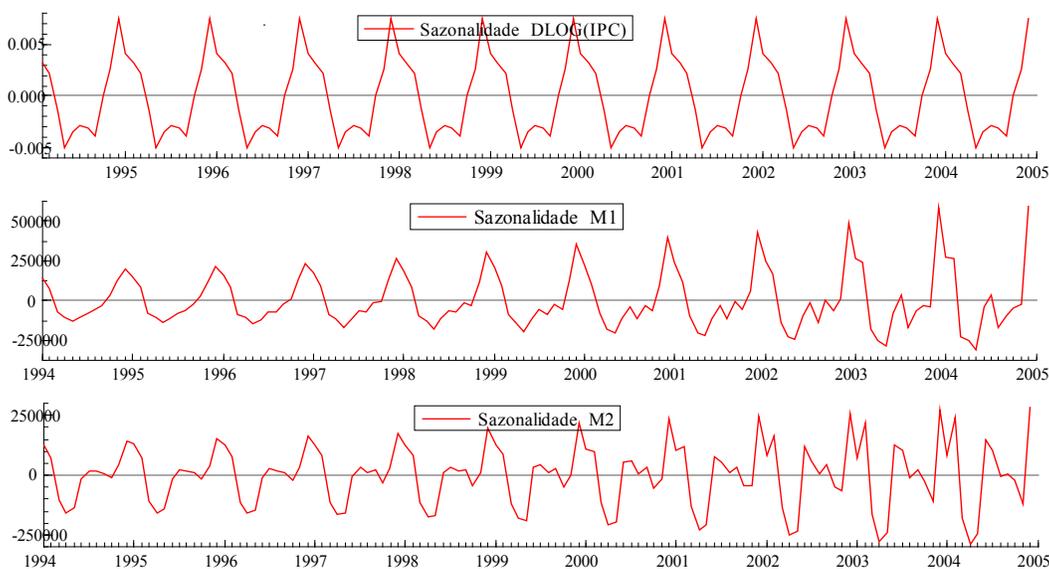
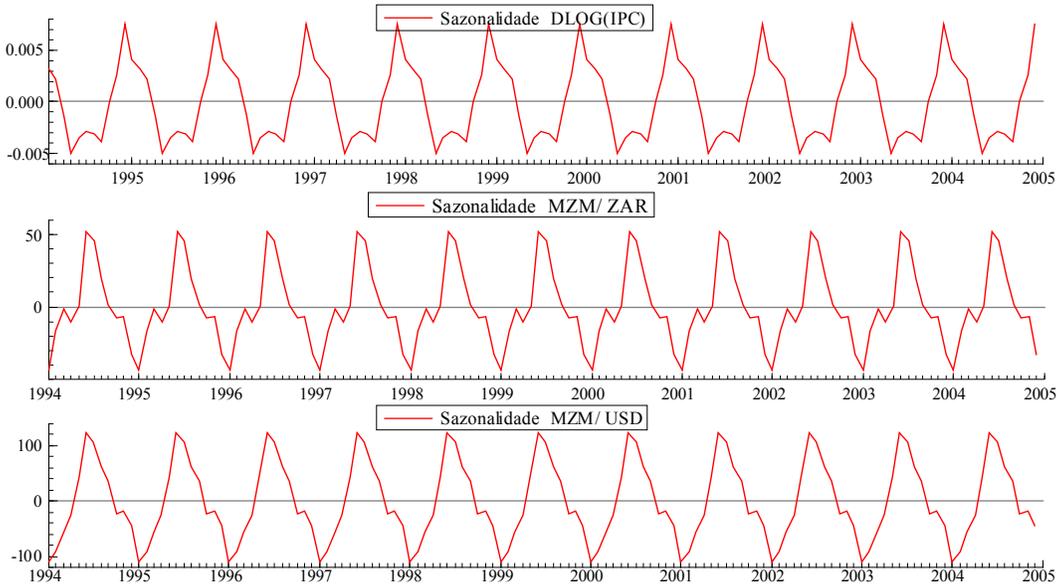


Figura 4.5 – Sazonalidade da Inflação, MZM/ ZAR e MZM/ USD



5. ESTIMAÇÃO DA INFLAÇÃO ATRAVÉS DE UM MODELO ARIMA

Este capítulo prossegue a estimação da inflação em Moçambique no período 1994-2004 através de um modelo univariado. Diferentemente do capítulo anterior que utilizou um modelo univariado decomposto em componentes não observáveis, este capítulo estima a inflação moçambicana através de um modelo univariado Autoregressivo Integrado de Média-Móvel (ARIMA). O capítulo é iniciado com um resumo da metodologia dos modelos ARIMA (seção 5.1), destacando as suas condições de estacionaridade e invertibilidade (sub-seção 5.1.1) e a derivação da sua função de previsão (sub-seção 5.1.2). A segunda parte do capítulo (seção 5.2) apresentará a estimação do modelo e os seus resultados.

5.1 Metodologia dos Modelos ARIMA

Box e Jenkins (1976) popularizaram um método para a seleção de um modelo apropriado na estimação e previsão dos modelos ARIMA. Este método de seleção está dividido em três fases: identificação, estacionaridade/ invertibilidade e boas medidas de estimação¹⁷. Uma série y_t é chamada como sendo de covariância estacionária se a sua média e todas as suas autocovariâncias não forem afetadas por uma mudança no seu ponto de origem. Formalmente, um processo estocástico tem uma média finita, variância e covariância estacionária se, para todo t e $t-s$;

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$$

$$[Var(y_t) = Var(y_{t-s}) = \sigma_y^2]$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$$

$$[Cov(y_t, y_{t-s}) = Cov(y_{t-j}, y_{t-j-s})]$$

onde μ , σ_y^2 e γ_s são constantes.

Note-se que para $s=0$, γ_0 é equivalente à variância de y_t . Ademais, para uma série de covariância estacionária pode-se definir a autocorrelação entre y_t e y_{t-s} como;

$$\rho_s = \gamma_s / \gamma_0$$

Desde que γ_s e γ_0 sejam independentes no tempo, os coeficientes ρ_s da autocorrelação também serão independentes no tempo.

Uma seqüência ε_t é chamada de um processo ruído-branco se cada valor na seqüência tiver média zero, variância constante e for distribuído independentemente de todos os outros valores na seqüência. Formalmente, se a notação $E(x)$ representar o valor da média de x , a seqüência ε_t será um processo ruído-branco se, para cada período de tempo t ;

$$E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-1}) = \dots = 0$$

$$E(\varepsilon_t)^2 = E(\varepsilon_{t-1})^2 = \dots = \sigma^2 \quad \text{ou} \quad [Var(\varepsilon_t) = Var(\varepsilon_{t-1}) = \dots = \sigma^2]$$

e para todo $s=0$;

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-s}) = E(\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-j-s}) = 0 \quad \text{para todo o } j \quad \text{ou} \quad [Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-s}) = Cov(\varepsilon_{t-j}, \varepsilon_{t-j-s}) = 0]$$

Neste trabalho, ε_t representará sempre um processo ruído-branco e σ^2 representará a variância deste processo. Quando necessário, dois ou mais processos ruído-branco serão representados por ε_{1t} e ε_{2t} , etc.

Usando agora um processo ruído-branco pode-se construir o seguinte modelo de série de tempo:

$$x_t = \sum_{i=0}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} \quad (5.1)$$

onde para cada período t , x_t é construído para assumir valores como ε_t , ε_{t-1} , ..., ε_{t-q} multiplicados pelo correspondente valor de β_i . Uma seqüência formada desta forma é

¹⁷ Para mais detalhes da metodologia Box-Jenkins, ver Enders (1995).

chamada de uma média-móvel¹⁸ de ordem q e é representada por $MA(q)$. A equação (5.1) é normalmente normalizada de tal forma que $\beta_0=1$.

Considerando agora um tipo especial de equação, chamada de equação linear de ordem p th com coeficientes constantes do tipo;

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} \quad (5.2)$$

onde a ordem da equação é dada pelo valor de p . Adicionando a equação (5.1) na equação (5.2), obtém-se um processo Autoregressivo Integrado de Média-Móvel¹⁹ (ARIMA) do seguinte tipo;

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_q \varepsilon_{t-q} \quad (5.3)$$

Se, na equação (5.3), todo o $\beta_i = 0$, o processo torna-se num modelo autoregressivo de ordem p th denominado de $AR(p)$. Na mesma equação, se todos os valores de a_1 até a_p forem iguais a zero, o processo torna-se num modelo $MA(q)$.

5.1.1 Estacionaridade e Invertibilidade de um Modelo ARIMA

Uma forma simples de apresentar as condições necessárias e suficientes para a estacionaridade de um modelo ARIMA (5.3) é;

- Todos os valores de λ que satisfaçam $\lambda^p - a_1 \lambda^{p-1} - a_2 \lambda^{p-2} \dots - a_p = 0$ devem estar dentro do círculo unitário e,
- Cada seqüência deve ter começado em um passado longínquo ou o processo deve sempre estar em equilíbrio.

Se uma ou mais raízes características estiverem fora do círculo unitário, a seqüência y_t será um processo explosivo. Se, exatamente d raízes características forem

¹⁸ Tradução da expressão em inglês “Moving-Average” (MA).

¹⁹ Tradução do inglês “Autoregressive Integrated Moving-Average” (ARIMA).

iguais a 1 e as restantes $p-d$ raízes estiverem dentro do círculo unitário, o processo será integrado de ordem d e será denotado por $I(d)$. Um processo ARIMA (p, d, q) é um processo com p coeficientes autoregressivos, d raízes características e q coeficientes de média-móvel. A d th diferença de um processo $I(d)$ será sempre estacionária. Um processo $I(0)$ tem todas as raízes características dentro do círculo unitário, isto é, é estacionário. Estes modelos são chamados de modelos ARMA.

Será sempre possível transformar um processo autoregressivo estacionário em um processo de média-móvel de ordem infinita. Às vezes, é possível transformar um processo de média-móvel estacionário (ou um processo misturado autoregressivo de média-móvel) em um processo autoregressivo puro. Quando esta última transformação puder ser feita, o processo é chamado de processo invertível. Por exemplo, se $|a_1| < 1$, o processo autoregressivo de primeira ordem $y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ poderá ser escrito como;

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_1^i \varepsilon_{t-i}$$

Contudo, o processo de média-móvel $y_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ não tem uma representação autoregressiva. Se L representar o operador de defasagem tal que $Ly_t = y_{t-1}$ e $L^i y_t = y_{t-i}$, o processo de média-móvel puro $y_t = (1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q) \varepsilon_t$ será invertível se os valores de L que satisfaçam a equação característica inversa $1 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q = 0$ permanecerem fora do círculo unitário.

5.1.2 A Função de Previsão

Talvés a mais importante utilidade de um modelo ARMA seja de prever valores futuros de uma seqüência y_t . Para simplificar a análise, assume-se que o atual processo gerador de dados e as realizações correntes e passadas das seqüências y_t e ε_t sejam conhecidas. Primeiro, considere-se a previsão de um modelo AR(1) como $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$. Adiantando este modelo em um período, obtém-se;

$$y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t + \varepsilon_{t+1}$$

Se os coeficientes a_0 e a_1 forem conhecidos, poderá ser feita a previsão de y_{t+1} condicionada na informação disponível no período t como;

$$E_t y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t \quad (5.4)$$

onde $E_t y_{t+j}$ é uma representação da esperança condicional de y_{t+j} dada a informação disponível no momento t .

Formalmente, $E_t y_{t+j} = E(y_{t+j} | y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots)$.

Da mesma forma, desde que $y_{t+2} = a_0 + a_1 y_{t+1} + \varepsilon_{t+2}$, a previsão de y_{t+2} condicionada na informação disponível no período t será ;

$$E_t y_{t+2} = a_0 + a_1 E_t y_{t+1} \quad (5.5)$$

Substituindo a equação (5.4) na equação (5.5), obtém-se;

$$E_t y_{t+2} = a_0 + a_0 a_1 + a_1^2 y_t \quad (5.6)$$

Da mesma forma;

$$E_t y_{t+3} = a_0 + a_0 a_1 + a_0 a_1^2 + a_1^3 y_t$$

e o caso geral será;

$$E_t y_{t+j} = a_0(1 + a_1 + a_1^2 + \dots + a_1^{j-1}) + a_1^j y_t \quad (5.7)$$

A equação (5.7) – chamada de função de previsão – produz a previsão dos j passos-à-frente para cada valor y_{t+j} . Desde que $|a_1| < 1$, a equação (5.7) produzirá uma seqüência convergente de previsões. Se for tomado o limite de $E_t y_{t+j}$ como $j \rightarrow \infty$, tem-se que $E_t y_{t+j} \rightarrow a_0 / (1 - a_1)$. Para qualquer modelo ARMA estacionário, a previsão condicional de y_{t+j} convirgirá a uma média não condicional como $j \rightarrow \infty$. Infelizmente, as previsões de um modelo ARMA não serão exatamente perfeitas.

Fazendo uma previsão a partir do período t , pode-se definir o erro de previsão dos j passos-à-frente, $f_t(j)$ - como a diferença entre o valor realizado de y_{t+j} e o seu valor previsto;

$$f_t(j) \equiv y_{t+j} - E_t y_{t+j}$$

Portanto, o erro de previsão de um passo-à-frente será: $f_t(1) = y_{t+1} - E_t y_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$ (ou seja, a porção não previsível de y_{t+1} dada a informação disponível em t). Para obter o erro de previsão dois passos-à-frente, forma-se $f_t(2) = y_{t+2} - E_t y_{t+2}$. Desde que $y_{t+2} = a_0 + a_0 a_1 + a_1^2 y_t + \varepsilon_{t+2} + a_1 \varepsilon_{t+1}$ e $E_t y_{t+2} = a_0 + a_0 a_1 + a_1^2 y_t$, segue-se que;

$$f_t(2) = \varepsilon_{t+2} + a_1 \varepsilon_{t+1}$$

Para um modelo AR(1), o erro de previsão j passos-à-frente será dado por;

$$f_t(j) = \varepsilon_{t+j} + a_1 \varepsilon_{t+j-1} + a_1^2 \varepsilon_{t+j-2} + a_1^3 \varepsilon_{t+j-3} + \dots + a_1^{j-1} \varepsilon_{t+1} \quad (5.8)$$

A equação (5.8) mostra que as previsões da equação (4.7) produzem estimadores não-viesados de cada valor de y_{t+j} . Desde que $E_t \varepsilon_{t+j} = E_t \varepsilon_{t+j-1} = \dots = E_t \varepsilon_{t+1} = 0$, a esperança condicional da equação (5.8) será $E_t f_t(j) = 0$. Desde que o valor esperado do erro de previsão seja igual a zero, as previsões serão não-viesadas. Embora não-viesadas, as previsões de um modelo ARMA são inexatas. Para obter a variância do erro de previsão, assume-se que os elementos da seqüência ε_t sejam independentes com variância σ^2 . Assim, da equação (5.8) a variância do erro de previsão é;

$$Var[f_t(j)] = \sigma^2 [1 + a_1^2 + a_1^4 + a_1^6 + \dots + a_1^{2(j-1)}] \quad (5.9)$$

Desde que a variância do erro de previsão um passo-à-frente seja σ^2 , a variância do erro de previsão dois passos-à-frente será $\sigma^2(1 + a_1^2)$, e assim sucessivamente. O ponto essencial a notar é o fato de a variância do erro de previsão ser uma função crescente de j . Como tal, poder-se-á obter mais confiança em previsões de curto prazo do que em previsões de longo prazo. Em um limite como $j \rightarrow \infty$, a variância do erro de previsão converge à $\sigma^2 / (1 - a_1^2)$; portanto, a variância do erro de previsão convergirá à variância não condicional da seqüência y_t .

Assumindo agora que a seqüência ε_t seja normalmente distribuída, pode-se tomar intervalos de confiança sobre as previsões. A previsão um passo-à-frente de y_{t+1} será $a_0 + a_1 y_t$ e a variância será σ^2 . Assim, o intervalo de confiança de 95% para uma previsão um passo-à-frente poderá ser construído como;

$$a_0 + a_1 y_t \pm 1,96\sigma$$

Da mesma forma, a previsão dois passos-à-frente será $a_0(1+a_1) + a_1^2 y_t$ e a equação (5.9) indicará que $Var[f_t(2)]$ será igual a $\sigma^2(1+a_1^2)$. Desta forma, o intervalo de confiança de 95% para a previsão dois passos-à-frente será²⁰;

$$a_0(1+a_1) + a_1^2 y_t \pm 1,96\sigma(1+a_1^2)^{1/2}$$

É possível usar a técnica iterativa para derivar a função de previsão de qualquer modelo ARMA(p, q). Para manter o procedimento simples, considere-se o seguinte modelo ARMA(2, 1);

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (5.10)$$

Adiantando a equação (5.10) em um período, obtém-se;

$$y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{t+1} + \beta_1 \varepsilon_t$$

Se for mantida a suposição de que todos os coeficientes sejam conhecidos; de que todas as variáveis sub-escritas em $t, t-1, t-2$, etc. são conhecidas no período t e que $E_t \varepsilon_{t+j} = 0$ para $j > 0$, a esperança condicional de y_{t+1} será;

$$E_t y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_t \quad (5.11)$$

A equação (5.11) é a previsão de y_{t+1} um passo-à-frente. Para se obter a mesma previsão dois passos-à-frente, adianta-se a equação (5.10) em dois períodos;

$$y_{t+2} = a_0 + a_1 y_{t+1} + a_2 y_t + \varepsilon_{t+2} + \beta_1 \varepsilon_{t+1} \quad (5.12)$$

e a esperança condicional de y_{t+2} será;

$$E_t y_{t+2} = a_0 + a_1 E_t y_{t+1} + a_2 y_t \quad (5.13)$$

A equação (5.13) expressa a previsão dois passos-à-frente em termos da previsão em passo-à-frente e o valor corrente de y_t . Combinando a equações (5.12) e (5.13), obtém-se;

$$E_t y_{t+2} = a_0 + a_1(a_0 + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_t) + a_2 y_t$$

²⁰ Supondo que haja certeza nos parâmetros estimados.

$$E_t y_{t+2} = a_0(1+a_1) + (a_1^2 + a_2)y_t + a_1 a_2 y_{t-1} + a_1 \beta_1 \varepsilon_t$$

Da mesma forma, a previsão três passos-à-frente será;

$$E_t y_{t+3} = a_0 + a_1 E_t y_{t+2} + a_2 E_t y_{t+1}$$

$$E_t y_{t+3} = a_0 + a_1 \{ (a_0(1+a_1) + [a_1^2 + a_2]y_t + a_1 a_2 y_{t-1} + a_1 \beta_1 \varepsilon_t) \} + a_2 (a_0 + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + \beta_1 \varepsilon_t)$$

$$E_t y_{t+3} = a_0(1+a_1+a_1^2+a_2) + (a_1^3 + 2a_1 a_2)y_t + (a_1^2 a_2 + a_2^2)y_{t-1} + \beta_1(a_1^2 + a_2)\varepsilon_t$$

De forma geral, as previsões todos os j passos-à-frente serão obtidos por;

$$E_t y_{t+j} = a_0 + a_1 E_t y_{t+j-1} + a_2 E_t y_{t+j-2} \quad j \geq 2 \quad (5.14)$$

Desde que as raízes características da equação (5.14) estejam dentro do círculo unitário, as previsões convergirão à média não condicional $a_0 / (1 - a_1 - a_2)$.

5.2 Estimação e Resultados

A decomposição da inflação em componentes não observados realizada no capítulo 4 sugeriu a existência de uma persistência inflacionária em Moçambique. Para verificar a validade desta hipótese, estimou-se um modelo autoregressivo de média-móvel para a inflação moçambicana. A Figura 5.1 mostra o comportamento da inflação em Moçambique no período 1994-2004. Nesta Figura pode-se observar a trajetória da inflação diferenciada sazonalmente e a trajetória desta diferenciação sazonal na sua primeira diferença. Conforme mostra a Figura, a estacionaridade somente é alcançada na primeira diferença da diferenciação sazonal da série. Desde que o “efeito-sazonal-Dezembro” tenha se verificado ao longo do período em análise, achou-se conveniente diferenciar sazonalmente a série em relação a doze períodos defasados. Assim, usando o operador de defasagens L , a diferenciação da série assumiu a seguinte forma;

$$d(IPC, n, s) = (1-L)^n(1-L^s)IPC$$

$$d(IPC, 1, 12) = (1-L)^1(1-L^{12})IPC$$

onde n indica o ordem de diferenciação da inflação com uma diferenciação sazonal na defasagem s .

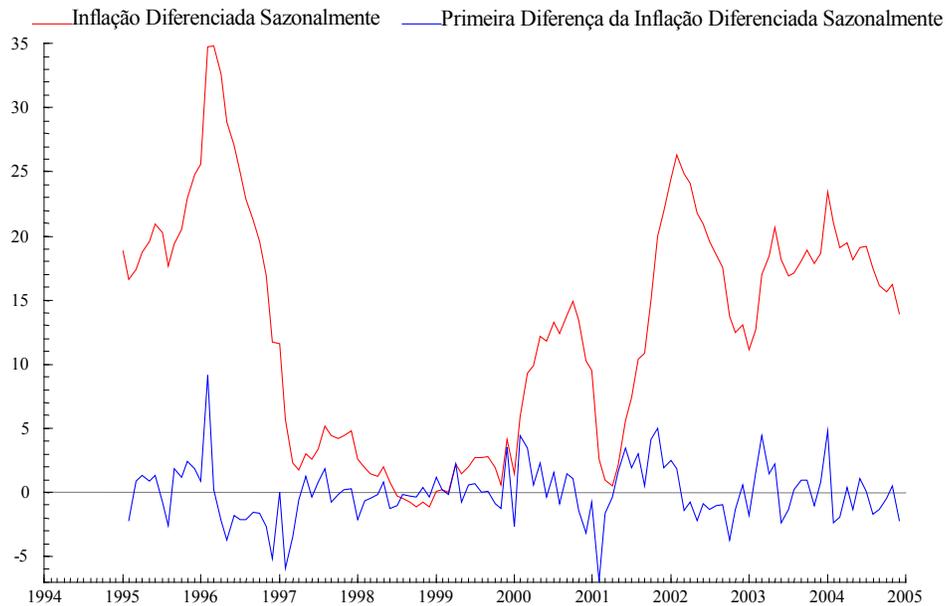
Uma vez alcançada a estacionaridade da série, estimaram-se vários modelos autoregressivos integrados de média-móvel para a inflação moçambicana. A Tabela 5.1 apresenta os resultados do modelo que melhor se ajustou à série original dos dados. A especificação final deste modelo assumiu a seguinte forma;

$$(1-\alpha_1L-\alpha_2L^2)IPC = (1+\beta_1L)(1+\beta_{12}L^{12})\epsilon_t + \alpha_0$$

que também pode ser representado na forma multiplicativa, $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$, onde; p e q são coeficientes ARMA não sazonais, d é o número de diferenciações não sazonais, P é o número de coeficientes multiplicativos autoregressivos, D é o número de diferenciações sazonais, Q é o número de coeficientes multiplicativos de média-móvel e s é o período sazonal. Usando esta notação, pode-se afirmar que o modelo estimado para a inflação moçambicana é um $ARIMA(2,1,1)(0,1,1)_{12}$.

Os resultados deste modelo confirmam a existência de uma inércia inflacionária em Moçambique, hipótese sugerida na estimação do modelo univariado decomposto em componentes não observados. Os resultados da Tabela 5.1 sugerem que a inflação é correlacionada em até dois períodos defasados e que o “efeito-sazonal-Dezembro” é capturado pelo termo de média-móvel na sua décima segunda defasagem. A Figura 5.2 mostra que o modelo estimado ajustou-se muito bem à série da inflação observada no mesmo período e os resultados do teste-Q (Tabela 5.1) indicam que os seus resíduos não apresentam problemas de autocorrelação serial.

Figura 5.1 – Inflação Diferenciada Sazonalmente



De forma a verificar a validade do modelo estimado para a realização de previsões um passo-à-frente, re-estimou-se o mesmo modelo para o período 1994:01 – 2004:05 e utilizaram-se os seus resultados para prever a inflação no período 2004:06 – 2005:05. A Figura 5.3 mostra os resultados desta previsão. Pode-se observar nesta Figura que a inflação prevista acompanhou muito bem a inflação observada até 2004:12 e após 2005:02, distanciando-se um pouco dela nos dois primeiros meses de 2005.

Tabela 5.1 – Resumo dos Resultados da Estimação de um Modelo Autoregressivo de Média Móvel

ARIMA(2,1,1)(0,1,1)₁₂	
Constante	8,55 [5,64]
α_1	1,77 [15,19]
α_2	-0,79 [-6,88]
β_1	-0,49 [-3,0]
β_{12}	-0,9 [-29,52]
R^2	0,9734
R^2 Ajustado	0,9724
Estatística – F	1032,98 [0,000000]
Soma do Quadrado dos Resíduos	259,15
AIC	3,709
SBC	3,827
Q (12)	5,90 [0,658]
Q (24)	14,65 [0,796]
Q (36)	20,74 [0,937]

Figura 5.2 – Inflação Observada x Inflação Estimada (1994-2004)

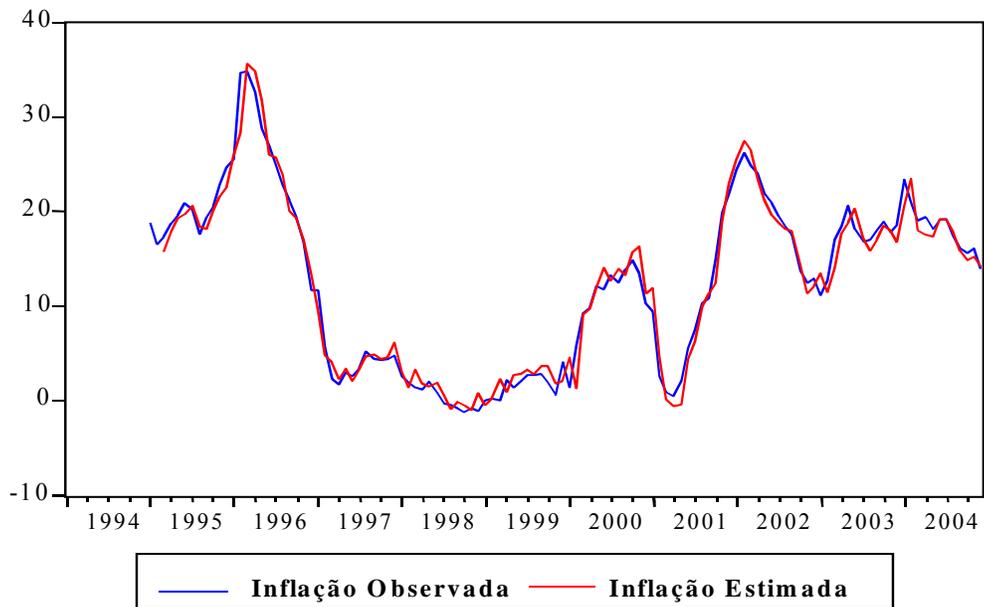
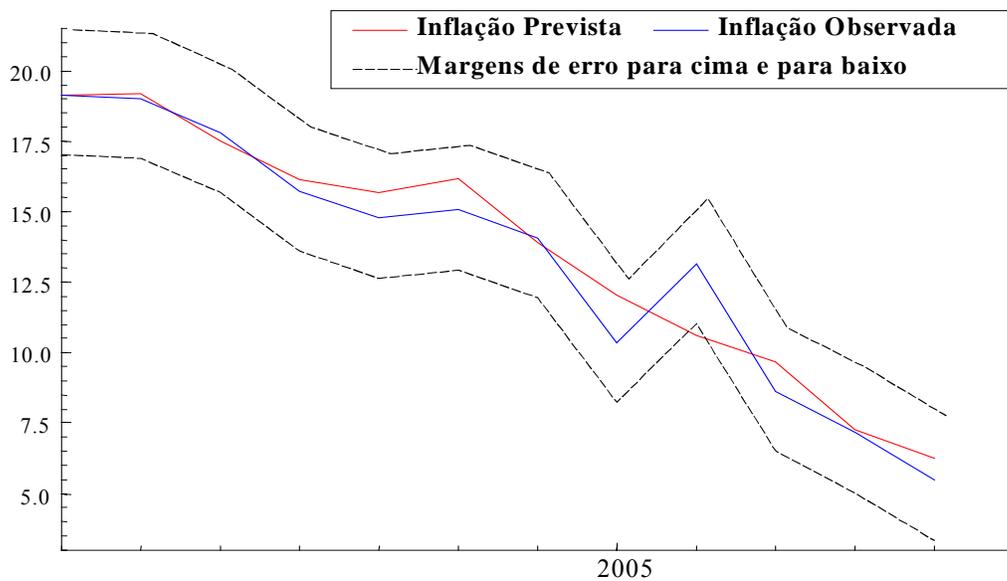


Figura 5.3 – Inflação Observada x Inflação Prevista (1994:06 – 2005:05)



6. ESTIMAÇÃO DA INFLAÇÃO ATRAVÉS DE UM MODELO MULTIVARIADO

Este capítulo utiliza um modelo multivariado para estimar a inflação em Moçambique. A metodologia de estimação utilizada neste capítulo segue os modelos de inflação para Moçambique de Ubide (1997), Andersson e Sjö (2001) e Omar (2003). Estes trabalhos apresentam estimações multivariadas da inflação em Moçambique para diferentes períodos entre 1989 a 2001. Nestes estudos os autores propuseram a estimação da inflação moçambicana através de modelos multivariados com mecanismos de correção de erros. As suas conclusões apontaram para depreciação da moeda moçambicana em ralação à moeda sul-africana e o crescimento monetário como fortes influenciadores da taxa de inflação em Moçambique. Uma vez que não se obteve nestes modelos significância na inflação defasada, concluiu-se que mudanças na política monetária são rapidamente transmitidas aos preços. A estimação de um vetor autoregressivo permitiu ainda identificar um duplo efeito da oferta monetária na taxa de inflação; primeiro afetando diretamente esta e segundo afetando a taxa de câmbio que por sua vez afeta a taxa de inflação. A primeira parte do capítulo apresenta a metodologia de modelos multivariados com mecanismos de correção de erros (seção 6.1) e a segunda parte apresenta os resultados da estimação do mesmo modelo (seção 6.2). A seção 6.1 está dividida em duas partes, a primeira parte apresenta a metodologia de Johansen para cointegração em modelos multivariados (sub-seção 6.1.1) e a segunda parte apresenta a derivação de um modelo de inflação aplicado em um país em vias de desenvolvimento (sub-seção 6.1.2). A seção 6.2 apresenta os resultados da estimação de uma equação de inflação (sub-seção 6.2.1) e a análise da dinâmica multivariada entre as variáveis incluídas no modelo de inflação (sub-seção 6.2.2).

6.1 Metodologia de Modelos Multivariados com Mecanismos de Correção de Erros

6.1.1 Metodologia de Johansen

As metodologias básicas para a estimação de modelos com mecanismos de correção de erros são as de Engle-Granger (ENGLE; GRANGER, 1987) e a de Johansen (JOHANSEN, 1988). Embora a metodologia de Engle e Granger seja de fácil aplicação, ela apresenta algumas limitações. A estimação de uma relação de equilíbrio de longo prazo através desta metodologia exige que se coloque na equação uma variável como dependente e as duas restantes como variáveis explicativas. Nesta metodologia, será possível encontrar uma equação de regressão que indique que as variáveis são cointegradas enquanto que a reversão da ordem das variáveis na mesma equação de regressão indique a não existência da cointegração. Esta é uma grande limitação da metodologia de Engle-Granger, o resultado do teste de cointegração pode variar de acordo com a escolha da variável selecionada para a normalização. O problema tornar-se-á mais complicado quando se usar três ou mais variáveis, sendo que qualquer uma delas possa ser selecionada como a variável dependente na equação. Ademais, nos testes de onde forem usadas três ou mais variáveis poderá existir mais de um vetor de cointegração e a metodologia de Engle-Granger não apresenta um procedimento sistemático para separar uma estimação com vários vetores de cointegração.

Outra limitação na metodologia de Engle-Granger está no fato de ela consistir em uma estimação em duas fases. A primeira fase gera a série de erros \hat{e}_t e a segunda fase usa estes erros gerados para estimar uma equação de regressão na forma $\Delta\hat{e}_t = a_1\hat{e}_{t-1} + \dots$. Desta forma, o coeficiente a_1 é obtido pela estimação de uma equação de regressão que usa os resíduos de uma outra equação de regressão. Em consequência disto, qualquer erro cometido na primeira fase poderá ser levado à segunda fase. Felizmente, alguns métodos foram desenvolvidos de forma a evitar este tipo de problemas. Os estimadores de máxima verossimilhança de Johansen (1988) e de Stock e

Watson (1988) colmatam as limitações da metodologia de Engle-Granger acima mencionadas e podem estimar e testar a presença de vários vetores de cointegração. Além disso, estes testes permitem também que sejam testadas versões restritas do(s) vetor (es) de cointegração.

Ambas as metodologias de Johansen (1988) e de Stock e Watson (1988) dependem fortemente da relação entre o posto de uma matriz e as suas raízes características. Intuitivamente, a metodologia de Johansen nada mais é do que uma generalização multivariada do teste Dickey-Fuller. Para o caso univariado, será possível observar a estacionaridade de y_t como sendo dependente da magnitude de $a_1 - 1$, isto é;

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ou

$$\Delta y_t = (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Se $a_1 - 1 = 0$, y_t terá uma raiz unitária. Excluindo o caso no qual y_t será explosivo; se $a_1 - 1 \neq 0$, poder-se-á concluir que y_t é estacionário. As tabelas Dickey-Fuller apresentam as estatísticas apropriadas para testar formalmente a hipótese nula $a_1 - 1 = 0$. Considerando o caso com n variáveis da seguinte equação;

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Então;

$$\Delta x_t = A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \tag{6.1}$$

onde

x_t e ε_t são vetores $n \times 1$,

A_1 é uma matriz $n \times n$ dos parâmetros,

I é uma matriz identidade $n \times n$ e

π é definida como sendo $(A_1 - I)$.

O posto de $(A_1 - I)$ será igual ao número dos vetores de cointegração. Analogamente ao caso univariado, se $(A_1 - I)$ consistir somente em zero, o posto π será igual a zero ($\pi = 0$) e todas as seqüências Δx_{it} serão processos de raízes unitárias. Se não existir combinação linear estacionária dos processos Δx_{it} , as variáveis não serão cointegradas. Se forem excluídas as raízes características maiores de 1, se o posto π for igual a n ($\pi = n$), a equação (6.1) representará um sistema convergente de equações e todas as variáveis serão estacionárias.

Existem várias formas para generalizar a equação (6.1). Esta equação poderá ser modificada de forma a permitir a presença de um termo de intercepto (uma constante), simplesmente supondo que;

$$\Delta x_t = A_0 + \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

onde A_0 é um vetor $a(n \times 1)$ de constantes $(a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n})'$

O efeito da inclusão dos vários a_{0i} será o de permitir a possibilidade de uma tendência linear no tempo durante o processo de geração dos dados. Poder-se-á desejar incluir um termo de intercepto se as variáveis exibirem uma clara tendência crescente ou decrescente. Neste caso, o posto π poderá ser interpretado como o número de relações de cointegração existentes na declarada tendência dos dados. No longo prazo, $\pi x_{t-1} = 0$, e cada seqüência Δx_{it} terá um valor esperado de a_{i0} . Agregando todas as mudanças sobre t será obtida a expressão determinística $a_{i0}t$.

Uma forma de incluir uma constante nas relações de cointegração será restringir os valores dos vários a_{i0} . Por exemplo, se π tiver um posto $\pi = 1$, as colunas de π poderão diferir somente por um escalar; então, será possível escrever cada seqüência Δx_{it} na equação (6.2) como;

$$\Delta x_{1t} = \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}x_{nt-1} + a_{10} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta x_{2t} = s_2 (\pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1}) + a_{20} + \varepsilon_{2t}$$

.....

$$\Delta x_{nt} = s_n (\pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1}) + a_{n0} + \varepsilon_{nt}$$

onde s_i são escalares definidos tais que $s_i \pi_{ij} = \pi_{ij}$

Se o a_{i0} puder ser restrito de tal forma que $a_{i0} = s_i a_{10}$, seguirá que todos os Δx_{it} poderão ser escritos com constante incluída no vetor de cointegração;

$$\Delta x_{1t} = (\pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1} + a_{10}) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta x_{2t} = s_2 (\pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1} + a_{10}) + \varepsilon_{2t}$$

.....

$$\Delta x_{nt} = s_n (\pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1} + a_{10}) + \varepsilon_{nt}$$

ou na forma compacta;

$$\Delta x_t = \pi^* x_{t-1}^* + \varepsilon_t \tag{6.3}$$

onde

$$x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$$

$$x_{t-1}^* = (x_{1t-1}, x_{2t-1}, \dots, x_{nt-1}, 1)'$$

$$\pi^* = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \dots & \pi_{1n} & \pi_{10} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \dots & \pi_{2n} & \pi_{20} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \dots & \pi_{nn} & \pi_{n0} \end{bmatrix}$$

A interessante característica da equação (6.3) está no fato de a tendência linear ser expurgada do sistema. Basicamente, os vários a_{i0} foram alterados de tal forma que a solução geral para cada x_{it} não tenha uma tendência no tempo. A solução para o conjunto de equações representado por (6.3) será tal que todos os Δx_{it} serão esperados a serem iguais a zero quando $\pi_{11} x_{1t-1} + \pi_{12} x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n} x_{nt-1} + a_{10} = 0$.

O modelo multivariado também pode ser generalizado de forma a permitir um processo autoregressivo de elevada ordem. Considerando a seguinte equação;

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6.4)$$

onde

x_t é o vetor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ $n \times 1$ e

ε_t é um vetor de dimensão n independente e identicamente distribuído com média zero e matriz da variância Σ_ε .

A equação (6.4) pode ser transformada para uma forma mais usável subtraindo x_{t-1} em cada lado da equação para se obter;

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

Agora, adicionando e subtraindo $(A_1 - I)x_{t-2}$ na equação acima obtém-se;

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

Novamente adicionando e subtraindo $(A_2 + A_1 - I)x_{t-3}$ obtém-se;

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta x_{t-2} + (A_3 + A_2 + A_1 - I)x_{t-3} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

Continuando este processo obtém-se;

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \pi x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6.5)$$

onde

$$\pi = - \left(I - \sum_{i=1}^p A_i \right)$$

$$\pi_i = - \left(I - \sum_{j=1}^i A_j \right)$$

Novamente, a característica chave da equação (6.5) estará no posto da matriz π , este posto será igual ao número de vetores de cointegração independentes. Claramente, se o posto de π for igual a zero ($\pi = 0$), a matriz será nula e a equação (6.5) será um VAR em primeiras diferenças. Se o posto de π for igual a n ($\pi = n$), o vetor será estacionário. No caso intermediário, se $\pi = 1$, existirá um único vetor de cointegração e a expressão πx_{t-p} será o fator de correção de erro. Em outros casos nos quais $1 < \text{posto de } \pi < n$, existirão múltiplos vetores de cointegração.

O número de vetores de cointegração poderá ser obtido pela verificação da significância das raízes características de π . Sabendo-se que o posto de uma matriz é igual ao número das suas raízes características, que é diferente de zero, suponha-se que se obtém a matriz π e n raízes características ordenadas de tal forma que $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. Se as variáveis em x_t não forem cointegradas, o posto de π será igual a zero e todas estas raízes características serão iguais a zero. Desde que $\ln(1) = 0$, cada uma das expressões $\ln(1 - \lambda_i)$ será igual a zero se as variáveis não forem cointegradas. Da mesma forma, se o posto de π for unitário, $0 < \lambda_1 < 1$, a primeira expressão $\ln(1 - \lambda_1)$ será negativa e todas as outras $\lambda_i = 0$ tais que $\ln(1 - \lambda_2) = \ln(1 - \lambda_3) = \dots = \ln(1 - \lambda_n) = 0$. Na prática, somente poder-se-á obter estimativas de π e das raízes características; o teste para o número das raízes características que sejam insignificativamente diferentes de 1 poderá ser realizado usando os seguintes testes estatísticos;

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6.6)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6.7)$$

onde

$\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características (também conhecidos como eigenvalores) obtidos da estimada matriz π e T é o número de observações usadas.

Quando os valores apropriados de r forem claros, estas estatísticas simplesmente serão designadas como $\lambda_{\text{traço}}$ e λ_{max} . A primeira estatística [equação (6.6)] testará a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração será menor ou igual a r contra a alternativa geral. Da discussão anterior, será claro que $\lambda_{\text{traço}}$ igualará a zero quando todos $\lambda_i = 0$. Quanto mais distante de zero estiverem as raízes características estimadas, mais negativo será $\ln(1 - \lambda_i)$ e maior será a estatística $\lambda_{\text{traço}}$. A segunda estatística [equação (6.7)] testará a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração será

igual a r contra a hipótese alternativa da existência de $r+1$ vetores de cointegração. Da mesma forma, quanto mais próxima de zero estiver a raiz característica, menor será a estatística λ_{\max} . Os valores críticos das estatísticas $\lambda_{\text{traço}}$ e λ_{\max} foram calculados por Johansen e Juselius (1990) em estudos simulados.

6.1.2 Especificação do Modelo Multivariado

O modelo multivariado de inflação utilizado neste trabalho partiu do modelo aplicado por Ubide (1997) para estimar a inflação em Moçambique no período 1989-1996. Para analisar o impacto de diferentes variáveis macroeconômicas sobre a inflação em Moçambique, Ubide propôs um modelo de inflação adaptável a um país em vias de desenvolvimento, onde o nível de preços da economia (P) é uma média ponderada dos preços dos bens comercializáveis (P^C) e dos preços dos bens não comercializáveis (P^{NC}). Pode-se então representar P da seguinte forma:

$$\log P_t = \alpha (\log P_t^C) + (1-\alpha) (\log P_t^{NC}) \quad (6.8)$$

onde $0 < \alpha < 1$.

Os preços dos bens comercializáveis são determinados no mercado internacional e dependem dos preços internacionais (P^i) e da taxa de câmbio (e). Assumindo que a paridade do poder de compra seja representado por;

$$\log P_t^C = \log e_t + P_t^i \quad (6.9)$$

uma depreciação (apreciação) da taxa de câmbio ou um aumento (diminuição) nos preços internacionais aumentará (diminuirá) os preços domésticos.

Os preços dos bens não comercializáveis são determinados no mercado monetário doméstico, onde, a demanda por bens não comercializáveis é assumida, por simplificação, que se relacione proporcionalmente com a demanda total da economia. Como resultado, os preços dos bens não comercializáveis serão determinados pela condição de equilíbrio do mercado monetário, com a oferta real de moeda (M^S/P) sendo igual à demanda real por moeda (m^d):

$$\log P_t^{NC} = \beta (\log M_t^S - \log m_t^d) \quad (6.10)$$

onde β é um fator que representa a relação entre demanda total da economia e a demanda por bens não comercializáveis. A demanda por encaixes reais é assumida como sendo dependente da renda real e das expectativas de inflação. Uma especificação mais convencional incluiria a taxa de juros. Contudo, devido ao estado de desenvolvimento do mercado financeiro moçambicano e da sua pouca importância na economia como um todo durante boa parte do período em análise, considerar-se-á que a substituição relevante seja entre bens e moeda, e não entre diferentes ativos financeiros. Então, o custo de oportunidade de substituição entre bens e moeda será a taxa esperada de inflação.

$$m_t^d = f[Y_t, E(\pi_t)] \quad (6.11)$$

Assim, um aumento na renda real provocará um aumento na demanda por moeda e um aumento na inflação esperada provocará uma diminuição na demanda por moeda.

A inflação esperada pode ser modelada de diversas formas. Uma representação geral pode tomar a seguinte especificação:

$$E(\pi_t) = d[L(\pi_t)] + (1-d)\Delta \log P_{t-1} \quad (6.12)$$

onde $L(\pi)$ representa uma defasagem distribuída do processo de aprendizagem dos agentes econômicos no país. Se todos os pesos em $L(\pi)$ forem iguais, os agentes encontrar-se-ão em uma situação de expectativas adaptativas. Se os pesos diminuírem com o tempo, os agentes estarão num processo de aprendizagem. Então, as expectativas serão criadas com base na inflação passada e na experiência passada da estimação de inflação. Para manter o procedimento simples, assume-se $d=0$. Substituindo e rearranjando, obtém-se uma equação estimada do tipo;

$$\log P_t = c_1 \log M_t + c_2 \log Y_t + c_3 \Delta \log P_{t-1} + c_4 \log e_t + c_5 \log P_t^i \quad (6.13)$$

onde se espera que um aumento na oferta de moeda, na inflação esperada, na taxa de câmbio e nos preços internacionais provocarão um aumento nos preços internos, enquanto que um aumento na renda real provocará uma diminuição nos crescimento dos preços internos.

6.2 Estimação e Resultados

6.2.1 Estimação de uma Equação de Inflação

Estudos econométricos multivariados deste tipo em países em vias de desenvolvimento ficam muito limitados na questão da existência de dados confiáveis durante um longo período de tempo em alta frequência (dados mensais ou trimestrais). Assim, este estudo ficou restrito a uma amostra de dados mensais correspondentes ao período Janeiro de 1994 à Dezembro de 2004. Para modelar a inflação em Moçambique, primeiro, tornou-se necessário escolher e definir quais as variáveis a serem incluídas na equação. Naturalmente, a escolha das variáveis ficou condicionada à existência e disponibilidade de séries de tempo de variáveis macroeconômicas mensuralmente confiáveis. Seguindo o modelo de inflação proposto na equação (6.13), as variáveis relevantes para a estimação foram – índice de preços (P), agregados monetários (M), produto real (Y), taxa de câmbio (e) e nível de preços internacionais (P^i).

Dada a inexistência de uma variável que meça de forma adequada a renda real em Moçambique, optou-se por excluir da estimação o nível de renda real. Estudos similares normalmente utilizam o produto interno bruto ou o índice de produção industrial como representantes da renda real. Porém, o fato de ainda não existir uma série de tempo razoavelmente longa destas variáveis em frequência mensal ou trimestral, a sua utilização como representante da renda real tornou-se inviável. O índice de preços da República da África do Sul (IPC-ZA) é apontado como sendo um representante do nível de preços internacionais em Moçambique. Assim, achou-se conveniente utilizar este índice de preços na estimação da inflação moçambicana²¹. Utilizou-se o índice de preços da República da África do Sul de produtos alimentares uma vez que a inflação desta classe de bens é “exportada” para a inflação

²¹ O IPC-ZA somente foi incluído na estimação do VAR.

moçambicana²². Desta forma, as variáveis relevantes utilizadas para estimar o modelo foram – índice de preços ao consumidor (IPC-MZ), taxas de câmbio do metical em relação ao rand e em relação ao dólar norte-americano (MZM/ ZAR e MZM/ USD), agregados monetários (M1 e M2) e índice de preços ao consumidor da República da África do Sul de produtos alimentares (IPC-ZA). O IPC-MZ foi obtido nas publicações do Instituto Nacional de Estatística e o IPC-ZA foi obtido nas publicações do South African Reserv Bank. Os agregados monetários M1 e M2 correspondem aos estoques de moeda no sentido restrito e amplo, respectivamente²³. As séries de dados correspondentes aos conceitos de moeda em M1 e M2 foram obtidas nas publicações do Banco de Moçambique. As taxas de câmbio MZM/ ZAR e MZM/ USD correspondem às respectivas taxas de câmbio praticadas pelo Banco de Moçambique e também foram obtidas nas publicações mensais do mesmo Banco. Na estimação foram também incluídas duas variáveis dummies representando o “efeito-sazonal-Dezembro” (D1) e a alta de preços verificada nos meses em Moçambique foi atingido por inundações (D2).

Após escolher e definir as variáveis relevantes para a estimação, efetuaram-se testes para a presença de raízes unitárias. As Tabelas 6.1 e 6.2 apresentam os resultados do teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e a Tabela 6.3 apresenta os resultados do teste Phillips-Perron (PP) para séries com quebra estrutural. Os testes das Tabelas 6.1 6.2 utilizam valores críticos de Mckinnon (1996) e dois critérios para a seleção do número de defasagens, o critério de seleção de Akaike (AIC) e o critério de seleção de Schwartz (SIC). Os testes da Tabela 6.3 utilizam valores críticos de Perron (1989). Os resultados indicam que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada para a variável IPC- MZ no teste PP, mas não é rejeitada no teste ADF. Os testes não rejeitam a hipótese nula de raiz unitária para as outras variáveis em níveis, com a exceção da variável MZM/ USD que é estacionária apenas na segunda diferença em ambos os testes. Assim, assumiu-se a

²² A categoria dos Produtos Alimentares tem um peso de aproximadamente 63% no IPC em Moçambique.

²³ As definições dos conceitos de moeda em M1 e M2 podem ser vistas na Lista de Siglas introdutória do trabalho.

seguinte ordem de integração: IPC-MZ e IPC-ZA são $I(0)$ ²⁴, MZM/ USD é $I(2)$ e as restantes variáveis são $I(1)$.

Em seguida, embora ciente de que a existência de cointegração exija uma amostra de dados correspondente a um longo período de tempo, testou-se a possibilidade de cointegração entre as variáveis. Em ambos os testes, com a inclusão e sem a inclusão da variável IPC-ZA, encontrou-se evidência de cointegração entre as variáveis. As Tabelas 6.4 e 6.5 apresentam os resultados dos testes de cointegração; na Tabela 6.4 os resultados referem-se ao teste de cointegração entre as variáveis IPC-MZ, MZM/ ZAR e M2 e na Tabela 6.5 os resultados referem-se ao teste de cointegração entre as variáveis IPC-MZ, MZM/ ZAR e M2 e IPC-ZA. Nos dois testes encontrou-se evidência da existência de um vetor de cointegração. Assim, o modelo de inflação proposto pela equação (6.13) passou a assumir a seguinte forma:

$$\Delta \log P_t = \alpha_0 + ECM_{t-1} + \sum_{j=1}^n (\beta_{ij} \log X_{t-j}) + \varepsilon_t \quad (6.14)$$

onde X_t é o vetor das variáveis explicativas e ECM é o termo de correção de erros.

A Tabela 6.6 apresenta os resultados da estimação da equação (6.14). Nesta Tabela são apresentados resultados de quatro equações; as equações I e II estimam a inflação em relação a si própria, em relação a taxa de câmbio MZM/ ZAR e em relação aos agregados monetários M1 e M2, respectivamente. Alternativamente, as equações III e IV estimam a inflação em relação a si própria, em relação a taxa de câmbio MZM/ USD e em relação aos agregados monetários M1 e M2, respectivamente. Pode-se observar que em ambas as equações a inflação defasada apresentou um efeito de curto prazo estatisticamente significativo, com elasticidades que variam de 0,14% à 0,22%.

Nas equações I e II os coeficientes da taxa de câmbio MZM/ ZAR defasada em um período apresentaram significância somente ao nível de 8%. Contrariamente ao proposto pela equação de inflação, estes coeficientes apresentaram sinal negativo, o que pode refletir o fato de em alguns anos o metical ter se valorizado em relação ao rand e a

²⁴ IPC-MZ e IPC-ZA aqui entendidos como a taxa de inflação, isto é, a variação percentual do IPC.

taxa de inflação ter atingido valores positivos. A taxa de câmbio MZM/ USD apresentou significância na sétima, oitava e nona defasagens, com coeficientes que indicam a aceleração das respectivas elasticidades, uma vez que esta variável somente apresentou estacionaridade na segunda diferença. Este resultado sugere que o efeito da taxa de câmbio MZM/ USD na inflação moçambicana não é imediato, acontecendo somente após seis meses.

Tabela 6.1 – Teste de Raízes Unitárias – Níveis^(a)

Séries	Schwartz Criterion (SIC)			Akaike Criterion (AIC)		
	t	θ	p	t	θ	p
IPC-MZ	-1,89*	-0,0288	2	-1,57*	-0,0251	4
IPC-ZA	-6,10**	-0,4563	0	-4,49**	-0,7623	12
M1	-1,26*	-0,0202	1	-2,70*	-0,0474	13
M2	-1,05*	-0,0119	0	-1,66*	-0,0208	12
MZM/ ZAR	-1,83*	-0,0319	1	-1,83*	-0,0319	1
MZM/ USD	-0,42*	-0,0033	1	-0,85*	-0,0068	3

(*) Hipótese nula da presença de uma raiz unitária não rejeitada para níveis de significância de 5% e 1%.

(**) Hipótese nula da presença de uma raiz unitária rejeitada para um nível de significância de 1%.

(a) Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

$$y_t = \alpha + \beta t + \theta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \text{ valores críticos de MacKinnon (1996);}$$

p é o número de defasagens selecionado pelo respectivo critério

Tabela 6.2 – Teste de Raízes Unitárias – Primeiras Diferenças^(a)

Séries	Schwartz Criterion (SIC)			Akaike Criterion (AIC)		
	t	θ	p	t	θ	p
IPC-MZ	-7,06**	-0,5648	0	-5,23**	-0,5859	3
M1	-13,82**	-1,2083	0	-1,04*	-0,3888	12
M2	-11,10**	-0,9952	0	-2,33*	-0,7473	11
MZM/ ZAR	-7,40**	0,6027	0	-7,40**	0,6027	0
MZM/ USD	-2,63*	-0,1410	0	-1,20*	-0,0756	2

(*) Hipótese nula da presença de uma raiz unitária não rejeitada para níveis de significância de 5% e 1%.

(**) Hipótese nula da presença de uma raiz unitária rejeitada para um nível de significância de 1%.

(a) Dickey-Fuller Aumentado (ADF):

$$y_t = \alpha + \beta t + \theta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \psi_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \text{ valores críticos de MacKinnon (1996);}$$

p é o número de defasagens selecionado pelo respectivo critério

Tabela 6.3 – Teste de Raízes Unitárias para Séries com Quebra Estrutural^(b)

Séries	Estatística – t	Coefficiente Séries _(t-1)
IPC ⁽¹⁾	-7,0898**	-0,7259
MZM/ USD ⁽¹⁾	-2,6255*	0,9741
MZM/ USD ⁽²⁾	-4,4485*	0,7030
MZM/ USD ⁽³⁾	-7,2353**	-1,0157

(*) Hipótese nula da presença de uma raiz unitária não rejeitada para níveis de significância de 10%, 5% e 1%.

(**) Hipótese nula da presença de uma raiz unitária rejeitada para um nível de significância de 1%.

(b) Phillips-Perron para séries com aparente quebra estrutural (PP).

(1) Nível.

(2) Primeira Diferença.

(3) Segunda diferença.

Como esperado, a moeda, representada tanto pelo M1 (equações I e III) quanto pelo M2 (equações II e IV) apresentou um importante efeito na inflação, com elasticidades de 0,13% à 0,21% na segunda defasagem e de 0,14% à 0,17% na sexta defasagem. Interessantemente, em todas as equações a moeda apresentou elasticidades negativas na nona defasagem, com valores que variam de -0,14% à -0,21%. As equações I e II ajustaram-se bem à inflação verificada no respectivo período e os seus resíduos não apresentaram problemas de autocorrelação serial. Os resultados das equações III e IV apresentaram resíduos autocorrelacionados. Finalmente, os coeficientes do termo de correção de erros mostraram um rápido ajustamento da inflação em direção ao seu valor de equilíbrio, 6% ao mês nas equações I e II e 3% ao mês nas equações III e IV.

Tabela 6.4 – Teste de Cointegração – IPC-MZ, MZM/ ZAR e M2

Eigenvalor Máximo da Matriz Estocástica				
Nula	Alternativa	Estatística	Valor Crítico (95%)	Valor Crítico (90%)
$r = 0$	$r = 1$	27,29*	21,12	19,02
$r \leq 1$	$r = 2$	7,41	14,88	12,98
$r \leq 2$	$r = 3$	2,32	8,07	6,50

Traço da Matriz Estocástica				
Nula	Alternativa	Estatística	Valor Crítico (95%)	Valor Crítico (90%)
$r = 0$	$r \geq 1$	37,02*	31,54	28,78
$r \leq 1$	$r \geq 2$	9,73	17,86	15,75
$r \leq 2$	$r = 3$	2,32	8,07	6,50

* Rejeição da hipótese nula e não rejeição da hipótese alternativa.

Tabela 6.5 – Teste de Cointegração – IPC-MZ, MZM/ ZAR, M2 e IPC-ZA

Eigenvalor Máximo da Matriz Estocástica				
Nula	Alternativa	Estatística	Valor Crítico (95%)	Valor Crítico (90%)
$r = 0$	$r = 1$	32,27*	27,42	24,99
$r \leq 1$	$r = 2$	12,73	21,12	19,02
$r \leq 2$	$r = 3$	5,54	14,88	12,98
$r \leq 3$	$r = 4$	3,37	8,07	6,50

Traço da Matriz Estocástica				
Nula	Alternativa	Estatística	Valor Crítico (95%)	Valor Crítico (90%)
$r = 0$	$r \geq 1$	53,91*	48,88	45,70
$r \leq 1$	$r \geq 2$	21,64	31,54	28,78
$r \leq 2$	$r = 3$	8,91	17,86	15,75
$r \leq 2$	$r = 4$	3,37	8,07	6,50

* Rejeição da hipótese nula e não rejeição da hipótese alternativa.

Tabela 6.6 – Resumo dos Resultados da Estimação de um Modelo Multivariado

	Equação I	Equação II	Equação III	Equação IV
$\Delta \log P_{(t-1)}$	0,14 [1,78]	0,19 [2,50]		0,16 [2,09]
$\Delta \log P_{(t-3)}$		0,15 [1,93]	0,19 [2,51]	0,22 [2,91]
$\Delta^2 \log MZM/ZAR_{(t-1)}$	-0,08 [-1,81]	-0,08 [-1,75]		
$\Delta^2 \log MZM/USD_{(t-7)}$			0,42 [2,81]	0,34 [2,27]
$\Delta^2 \log MZM/USD_{(t-8)}$			0,33 [2,21]	0,29 [1,97]
$\Delta \log MZM/USD_{(t-9)}$			0,32 [2,21]	0,30 [2,12]
$\Delta \log M1_{(t-2)}$	0,13 [2,17]		0,13 [2,20]	
$\Delta \log M1_{(t-9)}$	-0,14 [-2,18]		-0,15 [-2,36]	
$\Delta \log M2_{(t-2)}$		0,21 [2,98]		0,20 [2,87]
$\Delta \log M2_{(t-6)}$		0,17 [2,22]		0,14 [1,83]
$\Delta \log M2_{(t-9)}$		-0,21 [-2,80]		-0,18 [-2,38]
$ECM_{(t-1)}$	-0,06 [-2,59]	-0,06 [-2,49]	-0,03 [-1,94]	-0,03 [-2,07]
D1	0,007 [2,93]	0,006 [2,49]	0,007 [2,97]	0,007 [3,06]
D2	0,014 [3,80]	0,013 [3,61]	0,012 [3,31]	0,012 [3,21]
R^2	0,6556	0,6507	0,6488	0,6582
R^2 Ajustado	0,6196	0,6354	0,6334	0,6432

Nota: Estatística - t entre os parênteses. D1 representa dummie sazonal e D2 representa dummie impulso.

6.2.2 Análise da Dinâmica Multivariada

A estimação da equação de inflação sugeriu a existência de uma dinâmica natural nos mecanismos de transmissão da inflação e da presença de efeitos de respostas entre preços e moeda em Moçambique. Neste contexto, para se obter os resultados desta dinâmica multivariada estimou-se um VAR entre as variáveis incluídas na equação de inflação. O modelo considerou o seguinte modelo dinâmico;

$$A_0 Z_t = k + \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + \mu_t, \quad (6.15)$$

onde Z_t é um vetor de variáveis ($n \times 1$), A_0 e A_i são matrizes dos coeficientes ($n \times n$), k é um vetor de constantes, p é o número de defasagens e μ_t é um vetor de erros ‘ruído-branco’ não correlacionados [$E(\mu_t \mu_t')$ é assumida como sendo uma matriz diagonal]. Pré-multiplicando a equação (6.15) por A_0^{-1} , obtém-se a seguinte forma do VAR reduzido:

$$Z_t = c + \sum_{i=1}^p B_i Z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (6.16)$$

onde $c = A_0^{-1}k$, $B_i = A_0^{-1}A_i$ (para $i=1, 2, 3, \dots, p$), e $\varepsilon_t = A_0^{-1}\mu_t$ é “ruído-branco”.

O VAR incluiu basicamente quatro variáveis: inflação moçambicana e sul-africana (IPC-MZ e IPC-ZA), taxa de câmbio do metical em relação ao rand (MZM/ ZAR) e o agregado monetário M2. As questões foram analisadas utilizando as funções ortogonalizadas de respostas de impulsos, que descrevem a resposta de uma variável resultante de um choque em um dos elementos de μ_t . O trabalho usou a decomposição de Cholesky para identificar os erros ortogonalizados μ_t . Esta estrutura recursiva significa que, por exemplo, contemporaneamente, a primeira variável ordenada na equação não é afetada pelos choques em outras variáveis, mas choques na primeira variável afetam contemporaneamente as outras variáveis; a segunda variável afeta contemporaneamente a terceira e a quarta variáveis, mas não é contemporaneamente afetada por elas, e assim sucessivamente. Assumiu-se a seguinte ordem nas variáveis:

IPC-ZA, IPC-MZ, MZM/ ZAR e M2. Como o fluxo de importações de produtos alimentares sul-africanos é registrado diariamente, utilizando dados mensais pareceu conveniente assumir que os preços moçambicanos são afetados contemporaneamente pelos choques nos preços sul-africanos. Uma vez que a taxa de câmbio é ajustada diariamente no mercado cambial, supôs-se que ela reaja com alguma rapidez aos choques nos preços. Finalmente, assumiu-se que os choques nos preços e na taxa de câmbio são transmitidos rapidamente ao agregado monetário.

A seleção da extensão das defasagens do VAR seguiu o Critério de Informação de Akaike (AIC). A especificação selecionada com base nestes critérios foi um VAR(2). Testes de autocorrelação, heteroscedasticidade e normalidade dos resíduos foram aplicados nos seus resultados. A Tabela 6.7 apresenta os resultados na análise dos resíduos resultantes da estimação do VAR. No geral, estes resultados foram pobres para o teste de heteroscedasticidade e satisfatórios para os testes de autocorrelação e normalidade.

Embora o tamanho da amostra utilizada na estimação tenha sido pequena, foi adicionado ao estudo a análise da decomposição de variância e do comportamento das funções de impulso-resposta. A Tabela 6.8 apresenta os resultados da decomposição de variância. As funções de impulso-resposta são mostradas nas Figuras 6.1, 6.2 e 6.3. Os resultados podem ser resumidos da seguinte forma; a função de impulso-resposta dos preços moçambicanos mostra um “pico” após três meses (aumento de aproximadamente 0,001%) quando a moeda sofre um choque positivo de 1%, se estabilizando no longo prazo em aproximadamente 0,0035% (Figura 6.1). Uma depreciação de 1% na taxa de câmbio MZM/ 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% (Figura 6.1). Quantitativamente, a análise da decomposição de variância mostra que a moeda explica aproximadamente 2% (4,8%) da variância da inflação após seis (doze) meses e que a taxa de câmbio MZM/ ZAR explica 11% (40%) da mesma variância após seis (doze) meses (Tabela 6.8). Ainda na Tabela 6.8 pode-se

observar que a inflação moçambicana explica 51% da sua própria variância após doze meses.

Tabela 6.7 – Testes de Autocorrelação, Heteroscedasticidade e Normalidade dos Resíduos (p-Valores)

Testes	
Autocorrelação LM (12)	0,127
Normalidade	0,526
Heteroscedasticidade	0,000

Tabela 6.8 – Decomposição de Variância das Séries

	Horizonte	IPC-MZ	IPC-ZA	MZM/ ZAR	M2
IPC-MZ	1	95,64	2,66	1,31	0,38
IPC-ZA	1	0,20	99,56	0,23	0,012
MZM/ ZAR	1	9,62	1,55	88,65	0,18
M2	1	2,42	8,43	3,14	86,01
IPC-MZ	3	94,93	3,03	0,79	1,25
IPC-ZA	3	0,55	97,65	1,79	0,011
MZM/ ZAR	3	6,45	6,39	86,95	0,19
M2	3	7,53	7,71	10,14	74,62
IPC-MZ	6	84,75	2,24	11,01	2,00
IPC-ZA	6	4,29	89,04	6,10	0,57
MZM/ ZAR	6	3,97	7,44	88,48	0,10
M2	6	17,00	10,61	10,00	62,40
IPC-MZ	9	66,86	2,61	27,01	3,51
IPC-ZA	9	7,75	82,04	9,09	1,12
MZM/ ZAR	9	2,77	6,64	90,52	0,069
M2	9	24,16	10,60	8,17	57,07
IPC-MZ	12	51,37	3,69	40,15	4,79
IPC-ZA	12	9,82	77,78	10,90	1,49
MZM/ ZAR	12	2,07	6,49	91,38	0,061
M2	12	28,40	10,89	7,23	53,48

A Figura 6.2 mostra que um choque positivo nos preços moçambicanos provoca uma depreciação contínua na taxa de câmbio MZM/ ZAR, com efeitos à partir do segundo mês após o choque. Um choque positivo na inflação sul-africana (medida por variações nos preços dos produtos alimentares) induz inicialmente a uma forte depreciação na taxa de câmbio MZM/ ZAR, seguida de um curto período de apreciação e posterior depreciação à partir do nono mês após o choque. Em termos quantitativos, os resultados da decomposição de variância mostram que após três (doze) meses os preços moçambicanos explicam 6,5% (2,1) da variância do erro de previsão da taxa de câmbio MZM/ ZAR, enquanto que os preços sul-africanos explicam 6,4% (6,5%) da mesma variância após os mesmos períodos. Estes resultados sugerem que no curto prazo a taxa de câmbio MZM/ ZAR move-se a um valor que ajusta a paridade de poder de compra nos dois países, havendo um esforço da manutenção desta paridade no longo prazo.

Finalmente, na Figura 6.3 pode-se observar um decrescimento na função de impulso-resposta da moeda resultante de um choque positivo na inflação moçambicana. Na mesma Figura observam-se períodos de crescimento na função de impulso-resposta da moeda resultantes de um choque positivo na inflação sul-africana. Estes resultados podem refletir a importância do grande fluxo de capitais entre os dois países, resultante do forte intercâmbio comercial neles existente.

Figura 6.1 – Funções de Impulso- Resposta – IPC-MZ

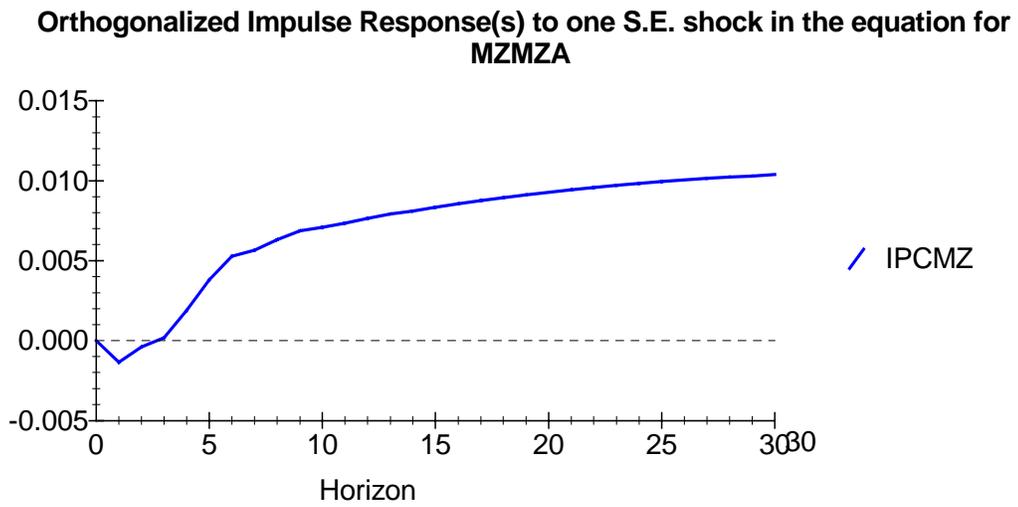
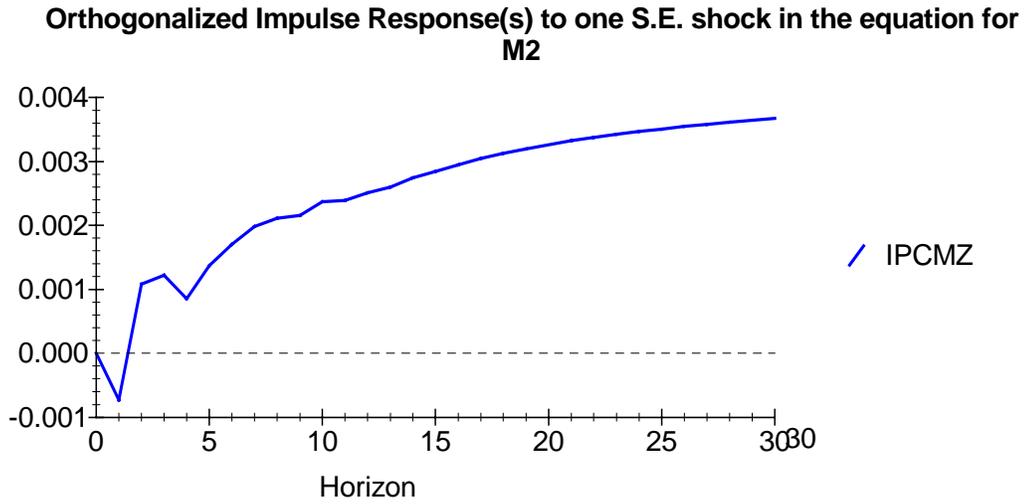
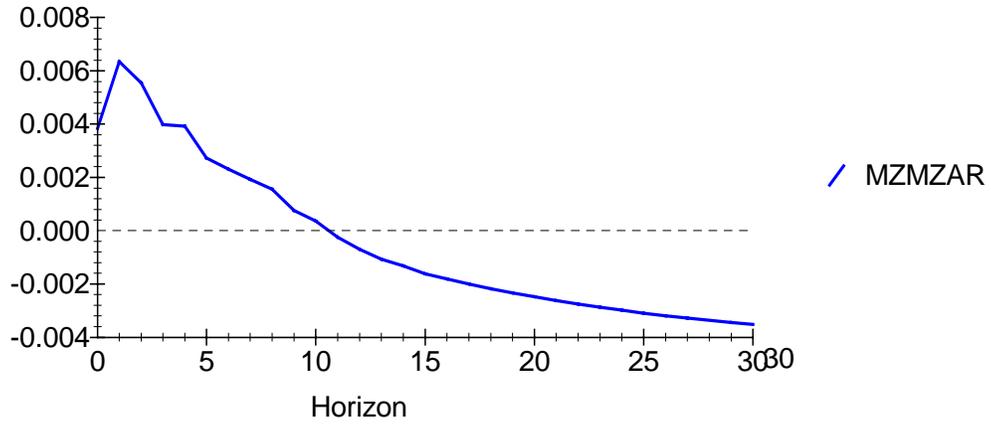


Figura 6.2 – Funções de Impulso- Resposta – MZM/ ZAR

Orthogonalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for IPCMZ



Orthogonalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for IPCZA

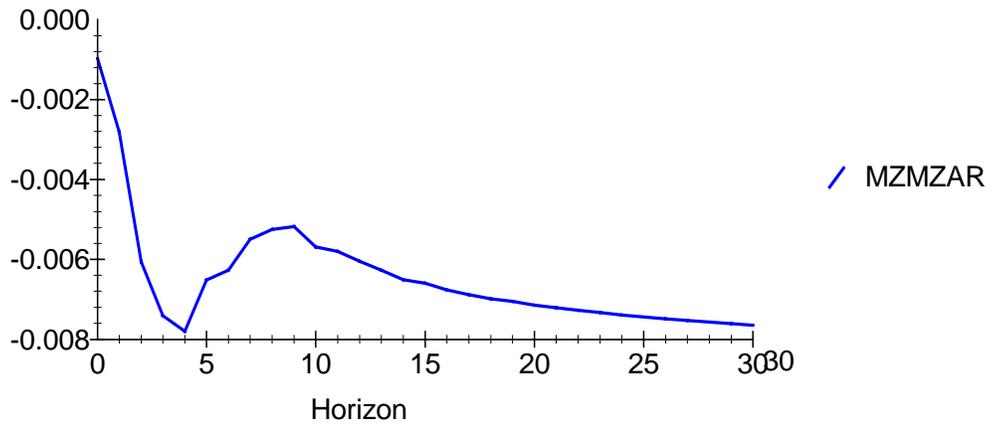
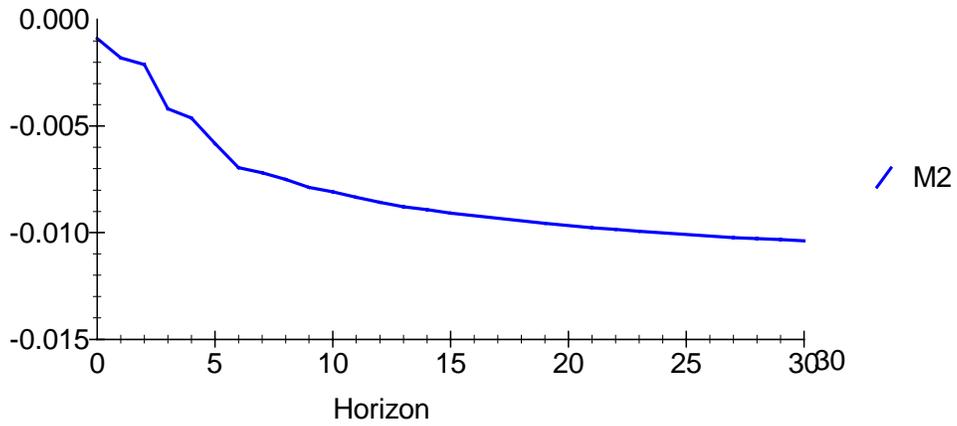
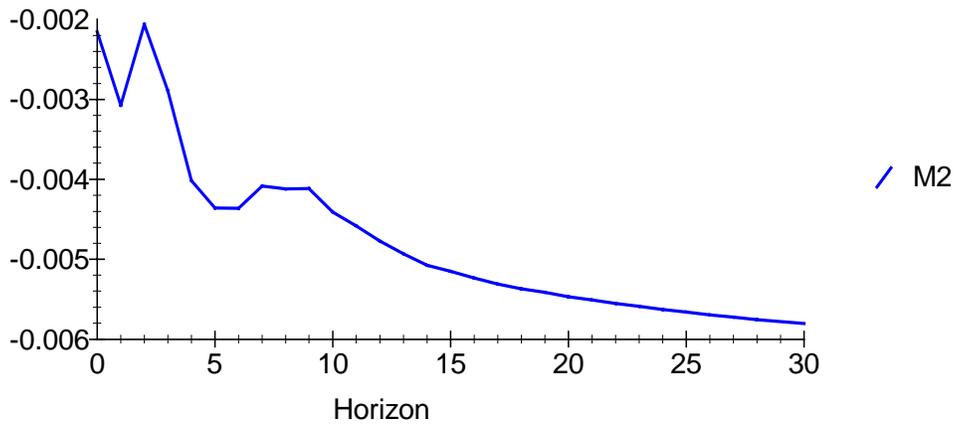


Figura 6.3 – Funções de Impulso- Resposta – M2

Orthogonalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for IPCMZ



Orthogonalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for IPCZA



7. CONCLUSÕES

A inflação em Moçambique medida por variações no Índice de Preços ao Consumidor aumentou fortemente entre 1989 a 1995, mas a partir de 1996 teve a sua tendência crescente fortemente reduzida. O objetivo deste trabalho foi de analisar os fatores determinantes da inflação em Moçambique no período 1994-2004. Para este efeito, o trabalho realizou um exercício econométrico onde procurou explicar o comportamento da inflação sob três formas distintas. A primeira forma 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 autoregressivo de média-móvel. A terceira e última forma utilizou um modelo multivariado para estimar a inflação no país.

Para um melhor entendimento do processo inflacionário no país, as estimações da inflação foram antecedidas da apresentação de um resumo da política econômica adotada no país no período em análise. Nesta fase da investigação também se apresentou um breve histórico da inflação no país, bem como a evolução das suas diversas classes de bens no respectivo período. Embora por esta análise tenha sido possível identificar alguns fatores determinantes da inflação em Moçambique, observou-se ao mesmo tempo uma complexidade no entendimento do processo inflacionário no país. As dificuldades no controle monetário, a importação da inflação sul-africana e os fatores climáticos que afetam a produção agrícola moçambicana (principalmente de produtos alimentares) foram identificados como fortes determinantes da inflação em Moçambique.

Os resultados obtidos na estimação do modelo multivariado apontaram para a existência de uma persistência inflacionária no país e confirmaram a sugestão de que a oferta monetária e a depreciação do metical em relação às moedas sul-africana e norte-

americana desempenham um papel importante na determinação da inflação em Moçambique. O modelo de correção de erros mostrou que a taxa de crescimento da oferta monetária tem um efeito prolongado na taxa de inflação; na segunda e sexta defasagens com coeficientes de elasticidade que variam de 0,14% a 0,21% e na nona defasagem com elasticidades entre -0,18% a -0,21%. Embora tenha se encontrado coeficientes de elasticidade negativos na nona defasagem, os resultados mostraram que a oferta monetária afeta positivamente a taxa de inflação no curto e médio prazos. Esta conclusão está em linha com os resultados obtidos por Ubide (1997) e Omar (2003). Na estimação da inflação em Moçambique para o período 1989-1996, Ubide (1997) obteve significância estatística na oferta monetária na sua quarta defasagem, com uma elasticidade de 0,4%. Na estimação da inflação moçambicana para o período 1993-2001, Omar (2003) obteve significância estatística na oferta monetária na sua segunda defasagem, com uma elasticidade de 0,24%.

O modelo de correção de erros também mostrou que a taxa de câmbio do metical em relação ao dólar norte-americano afetou positivamente a taxa de inflação, enquanto que a taxa de câmbio do metical em relação ao rand sul-africano afetou negativamente a taxa de inflação. A taxa de câmbio MZM/ ZAR defasada em um período apresentou significância estatística somente ao nível de 8%, com uma elasticidade de -0,08%. Embora esta taxa de câmbio tenha apresentado um sinal contrário ao proposto pelo modelo de inflação, este resultado pode estar associado ao fato de em alguns momentos do período analisado o metical ter se valorizado em relação ao rand e a taxa de inflação ter apresentado valores positivos. Este resultado reforça os resultados obtidos por Andersson e Sjöo (2001) e Omar (2003). No modelo de Andersson e Sjöo (2001) para o período 1991-1996, os autores obtiveram significância estatística da MZM/ ZAR na sua primeira defasagem, com uma elasticidade de -0,36%; enquanto que Omar (2003) também obteve significância estatística na primeira defasagem, com uma elasticidade de -0,23%. Embora o valor da moeda sul-africana tenha um importante efeito na determinação dos preços em Moçambique, a obtenção de coeficientes de elasticidade negativos na taxa de câmbio MZM/ ZAR (na estimação da inflação moçambicana) pode refletir a complexidade no entendimento dos fatores determinantes da inflação em

Moçambique. Estes resultados podem sugerir que em alguns momentos do período analisado, outros fatores podem ter influenciado fortemente o nível de preços em Moçambique de forma a anular o efeito da taxa de câmbio MZM/ ZAR na inflação.

Contrariamente aos modelos de Ubide (1997), Andersson e Sjö (2001) e Omar (2003), neste trabalho obteve-se resultados significativos na inflação defasada em um e três períodos, com elasticidades entre 0,14% a 0,22%. O coeficiente de correção de erros mostrou um rápido ajustamento da inflação em direção ao seu valor de equilíbrio, 6% ao mês; a mesma velocidade de ajustamento do modelo de Ubide (1997) e muito menor em relação aos 18% e 26% dos modelos de Omar (2003) e Andersson e Sjö (2001), respectivamente.

Os modelos obtidos na estimação dos modelos univariados mostraram a existência de uma persistência inflacionária em Moçambique e a um comportamento sazonal identificado na própria inflação, períodos de inflação alta no quarto e primeiro trimestre de cada ano com um “pico” no final do ano e períodos de inflação baixa no segundo e terceiro trimestres de cada ano. Estes resultados também estão em linha com os resultados obtidos por Ubide (1997) e Omar (2003) na decomposição da inflação moçambicana em componentes não observados.

Esta análise sugere que a inflação em Moçambique no período 1994-2004 foi determinada conjuntamente pela taxa de crescimento da oferta de moeda, pela depreciação do metical em relação as moedas sul-africana e norte-americana, por fatores climáticos que afetaram a produção agrícola nacional e pela comportamento sazonal determinístico na própria inflação. Embora tenha se encontrado evidência da existência de uma persistência inflacionária, pode-se afirmar que mudanças na oferta de moeda em Moçambique sejam transmitidas com alguma rapidez aos preços. Neste ponto, as autoridades monetárias centrais podem exercer um papel importante nos mecanismos de controle da inflação. Adicionalmente, a oferta de moeda pode também exercer pressão sobre as taxas de câmbio, e com isso afetando duplamente os preços através do efeito das taxas de câmbio na inflação. Os fatores climáticos que afetam a produção agrícola

(principalmente calamidades e desastres naturais) e a importação da inflação sul-africana aparecem como fatores exógenos na determinação da inflação, fora do controle das autoridades econômicas moçambicanas. As decisões de política econômica na República da África do Sul e o comportamento da sua moeda em relação ao dólar norte-americano, bem como a evolução do preço do petróleo no mercado internacional também aparecem como fatores influenciadores da taxa de inflação em Moçambique, também fora do controle as autoridades econômicas moçambicanas.

Observou-se neste estudo que a inflação em Moçambique é fortemente afetada por variações nos preços de produtos alimentares agrícolas. De fato, a atribuição de um peso de cerca de 63% para a classe de bens dos Produtos Alimentares na ponderação do Índice de Preços ao Consumidor, mostrou a importância que os preços destes produtos desempenham na determinação da inflação em Moçambique. Assim, pensa-se que qualquer tentativa de explicação da inflação no país deveria analisar cuidadosamente o nível da produção de produtos alimentares agrícolas. A inexistência de um índice de produção agrícola de produtos alimentares ou de uma variável que meça adequadamente o nível da renda real em Moçambique foi uma forte limitação na realização deste estudo. Embora neste estudo tenha sido alargado o tamanho da amostra comparativamente a outros estudos da inflação moçambicana, pensa-se que o número de observações aqui utilizado constituiu outra importante limitação do estudo. Recomenda-se que em estudos econométricos futuros similares a este seja utilizado um considerável número de observações das variáveis relevantes.

Observou-se ainda neste trabalho que o cálculo do Índice de Preços ao Consumidor em Moçambique passou por sucessivas melhorias ao longo de todo o período analisado. Porém, pensa-se que este índice de preços ainda não representa adequadamente a inflação no país. Embora a distribuição dos ponderadores deste índice de preços nas suas diversas classes de bens tenha sido definida por sucessivos inquéritos a todos os agregados familiares do país, pensa-se que ainda existe no país uma grande diferença nos gastos das famílias residentes no meio urbano, comparativamente aos gastos das famílias residentes no meio rural. Esta diferença entre os meios rural e

urbano pode-se traduzir em uma ambigüidade na interpretação das variações apresentadas pelo Índice de Preços ao Consumidor. Neste ponto, recomenda-se que haja uma distinção entre a inflação urbana e a inflação rural. A redistribuição dos ponderadores entre as diversas classes de bens que compõem o atual Índice de Preços ao Consumidor poderia produzir um índice de preços alternativo que pudesse diferenciar a inflação das regiões urbanas da inflação das regiões rurais.

Embora o Índice de Preços ao Consumidor em Moçambique tenha sido concebido somente para expressar variações de preços verificadas ao nível do consumidor típico, pensa-se que o atual nível de desenvolvimento do país carece de um índice de preços mais representativo. Dada a importância que outros agentes econômicos representam no país, pensa-se que a produção de um índice de preços mais amplo poderia representar a inflação geral no país. Aqui, recomenda-se a produção de um índice de preços que represente também a inflação de outros agentes econômicos e não somente a inflação do consumidor típico moçambicano. A produção de um índice de preços que representasse a inflação geral poderia ser bastante útil para o entendimento do processo inflacionário no país. Este índice de preços também poderia ser usado para deflacionar adequadamente variáveis macroeconômicas como taxas de juros e câmbio, agregados monetários, entre outras. Finalmente, recomenda-se que estudos futuros similares a este utilizem indicadores da produção agrícola de produtos alimentares como variável explicativa da inflação no país.

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, Pedro H.; GOUVEA, Solange. Using a Money Demand Model to Evaluate Monetary Policies in Brazil. **Central Bank of Brazil Working Paper Series**, Brasília, n. 11, p. 4-21, 2001.

ANDERSSON, Per-Åke; SJÖÖ, Boo. O Sucesso Moçambicano no Controle da Inflação Durante a Transição para uma Economia de Mercado. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea: Ensaio**. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002. p. 299-328.

BANERJEE, A. et al. **Co-Integration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data**. Oxford: Oxford University Press, 1993.

BM (Banco de Moçambique). **Relatórios Anuais**, n. 1993-2004. Maputo: BM.

BOLNICK, Bruce R. O Papel da Programação Financeira na Gestão da Política Macroeconômica. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea: Ensaio**. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002, p. 277-298.

BOX, George; JENKINS, Gwilym. **Time Series Analysis, Forecasting and Control**. San Francisco: Calif, Holden Day, 1976.

CNP/ DNE (Comissão Nacional do Plano da Direção Nacional de Estatística). **Anuários Estatísticos**, vários números, Maputo: CNP/ DNE.

CRUZ, António F.T.S. O Impacto da Introdução do Imposto sobre o Valor Acrescentado no Índice de Preços no Consumidor. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea: Ensaio**. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002, p. 329-342.

CUTHBERTSON, K.; HALL, S.G.; TAYLOR, M. P. **Applied Econometric Techniques**. London: Harvester Wheatsheaf, 1992.

- DIOGO, Luísa Dias. Experiência e Desafios de Boa Governação em Moçambique. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea: Ensaio**. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002, p. 5-14.
- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. New York: John Wiley, 1995.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. **Econometrica**, Cambridge, v. 55, p. 76-251, 1987.
- FARAH, Marco Piñón. Demand for Money in Mozambique: Was There a Structural Break? **IMF Working Papers**, Washington, D.C., n. 98/157, p. 1-21, 1998.
- FASOLO, A. M.; PORTUGAL, M. S. Imperfect Rationality and Inflationary Inertia: A new estimation of the Phillips Curve for Brazil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 34, p. 725-776, 2004.
- FRANCISCO, António. Evolução da Economia de Moçambique da Colónia à Transição para a Economia de Mercado. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea: Ensaio**. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002, p. 15-43.
- FRANCO, António S. Estabilidade Macroeconómica e Financeira: Instrumento de Crescimento. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea: Ensaio**. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002, p. 213-248.
- HARVEY, Andrew C. **Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**. Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- HAMILTON, J. D. **Times Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- HENDRY, D. F. **Dynamic Econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- IMF (International Monetary Fund). Mozambique: Selected Issues. **IMF Staff Country Report**, n. 1995-2004. Washington, D.C.: IMF.
- INE (Instituto Nacional de Estatística). **Relatórios Anuais**, vários números. Maputo: INE.
- JOHANSEN, Soren. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Cambridge, v. 12, p. 54-231, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, 169-211, 1990.

LAURINI, M.P.; PORTUGAL, M.S. Long Memory in R\$/ US\$ Exchange Rates: A Robust Analysis. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 109-147, 2004.

MACKINNON, J. G. Critical Values for Cointegration Tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. **Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration**. Oxford: Oxford University Press, 1996.

MIGUEL, Paulo Pereira. **Paridade de Juros, Fluxo de Capitais e Eficiência no Mercado de Câmbio no Brasil**: Evidencia dos Anos 90. 1999. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1999.

MINELLA, André. Monetary Policy and Inflation in Brazil 1975-2000: a VAR Estimation. **Central Bank of Brazil Working Paper Series**, Brasília, n. 33, p. 3-32, 2001.

OMAR, Jamal. Modelação da Inflação em Moçambique: uma contribuição. **Banco de Moçambique Staff Paper**, Maputo, n. 18, 2003.

PERRON, Pierre. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. **Econometrica**, v. 57, p. 1361-1401.

PORTUGAL, C. O.; PORTUGAL, M. S. Efeitos da Inflação Sobre o Orçamento do Governo: uma Análise Empírica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 31, n. 2, p. 239-283, 2001.

STOCK, James; WATSON, Mark. Testing for Common Trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, p. 1097-1107, 1988.

SULEMANE, José. Dados Básicos da Economia Moçambicana. In: ROLIM, Cássio et al. **A Economia Moçambicana Contemporânea**: Ensaios. Maputo: Gabinete de Estudos, Ministério do Plano e Finanças: Imprensa Universitária, UEM, 2002, p. 45-70.

UBIDE, Angel. Determinants of Inflation in Mozambique. **IMF Working Papers**, Washington, D.C., n. 97/ 145, p. 1-36, 1997.

APÊNDICE A – Resumo da Política Econômica em Moçambique (1994-2004)

Tabela 7.1 – Taxas de Crescimento do PIB e Preços

	Realizado – Projetado			
	PIB		Inflação	
1994	7,0	5,8	70,1	30,0
1995	3,3	4,8	57,0	34,0 ¹
1996	6,8	4,0	19,3	22,0
1997	11,1	6,0	6,2	14,0
1998	12,6	9,1	-1,0	6,5 ²
1999	7,5	Dois Dígitos	6,2	Um Dígitos
2000	1,9		11,4	10,8
2001	13,1		21,9	
2002	8,7	10,0	9,1	8,0
2003	7,9		13,8	10,8
2004	7,5	8,4	9,1	11,0

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, INE, FMI.

1 Inicialmente a meta foi de 24,0%. A taxa acumulada até Junho de 21,4% obrigou a revisão da meta para 34,0%.

2 Neste ano o fenómeno El Nino obrigou a fixação de uma margem de erro para cima de 1,5 pontos percentuais, isto é, 8,0%.

Tabela 7.2 – Resumo do Desempenho da Política Monetária

	Taxas de Crescimento													
	Realizado - Programado													
	AIL		AEL		RIL		BaM		M2		CE		CLG	
1994	54,8	40,0	73,6	66,0			70,0		49,3	40,0	263,9	604,3	68,0	84,6
1995	-10,9	-19,2	32,1	18,5			30,0		24,1	-6,6	6,0	-6,4	102,6	30,7
1996	69,5	-4,5	125,0	30,9			24,9	22,0	21,6	20,0	43,9	-4,9	230,3	197,4
1997	-61,7	-65,6	-13,6	-31,7			14,7	19,3	23,9	19,9	46,1	27,8	26,8	-8,6
1998	84,1	173,8	-87,7	-171,1			-3,6	2,7	17,6	17,0	-21,7	-25,8	-56,3	6,0
1999	35,7	20,9	-19,9	-12,4			15,8	8,5	34,4	16,5	28,8	24,0	0,8	
2000	18,9	71,6	-7,1	-37,6	31,4	17,0	26,0	34,0	42,0	34,0	31,0	36,0	386,1	479,8
2001	6,3	13,1	47,4	21,3	0,8	-0,2	53,7	34,4	29,7	19,0	22,9	22,7	17,3	
2002	-37,9	24,0	123,1	91,2	17,7	5,5	17,8	23,0	20,1	19,2	4,2	22,0	36,1	10,2
2003	-59,1	3,7	67,1	25,1	27,7	5,0	21,7	15,5	18,7	12,5	-1,1	9,2	-42,5	35,9
2004	-824,6	-579,8	252,2	187,6	30,2	3,0	20,2	18,0	5,9	15,0	-5,6	18,4		

Elaboração Própria

Fonte dos Dados: BM.

Notas Explicativas:

- As variações dos AIL e AEL do período 1994-1998 correspondem a variações referentes a todo o Sistema Bancário enquanto que as variações das mesmas variáveis no período 1999-2004 correspondem a variações nas contas do Banco de Moçambique.
- As variações do CLG do período 1994-1999 correspondem a variações nas contas do Banco de Moçambique enquanto que as variações da mesma variável no período 2000-2004 são referentes a variações em todo o Sistema Bancário.
- Todas as variações são em moeda doméstica (MZM), com a exceção da variável RIL (em todo o período) e da variável AEL para o período 1994-1997, cujas variações são em dólares norte-americanos (USD).

Tabela 7.3 – Evolução das Taxas de Juros Nominais

	Março				Junho				Setembro				Dezembro			
	TR	TRE	TRD	TI	TR	TRE	TRD	TI	TR	TRE	TRD	TI	TR	TRE	TRD	TI
1994	43,00			23,60	55,00			28,60	55,00			44,90	69,70			70,10
1995	69,70	43,50	37,80	56,30	69,70	42,40	36,50	58,20	69,70	42,00	36,10	48,90	57,75	43,70	34,00	57,00
1996	57,75	44,70	26,20	16,30	57,75	44,50	26,40	15,90	48,75	44,00	29,80	17,50	32,00	43,40	29,20	19,30
1997	24,75	35,80	30,10	5,40	23,50	32,30	25,00	3,10	19,95	33,80	14,90	3,40	12,95	27,50	11,10	6,20
1998	12,95	28,19	8,67	2,20	9,95	22,41	8,60	-0,60	9,95	22,90	7,76	-3,00	9,95	22,89	7,86	-1,00
1999	9,95	22,89	7,86	3,90	9,95	22,58	7,86	3,80	9,95	22,58	7,86	2,40	9,95	22,58	7,86	6,20
2000	9,95	22,58	8,75	9,70	9,95	22,20	9,56	10,90	9,95	22,20	9,79	11,10	9,95	22,58	10,68	11,40
2001		25,33	13,52	-0,60		25,42	14,27	5,10		29,21	16,02	10,60		33,20	18,56	21,90
2002		34,71	19,39	0,50		35,45	19,14	1,90		36,34	18,57	3,60		38,34	17,73	9,10
2003		32,84	14,47	4,70		33,18	12,18	6,90		31,52	12,50	8,30		31,66	10,91	13,80
2004		28,77	10,29	4,40		26,17	9,62	6,40		24,31	9,60	5,70		25,01	9,09	9,10

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, INE, FMI.

Notas Explicativas:

- TR é a Taxa de Redescuento Nominal praticada pelo Banco de Moçambique no final do período.
- TRE e TRD são as Taxas Remuneradoras de Empréstimos e Depósitos Nominais, respectivamente, para o período de 180 dias, praticadas pelos Bancos Comerciais.
- TI é a Taxa de Inflação acumulada no final do período.
- As TRE do período 1996-2000 correspondem às médias aritméticas para o final do período em empréstimos com prazo de 1 ano.
As TRD do período 1996-2000 correspondem às médias aritméticas para o final do período em depósitos com prazo de 180 dias.
As restantes TRE e TRD correspondem aos simples valores observados no final do período.

Tabela 7.4 – Evolução das Taxas de Juros Reais

	Março			Junho			Setembro			Dezembro		
	TR	TRE	TRD	TR	TRE	TRD	TR	TRE	TRD	TR	TRE	TRD
1994	15,70			20,53			6,97			-0,24		
1995	8,57	-8,19	-11,84	7,27	-9,99	-13,72	13,97	-4,63	-8,60	0,48	-8,48	-14,65
1996	35,64	24,42	8,51	36,11	24,68	9,06	26,60	22,55	10,47	10,65	20,20	8,30
1997	18,36	28,84	23,43	19,79	28,32	21,24	16,01	29,40	11,12	6,36	20,06	4,61
1998	10,52	25,43	6,33	10,61	23,15	9,26	13,35	26,70	11,09	11,06	24,13	8,95
1999	5,82	18,28	3,81	5,92	18,09	3,91	7,37	19,71	5,33	3,53	15,42	1,56
2000	0,23	11,74	-0,87	-0,86	10,19	-1,21	-1,04	9,99	-1,18	-1,30	10,04	-0,65
2001		26,09	14,21		19,33	8,73		16,83	4,90		9,27	-2,74
2002		34,04	18,80		32,92	16,92		31,60	14,45		26,80	7,91
2003		26,88	9,33		24,58	4,94		21,44	3,88		15,69	-2,54
2004		23,34	5,64		18,58	3,03		17,61	3,69		14,58	-0,01

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, FMI.

Onde:

- TR é a Taxa de Redescuento Real
- TRE é Taxa Remuneradora de Empréstimos Real
- TRD é Taxa Remuneradora de Depósitos Real

Tabela 7.5 – Spread Bancário Nominal¹

	Março	Junho	Setembro	Dezembro
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
1994				
1995	5,70	5,90	5,90	9,70
1996	18,50	18,10	14,20	14,20
1997	5,70	7,30	18,90	16,40
1998	19,52	13,81	15,14	15,03
1999	15,03	14,72	14,72	14,72
2000	13,83	12,64	12,41	11,90
2001	11,81	11,15	13,19	14,64
2002	15,32	16,31	17,77	20,61
2003	18,37	21,00	19,02	20,75
2004	18,48	16,55	14,71	15,92

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

¹ Diferença entre juros nominais recebidos e juros nominais pagos por parte dos Bancos Comerciais

Tabela 7.6 – Spread Bancário Real²

	Março	Junho	Setembro	Dezembro
	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>	<i>Spread</i>
1994				
1995	3,65	3,73	3,96	6,20
1996	15,91	15,62	12,09	11,90
1997	5,41	7,08	18,28	15,44
1998	19,10	13,89	15,61	15,18
1999	14,47	14,18	14,38	13,86
2000	12,61	11,40	11,17	10,68
2001	11,88	10,61	11,93	12,01
2002	15,24	16,01	17,15	18,89
2003	17,55	19,64	17,56	18,23
2004	17,70	15,55	13,92	14,59

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

² Diferença entre juros reais recebidos e juros reais pagos por parte dos Bancos Comerciais

**Tabela 7.7a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal
(1994 – 1996)**

Receitas e Despesas								
Realizado ¹ – Percentual do Programado ² – Taxa de Crescimento ³								
	1994		1995			1996		
RECEITA TOTAL (RT=RF+RNF)	1,525	92.7	2,412	98.0	58.16	3,479	90.0	44.24
Receitas Fiscais (RF)	1,397	92.4	2,201	96.0	57.55	3,193	90.0	45.07
Impostos S/ Rendimento	273	170.8	400	102.0	46.52	633	112.0	58.25
Impostos S/ Bens e Serviços	739	93.5	1,152	100.0	55.89	1,727	93.0	49.91
Impostos S/ Comércio Internacional	343	65.6	579	89.0	68.80	693	70.0	19.69
Outros Impostos e Taxas	42	107.7	70	79.0	66.67	140	100.0	100.00
Receitas Não-Fiscais (RNF)	128	96.5	211	111.0	64.84	286	96.0	35.55
DESPESA TOTAL (DT=DC+DI)	4,097	107.6	5,051	91.2	23.29	6,746		33.56
Despesas Correntes (DC)	1,978	94.3	2,188	92.6	10.62	3,077	93.4	40.63
Defesa e Segurança	762	98.3	522	92.8	-31.50	704	98.9	34.87
Salários	330	105.7	495	94.3	50.00	726	93.6	46.67
Bens e Serviços	602	95.2	617	89.8	2.49	769	94.9	24.64
Juros da Dívida Pública (JD)	151	67.6	344	96.7	127.81	473	76.3	37.50
Outras Despesas Correntes	134	95.2	210	90.0	56.72	405	107.0	92.86
Despesas de Investimento (DI)	2,120	123.9	2,863	90.1	35.05	3,669	104.1	28.15
Saldo Primário [SP=RF-(DC-JD)]	-430		357			589		
Saldo Corrente (SC=RT-DC)	-453		224			402		

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

1 Valores em Bilhões de Meticais

2 Programado = 100,00

3 Taxa de Crescimento em relação ao ano anterior.

**Tabela 7.7b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado
(1994 – 1996)**

	Valores (Bilhões de Meticais)		
	1994	1995	1996
SALDO GLOBAL S/ DONATIVOS (SGSD=RT-DT)	-2,572	-2,639	-3,267
Donativos Recebidos (DR)	1,856	2,090	2,291
Projetos			
Não-Projetos			
SALDO GLOBAL C/ DONATIVOS (SGCD=SGSD-DR)	-716	-549	-976
Financiamento Externo Líquido	789.4	816	1,377
Desembolsos	936.7	1,097	1,745
Projetos	596.68		
Não-Projetos	340.02		
Amortizações	-147.3	-281	-368
Financiamento Interno Líquido	-73	-161	-401
Crédito Bancário	-150		-436
Outros Financiamentos			62

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

**Tabela 7.8a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal
(1997 – 1999)**

Receitas e Despesas									
Realizado¹ – Percentual do Programado² – Taxa de Crescimento³									
	1997			1998			1999		
RECEITA TOTAL (RT=RF+RNF)	4,583	102.3	31.73	5,311	119.8	15.88	6,208	99.2	16.89
Receitas Fiscais (RF)	4,232	101.6	32.54	4,946	122.1	16.87	5,734	99.5	15.93
Impostos S/ Rendimento	878	126.9	38.70	951	105.2	8.31	867	107.6	-8.83
Impostos S/ Bens e Serviços	2,388	98.3	38.27	2,866	100.2	20.02	3,638	98.8	26.94
Impostos S/ Comércio Internacional	812	91.1	17.17	951	91.4	17.12	1,046	98.1	9.99
Outros Impostos e Taxas	154	101.3	10.00	178	93.4	15.58	183	88.4	2.81
Receitas Não-Fiscais (RNF)	351	111.4	22.73	365	87.9	3.99	474	95.0	29.86
DESPESA TOTAL (DT=DC+DI)	9,061	95.7	34.32	10,208	88.3	12.66	12,815	97.4	25.54
Despesas Correntes (DC)	4,244	99.5	37.93	5,269	115.6	24.15	6,332	96.7	20.17
Defesa e Segurança	840	98.1	19.32						
Salários	935	95.9	28.79	2,076	103.9	122.03	2,995	103.0	44.27
Bens e Serviços	995	95.4	29.39	1,838	136.7	84.72	1,928	99.8	4.90
Juros da Dívida Pública (JD)	530	86.2	12.05	458	88.0	-13.58	324	60.1	-29.26
Outras Despesas Correntes	944	121.6	133.09	897	175.9	-4.98	1,085	92.6	20.96
Despesas de Investimento (DI)	4,817	92.5	31.29	4,641	70.8	-3.65	6,001	98.1	29.30
Saldo Primário [SP=RF-(DC-JD)]	518			135			-274		
Saldo Corrente (SC=RT-DC)	339			42			-124		

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

1 Valores em Bilhões de Meticais

2 Programado = 100,00

3 Taxa de Crescimento em relação ao ano anterior.

**Tabela 7.8b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado
(1997 – 1999)**

	Valores (Bilhões de Meticais)		
	1997	1998	1999
SALDO GLOBAL S/ DONATIVOS (SGSD=RT-DT)	-4,478	-4,897	-6,607
Donativos Recebidos (DR)	3,227	3,747	5,408
Projetos			2,271.4
Não-Projetos			3,136.6
SALDO GLOBAL C/ DONATIVOS (SGCD=SGSD-DR)	-1,251	-1,150	-1,199
Transferência do BM devido ao HIPC			
Financiamento Externo Líquido	1,869	2,118	960
Desembolsos	2,292	2,717	1,298
Projetos			
Não-Projetos			
Amortizações	-423	-499	-338
Financiamento Interno Líquido	-618	-1,067	
Crédito Bancário	-567	-1,067	
Outros Financiamentos	-14		

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

**Tabela 7.9a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal
(2000 – 2002)**

Receitas e Despesas									
Realizado¹ – Percentual do Programado² – Taxa de Crescimento³									
	2000			2001			2002		
RECEITA TOTAL (RT=RF+RNF)	7,463	99.9	20.22	9,740	109.2	30.51	12,057	97.2	23.79
Receitas Fiscais (RF)	6,857	98.5	19.58	8,400	107.4	22.50	10,629	94.8	26.54
Impostos S/ Rendimento	1,008	96.2	16.26	1,519	127.6	50.69	2,116	107.4	39.30
Impostos S/ Bens e Serviços	4,331	98.0	19.05	5,169	100.8	19.35	6,404	93.0	23.89
Impostos S/ Comércio Internacional	1,297	111.3	24.00	1,477	121.8	13.88	1,851	92.1	25.32
Outros Impostos e Taxas	221	67.8	20.77	235	79.4	6.33	258	75.9	9.79
Receitas Não-Fiscais (RNF)	606	118.1	27.85	1,070	126.5	76.57	1,427	119.2	33.36
DESPESA TOTAL (DT=DC+DI)	16,735	96.8	30.59	24,580	99.2	46.88	29,038	102.0	18.14
Despesas Correntes (DC)	7,836	97.7	23.75	10,346	96.5	32.03	3,469	99.2	-66.47
Defesa e Segurança									
Salários	3,844	98.7	28.35	4,946	98.9	28.67	6,206	102.7	25.48
Bens e Serviços	1,976	90.4	2.49	2,715	86.8	37.40	3,163	94.9	16.50
Juros da Dívida Pública (JD)	118	97.5	-63.58	477	88.7	304.24	1,274	89.1	167.09
Outras Despesas Correntes	1,898	104.3	74.93	2,208		16.33	2,826	101.8	27.99
Despesas de Investimento (DI)	7,826	97.3	30.41	11,808	105.3	50.88	12,155	101.4	2.94
Saldo Primário [SP=RF-(DC-JD)]	-861			-1,469			8,434		
Saldo Corrente (SC=RT-DC)	-373			-606			8,588		

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

1 Valores em Bilhões de Meticais

2 Programado = 100,00

3 Taxa de Crescimento em relação ao ano anterior.

**Tabela 7.9b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado
(2000 – 2002)**

	Valores (Bilhões de Meticais)		
	2000	2001	2002
SALDO GLOBAL S/ DONATIVOS (SGSD=RT-DT)	-9,272	-14,840	-16,981
Donativos Recebidos (DR)	6,855	10,519	10,027
Projetos	3,810	7,044	6,733
Não-Projetos	3,045	3,475	3,294
SALDO GLOBAL C/ DONATIVOS (SGCD=SGSD-DR)	-2,417	-4,321	-6,954
Transferência do BM devido ao HIPC	485	513	539
Financiamento Externo Líquido	1,674	2,797	5,405
Desembolsos	1,956	3,108	5,891
Projetos	1,484	1,624	2,514
Não-Projetos	472	1,484	3,377
Amortizações	-282	-311	-486
Financiamento Interno Líquido	479	1,382	800
Crédito Bancário	-266	682	-1,028
Obrigações do Tesouro	745	700	1,828

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

**Tabela 7.10a – Resumo do Desempenho da Política Fiscal
(2003 – 2004)**

Receitas e Despesas				
Realizado¹ – Percentual do Programado² – Taxa de Crescimento³				
	2003		2004	
RECEITA TOTAL (RT=RF+RNF)	14,714	22.04	16,562.2	12.56
Receitas Fiscais (RF)	13,695	28.85	14,434.4	5.40
Impostos S/ Rendimento	3,235	52.88	3,547.9	9.67
Impostos S/ Bens e Serviços	7,799	21.78	8,225.8	5.47
Impostos S/ Comércio Internacional	2,229	20.42	2,217.4	-0.52
Outros Impostos e Taxas	432	67.44	443.3	2.62
Receitas Não-Fiscais (RNF)	1,019	-28.59	2,127.7	108.80
DESPESA TOTAL (DT=DC+DI)	28,969	-0.24	32,728.0	12.98
Despesas Correntes (DC)	15,119	335.83	19,006.4	25.71
Defesa e Segurança				
Salários	7,734	24.62	9,195.0	18.89
Bens e Serviços	2,991	-5.44	3,966.0	32.60
Juros da Dívida Pública (JD)	1,319	3.53	1,321.4	0.18
Outras Despesas Correntes	3,075	8.81	4,524.0	47.12
Despesas de Investimento (DI)	13,369	9.99	12,880.0	-3.66
Saldo Primário [SP=RF-(DC-JD)]	-105		-3,251	
Saldo Corrente (SC=RT-DC)	-405		-2,444	

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

1 Valores em Bilhões de Meticais

2 Programado = 100,00

3 Taxa de Crescimento em relação ao ano anterior.

**Tabela 7.10b – Financiamento do Orçamento Geral do Estado
(2002 – 2004)**

	Valores	
	(Bilhões de Meticais)	
	2003	2004
SALDO GLOBAL S/ DONATIVOS (SGSD=RT-DT)	-14,255	-16,165.8
Donativos Recebidos (DR)	10,237	10,810.9
Projetos		
Não-Projetos		
SALDO GLOBAL C/ DONATIVOS (SGCD=SGSD-DR)	-4,018	-5,354.9
Transferência do BM devido ao HIPC		
Financiamento Externo Líquido		
Desembolsos		
Projetos		
Não-Projetos		
Amortizações		
Financiamento Interno Líquido		
Crédito Bancário		
Obrigações do Tesouro		

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

**Tabela 7.11 – Balança Comercial
(1994 – 2004)**

	Exportações		Importações		Saldo	
	Milhões de USD	Δ%	Milhões de USD	Δ%	Milhões de USD	Δ%
1994	149.50	13.43	1,018.60	6.69	-869.1	5.61
1995	174.30	16.59	727.00	(28.63)	-552.7	(36.41)
1996	226.10	29.72	782.60	7.65	-556.5	0.69
1997	230.00	1.72	760.00	(2.89)	-530.0	(4.76)
1998	244.60	6.35	817.30	7.54	-572.7	8.06
1999	283.70	15.99	1,199.70	46.79	-916.0	59.94
2000	364.00	28.30	1,162.30	(3.12)	-798.3	(12.85)
2001	703.10	93.16	957.10	(17.65)	-254.0	(68.18)
2002	809.80	15.18	1,215.70	27.02	-405.9	59.80
2003	1,043.80	28.90	1,648.60	35.61	-604.8	49.00
2004	1,503.90	44.08	1,849.70	12.20	-345.8	(42.82)

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

APÊNDICE B – Evolução das Classes de Bens da Inflação em Moçambique (1994-2004)

Tabela 8.1 – Evolução do IPC-DNE/ CNP no Período 1994-1996

	Taxas de Crescimento Acumuladas dos Principais Produtos											
	1994				1995				1996			
	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.
Total do IPC		28,6	44,9	70,8	10,7	21,4	27,6	57,0	21,4	17,2	13,0	16,6
Cereais	23,4	20,9	80,7	83,1	2,5	37,7	62,8	104,4	9,5	7,0	4,4	0,8
Hortícolas	36,4	39,2	8,4	72,3	28,0	27,4	-3,2	52,8	51,7	23,5	-6,8	0,0
Carne, Peixe, Leite e Ovos	22,5	16,7	50,3	78,1	15,1	19,3	32,7	51,3	10,9	3,9	6,2	17,5
Produtos Industriais	16,5	37,2	48,7	68,8	1,4	9,9	21,5	35,0	12,5	26,0	29,2	29,6
Energia	37,2	40,4	40,4	41,8	7,0	11,3	20,9	30,3	90,4	72,5	81,5	88,5
Serviços e Transportes	0,4	0,9	1,5	2,6	0,8	58,1	58,7	60,2	0,1	36,3	36,3	36,8

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, MPF.

Tabela 8.2 – Evolução do IPC-INE no Período 1997-2002

Taxas de Crescimento Acumuladas das Classes de Bens												
	1997				1998				1999			
	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.
Total do IPC	6,9	3,7	2,3	5,8	2,7	-1,1	-4,2	-1,3		2,5	0,3	4,8
Alimentação, Bebidas e Tabaco	7,1	1,7	-1,1	3,3	3,3	-1,9	-6,4	-2,4		-0,8	-4,0	2,3
Vestuário e Calçado	13,1	13,8	14,8	15,3	0,8	1,5	0,8	0,4		-1,2	-1,5	-1,6
Conforto de Habitação	0,6	4,0	8,7	8,6	-2,5	-2,5	-2,9	-0,9		22,4	23,5	23,9
Saúde	-0,1	0,4	2,7	3,8	4,6	1,3	5,9	5,9		-1,0	-2,1	-2,3
Transportes e Comunicações	39,5	39,7	39,7	44,5	8,0	7,8	7,8	7,7		-0,2	0,6	1,1
Educação, Cultura e Lazer	4,1	10,8	9,4	13,8	10,1	9,1	9,8	10,2		-2,1	2,1	2,6
Outros Bens e Serviços	4,3	6,6	7,9	9,7	2,5	2,1	3,0	0,2		1,2	0,2	0,2

Taxas de Crescimento Acumuladas das Classes de Bens												
	2000				2001				2002			
	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.
Total do IPC	9,7	10,9	11,1	11,4	9,7	5,1	10,6	21,9				9,12
Alimentação, Bebidas e Tabaco	9,0	10,0	8,2	8,2	-1,7	5,2	11,0	26,9				5,17
Vestuário e Calçado	1,1	1,4	0,1	-0,1	4,6	8,4	11,3	19,2				0,25
Conforto de Habitação	17,9	16,4	19,5	20,5	1,5	5,8	13,0	15,8				1,68
Saúde	0,7	-1,4	-1,8	-0,9	2,2	4,3	9,1	8,4				0,26
Transportes e Comunicações	8,7	23,8	35,6	37,9	-0,1	6,6	6,8	18,9				1,14
Educação, Cultura e Lazer	3,4	5,1	7,5	5,7	0,1	0,1	1,2	7,1				0,25
Outros Bens e Serviços	0,9	6,0	8,6	9,7	-2,9	0,2	4,7	9,5				0,37

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, INE.

Tabela 8.3 – Evolução do IPC-INE no Período 2003-2004

Taxas de Crescimento Acumuladas de Bens Alimentares e Bens Não-Alimentares								
	2003				2004			
	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.	MAR.	JUN.	SET.	DEZ.
Total do IPC	13,7	14,4	14,0	13,8	13,5	13,3	11,1	9,1
Bens Alimentares	17,1	20,4	17,2	15,6	14,6	13,6	8,1	6,8
Bens Não-Alimentares	8,8	6,0	9,5	11,1	11,7	12,7	15,6	12,8

Elaboração Própria.

Fonte dos Dados: BM, INE.

ANEXO – A Inflação em Moçambique (1994-2004)

Tabela 9.1 - Taxas de Crescimento Mensais

ANO	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Agos.	Set.	Out.	Nov.	Dez.
1994	9,3	6,6	6,1	1,3	0,6	2,1	4,8	7,4	0,0	2,8	3,1	10,8
1995	4,4	-0,9	3,7	3,0	2,4	4,0	2,8	1,4	3,3	7,4	5,7	9,1
1996	4,4	10,4	1,6	0,6	-3,5	0,2	0,4	0,1	0,0	0,3	1,6	0,0
1997	4,1	2,2	-0,2	-1,0	-1,3	0,0	-0,9	1,6	-0,4	0,6	0,8	1,3
1998	1,4	1,7	-0,9	-1,0	-0,5	-1,3	-1,3	-0,3	-0,8	-0,3	1,2	1,1
1999	2,7	2,3	-1,1	0,8	-0,6	-0,3	-0,4	-0,7	-0,3	-1,2	-0,3	5,2
2000	-0,3	7,6	2,3	1,6	0,8	1,2	0,7	-1,1	0,7	0,2	-1,2	1,4
2001	-1,0	-0,2	0,7	1,1	2,4	2,1	2,4	1,7	1,0	3,9	3,4	2,8
2002	-0,2	1,3	-0,7	0,3	0,1	1,1	1,0	0,6	0,1	0,4	1,9	2,9
2003	-0,3	2,3	2,6	1,2	1,6	-0,8	0,0	0,6	0,7	1,0	0,9	3,1
2004	2,9	0,5	1,0	1,3	0,6	-0,1	0,0	-0,5	-0,2	0,6	1,1	1,5

Fonte: INE

