

Teste da Teoria Quantitativa da Moeda em Moçambique: 2000-2012

Por

Esmeralda Ester Malaquias Fumo

Dissertação Apresentada em Satisfação dos Requisitos Parciais para a Obtenção do Grau de Mestre em Economia do Desenvolvimento na Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane

Faculdade de Economia

Universidade Eduardo Mondlane

Maputo, Novembro de 2013

DECLARAÇÃO

Eu, Esmeralda Ester Malaquias Fumo, declaro por minha honra que a presente dissertação é fruto do meu próprio trabalho e que nunca foi submetida em qualquer outra instituição para qualquer outro propósito.

Esmeralda Ester Malaquias Fumo

APROVAÇÃO DO JÚRI

Esta dissertação foi julgada adequada como satisfazendo os requisitos parciais para a obtenção do grau de mestre em Economia do Desenvolvimento, aprovada em sua forma final pelos membros do júri da faculdade de Economia da universidade Eduardo Mondlane, com classificação deValores.

(Presidente do Júri)

(Arguente)

Matias Farahane

(Supervisor)

ÍNDICE

DEDICATÓRIA.....	vi.
AGRADECIMENTOS.....	vii
LISTA DE TABELAS.....	viii
LISTA DE GRÁFICOS.....	ix
LISTA DE ABREVIATURAS.....	x
SUMÁRIO.....	xii
CAPÍTULO I: INTRODUÇÃO.....	1
1.1 O Problema da Investigação.....	1
1.2 Objectivos do Estudo.....	3
1.3 Justificação do Problema da Investigação.....	4
1.4 Organização da Dissertação.....	4
CAPÍTULO II: CONTEXTUALIZAÇÃO.....	5
2.1 Considerações gerais sobre o Sistema Financeiro Nacional.....	5
2.2 Relação entre os Agregados Monetários e Inflação e PIB.....	7
2.3 Base Monetária e sua Estrutura.....	10
CAPÍTULO III: REVISÃO DE LITERATURA.....	12
3.1 Definição de Conceitos Importantes.....	12
3.1.1 Teoria Quantitativa da Moeda.....	12
3.1.2 Oferta de Moeda.....	13
3.1.3 Inflação.....	13
3.1.4 Taxa de Juro.....	13
3.2 Relação entre a Inflação e Agregados Monetários e PIB.....	14
3.3 Relação de Causalidade entre Agregados Monetários e a inflação e o PIB.....	15
3.4 Estudos Empíricos.....	17
CAPÍTULO IV: METÓDOS E PROCEDIMENTOS.....	21
4.1 Especificação do Modelo.....	21
4.2 Hipóteses.....	23
4.3 Procedimentos de Estimação.....	24
4.3.1 Teste de Raiz Unitária.....	24
4.3.2 Teste de Cointegração.....	26

4.3.3	<i>Vector de Correção do Erro</i>	27
4.3.4	<i>Teste de Estabilidade do Modelo</i>	28
4.3.5	<i>Testes Diagnósticos de Regressão</i>	29
4.4	Descrição de Dados.....	30
CAPITULO V: ANÁLISE DE RESULTADOS		32
5.1	Seleccção do Número Óptimo de Defasagens.....	32
5.2	Resultado do Teste de Raiz Unitária.....	33
5.3	Resultados do Teste de Causalidade de Granger.....	35
5.4	Resultados do Teste de Cointegração de Johansen.....	35
5.5	Resultados dos Testes Diagnósticos de Regressão.....	38
5.5.1	<i>Resultado do Teste de Normalidade</i>	38
5.5.2	<i>Resultado do Teste de Autocorelação</i>	38
5.5.3	<i>Resultado do Teste de Heteroscedasticidade</i>	38
5.6	Resultado do Teste de Cointegração de Johansen - Equação Modificada.....	39
5.7	Resultados da Estimacção do Vector de Correção do Erro.....	40
5.8	Resultados do Teste de Estabilidade do Modelo.....	41
5.9	Resultados dos Testes Diagnósticos da Equacção de Longo Prazo Modificada.....	42
5.9.1	Resultados do Teste de Normalidade da Equacção Modificada.....	42
5.9.2	Resultado do Teste de Heteroscedasticidade da Equacção Modificada.....	42
CAPÍTULO VI: CONCLUSÕES.....		43
6.1	Conclusões.....	43
6.2	Limitações do Estudo.....	45
BIBLIOGRÁFIA.....		46
ANEXOS.....		49

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho ao meu esposo, minha mãe e aos meus filhos, a Isilda Tânia, o Óscar Guibunda, o Sandro Guibunda e a Thandy Guibunda, que sempre apoiaram-me e deram-me força, assim como, acreditaram na minha capacidade para terminar o grau de mestrado. Agradeço a minha mãe Isilda Baloi e ao meu esposo Germano Guibunda, que contribuíram moral e materialmente para a minha formação acadêmica.

AGRADECIMENTOS

Os meus agradecimentos dirigem-se em primeiro lugar ao meu supervisor, Doutor Matias Farahane, pelo encorajamento dado para prosseguir com esta pesquisa e pelas contribuições valiosas prestadas na estruturação do documento, indicação de linhas de pesquisa bibliográfica, e sobre tudo, pela sua disponibilidade, a qual foi determinante para concretizar este sonho.

Em segundo lugar os meus agradecimentos vão ao Doutor José Chichava que indirectamente contribuiu para a escolha deste tema.

Em especial agradeço aos meus colegas do Departamento de Estudos Económicos e Estatística, os Drs. Pedro Munguambe, Inácio Manjama, Maria Luisa Pinto, Rafael Francisco e Angelo Noronha pelas contribuições prestadas na melhoria do trabalho, com realce para os detalhes da parte econométrica da pesquisa.

Agradeço ainda aos meus irmãos, sobrinhos e as minhas amigas, a Gilda Maria Lola e a Alda Mabulambi pelo apoio moral e carinho que prestaram na fase final desta pesquisa. Endereço um especial agradecimento a Deus, porque sem ele este sonho não teria sido materializado

Para terminar estendo os meus agradecimentos aos colegas da segunda edição do Mestrado em Desenvolvimento, aos trabalhadores em geral e ao corpo docente da Faculdade de Economia pelos ensinamentos transmitidos e pelo ambiente acolhedor que me proporcionaram durante a minha formação académica nesta faculdade. Agradeço ainda ao Banco de Moçambique pela bolsa que me concedeu, cobrindo os custos financeiros para obtenção do grau de mestrado.

LISTA DE TABELAS

Tabela 4.1: Propriedades estatísticas das séries temporais incluídas no modelo.....	31
Tabela 5.1: Número óptimo de defasagens.....	32
Tabela 5.2: Resultados do teste de Raiz Unitária.....	33
Tabela 5.3: Resultados do teste de Causalidade de Granger.....	35
Tabela 5.4: Teste de ordem de cointegração sem restrições.....	36
Tabela 5.5: Resultados do teste de cointegração de Johansen.....	36
Tabela 5.6: Equação de cointegração de Johansen.....	37
Tabela 5.7: Equação de cointegração modificada.....	39
Tabela 5.8: Resultados da estimação do VEC.....	40

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1: Taxas de crescimento anuais do M3, M2 e inflação, e Câmbio 1994-2012.....	7
Gráfico 2.2: Taxas de crescimento anual do M3, CE, PIB, 1994-2012.....	9
Gráfico 2.3: Evolução do Crédito à economia em % do PIB, 1991-2012.....	10
Gráfico 2.4: Variação anual da BaM e peso das suas componentes no total (em %).....	11
Gráfico 5.1: Evolução das séries temporais na primeira diferença.....	34
Gráfico 5.2: resultados do Teste CUSUMSQ.....	41

LISTA DE ABREVIATURAS

ADF	Augmented Dickey-Fuller
BaM	Base Monetária
BCM	Banco Comercial de Moçambique
BG	Breusch-Godfrey
BIM	Millenium BIM
BM	Banco de Moçambique
BPES	Balanço do plano Económico e Social
BPD	Banco Popular de Desenvolvimento
BPG	Breusch-Pagan-Godfrey
BSTM	Banco Standard Totta de Moçambique
BTs	Bilhetes do Tesouro
CE	Crédito à Economia
CUSUM	Cumulative Sum (Adição cumulativa)
CUSUMQ	Cumulative Sum Square (Soma dos Quadrados Cumulativos)
FIVs	Factor de inflação da Variância
FMI	Fundo monetário Internacional
FPC	Facilidade permanente de Cedência
FPD	Facilidade Permanente de Depósito
IPC	Índice de Preços no Consumidor
MCE	Modelo de Correção do Erro
MCI	Mercado Cambial Interbancário
MCL	Modelo Clássico Linear
MMI	Mercado monetário Interbancário
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
M3	Oferta Monetária
M2	Oferta Monetária (exclui depósitos em moeda estrangeira)
NMCs	Notas e Moedas em Circulação
PARP	Plano de Acção para Redução da Pobreza
PIB	Produto Interno Bruto
PRE	Programa de Reabilitação Económica
RBs	Reservas Bancárias
TQM	Teoria Quantitativa da Moeda
VAR	Vector Auto Regressivo
VEC	Vector de Correção do Erro

SUMÁRIO

Na prossecução do objectivo da inflação baixa e estável, no quadro de uma política monetária baseada num regime de metas de agregados monetários, o Banco de Moçambique recorre aos instrumentos indirectos de política monetária com vista a influenciar a oferta monetária que é o seu objectivo intermedio. O modelo de programação financeira utilizado em Moçambique segue o modelo proposto pelo Fundo Monetário Internacional e que tem suporte na Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). Neste contexto, o presente trabalho procura testar a validade desta teoria para o caso de Moçambique no período 2000-2012.

Com base na TQM, a inflação é explicada pelo excesso da oferta de moeda na economia. No entanto, a evidência a partir de dados existentes indica que a inflação e o produto interno bruto (PIB) não descrevem uma tendência clara que evidencie a verificação da TQM para o caso de Moçambique.

Para alcançar estes objectivos do estudo a presente pesquisa testa esta teoria com recurso a aplicação do teste de causalidade de Granger e de cointegração de Johansen. Neste contexto, esta pesquisa visa determinar se existe ou não uma relação de causalidade entre a oferta monetária, por um lado, e os preços e o produto interno bruto, por outro, bem como, investigar se a inflação é ou não um fenómeno monetário em Moçambique.

Os resultados encontrados indicam que existe uma relação de causalidade unidireccional no sentido da oferta de moeda para o PIB. Os mesmos indicam também que existe uma relação unidireccional no sentido da oferta de moeda para os preços. Estes resultados são por sua vez, consistentes com a teoria económica. Os resultados do teste de cointegração de Johansen indicam que em Moçambique, a inflação é explicada por factores monetários. No entanto, não foi encontrada uma relação de equilíbrio entre os preços e o PIB.

As implicações dos resultados acima sumarizados são de que o Banco de Moçambique continue a manejar os instrumentos de política monetária ao seu dispor com vista a regular a quantidade de moeda na economia e por esta via influenciar a inflação.

CAPÍTULO I

INTRODUÇÃO

1.1 O Problema da Investigação

Inflação baixa e estável e crescimento económico são de entre outros, os principais objectivos macroeconómicos de muitos países, incluindo os em vias de desenvolvimento. No caso particular de Moçambique, “o principal objectivo da política monetária é a estabilidade de preços medida por uma inflação baixa e estável, não obscurecendo dos objectivos de promoção do crescimento económico e do equilíbrio do sector externo” (Banco de Moçambique, 1992). Para que este objectivo seja alcançado, é necessário que a autoridade monetária tome medidas capazes de influenciar o seu objectivo intermédio (oferta monetária no sentido mais amplo deste agregado). A variação da oferta monetária, por sua vez, influencia a inflação e o crescimento do produto interno bruto (PIB), através do mecanismo de transmissão da política monetária.

Para almejar uma inflação baixa e estável, o Banco de Moçambique (BM) tem estado a recorrer aos instrumentos indirectos ao seu dispor nos mercados interbancários, nomeadamente o Mercado Monetário Interbancário (MMI) e o Mercado Cambial Interbancário (MCI), com vista a influenciar a base monetária (que é a variável operacional da política monetária) e esta, por sua vez, a oferta monetária medida por M3 (que é o agregado mais amplo de moeda). O BM usa também as suas taxas de juro de referência para sinalizar o sentido da política monetária. Isto é válido se a inflação for um fenómeno monetário, o que equivale dizer que controlando a oferta de moeda, a autoridade monetária pode influenciar os preços no sentido de garantir a sua estabilidade.

Em casos de economias em desenvolvimento, caracterizadas por um baixo nível de monetarização e imperfeições do mercado, tal como acontece na economia moçambicana, a relação entre a moeda por um lado e os preços e o PIB, por outro, poderá não ser consistente com a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), que é a base da teoria monetarista que suporta a condução da política monetária na maior parte dos bancos centrais.

O propósito deste trabalho é de verificar o tipo de relação existente entre o crescimento da oferta monetária, por um lado, e os preços e a produção agregada, por outro, por forma a compreender melhor se os esforços do BM visando a estabilização da inflação e contribuição para a promoção do crescimento económico estão ou não a surtir os efeitos desejados.

A evidência a partir dos dados existentes mostra que o grau de monetarização da economia moçambicana, medido pelo rácio M3/PIB, cresceu de 27,1% em 2006 para 45,6% em 2012 e a média neste período foi de 39,5%, nível considerado baixo relativamente à média dos países da SADC (53,3%), África do Sul (75,4%) e países desenvolvidos de rendimento alto com um rácio de 130% (FMI, 2011).

De acordo com o BM (2005-2012), o comportamento das notas e moedas em circulação (uma variável com um peso não desprezível na base monetária, que é a variável operacional da política monetária) não é influenciado pelas intervenções do BM nos mercados interbancários, o que pode contribuir negativamente para a eficácia da política monetária. O facto de as notas e moedas em circulação não serem influenciadas por medidas de política monetária, num contexto em que as mesmas têm um peso significativo no total da base monetária, pode contribuir para que os resultados da política monetária não estejam alinhados com as medidas de política monetária implementada pelo BM. Estes factores podem fragilizar a actuação do BM no controlo da liquidez bancária e da inflação em última instância.

A relação entre a moeda, por um lado, e os preços e o PIB, por outro, tem sido um tema de debates na literatura económica, em particular aquela que envolve a moeda e os preços. Tais debates conduziram ao surgimento de várias correntes económicas, com destaque para a dos monetaristas, dos keynesianos, dos neoclássicos, dos novos keynesianos, e dos estruturalistas. Segundo a teoria monetarista, a relação de causalidade verifica-se apenas no sentido da moeda para os preços e o produto. No longo prazo, as variações da moeda influenciam somente os preços. A outra corrente é a dos Keynesianos que argumenta uma relação de causalidade unidireccional no sentido de produto para moeda, baseada no pressuposto de que o aumento do produto gera pressão sobre a procura de moeda, e de que as variações nos preços decorrem de factores estruturais (isto é, num contexto de rigidez de preços). Neste contexto, este estudo tenta responder a seguinte questão fundamental da pesquisa: Será a inflação um fenómeno monetário em Moçambique?

A presente pesquisa cobre o período de 2000 a 2012, usando dados de frequência trimestral. A escolha deste período é explicada pela introdução dos mercados interbancários, nomeadamente o mercado cambial interbancário (MCI) em 1996 e o mercado monetário interbancário (MMI) em 1997, e pelo início, em 2000, do uso de instrumentos indirectos de política monetária (uma ferramenta importante para a prossecução do objectivo de estabilidade de preços). A outra razão da escolha daquele período foi a disponibilidade de dados sobre as variáveis incluídas no modelo usado neste estudo. Pois, os dados sobre algumas das tais variáveis só estão disponíveis a partir de 2000, como é o caso dos dados trimestrais do PIB e das taxas de juro a retalho.

1.2 Objectivos do Estudo

O objectivo geral deste estudo é investigar a validade da teoria quantitativa da moeda na sua vertente clássica (a qual argumenta que a inflação é em qualquer lugar um fenómeno monetário), ou seja, as variações da moeda tem impacto nos preços). Os objectivos específicos são:

- Averiguar se existe uma relação de causalidade entre a oferta monetária, por um lado, e os preços e o produto interno bruto, por outro; e
- Investigar se a inflação é ou não um fenómeno monetário em Moçambique.

Finalmente, os resultados associados a estes objectivos do estudo poderão contribuir para o melhoramento da gestão da política monetária, identificando a relação de causalidade entre o crescimento da oferta monetária e os preços, bem como, entre a primeira variável e o PIB. Os mesmos resultados poderão também ajudar a identificar o processo de ajustamento dos desvios de equilíbrio de curto prazo ao de longo prazo, providenciando ao BM, informação importante sobre o desfasamento entre as medidas de política monetária tomadas pelo banco central e o seu impacto na variável objectivo, a qual poderá ser usada para aprimorar as suas previsões de inflação.

1.3 Justificação do Problema da Investigação

O interesse pelo estudo da relação entre a moeda, por um lado, e os preços e a produção agregada, por outro, resulta do facto de que os dados sobre os preços e a produção agregada, quando analisados numa perspectiva de variações anuais, não mostram claramente uma tendência de alinhamento com o comportamento dos agregados monetários, não obstante em alguns períodos o comportamento dos mesmos ser consentâneo com a teoria económica. Testar a validade da teoria quantitativa da moeda para o caso de Moçambique, revela-se um assunto de interesse, tendo em conta que ainda não foram feitas pesquisas sobre este tópico usando dados sobre Moçambique. A política monetária implementada pelo BM privilegia a estabilidade de preços, condição para ter taxas de juro mais atractivas, que por sua vez promovem uma poupança financeira sustentável que permite o aumento do volume de recursos disponíveis para o financiamento da actividade económica. No entanto, os relatórios de desempenho económico do Governo, consubstanciados nos relatórios de Balanço do Plano Económico e Social do Governo (BPES), mostram de um modo geral um certo alinhamento com os objectivos da política monetária e cambial, contudo, os mesmos revelam por vezes uma fraca ligação entre as políticas sectoriais. Perceber o sentido de causalidade entre a oferta monetária, por um lado, e os preços e a produção agregada, por outro, bem como esclarecer se a inflação é ou não um fenómeno monetário em Moçambique poderá contribuir para se perceber melhor o alcance das medidas de política monetária tomadas pelo BM.

1.4 Organização da Dissertação

Esta dissertação está organizada em seis capítulos. O segundo capítulo é o da contextualização, que dá a informação básica sobre o sistema bancário nacional e a evolução dos agregados monetários, da inflação e do Produto Interno Bruto real (PIBr). O terceiro capítulo apresenta a revisão de literatura, na sua vertente teórica e empírica. O quarto capítulo apresenta os métodos e procedimentos. O quinto capítulo apresenta e analisa os resultados do estudo. O último capítulo apresenta as conclusões e implicações de política.

CAPÍTULO II

CONTEXTUALIZAÇÃO

Este capítulo apresenta três secções, nomeadamente, a primeira que caracteriza de forma geral, o sistema financeiro nacional, a segunda secção que faz a relação entre os agregados monetários, inflação e PIB, e a última secção que analisa a estrutura da base monetária.

2.1 Considerações Gerais sobre o Sistema Financeiro Nacional

O BM foi criado em 1975, e acumulava as funções de banco central e de banco comercial, num contexto de economia centralmente planificada. Durante os anos que seguiram, o sistema financeiro nacional apresentava as seguintes características:

- Existência de dois bancos comerciais, nomeadamente, o Banco Popular de Desenvolvimento (BPD), que era um banco estatal e o Banco Standard Totta (BSTM), que era constituído em 100% por capitais privados;
- Taxas de juro, taxas de câmbio, preços e comissões determinados administrativamente, pelas autoridades governamentais;
- Concessão de crédito com base em critérios quantitativos de distribuição sectorial;
- Défice fiscal financiado directamente pelo banco central, por via da emissão, causando pressão inflacionária.

O colapso do sistema de economia centralmente planificada em meados da década de 80 levou o governo a aderir as instituições de *Bretton Woods* em 1984, e na sequência desta adesão, o governo iniciou em 1987 a implementação do Programa de Reabilitação Económica (PRE). Este programa tinha como principais pilares, o ajustamento estrutural e a liberalização económica, incluindo a do sistema financeiro nacional.

No quadro das medidas do PRE, o BM passou a partir de 1992 a exercer apenas as funções de banco central, tendo sido criado no mesmo ano o Banco Comercial de Moçambique (BCM), actualmente Millennium BIM, que ficou com a parte comercial que estava no BM. A partir de 1992, com o suporte legal da Lei 1/92, a implementação da política monetária pelo BM passou a basear-se no regime de metas de agregados monetários, num contexto de taxas de

câmbio flexíveis¹. Neste âmbito, a estratégia da política monetária do BM em vigor, define como variável operacional a base monetária², variável constituída pelas reservas bancárias e pelas notas e moedas em circulação fora do BM, enquanto, o M3 é o objectivo intermediário e a inflação baixa e estável é o objectivo final da política monetária.

Como resultado da liberalização da economia, o sistema financeiro evoluiu de dois bancos comerciais em 1992 para 18 bancos em Dezembro de 2012, dos quais quatro dominam o sistema financeiro, em termos de carteira de activos no total de activos no sistema bancário³. Na sequência das reformas do sistema financeiro, o BM prosseguiu com a transição do uso de instrumentos directos de política monetária para os indirectos, tendo sido criados em 1996 e 1997 o Mercado Cambial Interbancário (MCI) e Mercado Monetário Interbancário (MMI), respectivamente⁴. Contudo, as operações de mercado aberto têm vindo a ser aplicadas desde 2000/2001.

A criação dos mercados interbancários permitiu ao BM efectuar a gestão da política monetária com recurso aos instrumentos indirectos de política monetária, nomeadamente: os bilhetes do tesouro (BTs), as operações reverse-repo, repo, a Facilidade Permanente de Cedência (FPC), a Facilidade Permanente de Absorção (FPD), e as compras e vendas de divisas no MCI. O BM tem ainda ao seu dispor as taxas de juro da FPC e FPD, que servem de taxas de juro de referência do banco central, assim como, a taxa de reserva obrigatória que é manipulada administrativamente pelo BM.

Paralelamente ao aumento do número de bancos comerciais, o sistema financeiro nacional registou, também, um crescimento no segmento de micro-finanças. A evidência a partir de dados existentes (BM, 2012) indica a existência de 18 bancos, 198 instituições de Microcrédito, 8 Micro-Bancos, e sete cooperativas, em Dezembro de 2012.

¹ O regime de câmbios flexíveis foi adoptado no ano 2000. De 1987 a 2000 vigorou o regime de taxas de câmbio fixas.

² No passado a variável operacional da política monetária do BM foi agregado Activos Internos líquidos (AILs).

³ Os quatro maiores bancos (BIM, BCI, Barclays e Standard Bank) detêm em conjunto cerca de 80% do total dos activos do sistema bancário nacional.

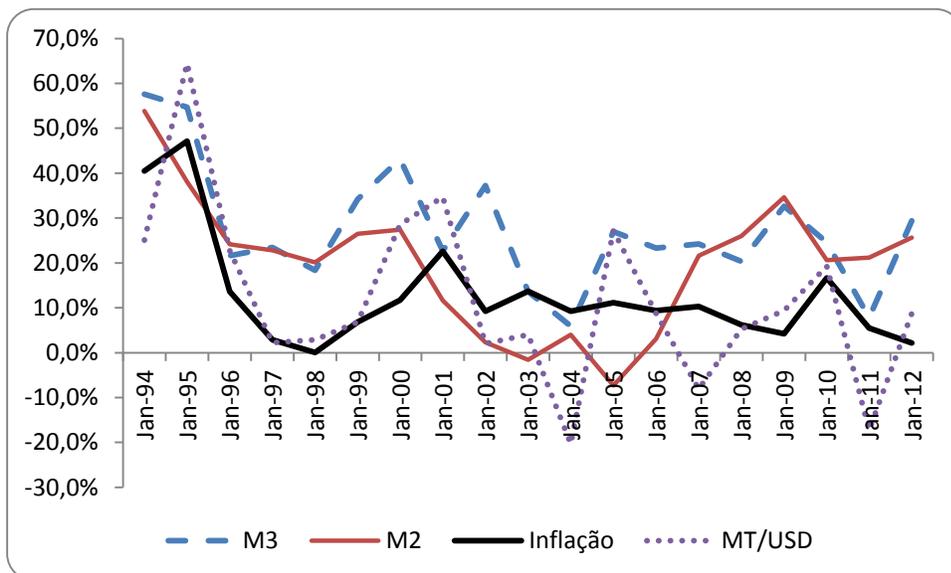
⁴ O uso de instrumentos directos consistiu na fixação administrativa de limites de crédito à economia com plafonds selectivos de crédito sectorial.

2.2 Relação entre Agregados Monetários e Inflação e PIBr

Antes de proceder à estimação do modelo econométrico para testar a validade da teoria quantitativa da moeda para o caso da economia moçambicana, analisa-se neste capítulo, com recurso a análise gráfica, a relação entre o crescimento dos agregados monetários, a inflação e o crescimento do PIBr.

O Gráfico 2.1 mostra a relação entre o crescimento dos agregados monetários, nomeadamente, a oferta monetária definida pelo M2, a oferta monetária definida pelo agregado mais amplo de moeda (M3) e a inflação. Nota-se uma maior volatilidade do crescimento anual do M3 em relação ao crescimento do M2 e da inflação anual. Este comportamento do M3 pode estar associado em parte à volatilidade da taxa de câmbio, uma vez que este agregado contempla depósitos constituídos em moeda estrangeira e consequentemente é afectado pela flutuação cambial. Constata-se no gráfico que de um modo geral a variação da taxa de câmbio e do M3 movem-se no mesmo sentido, sendo que a aceleração da depreciação da taxa de câmbio é acompanhada por aceleração do crescimento do M3, o que evidencia uma política monetária expansiva.

Gráfico 2.1: Taxas de crescimento anuais do M3, M2, Inflação, e Cambio, 1994-2012



Fonte: INE (1994-2011) e BM (1994-2012)

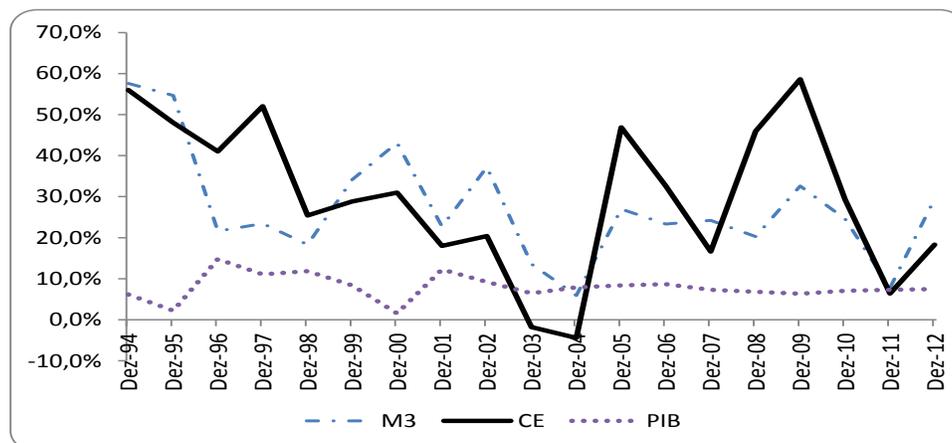
Para alguns períodos o M3 evoluiu no mesmo sentido da inflação e noutros períodos o M3 cresce a um ritmo acelerado enquanto a inflação desacelera, o que contradiz a teoria monetarista. Por exemplo, em 2009 a inflação desacelerou chegando a atingir os 4,2%, perante um aumento acelerado dos agregados monetários, o mesmo comportamento é observado em 2012, onde o crescimento do M3 acelerou em 21,6 pontos percentuais para um crescimento anual de 29,4%, enquanto, a inflação desacelerou em 3,28 pontos percentuais ao se fixar nos 2,18%.

Em 2009, de acordo com o relatório anual do BM referente ao mesmo ano, o comportamento da inflação esteve associado ao crescimento da produção, redução dos preços das mercadorias no mercado internacional, desaceleração da inflação sul-africana, bem como, ao congelamento dos preços dos combustíveis por parte do governo. Em 2012, o comportamento da inflação e dos agregados monetários foi idêntico ao de 2009, tendo o crescimento dos agregados monetários acelerado, a reflectir uma política monetária acomodatória, contra a desaceleração da inflação, justificada fundamentalmente, pela relativa estabilidade da taxa de câmbio do Metical face ao Rand e ao aumento da produção interna de produtos frescos, como é o caso das hortícolas.

O gráfico 2.2 indica que de 2009 a 2011, o crescimento anual da oferta monetária (M3) e do crédito à economia desacelerou, em 24,8 pontos percentuais e 52 pontos percentuais para taxas de crescimento anual de 7,8% e 6,4%, respectivamente. No entanto, neste período a inflação anual acelerou de 4,21% em 2009 para 16,6% em 2010, seguida de uma desaceleração para 5,5% em 2011. Em 2012, os agregados monetários incrementaram a ritmos acelerados, enquanto a inflação continuou a desacelerar. A partir da análise gráfica não fica claro se o comportamento da inflação resulta ou não das medidas de política monetária tomadas pelo BM.

No mesmo gráfico nota-se ainda que o crescimento do PIB após ter atingido em 1996 uma taxa de crescimento anual de 14,8%, desacelerou nos anos seguintes e registou a taxa de crescimento mais baixa de 1,5% em 2000, ano em que a economia foi assolada por cheias. De 2003 a 2012 o crescimento do PIB foi estável e variou na banda de 7% a 8,4%.

Gráfico 2.2: Taxas de crescimento anual do M3, CE e PIB, 1994-2012

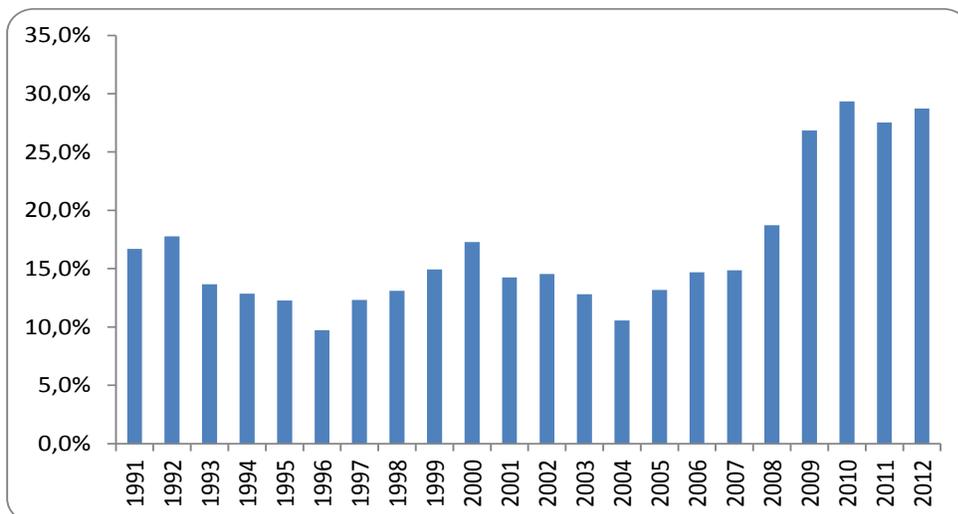


Fonte: INE (1994-2011) e BM (1994-2012)

O aumento do PIB nos últimos dez anos foi acompanhado por um crescimento nominal anual do M3 e do crédito à economia que, no entanto, tiveram um comportamento volátil ao longo deste período. O crédito à economia que tinha crescido em 58% em 2009 desacelerou continuamente em 2010 e 2011, no mesmo período as taxas de juro médias anuais do crédito à economia incrementaram, tendo passado de 19,8% em 2009 para 23,6% em 2011 e 21,38% em Dezembro de 2012. O crescimento assinalável do crédito a economia no período de 2005 a 2009 poderá ter sido motivado, de entre outros factores, pela estabilidade do país, o que contribuiu para a activação de empresas do sector produtivo que haviam sido paralisadas no período da guerra civil.

O gráfico 2.3 mostra a evolução do crédito a economia em percentagem do PIB, de onde se constata uma tendência crescente deste rácio no período de 1994 a 2012, não obstante, uma ligeira queda do mesmo em 2011, facto explicado pela desaceleração acentuada do crédito à economia no mesmo ano.

Gráfico 2.3: Evolução do Crédito a Economia em Percentagem do PIB, 1991-2012

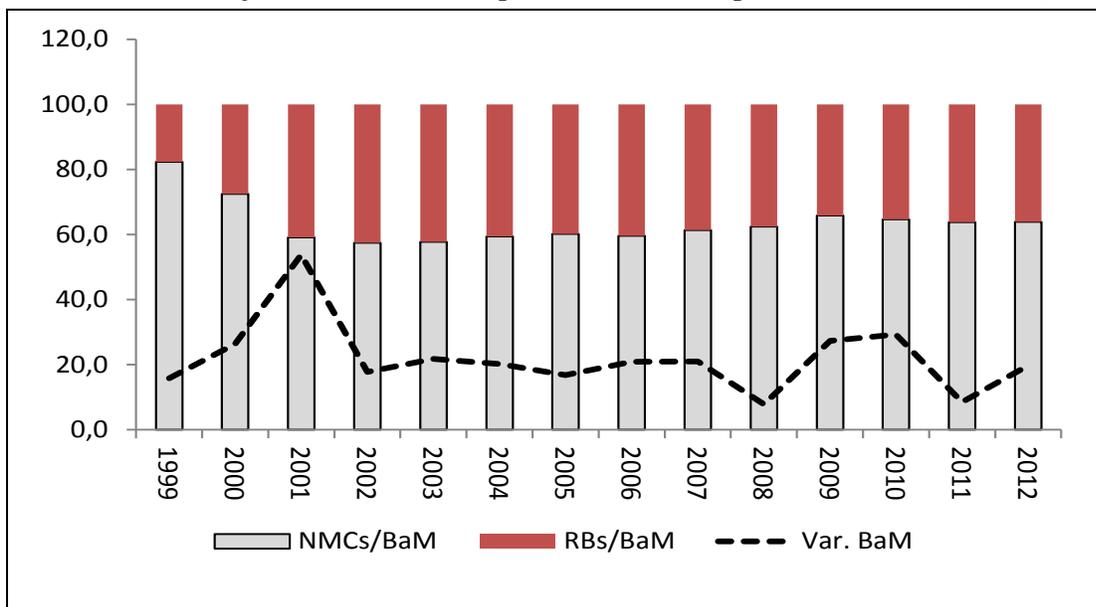


Fonte: INE, BM (1991-2012)

2.3 Base Monetária e sua Estrutura

Para influenciar o comportamento da BaM, o BM recorre aos instrumentos indirectos de política monetária, sobretudo, as operações de mercado aberto. A manipulação destes instrumentos afecta apenas as reservas bancárias, ficando as notas e moedas em circulação (NMCs) fora do controle da autoridade monetária. Assim, nos períodos de pico da comercialização agrícola, sobretudo das culturas de rendimento, as empresas intervenientes neste processo demandam elevadas somas de numerário para pagamento dos camponeses e dada a fraca cobertura bancária, estes montantes acabam ficando na posse do público por muito tempo e fazendo com que o seu retorno ao banco seja lento. O gráfico 2.4 mostra a evolução da BaM em termos de variação anual e da sua estrutura (peso das componentes no total do agregado).

Gráfico 2.4: Variação anual da BaM e peso das suas componentes no total (em %)



Fonte: BM (2012)

Como se pode observar no gráfico acima, o peso das NMCs na BaM nos últimos 10 anos foi em média de 61,3%, contra 39,7% das reservas bancárias, contudo, nos últimos três anos o mesmo gráfico mostra um ligeiro crescimento da importância das reservas bancárias na BaM, em detrimento da redução do peso das NMCs. O gráfico 2.4 mostra ainda uma estabilidade no crescimento anual da BaM no período entre 2002-2007, enquanto em 2009 ocorreu um aumento em 27%, explicado pela aceleração do crescimento das NMCs na magnitude de 19,4 pontos percentuais, contra mais 10,5 pontos percentuais no crescimento das reservas bancárias, o que revela que as NMCs influenciaram significativamente o comportamento da BaM. Em 2012, o crescimento da BaM volta a acelerar em resultado das medidas acomodáticas tomadas pelo Banco central a partir de meados de 2011.

CAPÍTULO III

REVISÃO DE LITERATURA

Este capítulo está dividido em quatro secções. A primeira secção apresenta a definição de conceitos importantes, mais concretamente os conceitos básicos directamente relacionados com o tópico deste estudo. A segunda secção apresenta as teorias que explicam a relação existente entre os agregados monetários, por um lado, e os preços e a produção agregada, por outro. A terceira secção descreve a teoria subjacente a causalidade de Granger e a última secção apresenta alguns estudos empíricos anteriores a esta pesquisa.

3.1 Definição de Conceitos Importantes

Neste estudo, os principais conceitos são a teoria quantitativa da moeda, a oferta de moeda, a inflação, e a taxa de juros.

3.1.1 *Teoria Quantitativa da Moeda*

A teoria quantitativa da moeda analisa o equilíbrio da economia no sector monetário. Os principais defensores do monetarismo, com destaque para Friedman e Schwartz (1963) defendem que a oferta de moeda é uma variável exógena e que a inflação é causada pelo excesso de moeda na economia. Os monetaristas assumem que, com base na teoria quantitativa da moeda, a política monetária é um instrumento capaz de neutralizar choques económicos, através do controle da oferta de moeda que por sua vez vai influenciar a procura agregada. Friedman argumenta que a velocidade de circulação de moeda é estável e que as variações da oferta de moeda constituem os principais factores de variação de preços e da produção agregada no curto prazo e que no longo prazo, a moeda tem um impacto somente nos preços.

A visão keynesiana da TQM assume que a moeda é uma variável endógena, determinada por factores reais da economia (existência de recursos desempregados na economia). Sendo assim, as variações na oferta de moeda não afectam somente os preços, mas também o nível de produção agregada.

3.1.2 Oferta de Moeda

De com Mankiw (2001), a oferta de moeda é o conjunto de todos os meios de pagamento utilizados pelas famílias e pelos agentes económicos para efectuarem as suas transacções, incluindo os activos menos líquidos, num determinado momento. Existem várias medidas-padrão da oferta monetária, nomeadamente, o M1 (que é o somatório das notas e moedas em circulação e dos depósitos à ordem), o M2 (que incorpora o M1 mais os depósitos a prazo), e o M3 que para o caso moçambicano é a agregação do M2 e dos depósitos da economia em moeda estrangeira. A oferta de moeda é geralmente gerida pelo banco central. Para efeitos desta pesquisa, o conceito de moeda utilizado é o M3. De acordo com os monetaristas o excesso de moeda é o principal determinante da inflação no longo prazo.

3.1.3 Inflação

A inflação é definida como a subida persistente e generalizada do índice geral de preços (medido pelo índice de preços no consumidor ou pelo deflector do PIB). A inflação pode ser explicada por factores do lado da oferta, da procura e também por factores estruturais. Friedman (1963), um dos principais defensores do monetarismo, defende que a inflação é sempre e em toda parte um fenómeno monetário.

3.1.4 Taxa de Juro

A taxa de juro nominal é de acordo com Mankiw (2001) aquela que o banco informa aos clientes. O mesmo autor refere que a taxa de juro é uma variável importante na macroeconomia porque faz a ligação entre a economia do presente e do futuro. Um aumento da oferta monetária, dado o mesmo nível de procura, tem impacto na redução da taxa de juros. A taxa de juro é por seu turno, um dos principais instrumentos de política monetária utilizado pelos bancos centrais para influenciar o comportamento da inflação.

A taxa de juro real é igual a taxa de juro nominal menos a inflação. Neste estudo, a taxa de juro considerada no modelo de inflação é a real, que resultou da diferença entre a taxa de juro nominal dos empréstimos concedidos pelos bancos comerciais ao público e a inflação.

3.2 Relação entre a Inflação e Agregados Monetários e PIB

A relação entre a inflação, por um lado, e agregados monetários e o PIB, por outro, pode ser analisada no quadro das teorias monetaristas e keynesiana. Estas duas teorias explicam de maneira diferente a relação e o sentido de causalidade entre estas variáveis.

De acordo com a teoria monetarista, as variações da oferta monetária têm um impacto de curto prazo na inflação e na produção agregada e o sentido de causalidade entre estas variáveis verifica-se somente do lado da moeda para os preços e produção agregada. No longo prazo, as variações da oferta monetária afectam somente os preços numa magnitude igual à da variação da moeda. Neste caso, a teoria monetarista prevê, na regressão de preços sobre moeda, um coeficiente da variável explicativa “moeda” positivo e igual à unidade, no pressuposto de que a economia já atingiu o pleno emprego.

Por sua vez, os pós-keynesianos defendem que as oscilações na oferta monetária não provocam variações significativas na produção agregada. Segundo a teoria keynesiana, as variações do rendimento é que afectam a oferta monetária por via das variações da procura de moeda. Assim, a causalidade é unidireccional no sentido do rendimento para a moeda, enquanto a inflação é explicada fundamentalmente por factores estruturais.

Os monetaristas baseiam-se na TQM para explicar que a inflação é determinada por aumentos persistentes na oferta de moeda. Segundo Friedman (1963), a inflação é sempre e em qualquer lugar um fenómeno monetário. A oferta de moeda é, neste caso, uma variável exógena. Assim, manipulando os instrumentos de política monetária ao seu dispor, o banco central tem o poder de influenciar o nível de oferta monetária e esta, através do mecanismo de transmissão, afecta os preços e o nível de produção agregada. Os monetaristas descartam a hipótese de existência de uma Curva de Phillips de longo prazo, sendo as variações da moeda a causa e a inflação, o efeito no longo prazo.

Este estudo baseia-se fundamentalmente na verificação da TQM desenvolvida por Fisher (1911) e mais tarde reformulada por Friedman (1956). De acordo com Friedman, a TQM é expressa pela seguinte equação:

$$P = \frac{VM}{Y}, \quad (3.1)$$

onde P é o nível de preços (o qual pode ser medido pelo índice de preços no consumidor ou pelo deflactor do PIB), V é a velocidade de circulação da moeda, M é a oferta nominal de moeda e Y é o produto real. Logaritmizando a equação (3.1), obtém-se:

$$\log(P) = \log(V) + \log(M) - \log(Y), \quad (3.2)$$

onde \log é o logaritmo natural. Assumindo que, $\log(P) = p$, $\log(V) = v$, $\log(M) = m$ e $\log(Y) = y$, a equação (3.2) passa a ser reescrita da seguinte forma:

$$p = v + m - y, \quad (3.3)$$

onde p é o logaritmo do índice de preços, v é o logaritmo da velocidade de circulação da moeda, m e y são os logaritmos da oferta monetária e da produção agregada real, respectivamente. Foi com base nesta formulação matemática que Friedman postulou que as variações da oferta monetária induzem no longo prazo as variações, na mesma magnitude, do nível de preços, e que a moeda no longo prazo não tem nenhum impacto no crescimento real do PIB (sendo, portanto, considerada neutra). Na sua forma clássica, a TQM assume que a velocidade de circulação da moeda e a produção agregada real são constantes a curto prazo.

3.3 Relação de Causalidade entre Agregados Monetários e a Inflação e PIB

A relação de causalidade entre os agregados monetários, por um lado, e a inflação e o PIB, por outro, pode ser testada com a ajuda dos chamados “testes de causalidade”. Dentre estes, aquele que se tornou mais popular na literatura econométrica é o Teste de Causalidade de Granger, proposto por Granger (1969). Este autor argumenta que o futuro não pode causar o passado nem o presente, mas sim o contrário, ou seja valores passados podem ajudar a prever o futuro.

O teste de causalidade, de acordo com Granger, complementa a inferência estatística que pode ser feita a partir dos coeficientes de correlação, os quais mostram o grau de associação entre variáveis. Tal inferência tanto pode ter origens na causalidade como na pura coincidência de fenómenos.

A causalidade de Granger responde a pergunta de se A causa B, e determina quanto do valor corrente de B pode ser explicado pelos valores passados de A, permitindo também verificar se acrescentando valores passados de A pode se melhorar a explicação da variável B. Neste contexto, diz-se, de acordo com Granger (1969), que a variável B é Granger causada por A, se A

ajuda a prever B, o que equivale dizer que os coeficientes da série de valores de períodos passados, neste caso de A, são significativamente diferentes de zero. O conceito de causalidade comporta as seguintes componentes:

- Tempo: somente valores passados de A podem causar valores de B;
- Exogeneidade: de acordo com Sims (1972), uma condição necessária para A ser uma variável exógena em relação a B, é que A não pode *Granger* causar B;
- Independência: as variáveis A e B são independentes, se e somente se ambas não *Granger* causam a outra.

O teste de causalidade com base no método directo de Granger acima referido baseia-se no pressuposto de que a informação necessária para fazer a previsão das variáveis está contida nos dados de séries temporais sobre as mesmas. Assim, para testar a causalidade entre duas variáveis com base no teste de Granger, procede-se à estimação da regressão:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-1} + \sum b_i X_{t-1} + u_t, \quad (3.4)$$

onde o subscrito t é a dimensão temporal, X é a variável dependente, Y é a variável independente com uma defasagem, a e b são parâmetros a estimar e u é o termo de erro. Note-se que a variável dependente aparece também no lado direito da equação mas defasada um período.

Com a equação abaixo, pretende-se determinar o tipo de relação existente entre a variável (Y) e a variável (X).

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-1} + \sum d_i X_{t-1} + \Phi_t, \quad (3.5)$$

onde Y é a variável dependente, X a variável independente ou explicativa, c e d são parâmetros a estimar e Φ é o termo erro. O termo subscrito t é determinado como na equação anterior.

Nas regressões (3.4) e (3.5), a variável Y causa a variável X, se a for diferente de zero. Igualmente a variável X causa a variável Y, se d_i for diferente de zero. Outros conceitos importantes para a análise da relação de causalidade entre as variáveis económicas são os de estacionariedade e de cointegração. Na literatura sobre séries temporais, séries estacionárias são aquelas que exibem média e variância constantes. Para testar se a variável é ou não estacionária recorre-se ao teste de raiz unitária.

A presença de uma relação de cointegração entre variáveis, significa que as variáveis em análise exibem uma tendência comum no equilíbrio de longo prazo. Por outras palavras existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Segundo Miskra et al. (2010), é desejável que duas ou mais variáveis estejam co-integradas, de modo a evitar o risco de obter regressões espúrias. Contudo, neste teste não é necessariamente identificado o sentido da relação de causalidade, o qual pode, por sua vez, ser captado através do vector do Modelo de Correção do Erro (MCE). Um dos testes usados para examinar se as séries temporais estão ou não cointegradas é o teste baseado nos procedimentos de Johansen (1988).

Se as séries em análise forem estacionárias e cointegradas entre si, então pode-se avançar para a estimação do MCE. Engel e Granger (1987) definem o MCE como sendo o mecanismo de correção de erro que testa se valores desfasados da variável X podem ajudar a explicar mudanças nos valores correntes de Y assumindo que as duas variáveis são estacionárias. Assim, se as duas variáveis estiverem cointegradas, então parte da mudança corrente de X pode ser resultado de movimentos correctivos de Y . De acordo com Mishra et al. (2010), o objectivo do MCE é determinar a velocidade de ajustamento a partir do equilíbrio de curto prazo para o de longo prazo.”

3.4 Estudos Empíricos

A relação de causalidade entre a oferta de moeda e a inflação e entre a oferta de moeda e o PIB tem sido objecto de investigação há várias décadas. No entanto, os resultados têm sido divergentes devido aos vários factores que interferem no mecanismo de transmissão da política monetária. Dentre os vários estudos existentes, destacam-se aqueles realizados por Nell (1999), Budina, et al (2002), Kaple e Hssein (2006), Emerson (2006), Chimobi e Uche (2010), Omanukwue (2010) e Mishra et (2010).

Nell (1999) realizou uma pesquisa sobre a relação entre a moeda, por um lado, e os preços e produto, por outro, na África do Sul, cobrindo o período entre 1966 a 1997. A principal questão analisada nesta pesquisa era de verificar se a inflação na África do Sul durante aquele período era causada por um crescimento excessivo da oferta monetária, ou alternativamente, até que ponto a oferta monetária teve um papel passivo no processo inflacionário. A metodologia usada por Nell consistiu em: (i) realizar testes de causalidade com base no método desenvolvido

por Pesaran et al. (1996) para determinar a natureza da exogeneidade ou endogeneidade da oferta de moeda na África do Sul; (ii) estimação da equação de longo prazo da inflação; e (iii) estimação do MCE não restrito usando uma abordagem alternativa desenvolvida por Pesaran et.al. (1996).

Nell obteve resultados indicando uma relação de causalidade unidireccional no sentido da inflação para a oferta de moeda e uma causalidade bidireccional entre a inflação e o excesso da oferta de moeda. Com base nestes resultados, ele concluiu que a oferta de moeda e o excesso de moeda são variáveis endógenas em relação a inflação. O mesmo autor concluiu que o crescimento acelerado dos agregados monetários no período de 1980-1997⁵ esteve associado a um aumento persistente dos custos e a factores estruturais, sem necessariamente, implicar que a política monetária foi mais efectiva no período de implementação de medidas de controlo directo.

A implicação de política dos resultados encontrados por Nell foi de que análises futuras dos determinantes da inflação no longo prazo na África do Sul deverão focalizar os potenciais impactos inflacionários relacionados ao aumento dos custos e aos factores estruturais (além dos aspectos da alçada do banco central).

Budina et al. (2002) realizou um estudo sobre a Roménia, para o período de 1992 a 2000. Neste estudo, o teste da relação entre a moeda, por um lado, e a inflação e a produção agregada, por outro, baseou-se nas técnicas dos testes de raiz unitária (para testar a estacionariedade) e de co-integração com base nos procedimentos de Johansen e com base no MCE. Os resultados do estudo mostram que as três variáveis (moeda, inflação e produção agregada) têm uma relação de cointegração entre elas. Os mesmos autores mostram também, que a produção agregada é uma variável fortemente exógena e que a dinâmica da inflação e da moeda real são satisfatoriamente descritos pelo mecanismo de correcção do erro (que inclui efeitos significativos no curto prazo de um desequilíbrio monetário). Os coeficientes das equações dinâmicas são estáveis e não mostram sinais de quebras estruturais durante o período de liberalização.

Kaple e Hssein (2006) testaram a relação de causalidade bidireccional e tridimensional entre a moeda, produção agregada e preços no Paquistão, para o período de 1960 a 2004. A metodologia usada neste estudo foi a dos testes de co-integração, MCE, bem como a análise de

⁵ No período de (1980-1997) a política monetária foi baseada numa abordagem mais orientada para o mercado.

causalidade de Granger. Os resultados desta investigação indicam a existência de uma relação de longo prazo entre a moeda, a produção agregada e os preços. Por outro lado, os resultados do teste de Granger indicam uma relação de causalidade unidireccional no sentido do rendimento para a moeda no longo prazo, sugerindo que os factores reais mais do que a oferta monetária jogam um papel importante no aumento da produção agregada. A relação de causalidade encontrada entre a moeda e os preços é bidireccional, indicando que o crescimento da oferta de moeda tem um impacto inflacionário e que a inflação conduz ao aumento da oferta de moeda.

Emerson (2006) realizou um estudo sobre as evidências empíricas da TQM nos Estados Unidos da América, usando dados trimestrais para o período de 1959 a 2004. O autor incluiu na equação de longo prazo do lado direito, para além do PIB e da oferta monetária, a taxa de juro, como variável que explica o comportamento da velocidade de circulação da moeda. O mesmo autor concluiu com base na análise da relação de cointegração entre a moeda, por um lado, e os preços e produção agregada e taxa de juro, por outro, que existem evidências convincentes da verificação da TQM usando dados da economia americana.

Um estudo efectuado por Chimobi e Uche (2010), sobre a relação moeda-preços-produção agregada na Nigéria, para o período de 1970 a 2005, concluiu (com base nos testes de cointegração multivariado de Johansen e de causalidade de Granger) que não há relação de cointegração de longo prazo entre a moeda (M2), inflação e produção agregada (medida pelo PIB). O mesmo estudo concluiu ainda que a estabilidade da moeda pode contribuir para a estabilidade de preços, desde que a oferta de moeda seja a principal causa da inflação. O M2 aparenta uma forte relação causal com o produto real e também, com os preços.

Omanukwue (2010), testou a TQM usando dados trimestrais da Nigéria para o período de 1990 a 2008. A metodologia usada pelo mesmo autor consistiu na aplicação dos testes de cointegração de Engle and Granger para examinar a relação entre moeda, por um lado, e preços e produção agregada, por outro. Este autor assumiu que a velocidade de circulação da moeda não é constante, com base nos argumentos teóricos da moderna TQM e que os desenvolvimentos do sector financeiro, também influenciam o comportamento da inflação. Assim, o autor incluiu na equação de preços de longo prazo estimada, para além das variáveis moeda e produção agregada, a velocidade de circulação da moeda (expressa pela taxa de juro), a inflação, a produção agregada real e os desenvolvimentos do sector financeiro representados pelo rácio depósitos a ordem sobre depósitos a prazo. De acordo com o autor, a principal diferença deste estudo com as

anteriores pesquisas sobre o mesmo tema realizados para Nigéria, consiste no facto do mesmo introduzir uma medida do sector financeiro na teoria quantitativa da moeda.

O mesmo autor concluiu, por um lado, que os agregados monetários contem informação significativa para a previsão da inflação nuclear, e por outro, que a pressão inflacionária é amortecida pelo aumento da produção agregada real e pelos desenvolvimentos do sector financeiro.

Mishra et al., (2010) testaram a relação de causalidade entre a moeda, por um lado, e os preços e a produção agregada, por outro, na Índia para o período de 1951 a 2009. A metodologia usada neste estudo esteve baseada na estimação do MCE, baseado por sua vez no vector auto regressivo (VAR). Os resultados do estudo indicam a existência no longo prazo de uma causalidade bidireccional entre a oferta monetária e o produto e causalidade unidireccional no sentido do nível de preços para a produção agregada e a oferta monetária. Os resultados do mesmo estudo mostram a existência de uma relação de causalidade bidireccional entre a oferta monetária e o nível de preços e causalidade unidireccional no sentido da produção agregada para o nível de preços, no curto prazo. Os mesmos autores concluem com base nos resultados apresentados, que a moeda não é neutral e que a inflação é, no curto prazo, um fenómeno monetário.

CAPÍTULO IV

MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

Este capítulo está dividido em quatro secções. A primeira secção especifica o modelo econométrico. A segunda secção formula hipóteses em termos de parâmetros do modelo. A terceira secção descreve os procedimentos de estimação. A última secção descreve os dados de análise.

4.1 Especificação do Modelo

Para averiguar se existe uma relação de causalidade entre a taxa de crescimento da oferta monetária e a taxa de crescimento do produto interno bruto real, realizou-se o teste de causalidade de Granger proposto por Granger (1969) e descrito na secção (3.3). Neste contexto, foi estimada a seguinte regressão:

$$pib_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i m3_t + \sum_{i=1}^n \theta_i pib_{t-1} + u_t \quad (4.1)$$

onde pib_t é a taxa de crescimento do produto interno bruto em termos reais, $m3$ representa a taxa de crescimento da oferta monetária, pib_{t-1} representa a taxa de crescimento do produto interno bruto com uma defasagem, u_t indica os resíduos da equação (4.1), o subscrito t é a dimensão temporal, que representa trimestres. Para averiguar se existe uma relação de causalidade entre a taxa de crescimento da oferta monetária e a inflação, realizou-se o teste de causalidade acima referido. Mais concretamente, foi estimada a seguinte regressão:

$$p_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i m3_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i p_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

onde p é a inflação medida pela variação do índice de preços no consumidor, $m3_{t-1}$ é a taxa de crescimento da oferta monetária com uma defasagem, p_{t-1} representa a inflação com uma defasagem, α e β são coeficientes a serem estimados, associados as variáveis independentes e medem o impacto de uma variação na variável independente sobre a variável dependente, ε_t representa os resíduos da equação (4.2). Assume-se que os resíduos das equações (4.1) e (4.2) não estão correlacionados entre si.

Para investigar se a inflação é ou não um fenómeno monetário em Moçambique, foi estimado um modelo econométrico baseado na Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), expressa pela equação 3.1.

Muitos estudos assumem que a velocidade da moeda (V) é constante. Pelo contrário, este estudo assume que a velocidade de circulação da moeda é uma função da taxa de juro, isto permite verificar qual é o impacto das alterações da taxa de juro na inflação. Trata-se de um pressuposto consistente com o que é prognosticado pela moderna TQM, desenvolvida por Friedman (1956). Esta teoria não assume a velocidade de circulação da moeda como uma constante, e considera que a taxa de juro é um dos factores que influenciam o seu comportamento. Matematicamente, e seguindo o raciocínio de Emerson (2006) e de Omanukwue (2010), este pressuposto pode ser expresso pela seguinte equação:

$$VV_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \varepsilon_t, \quad (4.3)$$

onde V_t é a velocidade de circulação da moeda, R_t é a taxa de juro real das operações activas, ε_t é o termo erro, t é a dimensão temporal, que mede trimestres, e α_0 e α_1 são parâmetros do modelo. Combinando as equações (4.3) e (4.4), obtém-se a especificação matemática da inflação, que é apresentada pela equação abaixo:

$$IPC_t = \frac{(\alpha_0 + \alpha_1 R_t + \varepsilon_t) M3_t}{PIB_t} + \varepsilon_t, \quad (4.4)$$

onde IPC_t é o índice de preços no consumidor, o PIB_t mede o produto interno bruto real, e as restantes variáveis estão definidas como na equação anterior. A equação acima foi transformada para a forma funcional logarítmica, passando a ser expressa como segue abaixo.

$$\ln IPC_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 \ln PIB_t + \alpha_3 \ln M3_t + \varepsilon_t, \quad (4.5)$$

onde \ln é o logaritmo natural, R , PIB e $M3$ são definidos como anteriormente, os α_s são os parâmetros estimados e ε é o termo erro que representa a diferença entre os valores reais e os estimados.

A transformação da equação (3.1) para a forma funcional logarítmica representada pela equação (4.5) foi feita para suavizar as séries com tendência e também para permitir que os parâmetros estimados reflectam elasticidades. Assim, excluindo o coeficiente da taxa de juros, os coeficientes das restantes variáveis devem ser interpretados como elasticidades. A taxa de juro não foi logaritimizada por se tratar de uma variável expressa em percentagem.

A equação de inflação considerada nesta pesquisa é a mais apropriada para alcançar o objectivo específico da pesquisa, de averiguar se a inflação é ou não um fenómeno monetário em Moçambique. A escolha desta equação deveu-se ao facto de ela incorporar variáveis que permitem aferir sobre o impacto de uma variação da moeda e da taxa de juro na variação de preços, tendo em conta que a primeira variável está sob o controlo do banco central, enquanto, a segunda é teoricamente influenciada pelas medidas de política monetária do banco central. Este modelo foi inspirado no modelo usado por Emerson (2006), que contrariamente aos outros modelos, ele considera que a velocidade de moeda não é constante e depende da taxa de juros. Omanukwe (2010), usa um modelo mais complexo, que para além das variáveis acima referidas, inclui na equação de inflação uma medida do sector financeiro, representada pelo rácio depósitos a ordem sobre depósitos a prazo.

4.2 Hipóteses

A estimação da equação (4.1) e (4.2) consistiu na realização do teste empírico envolvendo as seguintes hipóteses:

- A variação da moeda tem impacto no produto interno bruto.

Assim, espera-se de acordo com Granger (1969), que o coeficiente da variável m_3 (δ) seja diferente de zero;

- A variação do produto interno bruto (pib) com uma defasagem tem impacto no produto interno bruto (pib) no período corrente.

Assim, espera-se de acordo com Granger (1969), que o coeficiente da variável pib_{t-1} (θ) seja diferente de zero.

A estimação

da equação (4.2), consistiu na realização do teste empírico das seguintes hipóteses:

- A variação da moeda tem impacto nos preços.

Neste contexto, espera-se de acordo com Granger (1969), que o coeficiente da variável m_3 (α) seja diferente de zero; e

- A inflação com uma defasagem (p_{t-1}) tem efeito na inflação (p) do período corrente.

Neste sentido, espera-se de acordo com Granger (1969), que o coeficiente da variável p_{t-1} (β) seja diferente de zero.

A estimação da regressão (4.5) consistiu no teste empírico das hipóteses abaixo. Todas elas foram testadas em termos dos parâmetros da equação em causa.

- A taxa de juro real (Rreal) tem um efeito negativo sobre os preços.

Neste contexto, o sinal esperado do coeficiente desta variável (α_1) é negativo. Trata-se de um sinal que é consistente com a teoria económica.

- A teoria económica prevê um sinal negativo para (α_2) que é o coeficiente da variável produto interno bruto (PIBr).

Este sinal Significa que esta variável tem um impacto negativo sobre os preços.

- A moeda tem efeito positivo sobre os preços.

Assim, de acordo com a teoria económica, o sinal esperado do coeficiente da variável moeda (α_3) é positivo.

- Neutralidade da moeda.

A teoria quantitativa da moeda prevê um sinal positivo e uma magnitude igual a unidade para o coeficiente da variável moeda (α_3).

4.3 Procedimentos de Estimação

Esta secção está dividida em cinco subsecções. A primeira subsecção apresenta o teste de raiz unitária, o qual permite aferir se as variáveis são ou não estacionárias. A segunda e a terceira subsecção especificam e desenvolvem os modelos do teste de cointegração e do vector de correcção do erro, respectivamente. A última subsecção apresenta os testes diagnósticos de regressão.

4.3.1 Teste de Raiz Unitária

O teste de raiz unitária foi realizado para determinar a estacionariedade das séries temporais incluídas nos modelos especificados na secção (4.1). Trata-se de um requisito fundamental na análise de séries temporais, por forma a se evitar a obtenção de resultados espúrios. Se as séries não forem estacionárias, os estimadores dos mínimos quadrados ordinários (MQO) perdem as suas propriedades de distribuição normal (não-enviesamento, eficiência, e consistência). O teste de raiz unitária baseado (comumente nos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) proposto por Dickey e Fuller (1979) e de Phillips e Perron (1988)), permite

determinar se as séries são ou não estacionárias. Se não forem estacionárias em nível, então elas podem ser diferenciadas de modo a tornarem-se estacionárias, isto é, passando a exibir uma média e variância constantes. Para o presente estudo, optou-se pelo teste ADF para verificar se as variáveis incluídas no modelo são ou não estacionárias. Uma das vantagens deste teste é que ele permite eliminar o problema de correlação serial nos erros, por via da adição de valores desfasados na variável dependente ou regressando. O teste ADF baseia-se na estimação da seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (4.6)$$

onde Δ é o operador de diferença, Y_t é a variável explicada, t representa a tendência linear, α_1 é a constante, n é o número óptimo de defasagens da variável dependente e e_t é o termo erro. Neste teste, a hipótese nula (H_0) é de não estacionariedade da série, e é formulada da seguinte forma:

$$H_0 : \alpha_3 = (\rho - 1), \quad (4.7)$$

Esta hipótese implica que $\alpha_3 = 0$, o que significa que a série tem raiz unitária (isto é, não estacionária). A hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada se o valor da estatística t for maior que o valor crítico (t_c) para os níveis de significância convencionais de 1%, 5% e 10%. Alternativamente, pode-se também olhar para o *p-value* da estatística t . Rejeita-se a hipótese nula se *p-value* for muito pequeno. A rejeição da hipótese nula significa que a variável em análise é estacionária. Isso quer dizer que a variável exibe uma média, variância e co-variância constantes ao longo do tempo. Se o *p-value* for grande, a variável em análise não é estacionária. Neste caso, faz-se a diferenciação da variável para torná-la estacionária.

Para determinar o número óptimo de defasagens das variáveis incluídas no modelo, recorreu-se ao Critério de Informação de Schwarz (CIS), que é gerado automaticamente pelo pacote econométrico e-Views. Matematicamente e seguindo o raciocínio de Schwarz (1978), aquele critério pode ser expresso pela seguinte equação:

$$\ln CIS = \frac{\kappa}{n} \ln n + \ln \left(\frac{SQR}{n} \right), \quad (4.8)$$

onde \ln é o logaritmo natural, CIS representa o Critério de Informação Schwarz, n é o número de observações, k é o número de parâmetros estimados no modelo dado pela equação (4.8) e SQR é a soma dos quadrados dos resíduos resultantes da mesma equação.

4.3.2 Teste de Cointegração

De acordo com Engle e Granger (1987), mesmo que as séries temporais não sejam estacionárias em níveis, é possível encontrar algumas combinações lineares entre as variáveis que convergem para uma relação de longo prazo no tempo. Assim, a cointegração entre duas ou mais séries temporais é verificada se estas tiverem uma relação de equilíbrio de longo prazo, mesmo que as mesmas não sejam estacionárias. Neste caso, o resíduo resultante da regressão entre as séries não estacionárias deverá ser estacionário ou seja $I(0)$.

Para a análise de cointegração, tem sido usados os testes propostos por Engle e Granger (1987), Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990). O primeiro teste tem a desvantagem de obter apenas um vector de cointegração, enquanto os últimos dois podem ser aplicados em equações multivariadas com mais do que um vector de cointegração. Não obstante esta desvantagem, o procedimento de Engle e Granger é apropriado para uma equação com apenas duas variáveis, porque neste caso só existe a possibilidade de existência de um vector de cointegração. Neste contexto, este estudo adopta o teste de Johansen porque o modelo de inflação estimado inclui quatro variáveis.

Sendo as séries temporais em análise cointegradas, então, pode-se avançar para a estimação do modelo do vector de correcção do erro (MVCE). Trata-se de um modelo que faz a ligação entre os aspectos relacionados com a dinâmica de curto prazo e aqueles relacionados com a dinâmica de longo prazo.

Assumindo que duas séries X e Y são integradas de ordem $I(1)$, ou seja, são estacionárias nas suas primeiras diferenças, a relação de cointegração entre estas variáveis verifica-se se existir um factor de cointegração (λ), de modo que a relação de longo prazo entre estas duas variáveis seja expressa pela seguinte equação:

$$B_t = Y_t - \lambda X_t \quad (4.9)$$

onde X_t e Y_t são variáveis cointegradas, λ é o parâmetro de cointegração das séries temporais X e Y , e t é a dimensão temporal que representa trimestres.

O teste de cointegração realizado neste estudo (teste de Johansen) toma como ponto de partida o vector auto-regressivo de ordem p dado pela seguinte equação:

$$\mathbf{K}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{K}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{K}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (4.10)$$

onde, k_t é um vector $n \times 1$ de variáveis que são integradas de primeira ordem $I(1)$, que geralmente são denotadas de $I(1)$, A_p é uma matriz de dimensão $n \times n$ parâmetros, p é o número de defasagens das variáveis, \mathbf{e}_t é um vector de inovações de $n \times 1$ variáveis, t tem a definição indicada anteriormente. Baseando-se na técnica de estimação da verosimilhança logarítmica, Johansen sugeriu dois diferentes testes de significância, nomeadamente o teste de *trace* e o teste da raíz característica máxima. O teste de *trace* é dado pela seguinte equação:

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (4.11)$$

onde J_{Trace} é a verosimilhança logarítmica obtida através do teste *trace*, T é o tamanho da amostra, $\hat{\lambda}_i$ é o valor da correlação máxima e r é o número de vectores de cointegração. O teste *trace* testa a hipótese nula de r vectores de cointegração, contra a hipótese alternativa de n vectores de cointegração. Ainda de acordo com

Johansen, o segundo teste, o da raíz característica máxima, é dado pela seguinte equação:

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (4.12)$$

onde, J_{max} , é o valor da raíz característica máxima, $\hat{\lambda}_{r+1}$ representa os valores da raíz característica máxima associados aos diferentes vectores característicos, e T , r e l_n estão definidos como anteriormente.

Por seu turno, o teste da característica de raíz máxima considera as seguintes hipóteses: a hipótese nula de r vectores de cointegração e a alternativa de $r+1$ vectores de cointegração. A rejeição da hipótese nula implica que há pelo menos um vector de cointegração, ou seja, existe pelo menos uma relação de cointegração entre a variável dependente e as variáveis explicativas.

4.3.3 Vector de Correção do Erro (VEC)

Após a verificação da relação de cointegração, com base no teste de Johansen, foi estimada a equação do vector de correcção do erro (VCE). Esta equação constituiu a base para

simultaneamente aferir sobre os coeficientes de longo e de curto prazo das variáveis independentes e as relações dinâmicas de curto prazo. O VCE foi estimado com base na equação abaixo, que relaciona a variável dependente na sua primeira diferença ($\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$) com a variável independente, também na sua primeira diferença ($\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$).

$$Y_t = \sigma + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 X_t + \alpha_3 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.13)$$

onde as variáveis desfasadas Y_{t-1} e X_{t-1} representam níveis anteriores das mesmas variáveis, σ é o intercepto e ε_t é o termo erro.

Com base na equação (4.14), foi derivada a forma do VEC que foi usada na estimação da seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \sigma + \alpha_1 \Delta X_t + (\gamma_t - 1)(Y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad \theta = -(\alpha_0 + \alpha_1)/(\gamma_t - 1) \quad (4.14)$$

onde $\Delta Y_t = \sigma + \alpha_1 \Delta X_t + \varepsilon_t$ representa a relação de equilíbrio de longo prazo, θ é o termo de correção do erro (que capta os desvios das variáveis em relação ao seu equilíbrio), Δ é o operador de diferença, ΔY_t representa a variável dependente na primeira diferença, ΔX_t é a variável explicativa na primeira diferença, Y_{t-1} é a variável dependente desfasada em um período, X_{t-1} representa a variável explicativa desfasada em um período, ε_t é o termo de erro.

De acordo com a teoria econométrica, o sinal esperado do coeficiente de ajustamento θ deve ser negativo, significando que qualquer desequilíbrio na variável independente é compensado por um movimento inverso da variável dependente.

4.3.4 Teste de Estabilidade do Modelo

Existem vários testes para verificar a estabilidade do modelo, dentre os quais se destacam o teste de Chow, desenvolvido por Chow (1960), e os testes de adição cumulativa (CUSUM) e da soma dos quadrados cumulativos (CUSUMQ), ambos desenvolvidos por Brown *et al.* (1975).

O primeiro teste é geralmente usado para testar a presença de quebras estruturais, bem como, para determinar quando é que a variável independente produz diferentes impactos em diferentes subgrupos da amostra.

Os testes de CUSUM e de CUSUMQ têm sido aplicados no contexto em que não se conhece à priori, o ponto da quebra estrutural. Estes testes baseiam-se na soma cumulativa dos resíduos recursivos entre duas linhas (intervalo) para os níveis de significância convencionais. Neste caso,

os parâmetros serão instáveis se a soma acumulada dos resíduos recursivos estiver fora do intervalo definido entre as duas linhas críticas.

Para os dois testes, o de CUSUM e de CUSUMQ, a hipótese nula testada é de que os coeficientes estimados são estáveis. Esta hipótese é rejeitada se as linhas de CUSUM e CUSUMQ estiverem fora do intervalo definido com base nos níveis de significância convencionais de 1%, 5% e 10%. A rejeição da hipótese nula pode resultar numa regressão espúria, ou seja que não obedece a observância dos requisitos do modelo clássico linear.

4.3.5 Testes Diagnósticos de Regressão

Foram realizados testes diagnósticos de regressão para determinar a presença no modelo estimado dos seguintes importantes problemas econométricos: não-normalidade dos erros, heteroscedasticidade, e autocorrelação.

O teste de normalidade dos erros foi efectuado para determinar que os erros do modelo são independentes e identicamente distribuídos, com média zero e variância constante. Para tal e uma vez que o número de observações é igual a 50, foi realizado o teste numérico de Jarque-Berra (1980), que calcula a assimetria e a curtose dos resíduos dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As estatísticas Jarque-Berra seguem uma distribuição “qui ao quadrado (X^2)” com dois graus de liberdade. A hipótese nula testada é de que os resíduos vêm de uma população normalmente distribuída, contra a hipótese alternativa de uma distribuição não normal dos mesmos. Esta hipótese nula é rejeitada se o *p-value* da estatística “Jarque-Berra” for muito pequeno.

O teste de autocorrelação foi realizado com o objectivo de verificar se o pressuposto do modelo clássico linear (MCL) da não correlação serial dos erros é violado ou não. Para tal, foi realizado o teste de Breush Godefrey (1978), também conhecido como Teste Multiplicativo de Lagrange (LM). Este teste testa a hipótese nula de que não há correlação serial nos erros. A rejeição da hipótese nula significa que existe correlação serial ou autocorrelação nos erros.

Outro pressuposto do MCL analisado nesta pesquisa foi o da homocedasticidade, significando que a variância dos erros é constante. A violação deste pressuposto conduz ao problema econométrico conhecido como heterocedasticidade. Para detectar a presença da heteroscedasticidade no modelo, foi realizado o teste de Breuch-Pagan-Godfrey (1979). A

hipótese nula testada foi de que os erros são homocedásticos, isto é, têm variância constante ao longo do tempo.

4.4 Descrição de Dados

Antes de proceder à estimação da equação de regressão (4.5), as variáveis incluídas no modelo sofreram algumas transformações, nomeadamente a mudança do ano base do IPC de 2010 para 2003⁶, a transformação de variáveis nominais em reais (tendo, para o efeito, sido usado o IPC como deflector), e a logarítmização das variáveis (excluindo a taxa de juro, o que permite reduzir a escala das mesmas e suavizar a série).

A estimação das equações de longo prazo (4.5), do Vector de Correção do Erro (4.13), e a realização dos testes de causalidade usaram dados de séries temporais referentes ao período de 2000 a 2012. Trata-se de dados trimestrais sobre as seguintes variáveis: oferta de moeda (M3), produto interno bruto real (PIBr), índice de preços no consumidor (IPC), e taxa de juro real de empréstimo para o prazo de um ano (Rreal).

As fontes de dados sobre aquelas variáveis são:

- PIBr: os dados sobre esta variável foram extraídos das contas nacionais trimestrais produzidas e divulgadas pelo Instituto Nacional de Estatística (2013). Estes dados estão disponíveis numa periodicidade trimestral e tem como ano base 2003.
- M3: os dados sobre M3 foram obtidos junto do Banco de Moçambique (2000-2012) e são de periodicidade mensal. Para efeitos deste estudo, considerou-se o valor observado no último dia de cada trimestre de calendário como valor do trimestre. O M3 está expresso em milhões de meticais.
- IPC: considerou-se o índice de preços no consumidor compilado para a área geográfica da cidade de Maputo e divulgado pelo INE (2012). A escolha do IPC da cidade de Maputo prende-se ao facto de este ser o indicador monitorado pelo governo para efeitos de elaboração e acompanhamento da política económica do país.
- Taxa de juro (Rreal): considerou-se neste estudo a taxa de juro nominal aplicada pelos bancos comerciais nas suas operações activas (empréstimos) para com o público e deduziu-se a inflação pra obter a taxa de juro real. Esta taxa de juro reflecte a média

⁶ Esta transformação permite harmonizar o ano base do IPC com o ano base do PIB, que é 2003.

mensal do sistema bancário nacional e está expressa em percentagem. A média trimestral foi obtida através da aplicação da média aritmética das três observações mensais em cada trimestre. Os dados sobre a taxa de juro foram extraídos dos anuários estatísticos do BM (2000-2012).

A tabela abaixo apresenta o sumário estatístico das séries temporais incluídas no modelo estimado, dado pela equação (4.5).

Tabela 4.1: Sumário estatístico das séries temporais incluídas no modelo

	IPC	PIBr	M3	Real
Média	128,9966	35836,95	66732,85	22,23405
Máximo	200,2749	53427,35	177781,5	35,18541
Mínimo	65,43034	20658,21	14009,54	13,48241
Desvio-padrão	42,82035	9405,458	45732,31	4,729599
Assimetria	0,164791	0,199676	0,796813	0,745801
Curtose	1,852653	1,883568	2,364552	3,784760
Probabilidade	0,226637	0,231198	0,046604	0,051866
Observações	50	50	50	50

A tabela acima mostra que durante o período coberto por este estudo, as séries temporais do IPC e do M3 apresentam um desvio-padrão elevado em relação à sua média, o que revela uma flutuação elevada destas variáveis em torno das suas médias. Em termos de amplitude, estas duas variáveis apresentam igualmente uma diferença considerável entre os valores mínimo e o máximo.

Todas as séries incluídas no modelo apresentam uma distribuição normal, tendo em conta que os respectivos coeficientes de assimetria estão próximos de zero. No entanto, o coeficiente de assimetria das séries do M3 e da taxa de juro real indicam que a sua distribuição é de cauda longa à direita, o que significa que no gráfico de distribuição há uma maior concentração de dados à esquerda.

Os dados da curtose ou achatamento, mostram que as séries incluídas no modelo apresentam uma distribuição de dados leptocúrtica, caracterizada por uma curva mais funilada que a da distribuição normal.

CAPÍTULO V

ANÁLISE DE RESULTADOS

O presente capítulo está dividido em nove secções. A primeira secção apresenta a selecção do número óptimo de defasagens. A segunda secção apresenta e analisa os resultados do teste de raiz unitária. A terceira secção mostra os resultados do teste de causalidade de Granger. A quarta secção apresenta e analisa os resultados do teste de cointegração de Johansen. A quinta secção apresenta os resultados dos testes diagnósticos de regressão. A sexta secção apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen da equação modificada. A sétima secção apresenta os resultados da estimação do modelo do vector de correcção do erro. A oitava secção apresenta a análise da estabilidade do modelo, e a última apresenta os resultados dos testes diagnósticos da equação de longo prazo modificada.

5.1 Selecção do Número Óptimo de Defasagens

Para a selecção do número óptimo de defasagens, recorreu-se aos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Com base nestes critérios, foram encontrados os resultados apresentados na tabela abaixo.

Tabela 5.1: Número óptimo de defasagens

Séries	Critério AIC	Critério SC	Critério HQ	Defasagem reportada
PIBr	2	2	2	2
RM3	4	2	2	2
Rreal	4	2	4	2

Nota: PIBr refere-se ao produto interno bruto real; RM3 representa a oferta de moeda em termos reais; e Rreal refere-se à taxa de juro real dos empréstimos.

A tabela acima mostra que o critério de Schwarz determinou o mesmo número de defasagens para as três variáveis explicativas incluídas no modelo, enquanto os critérios de Akaike e de Hannan-Quinn não são uniformes na determinação do número em causa. Assim, o número óptimo de defasagens usado neste estudo foi aquele determinado com base no critério de Schwarz, o qual indica o menor número de defasagens comparativamente ao determinado pelos restantes dois critérios. Esta escolha também visou evitar o problema da superparametrização da equação, tendo em conta que quanto maior for o número de defasagens, maior será a perda de graus de liberdade.

5.2 Resultados do Teste de Raíz Unitária

O teste de raiz unitária baseado no teste de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) produziu resultados sumarizados na tabela 5.2, abaixo.

Para o teste de raiz unitária no nível, todos os valores observados da estatística t são menores que os respectivos valores críticos ao nível de significância de 5%. Neste contexto, não se pode rejeitar a hipótese nula de que as séries não são estacionárias. Este resultado implica que há evidência de que todas as séries consideradas no modelo não são estacionárias no nível.

Tabela 5.2: Resultados do Teste de Raíz Unitária

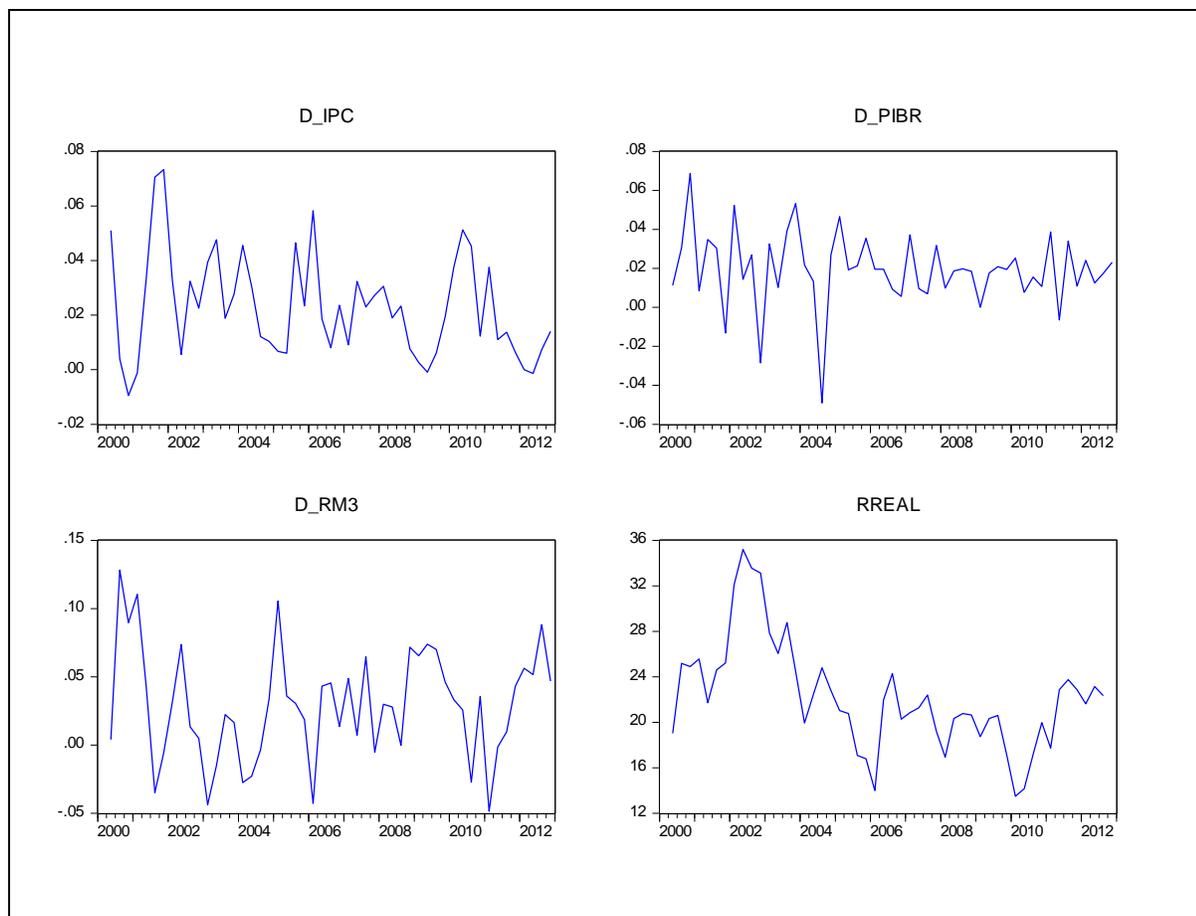
Variáveis	ADF em Níveis	Número de Desfasagens	Tendência/Intercepto	ADF em Diferenças	Ordem de Integração	Número de Desfasagens
IPC	-1,7367 (-3,504)	2	Tendência/Intercepto	-4,655 (-3,502)	I(1)	2
Rreal	-0,324 (-1,947)	2	Sem Tendência e Intercepto	-6,381 (-1,948)	I(1)	2
PIBr	-1,748 (-3,500)	2	Com tendência e Intercepto	-9,207 (-3,502)	I(1)	2
M3	-0,105 (-2,919)	2	Tendência e Intercepto	-4,804 (-2,921)	I(1)	2

Notas: os números entre parênteses são valores críticos das estatísticas t.

Por sua vez, o teste de raiz unitária na primeira diferença mostra que todos os valores estimados da estatística t são maiores que os respectivos valores críticos ao nível de significância de 5%. Assim, é rejeitada a hipótese nula de não estacionariedade das séries na primeira diferença a favor da hipótese alternativa de que as séries são estacionárias na primeira diferença.

O gráfico abaixo apresenta a evolução das séries temporais incluídas no modelo, transformadas para a primeira diferença.

Gráfico 5.1: Evolução das séries temporais na primeira diferença



Fonte: Cálculos da autora com base nos dados de análise apresentados no Anexo A.

O painel de gráficos acima mostra que as séries consideradas no modelo são estacionárias após a transformação para a primeira diferença. A série da taxa de juro real acima apresentada não foi diferenciada, contudo, após a primeira diferença ela torna-se estacionária. Neste contexto, todas as séries incluídas no modelo são integradas da primeira ordem ou seja são $I(1)$. A defasagem foi seleccionada automaticamente pelo pacote econométrico e-Views. A série da taxa de juro não tem tendência e também não tem intercepto, pois no teste de raiz unitária, os resultados obtidos com a opção da equação deste teste, incluindo a tendência, mostram que esta não é significativa. Assim, a opção escolhida é aquela sem tendência e sem intercepto, porque é difícil argumentar um nível de taxa de juro exógeno.

5.3 Resultados do Teste Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger produziu resultados apresentados no Anexo B e sumarizados na tabela abaixo.

Tabela 5.3: Resultados do teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula:	Def.	Obs.	F-Stat.	Prob.
Varição PIBr não Granger Causa variação RM3	2	49	1,54993	0,2236
Varição RM3 não Granger Causa variação PIBr			5,73699**	0,0061
Inflação não Granger causa variação do RM3	2	49	0,74526	0,4805
Varição RM3 não Granger Causa Inflação			3,26422*	0,0477

(*) Rejeita-se a Ho de que M3 não causa inflação ao nível de significância de 5%; (**) rejeita-se a Ho de que o M3 não causa PIBr ao nível de significância de 5%.

De acordo com os resultados apresentados na tabela acima, as variáveis PIBr e RM3 exibem uma relação de causalidade unidireccional, no sentido do M3 para o PIB, o que significa que as variações da oferta de moeda conduzem à variações do PIB real. Este resultado é consistente com a teoria monetarista que prevê alguma influência da variação da oferta de moeda no crescimento do PIB real, no curto prazo. Este resultado é também consistente com aquele encontrado por Chimobi e Uachi (2010) para o caso da Nigéria.

As variações da oferta monetária e a inflação apresentam, igualmente, uma relação de causalidade unidireccional no sentido de M3 para a inflação, significando que as variações da oferta de moeda causam, no sentido de Granger, as variações do IPC. Este resultado é consistente com a teoria monetarista segundo a qual “a inflação é sempre e em toda a parte um fenómeno monetário” (Friedman, 1963). Este resultado é semelhante àqueles encontrados por Chimobi e Uache (2010) e Omanukwe (2010), para a Nigéria.

A análise de causalidade com base nos resultados acima apresentados permite aferir que controlando a oferta de moeda, através da manipulação da variável operacional, o Banco de Moçambique pode influenciar o comportamento dos preços e da produção agregada.

5.4 Resultados do Teste de Cointegração de Johansen

Tendo, através da aplicação do teste de raiz unitária, sido constatado que as variáveis incluídas no modelo não são estacionárias no nível, mas sim na sua primeira diferença, prosseguiu-se com a realização do teste de cointegração para aferir sobre a relação de longo

prazo entre os preços, por um lado, e o PIB, a oferta monetária e taxa de juro, por outro lado. De acordo com o sugerido pelo proponente do teste de cointegração, adoptado neste estudo (Johansen, 1498), é condição necessária para a aplicação deste teste que as variáveis estejam integradas na mesma ordem. Neste contexto, esta condição é observada uma vez que todas as variáveis são integradas de ordem 1, ou seja são I(1).

A escolha da opção determinística no teste de cointegração foi baseada nos modelos, apresentados na Tabela 5.4, os quais mostram as relações de cointegração possíveis.

Tabela.5.4: Resultados do Teste de ordem de cointegração sem restrições

Descrição	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Tendência dos dados	Nenhum	Nenhum	Linear	Linear	Quadrática
	S/intercepto	C/ intercepto	C/intercepto	C/intercepto	C/intercepto
Tipo de teste	S/tendência	S/tendência	S/tendência	C/tendência	C/tendência
Trace	1	2	1	1	1
Maximum Eigenvalue	2	2	1	1	1

A tabela acima mostra cinco possíveis modelos relativos às componentes determinísticas num sistema multivariado. O primeiro e o último modelo não são aplicáveis por não serem realísticos. Assim, dentre os modelos 2, 3 e 4, foi seleccionado o modelo 3 que inclui apenas o intercepto, pois este é o que apresenta melhores resultados. Para os dois testes (o de *Trace* e o de *Maximum Eigenvalue*) foi encontrado um vector de cointegração ao nível de significância de 5%. O teste de cointegração produziu os resultados apresentados na tabela 5.5.

Tabela 5.5: Resultado do teste de cointegração de Johansen

Hipótese Nº. de vectors de Cointegração	Raíz característica	Estatística Trace	Valor crítico (0.05)	Prob**
Nenhum *	0,6255	66,9495	47,8561	0,0003
No máximo 1	0,2491	19,7998	29,7970	0,4365
No máximo 2	0,1080	6,0501	15,4947	0,6896
No máximo 3	0,0117	0,5636	3,8415	0,4528

Nota: O teste *trace* indica a existência de um vector de cointegração ao nível de 5%.

Hipótese Nº. de vectors de Cointegração	Raíz característica	Raíz característica Máxima	Valor crítico (0.05)	Prob**
Nenhum *	0,6255	47,1497	27,5843	0,0001
No máximo 1	0,2491	13,7497	21,1316	0,3859
No máximo 2	0,1080	5,4865	14,2646	0,6796
No máximo 3	0,0117	0,5635	3,8414	0,4528

Nota: O teste de raiz característica máxima indica a existência de um vector de cointegração ao nível de 5%.

Notas: * denota a rejeição da hipótese nula de não cointegração ao nível de significância de 5%

** valores de probabilidade de Mackinnon-Haug-Michelis (1999).

De acordo com a teoria sobre cointegração, para que se verifique uma relação de longo prazo entre as variáveis em análise, é necessário que exista pelo menos um vector de cointegração. Os resultados acima apresentados mostram que tanto para a estatística “*trace*”, como para a de raiz característica máxima, existe um vector de cointegração ao nível de significância de 5%.

Os resultados do teste de cointegração resumidos na tabela 5.5 indicam que existe apenas um vector de cointegração, não se colocando o problema da escolha do vector mais apropriado, porque não há outras alternativas. A taxa de juro é a única variável do modelo que apresenta um sinal consistente com a teoria económica.

Os resultados da estimação da equação de regressão normalizada, que resultou do teste de cointegração, vêm apresentados no Anexo C e resumidos na tabela seguinte:

Tabela 5.6: Equação de cointegração de Johansen		Variável dependente: LIPC
Variável	Coefficiente	t-estatístico
LRM3	-0,2575	-0,6072
LPIBr	1,2634	18,3530
Rreal	-0,0052	-4,5163

Nota: LRM3 = logaritmo da oferta real de moeda; LPIBr = logaritmo do produto interno bruto real; Rreal= taxa de juro real; LIPC = logaritmo do índice de preços ao consumidor.

A tabela acima mostra que os sinais dos coeficientes estimados de todas as variáveis incluídas no modelo não são consistentes com a Teoria Quantitativa da Moeda, com a excepção do coeficiente negativo da taxa de juro. Com base nos testes de significância individual, constata-se que todos os coeficientes são estatisticamente significativos, com a excepção do coeficiente da oferta monetária. Estes resultados indicam que nenhuma inferência pode ser determinada a partir do coeficiente da oferta monetária.

O coeficiente do logaritmo do PIB real indica que um aumento desta variável em 1% conduz a um aumento da inflação em 1,3%. O sinal contrário deste coeficiente pode ser explicado pelo facto de que em Moçambique, o aumento do rendimento agregado resultante de uma política monetária expansiva talvez conduza a um aumento da procura agregada não acompanhado por um aumento da oferta agregada no longo prazo.

O coeficiente da taxa de juro indica que uma subida da taxa de juro em um ponto percentual leva a uma redução dos preços em 0,005%.

5.5 Resultados dos Testes Diagnósticos da Regressão

Esta secção está dividida em quatro subsecções. A primeira subsecção apresenta e analisa os resultados do teste de multicolinearidade. A segunda e terceira secções apresentam os resultados dos testes de normalidade e de autocorrelação, respectivamente. A última subsecção apresenta e analisa os resultados do teste de heteroscedasticidade.

5.5.1 Resultados do Teste de Normalidade dos Erros

A normalidade dos erros foi testada com recurso ao teste numérico de Jarque-Berra (1980). Os resultados encontrados, e apresentados no Anexo D indicam que o *p-value* da estatística “Jarque-Berra” (0,162) é muito grande, isto é, é maior que todos os níveis de significância convencionais (1%, 5% e 10%). Neste contexto, não se pode rejeitar a hipótese nula de que os erros são normalmente distribuídos.

5.5.2 Resultados do Teste de Autocorrelação

Para testar a presença de autocorrelação nos resíduos, foi usado o teste de Breusch-Godfrey (1978). Os resultados deste teste, apresentados no Anexo E, indicam que para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, rejeita-se a hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos, a favor da hipótese alternativa da presença de autocorrelação nos resíduos. Para eliminar este problema as séries das variáveis incluídas no modelo foram transformadas com base na inclusão de valores desfasados.

5.5.3 Resultados do Teste de Heteroscedasticidade

Para detectar a presença de heteroscedasticidade no modelo, aplicou-se o teste de Breusch-Pagan-Godfrey (1979). Os resultados deste teste, apresentados no Anexo F, indicam que para os níveis de significância de 1%, 5% e 10% rejeita-se a hipótese nula de homocedasticidade dos resíduos, o que significa que a variância dos erros do modelo não é constante. Com estes resultados, conclui-se que o método dos mínimos quadrados não é apropriado para estimar os parâmetros, sendo que os desvios-padrão resultantes são incorrectos e há tendência de subestimar a precisão das estimativas. No entanto, com base na equação modificada, os resultados do teste

de heteroscedasticidade, mostram que não há evidências para rejeitar a hipótese nula de homoscedasticidade dos resíduos.

5.6 Resultados do Teste de Cointegração de Johansen - Equação Modificada

Considerando que o coeficiente estimado do PIB real apresenta um sinal contrário ao previsto na Teoria Quantitativa da Moeda e associado ao facto dos resultados da matriz de correlação apresentada no Anexo L entre as variáveis consideradas no modelo mostrarem uma forte correlação entre o PIBr e os preços, situação que é provável de conduzir ao problema de multicolinearidade, optou-se por remover esta variável do modelo. Assim, procedeu-se à estimação de uma nova equação de longo prazo. Por seu turno, apesar do coeficiente da oferta monetária ser estatisticamente insignificante e o respectivo sinal ser errado, optou-se pela manutenção desta variável no modelo por se tratar de uma variável relevante. Assim, a nova equação de longo prazo tem como variável dependente o IPC, a oferta de moeda e a taxa de juro real, como variáveis explicativas.

O novo teste de cointegração produziu os resultados apresentados no Anexo G e sumarizados na tabela 5.8. Os sinais dos coeficientes estimados de todas as variáveis da nova equação de longo prazo são consistentes com a Teoria Quantitativa da Moeda.

Variável	Coefficiente	Variável dependente: LIPC t-estatístico
LM3	0,6819	12,6946
Rreal	-0,0258	-6,4712

Os testes de significância individual mostram que os coeficientes estimados do logaritmo da oferta monetária e da taxa de juro são estatisticamente significativos ao nível de significância de 5%. Uma análise individualizada dos parâmetros estimados permite aferir o seguinte:

- O coeficiente do logaritmo da oferta real de moeda indica que um aumento da oferta de moeda (RM3) em 1% conduz ao aumento do IPC em cerca de 0,7%. Este resultado é semelhante àquele encontrado por Omanukwe (2010) e Mishra et al. (2010) que testaram a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM) usando dados da Nigéria e da Índia, respectivamente. O mesmo resultado implica que as medidas de política monetária tomadas pelo Banco de Moçambique com vista a influenciar a oferta monetária têm um impacto positivo na inflação, o que é consistente com a Teoria Quantitativa da

Moeda. Com base neste resultado, pode-se também deduzir que em Moçambique a inflação não é um fenómeno monetário, tendo em conta que o coeficiente da oferta de moeda (0.7%) não é igual à unidade.

- O coeficiente da taxa de juro real (Rreal) significa que um aumento em 1 ponto percentual desta variável resulta numa redução dos preços em 0,03%. Este resultado sugere que a tomada de medidas pelo o Banco de Moçambique para influenciar a taxa de juro dos empréstimos parece influenciar o comportamento dos preços.

5.7 Resultados da Estimação do Modelo do Vector de Correção do Erro

Após a análise da relação de longo prazo entre os preços, por um lado, e a oferta monetária e a taxa de juro, por outro lado, segue-se a análise dos resultados da estimação da equação de curto prazo envolvendo as mesmas variáveis e o respectivo processo de ajustamento relativamente ao equilíbrio de longo prazo. A análise destas relações dinâmicas é baseada no Vector de Correção do Erro (VCE).

A estimação do modelo do VCE produziu resultados apresentados no Anexo H e sintetizados na Tabela abaixo.

Tabela 5.8: Resultados da Estimação do VEC

	D(LIPC)	D(LRM3)	D(Rreal)
CointEq1	-0,0785	0,0765	-2,1704
Erro-Padrão	(0,03150)	(0,07617)	(4,1486)
t-estatístico	{-2,4300}	{1,0054}	{-0,5231}

Notas: *Coint Eq1*: equação de cointegração1; D() indica que as séries estão representadas em primeira diferença.

Estes resultados mostram que no curto prazo os coeficientes estimados têm sinais correctos, isto é, consistentes com os postulados pela Teoria Quantitativa da Moeda (TQM). No entanto, os resultados do teste de significância individual indicam que a oferta monetária e a taxa de juro são insignificantes. Assim, nenhuma inferência estatística pode ser determinada a partir dos coeficientes estimados destas duas variáveis.

O coeficiente de ajustamento apresenta um sinal negativo que é consistente com a teoria econométrica sobre a estimação do modelo de VCE. Este coeficiente negativo mostra em média a velocidade de ajustamento da inflação em direcção ao seu equilíbrio. Um coeficiente elevado

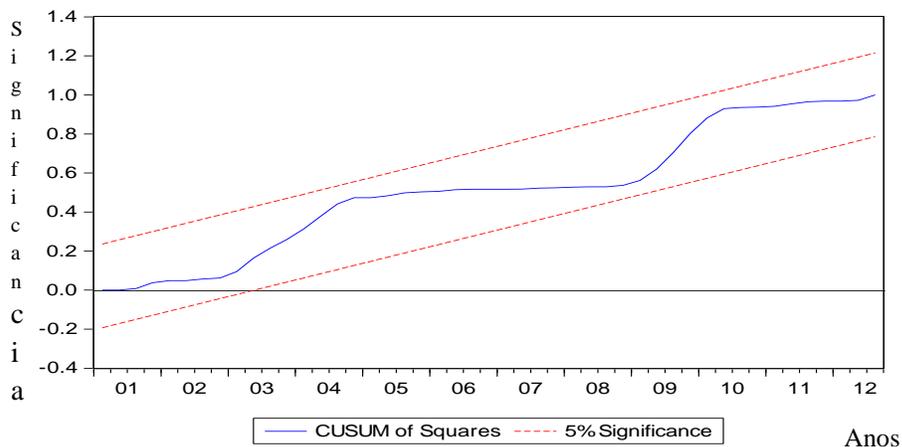
indica um ajustamento rápido, enquanto um coeficiente baixo mostra que o ajustamento é lento, ou seja leva mais tempo. Assim, os resultados aqui obtidos indicam que em Moçambique, a velocidade de ajustamento é de cerca de -7,8%, o que significa que, em média, os desequilíbrios do trimestre anterior são corrigidos no trimestre seguinte em cerca de 7,8%. Estes resultados sugerem ainda que nos trimestres subsequentes serão ajustados 7,8% do desequilíbrio remanescente.

5.8 Análise da Estabilidade do Modelo

Para aferir se a relação de longo prazo representada na Tabela 5.6 é ou não estável, foi realizado o teste de estabilidade dos coeficientes estimados no modelo para o período coberto pelo estudo. Para tal, recorreu-se ao teste de estabilidade dos coeficientes, com base no teste da Soma dos Quadrados Cumulativos (CUSUMSQ). Este teste tem a vantagem de permitir a sua realização num ambiente em que não se conhece o ponto da quebra estrutural na série, enquanto o teste de Chow requer que haja um ponto de ruptura nas séries. Neste contexto, o teste de CUSUMSQ é o mais adequado, uma vez que não se conhece o ponto de quebra estrutural nas séries temporais incluídas no modelo.

Com base neste teste, a hipótese nula testada é de que todos os parâmetros incluídos no modelo são estáveis. Esta hipótese é rejeitada no caso em que a linha de CUSUMSQ encontra-se fora do intervalo para o nível de significância de 5%. Este teste produziu resultados apresentados no gráfico abaixo.

Gráfico 5.2: Resultados do Teste CUSUMSQ



O gráfico acima indica que com base no teste de CUSUMSQ, para o nível de significância de 5%, os parâmetros das variáveis incluídas no modelo de longo prazo são estáveis em todo o período coberto por esta pesquisa. Este resultado implica que a regressão estimada não é espúria.

5.9 Resultados dos Testes Diagnósticos da Equação de Longo Prazo Modificada

Esta secção está subdividida em duas subsecções. A primeira subsecção apresenta os resultados do teste de normalidade dos erros. A segunda subsecção apresenta os resultados do teste de heteroscedasticidade.

5.9.1 Resultados do Teste de Normalidade dos Erros

A normalidade dos erros na equação modificada foi testada com recurso ao teste numérico de Jarque- Berra. Os resultados deste teste, apresentados no Anexo I, indicam que os erros do modelo modificado vêm de uma população normalmente distribuída, considerando os níveis de significância convencionais de 1%, 5% e 10%.

5.9.2 Resultados do Teste de Heteroscedasticidade

Para averiguar se os erros do modelo de longo prazo modificado são heteroscedásticos, recorreu-se ao teste de Breusch-Pagan-Godfrey. Os resultados deste teste, apresentados no Anexo J, indicam que não se pode rejeitar a hipótese nula de homócedasticidade para os níveis de significância convencionais de 1%, 5% e 10%.

CAPÍTULO VI CONCLUSÕES

Este capítulo está dividido em duas secções. A primeira secção apresenta as conclusões deste estudo. A segunda secção apresenta algumas limitações deste estudo.

6.1 Conclusões

Neste estudo, investiga-se a validade da Teoria Quantitativa da Moeda em Moçambique, para o período de 2000-2012. A metodologia usada para alcançar este objectivo baseou-se na realização do teste de causalidade de Granger (entre a oferta de moeda por um lado, e os preços e o PIB, por outro), bem como na estimação de modelos de cointegração e do Vector de Correção do Erro para aferir sobre as relações de longo prazo e de curto prazo entre os preços por um lado, e o PIB real, a oferta real de moeda e a taxa de juro real, por outro. A realização daquele teste e a estimação daqueles modelos usaram dados de séries temporais trimestrais referentes ao período de 2000 a 2012.

Os resultados do teste de causalidade de Granger encontrados são consistentes com a Teoria Quantitativa da Moeda, uma vez indicarem que existe uma relação unidireccional no sentido da oferta de moeda para a produção agregada, e outra e num único sentido, da oferta de moeda para os preços.

Foi igualmente realizado o teste de raiz unitária para determinar se as variáveis eram ou não estacionárias. Os resultados deste teste indicam que todas as variáveis incluídas no modelo são estacionárias na primeira diferença, ou seja são $I(1)$.

Os resultados da estimação do modelo indicam que em Moçambique, quando a oferta monetária aumenta em 1%, o nível geral de preços aumenta em 0,7%. Este resultado implica que em Moçambique, a inflação é determinada pelo excesso de moeda na economia, trata-se de um resultado que é consentâneo com a Teoria Quantitativa da Moeda.

Relativamente ao PIB real, apesar de ter uma relação unidireccional com a oferta monetária, no sentido da segunda para primeira, não foi encontrada uma relação de equilíbrio estável entre esta variável e a inflação.

Neste contexto, a principal conclusão desta pesquisa é de que a teoria da neutralidade da

moeda não é verificada para o caso de Moçambique, porque o coeficiente estimado da variável “oferta de moeda” é menor que a unidade.

Os resultados do teste da TQM para Moçambique acima resumidos reforçam a estratégia de política monetária adoptada pelo Banco de Moçambique, a qual assenta num regime de metas de agregados monetários, num contexto de taxa de câmbio flexível. O programa financeiro seguido por Moçambique, no quadro da acessória do Fundo Monetário Internacional tem como suporte a teoria monetarista, ou, mais concretamente, a TQM. Neste contexto, a verificação desta teoria é importante para dar suporte ao modelo de programação financeira seguido pelo Banco de Moçambique, bem como, os resultados encontrados incentivam a intensificação do uso dos instrumentos de política monetária ao dispor do BM para controlar a oferta de moeda e por esta via perseguir o objectivo de estabilidade de preços.

6.2 Limitações do Estudo

Os resultados do estudo sumarizados na secção anterior devem ser interpretados com cautela, devido algumas limitações deste estudo. Primeiro, a verificação da teoria quantitativa da moeda nas economias em desenvolvimento em geral e em Moçambique em particular é condicionada por vários aspectos, com realce para a falta de séries temporais longas. Muitos dos estudos empíricos mencionados nesta pesquisa usaram séries temporais mais longas do que aquelas usadas nesta pesquisa, o que pode enfraquecer a análise comparativa dos resultados deste estudo. A falta de uma série longa de dados de alta frequência do PIB real acabou por condicionar o período de estudo, uma vez que optou-se por usar dados originais do PIB. Optou-se por não transformar a série anual do PIB para dados trimestrais por forma a evitar a perda de informação decorrente da transformação da série temporal desta variável.

Segundo, as séries seleccionadas, para além de serem relativamente curtas, apresentam algumas limitações. No caso do IPC, esta variável cobre a área geográfica da Cidade de Maputo. O mais ideal seria usar um índice mais representativo do país, que é o índice geral de preços (IPC-Moçambique), o qual faz uma agregação ponderada dos índices de preços das três capitais regionais do país (Maputo, Beira, e Nampula). No entanto, devido ao facto de a política monetária, assim como, o programa do governo serem desenhados com base no indicador de inflação que cobre apenas a capital do país, optou-se pelo IPC da Cidade de Maputo. Note-se que este índice de preços entra no cálculo do IPC agregado com um peso de cerca de 50%, o que acaba determinando o comportamento do IPC agregado.

Finalmente, uma outra limitação é aquela que está relacionada com o facto de não ter sido encontrada uma pesquisa sobre o mesmo tema para o caso de Moçambique, o que não permite uma análise comparativa, tanto da metodologia como dos resultados obtidos.

BIBLIOGRÁFIA

- Asteriou, D. and Hall, S. G. (2007), “*Applied Econometrics*”, Revised Edition, New York: United States: Palgrave Macmillan.
- Banco de Moçambique (2009-2012), “Relatório Anual”, Nº 18, 19, 20, Maputo: Centro de Documentação e Informação.
- Banco de Moçambique (2010), “ Banco de Moçambique 1975-2010: *Cronologia*”, Maputo: Centro de Documentação e Informação do Banco de Moçambique.
- Banco de Moçambique. “Boletins Estatísticos nº 10, 41 ”, Maputo: Centro de Documentação e Informação do Banco de Moçambique.
- Carl, E. W. (2003), “*Monetary Theory and Policy*”, Second Edition, Cambridge (England):The MIT Press.
- Chimobi, O. P and Uche.U.C. (2010), “*Money, Price, and Output: A Causality Test for Nigeria*”, *American Journal of Journal of Research*, 3 (3), 78 – 87.
- Engle, R. e Granger, C. (1987), “ *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*”, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Emerson, J. (2006), “*The Quantity Theory of Money: Evidence from The United States*”, *Economic Bulletin*, 5 (2) 1-6.
- Estrela, A.; e Mishkin, S. (1997), “*Is there a Role for Monetary Agregates in the Conduct of Monetary Policy*”, *. Journal of Monetary Economics*, 40 (3), 279-304.
- Franco, A. S. (2002), “*Manual de Programação Financeira*”, Maputo: Imprensa Universitária.
- Friedman, M. (1956), “ *Studies in The Quantity Theory of Money*” , Chicago: University of Chicago Press.
- Friedman, M. (1963), “*The Quantity Theory of Money: A Restatement*” , NBER, Princeton University Press.
- Friedman, M. e Schwartz, A. (1963), “*A Monetary History of the United States, 1967- 1960*”, NBER, Princeton University Press.
- Fundo Monetario Internacional. (2011), “ *International Financial Statistics*”, Wanshington, D.C. : Fundo Monetário Internacional.
- Granger, C.W.J (1969), “*Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross – Spectral Methods*”, *REPEC*, 37 (3), 424-438.
- Granger, C. (1981), “*Some properties of Time Series Data and theirUse in Economic Model Specification*”, *Journal of Economics*, 16 (1), 121-130.
- Gujarati, D. N. (2003), “*Basic Econometrics*”, New York: McGraw-Hill.

- Gujarati, D.N. (2006), “*Econometria Básica*”, 4ª Edição, Rio de Janeiro: Elsevier Editora.
- Johansen, S. (1988), “*Statistical Analysis of Cointegrated Vectors*”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2), 231-54.
- Johansen, S. e Juselius, K. , (1990), “*Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Application to the Demand For Money*”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Lei nº 1/92, de 3 de Janeiro: Lei Orgânica do Banco de Moçambique.
- Madala, S. e Kim, I. (1998), “*Unit Root Cointegration and Structural Change*”, Cambringe: Cambringe University Press.
- Maleiane, A. (1997), “*Moçambique: Etapas da Programação do Crédito no Contexto do Programa de Reabilitação Económica e Social*”, Maputo: Banco de Moçambique.
- Mankiw, N.G. (2001), “*Principles of Macroeconomics*”, 6ª Edition, Amazon
- Mayer. T. J. S. D. e Aliber. R. (1993), “*Moedas, Bancos e a Economia*”, Rio de Janeiro: Editora Campus.
- Macroeconomic and Financial Management Institute of Eastern and Southern Africa (2012), “*Macroeconomic Modeling and Forecasting Manual*”. Harare: Mefmi.
- Mishra, S. K. e Mishra, P. K. (2010), “*Money, Price and Output: A Causality Test for India*”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 1(53), 26-37.
- Nell. K. S. (1999), “*The Relation Between money, Income and Prices in South Africa*”, Caterbury: University of Kent Caterbury.
- Omanukwe. P. N. (2010), “*The Theory of Money: Evidency from Nigeria*”, *Economic and Financial Review*, 48 (2), 91-108.
- Omar, J. (2001), “*Determinantes da Procura de NMCs em Moçambique: Uma Abordagem Econométrica*”, Maputo: Banco de Moçambique.
- Patinquin, D. (1969) “*The Chicago Tradition, the Quantity Theory, and Friedman*”, *Jornal of Money, Credit and Banking*, 80 (5), 883-905.
- Sims, C.A.(1972), “*Money Income and Causality*”, *the American Economic Review* 55 (4).
- Teixeira, E. (2002), “*Economia Monetária : A Macroeconomia no Contexto Monetário*”, São Paulo: Editora Saraiva.
- Tobin J. (1972), “*The Monetary Interpretation of History*”, *American Economic Review* 55 (3), 464-485

ANEXOS

Anexo A: Dados

	IPC (índice)	PIBr (10 ⁶ MT)	M3 (10 ⁶ MT)	R (percentage)
2000Q1	33,14	20426,34	13114,01	24,74
2000Q2	35,03	20658,21	14009,54	24,74
2000Q3	34,88	21298,79	15843,17	24,74
2000Q4	34,82	22814,90	17239,28	24,74
2001Q1	34,67	23010,03	19112,40	25,14
2001Q2	35,99	23823,55	20842,46	25,51
2001Q3	38,24	24558,59	21428,66	30,83
2001Q4	41,29	24236,25	22987,63	33,62
2002Q1	42,88	25538,64	24412,86	35,57
2002Q2	43,18	25907,78	26626,06	35,87
2002Q3	44,11	26612,88	27734,73	35,71
2002Q4	45,40	25863,54	28524,16	36,03
2003Q1	47,57	26717,38	28327,61	32,64
2003Q2	49,76	26991,02	29397,42	30,65
2003Q3	50,09	28070,90	30641,12	29,42
2003Q4	51,78	29606,83	31905,93	27,84
2004Q1	54,87	30257,76	32504,69	25,91
2004Q2	56,29	30662,43	32731,42	25,01
2004Q3	56,17	29195,67	33269,82	24,58
2004Q4	57,04	29990,84	34440,24	24,34
2005Q1	58,38	31420,55	38668,05	23,38
2005Q2	58,34	32029,90	40168,58	20,69
2005Q3	60,16	32717,79	43964,49	20,19
2005Q4	61,92	33899,91	45130,50	19,72
2006Q1	66,83	34570,90	46164,35	21,92
2006Q2	67,57	35253,00	48828,86	23,07
2006Q3	67,03	35584,11	52365,10	23,50
2006Q4	69,00	35783,60	53298,67	23,20
2007Q1	70,93	37140,15	56833,08	23,64
2007Q2	72,69	37500,77	59081,33	23,74
2007Q3	73,25	37762,98	65389,46	23,15
2007Q4	75,63	38983,44	65526,65	22,45
2008Q1	79,37	39368,80	69895,00	21,88
2008Q2	80,36	40112,86	73607,09	21,58
2008Q3	81,04	40912,48	76131,38	21,60
2008Q4	81,94	41677,43	80869,88	21,74
2009Q1	83,61	41678,88	86579,02	20,76
2009Q2	83,06	42420,86	94232,96	19,66
2009Q3	82,36	43315,37	102272,20	19,75
2009Q4	84,18	44166,80	107369,10	19,33
2010Q1	88,91	45299,77	114960,20	19,11
2010Q2	93,10	45647,74	125986,10	18,86
2010Q3	96,08	46363,79	128829,40	20,38
2010Q4	97,43	46861,03	133069,60	21,36
2011Q1	102,91	48706,81	130890,00	23,36
2011Q2	103,53	48394,48	134472,50	23,46
2011Q3	103,56	50064,83	138167,10	23,77
2011Q4	104,40	50612,87	143019,70	23,66
2012Q1	106,15	51848,50	150226,70	23,28
2012Q2	105,53	52503,80	160884,70	22,55
2012Q3	104,86	53427,35	177781,50	21,70
2012Q4	106,54	54676,94	186012,70	21,06

Anexo B: Resultados do Teste de Causalidade de Granger

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/08/13 Time: 11:28

Sample: 2000Q1 2012Q4

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
VLM3 does not Granger Cause VLIPC	49	3.26422	0.0477
VLIPC does not Granger Cause VLM3		0.74526	0.4805
VLPIBR does not Granger Cause VLIPC	49	1.24917	0.2967
VLIPC does not Granger Cause VLPIBR		1.50877	0.2324
VLPIBR does not Granger Cause VLM3	49	1.54993	0.2236
VLM3 does not Granger Cause VLPIBR		5.73699	0.0061

Anexo C: Resultados do Teste de Cointegração de Johansen

Date: 08/29/13 Time: 16:02

Sample (adjusted): 2001Q1 2012Q3

Included observations: 47 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LIPC LRM3 LPIBR RREAL_SA

Lags interval (in first differences): 1 to 2

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 318.0783

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LIPC	LRM3	LPIBrR	Rreal
1.000000	0.025755	-1.263425	0.005239
	(0.04241)	(0.06884)	(0.00116)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LIPC)	-0.283523
	(0.11013)
D(LRM3)	0.195653
	(0.26564)
D(LPIBR)	0.094615
	(0.13429)
D(RREAL_SA)	-9.926809
	(14.5801)

Anexo D: Teste de Normalidade dos Erros

Series: Residuals	
Sample 200Q4 2012Q4	
Observations 49	
Mean	-3.34e-16
Median	0.022710
Maximum	0.147109
Minimum	-0.207660
Std. Dev.	0.093025
Skewness	-0.592200
Kurtosis	2.385558
Jarque-Berra	3.634867
Probability	0.162442

Anexo E: Resultados do Teste de Autocorrelação

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.843375	Prob. F(2,44)	0.0056
Obs*R-squared	10.49330	Prob. Chi-Square(2)	0.0053

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 11/14/13 Time: 10:16

Sample: 2000Q2 2012Q3

Included observations: 50

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIBR	-0.033215	0.070838	-0.468890	0.6415
LRM3	0.019455	0.048940	0.397535	0.6929
RREAL	-0.000571	0.001140	-0.500667	0.6191
C	0.152035	0.292427	0.519908	0.6057
RESID(-1)	0.512148	0.151140	3.388580	0.0015
RESID(-2)	-0.143423	0.152768	-0.938824	0.3529
R-squared	0.209866	Mean dependent var	-9.25E-16	
Adjusted R-squared	0.120078	S.D. dependent var	0.032675	
S.E. of regression	0.030650	Akaike info criterion	-4.020185	
Sum squared resid	0.041335	Schwarz criterion	-3.790743	
Log likelihood	106.5046	Hannan-Quinn criter.	-3.932812	
F-statistic	2.337350	Durbin-Watson stat	1.967470	
Prob(F-statistic)	0.057527			

Anexo F: Resultados do Teste de Heteroscedasticidade

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	7.316415	Prob. F(3,46)	0.0004
Obs*R-squared	16.15121	Prob. Chi-Square(3)	0.0011
Scaled explained SS	9.661066	Prob. Chi-Square(3)	0.0217

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 11/14/13 Time: 10:42

Sample: 2000Q2 2012Q3

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.043939	0.009960	4.411493	0.0001
LPIBR	-0.009408	0.002432	-3.867838	0.0003
LRM3	0.005288	0.001690	3.129901	0.0030
RREAL	-4.54E-05	3.91E-05	-1.159198	0.2524

R-squared	0.323024	Mean dependent var	0.001046
Adjusted R-squared	0.278874	S.D. dependent var	0.001257
S.E. of regression	0.001067	Akaike info criterion	-10.77124
Sum squared resid	5.24E-05	Schwarz criterion	-10.61828
Log likelihood	273.2811	Hannan-Quinn criter.	-10.71299
F-statistic	7.316415	Durbin-Watson stat	1.533844
Prob(F-statistic)	0.000413		

Anexo G: Resultados do Teste de Cointegração de Johansen (Equação Modificada)

Date: 08/29/13 Time: 15:06

Sample (adjusted): 2001Q1 2012Q3

Included observations: 47 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LIPC LRM3 RREAL_SA

Lags interval (in first differences): 1 to 2

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 179.0386

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LIPC	LRM3	RREAL_SA
1.000000	-0.681958	0.025885
	(0.05372)	(0.00400)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LIPC)	-0.078526
	(0.03150)
D(LRM3)	0.076581
	(0.07617)
D(RREAL_SA)	-2.170465
	(4.14862)

Anexo H: Resultados da Estimação do Modelo do VEC

Vector Error Correction Estimates
Sample (adjusted): 2001Q1 2012Q3
Included observations: 47 after adjustments
Standard errors in () & t- statistics in []

Error Correction	D(LIPC)	D(LRM3)	D(Rreal)
CointEq1	-0.078526 (0.03150) [-2.49300]	0.076581 (0.07617) [1.00543]	-2.170465 (4.14862) [-0.52318]
D(LIPC(-1))	-0.129178 (0.26992) [-0.47857]	0.486636 (0.65271) [0.74556]	109.1353 (35.5513) [3.06980]
D(LIPC(-2))	0.547041 (0.27961) [1.95642]	-1.138252 (0.67614) [-1.68345]	-50.63997 (36.8275) [-1.37506]
D(LRM3(-1))	-0.071042 (0.10149) [-0.70000]	0.223452 (0.24541) [0.91052]	-6.437089 (13.3670) [-0.48157]
D(LRM3(-2))	0.075065 (0.10460) [0.71761]	0.040064 (0.25295) [0.15839]	-11.56611 (13.7772) [-0.83951]
D(Rreal(-1))	-0.002910 (0.00164) [-1.77628]	0.006363 (0.00396) [1.60617]	0.455183 (0.21579) [2.10940]
D(Rreal(-2))	-0.000260 (0.00099) [-0.26192]	0.001442 (0.00240) [0.59955]	0.180791 (0.13099) [1.38020]
C	0.013634 (0.01031) [1.32225]	0.034193 (0.02493) [1.37134]	-0.972872 (1.35809) [-0.71635]
R-Squared	0.474468	0.277403	0.514742
Adj. R Squared	0.380142	0.147706	0.427645
Sum Sq. Resids	0.008347	0.048810	144.8027
S.E. Equation	0.014630	0.035377	1.926886
F-Statistic	5.030083	2.138851	5.909949
Log Likelihood	136.2550	94.75431	-93.13288
Akaik AIC	-5.457661	-3.691673	4.303527
Schwarz SC	-5.142742	-3.376754	4.618446
Mean dependente	0.023689	0.025764	-0.087143
S.D. dependent	0.018582	0.038320	2.546965
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.73E-07	
Determinant resid covariance		9.86E-08	
Log likelihood		179.0386	
Akaike information criterion		-6.469726	
Schwarz criterion		-5.406876	

Anexo I: Resultados do Teste de Normalidade da Equação Modificada

Series: Residuals	
Sample 200Q4 2012Q4	
Observations 49	
Mean	-9.25e-16
Median	-0.004183
Maximum	0.064367
Minimum	-0.064430
Std. Dev.	0.032675
Skewness	0.195074
Kurtosis	2.413430
Jarque-Berra	1.033914
Probability	0.596333

Anexo J: Resultados do Teste de Heterocedasticidade da Equação Modificada

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.480303	Prob. F(2,47)	0.2380
Obs*R-squared	2.962940	Prob. Chi-Square(2)	0.2273
Scaled explained SS	2.936312	Prob. Chi-Square(2)	0.2303

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 10/02/13 Time: 14:51

Sample: 2000Q2 2012Q3

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.156464	0.084486	1.851948	0.0703
LRM3	-0.012380	0.007312	-1.693149	0.0970
RREAL	-0.000586	0.000571	-1.027054	0.3097

R-squared	0.059259	Mean dependent var	0.011293
Adjusted R-squared	0.019227	S.D. dependent var	0.017085
S.E. of regression	0.016920	Akaike info criterion	-5.262507
Sum squared resid	0.013456	Schwarz criterion	-5.147785
Log likelihood	134.5627	Hannan-Quinn criter.	-5.218820
F-statistic	1.480303	Durbin-Watson stat	0.705812
Prob(F-statistic)	0.237985		

Anexo K:Método dos Mínimos Quadrados Ordinários para os Testes Diagnósticos dos Resíduos da Equação Modificada

Dependent Variable: LIPC
 Method: Least Squares
 Date: 10/02/13 Time: 12:31
 Sample (adjusted): 2000Q4 2012Q4
 Included observations: 49 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRM3(-2)	0.842108	0.043238	19.47593	0.0000
RREAL(-2)	-0.009321	0.003240	-2.877017	0.0061
C	-3.931447	0.498573	-7.885401	0.0000

R-squared	0.924098	Mean dependent var	4.837369
Adjusted R-squared	0.920798	S.D. dependent var	0.337655
S.E. of regression	0.095026	Akaike info criterion	-1.810068
Sum squared resid	0.415375	Schwarz criterion	-1.694242
Log likelihood	47.34667	Hannan-Quinn criter.	-1.766124
F-statistic	280.0229	Durbin-Watson stat	0.160138
Prob(F-statistic)	0.000000		

Anexo L: Matriz de correlação entre as variáveis explicativas

	LIPC	LPIBR	LRM3	Rreal
LIPC	1.000000	0.993705	0.948407	-0.620218
LPIBR	0.993705	1.000000	0.970519	-0.621215
LRM3	0.948407	0.970519	1.000000	-0.553486
R	-0.620218	-0.621215	-0.553486	1.000000