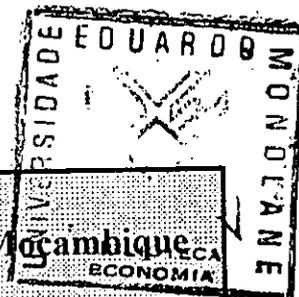


336.743.330.115

OMA
HEM

Eco-7715

E00
77



Determinantes das Notas e Moedas em Circulação em Moçambique

Uma Análise Econométrica

Jamal Luis Abacar Omar

Supervisor: dr. Saíde Dade

Maputo, Julho de 2001

Trabalho de Licenciatura em Economia
Faculdade de Economia
Universidade Eduardo Mondlane

28076
21/05/02
oprt

Declaração

Declaro que este trabalho é da minha autoria e resulta da minha investigação. Esta é a primeira vez que submeto para obter um grau académico numa instituição educacional.

Assinatura: Yan al Louis Abacore Omar
Data: 20 de Julho de 2001

Aprovação do Júri

Este trabalho foi aprovado no dia 20 de Julho de 2001 por nós, membros do júri examinador da Universidade Eduardo Mondlane.

Membros do Júri Examinador

Nome: MANOELA M. SILVA
Assinatura: [assinatura]
Data: 20 de Julho de 2001

Nome: Constantino P. Marreugula
Assinatura: [assinatura]
Data: de de 2001

Nome: Saida Jo de
Assinatura: [assinatura]
Data: 20 de Julho de 2001

Dedicatória

Dedico este trabalho aos meus pais, Aboobacar e Safe, à minha esposa, Sarifa, e aos meus filhos, Samir e Jussara

Agradecimentos

Os meus agradecimentos vão, em primeiro lugar, para o meu supervisor, dr. Saíde Dade, não só por ter acreditado na viabilidade do projecto desta tese e ter dado muito apoio moral, mas também, e principalmente, por ter sido um interlocutor intelectual incansável nos momentos de debate.

Seguidamente, devo agradecer a revisão ortográfica ao dr. Sérgio Braz, e as valiosas contribuições aos primeiros rascunhos dos drs. Felisberto Navalha, António Uane e Padil Salimo.

Agradeço também a todos os meus colegas do Departamento de Estudos Económicos e Estatística do Banco de Moçambique, em especial o Dr. Adelino Pimpão por ter encorajado a escolha do tema, o dr. Alberto Manjate, Otilia Zualo e o resto do pessoal da área de Estatística, pelo apoio moral e tempo dispensado nos momentos de forte pressão laboral.

Este trabalho não teria chegado ao fim se não tivesse contado com o apoio dos meus familiares que assim sempre o desejaram, e em especial agradeço à minha esposa que sempre esteve presente nos momentos mais difíceis, aos meus filhos que sempre deram carinho, aos meus irmãos, Juma e Rajú, pelo incondicional apoio moral e aos meus pais que sempre acreditaram na minha pessoa.

Agradeço, igualmente, ao senhor Martins da Cruz, pelo apoio moral e material durante e após a minha formação, e não me esquecerei jamais dos meus colegas da Faculdade, em especial Mandinho, Fedina, Dinha, Zé Maria, Bartolomeu, Carlota e Molido.

À todo corpo directivo, técnico e administrativo da Faculdade de Economia pelo esforço e vontade demonstrados em ver o *terminus* do meu processo estudantil a nível de Licenciatura em Economia, os meus sinceros agradecimentos.

Lista de Abreviaturas

NMC's (M0)	Notas e Moedas em Circulação
BaM	Base Monetária
M1	Moeda em sentido restrito
M2	Massa Monetária (moeda em sentido lato)
PRE	Programa de Reabilitação Económica
BM	Banco de Moçambique
FMI	Fundo Monetário Internacional
DP's	Depósitos a Prazo
BC	Banco Central
DO's	Depósitos à Ordem
IC's	Instituições de Crédito
MMI	Mercado Monetário Interbancário
MCI	Mercado Cambial Interbancário
TAM's	Títulos da Autoridade Monetária
BT's	Bilhetes do Tesouro
OT's	Obrigações do Tesouro
ATM's	Automated Teller Machines
SAF	Structural Adjustment Facilities
ESAF	Enhanced Structural Adjustment Facilities
RO's	Reservas Obrigatórias
MIBOR	Maputo Interbank Offered Rate
PIB	Produto Interno Bruto
PIBr	Produto Interno Bruto Real
TJ	Taxa de Juro
TCZ(TCZAR)	Taxa de câmbio do Metical em realação ao Rand
TCUSD	Taxa de câmbio do Metical em relação ao Dólar americano
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Averages
DW	Durbin Watson
ECM	Error Correction Model
DF	Dickey e Fuller
ADF	Augmented Dickey e Fuller
H₀	Hipótese Nula
H₁	Hipótese Alternativa
EUA	Estados Unidos da América
INE	Instituto Nacional de Estatística
IPC	Índice de Preços ao Consumidor
AIC	Akaike Information Criterion
SBC	Schwarz Bayesian Criterion
HQC	Hannan-Quinn Criterion
SBDW	Sargan Bhargava Darbin Watson
VAR	Vector Autoregressive
CHSQ	Chi Squares
CUSUM	Cummulative Sum
CUSUMQ	Cummulative Sum of Squares
DT's	Depósitos Totais

Índice Geral

<i>Assunto</i>	<i>Página</i>
Declaração	i
Dedicatória	ii
Agradecimentos	iii
Lista de Abreviaturas	iv
Índice Geral	v
Índice de Quadros	vii
Índice de Gráficos	viii
Sumário	1
1. Introdução	2
1.1. Identificação do Problema	2
1.2. Justificação do Tema	3
1.3. Objectivos do Trabalho	5
2. Contexto Económico	6
2.1. Ambiente Macroeconómico	6
2.2. O Banco de Moçambique na Gestão da Política Monetária e Cambial ..	8
3. Revisão da Literatura	11
3.1. Revisão da Literatura Teórica	11
3.2. Revisão da Literatura Empírica	17
3.2.1. Aspectos Relevantes de Modelos de Procura da Moeda em África	17
3.2.2. Modelos de Procura da Moeda em Moçambique	18
3.3. Resumo da Revisão de Literatura	20
4. Metodologia	21
4.1. Análise da Desazonalização das Séries	21
4.2. Metodologia e Especificação do Modelo Econométrico	22
4.2.1. Especificação do Modelo e Método de Estimação	23
5. Estudo dos Determinantes da Procura das NMC's em Moçambique	28
5.1. Análise da Desazonalização das NMC's (1991 – 1999)	28
5.1.1. Tendência Cíclica das NMC's	28
5.1.2. Sazonalidade das NMC's	32
5.1.3. Movimentos Aleatórios das NMC's	35
5.2. Modelo Econométrico da Procura das NMC's	36

5.2.1. Hipóteses do Modelo	36
5.2.1. Definição das Variáveis e Fontes dos Dados	36
5.2.3. Propriedades das Séries Temporais	37
5.2.3.1. Dificuldades de Obter Séries Longas	37
5.2.3.2. Estacionaridade e Testes de Integração	38
5.2.4. Análise de Cointegração	41
5.2.5. Análise e Interpretação dos Resultados do Modelo	46
5.2.6. Análise da Estabilidade do Modelo	50
5.2.7. Implicações na Política Monetária	53
6. Conclusões e Recomendações	56
6.1. Conclusões	56
6.2. Recomendações	58
Bibliografia	59
Anexos	64

Índice de Quadros

	Página
Quadro 1: Evolução de Alguns Indicadores Macroeconómicos	10
Quadro 2: Determinação da Ordem de Integração das Variáveis	39
Quadro 3: Critérios de Escolha do “lag” para o teste de ADF	40
Quadro 4: Testes de Estacionaridade de Sargan Bhargava	40
Quadro 5: Testes de Cointegração de Johansen	43
Quadro 6: Vector de Cointegração de Johansen	44
Quadro 7: Vector Final de Cointegração	44
Quadro 8A: Estimação em OLS do Modelo Dinâmico	46
Quadro 8B: Teste Diagnóstico do Modelo Dinâmico	46
Quadro 9: Teste Diagnóstico da Estabilidade	52
Quadro 10: Elasticidades de Curto e Longo Prazos das NMC's	54

Índice de Gráficos

	Página
Gráfico 1: Tendência das NMC's	29
Gráfico 2: Evolução do Peso das NMC's e dos DO's no PIB	30
Gráfico 3: Evolução dos Rácios NMC's/PIB e DO's/PIB	30
Gráfico 4: Sazonalidade das NMC's	32
Gráfico 5: Sazonalidade do PIB real	33
Gráfico 6: Sazonalidade da Taxa de Câmbio	33
Gráfico 7: Sazonalidade do IPC	34
Gráfico 8: Sazonalidade da Taxa de Juro	34
Gráfico 9: Sazonalidade das NMC's e do M2	34
Gráfico 10: Factores Aleatórios na Evolução das NMC's	35
Gráfico 11: Teste de CUSUM para Análise da Estabilidade	51
Gráfico 12: Teste de CUSUMQ para Análise da Estabilidade	51
Gráfico 13: Capacidade de Previsão do Modelo	53

Sumário

Muitos modelos de procura por agregados monetários são feitos tomando a massa monetária como a medida do dinheiro. Dado o nível elevado de dolarização em Moçambique, neste estudo apresentamos uma medida alternativa do dinheiro, as Notas e Moedas em Circulação, e com base em duas metodologias, análise de sazonalidade e estimação de modelo econométrico, demonstramos como este agregado monetário restrito pode afectar as variáveis reais da economia, e por conseguinte ser usado na proceçussão da política monetária.

O método de desazonalização sugere que a tendência principal da série das Notas e Moedas em Circulação resulta (i) das políticas das autoridades, (ii) de factores sazonais muito fortes no último trimestre de cada ano semelhantes aos da produção doméstica e da taxa de câmbio do Metical em relação ao Rand sul africano, e, com menor expressão, (iii) de movimentos aleatórios associados às variações cambiais.

Usando a abordagem de co-integração e modelo de correcção de erro demonstrámos que existe uma relação estável das Notas e Moedas em Circulação com um número pequeno de variáveis do sector real, nomeadamente o rendimento real e o nível de preços, obtendo assim as elasticidades de longo prazo, que se enquadram com a teoria das economias em desenvolvimento. No caso específico do rendimento, a elasticidade é relativamente baixa (0.3) estando mais consistente com os postulados de Baumol-Tobin do que com os de Fischer.

O estudo mostra também que a velocidade de ajustamento do curto para o equilíbrio de longo prazo de cerca de 10% por mês não só é consistente com o quadro teórico, como também se enquadra com os estudos anteriores apresentados por outros autores. Em suma, a evolução das Notas e Moedas em Circulação em Moçambique é determinada pela taxa de câmbio do Metical em relação ao Rand sul africano, pelo nível de preços domésticos, pela taxa de juros de depósitos a prazo, pelo saldo de Notas e Moedas em Circulação de períodos anteriores e por factores sazonais do quarto trimestre. Para além da reflexão sobre o agregado monetário actualmente em uso como objectivo intemédio, a Massa Monetária, o estudo recomenda também que no processo de oferta monetária as autoridades tomem em consideração os factores sazonais do último trimestre do ano, e os desfasamentos das variáveis explicativas.

CAPÍTULO I

1. Introdução

Uma boa gestão da política monetária e uma boa programação monetária exige o conhecimento do comportamento dos agregados monetários na economia, desde que a sua relação com as variáveis reais seja estável e previsível. As Notas e Moedas em Circulação (também conhecidas por notas e moedas em poder do público) são o mais restrito dos agregados monetários de uma economia e, por natureza, o mais líquido. Devido a esta característica este agregado monetário está sujeito a várias flutuações.

As razões das variações das Notas e Moedas em Circulação (NMC's) diferem de uma economia para outra, dependendo do seu nível de desenvolvimento, sendo por isso necessário um estudo específico para determinar os seus principais factores de variação.

É neste contexto que apresentamos o presente trabalho, com vista a estudar o comportamento das NMC's em Moçambique no período compreendido entre 1991 e 1999, e apurar os seus principais determinantes.

O trabalho está dividido em cinco capítulos. O primeiro refere-se a introdução, que para além de apresentar os objectivos que norteiam o estudo, faz a discussão do problema a estudar e a relevância do mesmo. O segundo capítulo faz uma abordagem histórica do contexto macroeconómico em geral e da política monetária e cambial em particular. O terceiro capítulo faz uma resenha histórica dos principais aspectos teóricos e empíricos considerados na análise da procura por agregados monetários, desde os clássicos à Tobin, e desde os casos de países desenvolvidos aos casos africanos. No quarto capítulo fazemos a análise da sazonalidade da série das NMC's, bem como especificamos e estimamos o modelo econométrico que é a base de análise do estudo, cujos resultados são testados para a programação monetária. Finalmente, o quinto capítulo apresenta as conclusões e recomendações que se nos afiguram pertinentes.

1.1 *Identificação do Problema*

A Política Monetária em Moçambique conduzida pelo Banco Central (Banco de Moçambique) assenta, implicitamente, na moeda como o objectivo intermédio com vista a

atingir os objectivos da política macroeconómica, nomeadamente a estabilidade de preços, o crescimento económico e o equilíbrio da Balança de Pagamentos. Neste contexto, o conhecimento do comportamento das NMC's é importante para uma boa programação monetária, mormente por este agregado ter efeitos imediatos sobre a Base Monetária (BaM) e tornar a gestão da política monetária mais eficiente, porquanto as componentes do multiplicador monetário tornam-se mais previsíveis por parte da Autoridade Monetária.

Ademais, argumentam Gerdesmeier (1996) e Mutoti (1999), para a condução duma política monetária assente no controlo monetário, ou seja, quando se usa um agregado monetário como objectivo intermédio é indispensável o conhecimento do seu comportamento, o que se torna mais premente ainda num contexto de controle indirecto.

Duma maneira geral, a evolução das NMC's em Moçambique entre 1991 e 1999 apresentou uma tendência linear crescente. Entretanto, o seu peso nos meios totais de pagamento (Massa Monetária) assumiu uma tendência decrescente, ao passar de 26% (1990) para cerca de 18% (1999). O que determinou esse comportamento?

Apesar da sua importância na gestão da política monetária as NMC's, como agregado monetário mais líquido e que representa actualmente cerca de 18% dos meios totais de pagamento, ainda não mereceu um estudo apurado, com análise da sazonalidade e técnicas econométricas para a determinação dos principais factores de sua variação. É, pois, esse o nosso problema a estudar, que em forma de pergunta retórica formular-se-ia do seguinte modo: Quais são as motivações do público para procurar moeda em forma de NMC's?

Outra questão que se coloca e que também dá razão a existência do presente estudo, é a formulada por Da Costa (1999:59):

“Para quê fazer o controle da oferta de moeda quando se desconhece a demanda por moeda? Como saber, *ex-ante*, quanto os agentes económicos querem de moeda em circulação activa?”

1.2. Justificação do Tema

A importância do tema reside no facto dos resultados da análise poderem ser úteis na programação monetária, melhorando cada vez mais a eficácia das previsões. O estudo tem

carácter actual dado que a política monetária ainda assenta nos agregados monetários como objectivos intermédios.

Ademais, o estudo mais recentemente publicado que versa sobre a procura de moeda em Moçambique, de Piñón-Farah (1998), toma em consideração apenas a moeda em sentido restrito (M1) e a massa monetária (M2), e não analisa separadamente o M0 (as NMC's). E no mesmo estudo a análise de procura por agregados monetários em moeda nacional *versus* os em moeda estrangeira foi inconclusiva, remetendo o assunto para estudos posteriores. A melhor maneira de contribuir para a referida análise é especificando um modelo de NMC's, que é o agregado monetário composto apenas por denominados em moeda nacional, diferentemente do M1 e M2.

Assim, este estudo terá em conta as lacunas metodológicas demonstradas nos estudos anteriores em Moçambique.

Em suma, para um controle efectivo da oferta monetária é preciso conhecer todos os agregados monetários da economia e, como argumenta Berentsen (1997), a procura por NMC's é o fundamento de toda procura por moeda, uma vez que elas constituem componente presente em todos os agregados monetários, e que qualquer impacto nas NMC's será repercutido nos agregados seguintes mais amplos, e, em linha com Da Costa (1999), a preferência por liquidez tem impacto directo e rápido sobre as taxas de juro do que a procura por moeda em sentido lato.

O estudo cobre o período de Janeiro de 1991 a Dezembro de 1999, não só por ser aquele sobre o qual existe disponibilidade de dados fiáveis, mas também por ser o período mais relevante para efeitos de recomendações de política bem como para previsões dos agregados, pois o período anterior é caracterizado por políticas de controle administrativo.¹ Embora o período de estudo seja relativamente curto (9 anos), o uso de dados infra-anuais (mensais) irá fornecer suficientes graus de liberdade para estimar e fazer inferências válidas sobre os resultados.

¹ No período anterior a 1991 a economia é marcada pelo controle administrativo dos preços e, como afirma Abreu (1996), por exemplo, o processo de reformas das taxas de juro iniciou em 1989, embora a liberalização tenha ocorrido em 1994.

1.3. Objectivos do Trabalho

A pesquisa persegue os seguintes objectivos:

- Analisar o comportamento sazonal, cíclico e tendencial da evolução das NMC's;
- Especificar e estimar uma função de procura das NMC's em Moçambique, com vista a apurar os seus principais determinantes e as respectivas elasticidades de curto e longo prazos, usando a abordagem de Co-integração e Correção de Erro;
- Identificar a velocidade de ajustamento de procura por NMC's em direcção ao equilíbrio de longo prazo;
- Avaliar o impacto relativo do produto real, taxa de câmbio, taxa de juro e taxa de inflação na procura das NMC's em Moçambique; e
- Avaliar a robustez do modelo estimado com base nos testes estatísticos relevantes.
- Propor medidas para uma gestão eficiente da política monetária assente na previsão do comportamento das NMC's.

CAPÍTULO II

2. Contexto Económico

2.1. *Ambiente Macro-económico*

A análise do ambiente macroeconómico em Moçambique após a independência leva à divisão em pelo menos dois períodos, antes e depois do Programa de Reabilitação Económica (PRE).

No período antes do PRE (1975-1986) a economia era centralmente planificada, sendo caracterizada pelo controle administrativo de todos os preços. Neste período; e segundo Maleiane (1997) e Pimpão (1996), a combinação de factores diversos, entre eles a fixação administrativa de preços, factores naturais e a exiguidade de recursos, levou ao surgimento de mercados paralelos, num período no qual o Metical “gradualmente passou a ser preterido, em favor da troca directa e/ou de moeda estrangeira” (Maleiane, 1997:3).

A taxa de câmbio do Metical em relação ao dólar americano manteve-se estável ao longo deste período e, de acordo com Pimpão (1996), a depreciação acumulada da taxa de câmbio em 11 anos (1975-86) foi de cerca de 48%. Refira-se que grande parte deste período (desde 1977), vigorou um regime cambial de vinculação do Metical a um cabaz de seis moedas, regime que se manteve até ao início do PRE, pois, segundo Pimpão (1996), só em 31 de Janeiro de 1987 viria a ser suspenso e em sua substituição entrou em vigor a vinculação do Metical a apenas uma moeda, o dólar americano.

Conquanto a introdução do PRE tivesse como tônica dominante a liberalização dos preços, a taxa de câmbio manteve-se ainda sob fortes influências administrativas até 1993, e ao longo desse período assistiu-se a uma série de medidas que visavam fortalecer o Metical e, ao mesmo tempo, adequá-lo ao quadro macroeconómico criado pelo PRE. Foi assim que “a partir de 1 de Dezembro de 1989, devido a movimentos erráticos do dólar americano, a determinação da taxa de câmbio do Metical deixou de estar vinculada àquela divisa [dólar americano], passando a depender de um cabaz ponderado de dez moedas representativas das transações externas de Moçambique em matérias de bens e serviços” (Pimpão, 1996:15).

O processo de liberalização da taxa de câmbio ganha corpo em finais de 1990 com a institucionalização do mercado secundário de câmbios, dando início à livre transação de divisas envolvendo o público, e foi evoluindo até ao regime actual de taxas flutuantes que com a criação do mercado cambial interbancário, em 1997, tem sido caracterizado por intervenções do Banco de Moçambique (BM) através da compra e venda de divisas com vista ao cumprimento do programa monetário com o Fundo Monetário Internacional (FMI) em termos de Reservas Internacionais Líquidas.

No mercado monetário a situação não era diferente, pois antes do PRE as taxas de juro não reflectiam as interações entre a oferta e a procura no mercado, já que a concessão do crédito tinha que obedecer as prioridades do Plano centralmente definido, sendo as taxas estabelecidas por despacho. O conceito de custo de oportunidade associado à taxa de juro na procura da moeda não se verificava no caso moçambicano até 1986, já que “o mecanismo de preços fixos fez com que a taxa de juro deixasse de representar o preço do dinheiro e, como tal, a sua manipulação foi de forma administrativa e com os fins do Plano” (Maleiane, 1997:3).

“Só com as medidas introduzidas no âmbito do PRE, a partir de 1989 começa um período de ajustamentos sucessivos das taxas de juro, caracterizado por alterações de estrutura e nos níveis das taxas” (Abreu, 1996:18). Assim, o crescimento gradual dos depósitos a prazo (DP's) que se verifica a partir de 1990 está associado ao esforço da Autoridade Monetária de incentivar esse instrumento financeiro, e acreditava-se que “o crescimento da poupança financeira, tanto em termos reais como em proporção do M2 tenha sido positivamente influenciado pelas reformas das taxas de juro” (Abreu, 1996:35).

Tendo em vista a redução do diferencial com a taxa de inflação, a taxa de juros foi sofrendo correcções graduais até 1992, altura em que à luz das novas reformas o Banco Central (BC) começou a influenciar a concessão de créditos pelos bancos comerciais por via indirecta, através da taxa de redesconto, que nesse ano foi alterada para 12% depois de ter permanecido num máximo de 6.5% desde 1974. Neste contexto, com o objectivo de dar sinal aos bancos comerciais para a redução das taxas de juro activas, o BC voltou a reduzir a taxa de redesconto para 9.95% em 1998, situação prevalecente.

A liberalização da taxa de juro é mais evidente a partir de 1993, quando o BC apenas fixava as taxas máximas e mínimas, cabendo a cada instituição a negociação com os seus clientes, um processo que viria a culminar com a liberalização completa das taxas de juro em Junho de 1994.

No concernente aos desenvolvimentos do Sistema Financeiro, embora este continue ainda pequeno, registaram-se grandes avanços nos últimos anos, nomeadamente:

- O BC, quando desempenhava também funções comerciais, passou a remunerar depósitos à ordem (DO's) e a aceitar a constituição de DP's em todas as suas dependências, em 1987;
- Desvinculação das funções comerciais do BM;
- Aumento das Instituições Financeiras, sendo de destacar os bancos comerciais que cresceram de três em 1987 para cerca de 10 em 1999, e as casas de câmbio que cresceram de dois em 1992 para cerca de 30 em 1999;
- Aprovação da Lei das Instituições de Crédito (IC's);
- Criação do Mercado Monetário Interbancário (MMI) e do Mercado Cambial Interbancário (MCI);
- Surgimento de novos produtos financeiros, nomeadamente Títulos de Autoridade Monetária (TAM's), Bilhetes de Tesouro (BT's), Obrigações de Tesouro (OT's) e Acordos de Recompra;
- Ligação das sedes dos bancos comerciais "on line" com as suas dependências;
- Surgimento de caixas automáticas, vulgo ATM's ("automated teller machine");
- Uso de cartões de crédito;
- Criação em 1988, pelo decreto 49/98, da Bolsa de Valores de Moçambique que iniciou as suas actividades em 14 de Outubro de 1999.

2.2. O Banco de Moçambique na Gestão da Política Monetária e Cambial

Uma gestão eficiente da política monetária e cambial no contexto de economia de mercado tem início com a introdução do PRE, ou seja quando em Junho de 1987 Moçambique beneficiou do primeiro programa do FMI, o SAF (*Structural Adjustment Facilities*), com duração de 3 anos. Os compromissos assumidos em termos de observância da

evolução de alguns agregados macroeconómicos levou a uma gestão da política através do uso de instrumentos cada vez mais eficazes. Assim, em 1990 o SAF é reforçado com um novo programa financeiro, o primeiro ESAF (*Enhanced Structural Adjustment Facilities*). Com duração de três anos sucederam-se desde 1990 quatro ESAF's, sendo o último de 1999 com validade até 2002.

Ao longo do período em análise o BC usou distintos instrumentos de política e outras medidas para o cumprimento do programa monetário. Em 1987 o BC autorizou a remuneração dos DO's, e no mesmo ano foi fixada em 18% a taxa de Reservas Obrigatórias (RO's) que incidia sobre os DO's e os DP's inferiores a um ano, com excepção dos depósitos do Estado.

De acordo com os desenvolvimentos do sistema bancário, e tendo em vista o enxugamento ou injeção de liquidez no sistema, a taxa de RO's foi alterando no tempo, tendo passado para 25% em 1992, 15% em 1995, 12% em 1997, ano em que se terminou com o regime de conta bloqueada e se introduziu o de conta única. Em 1998 ocorreu uma nova alteração passando para 9%, e em 1999 para 6.8%, período no qual também se estendeu a base de incidência para a totalidade dos depósitos de residentes, incluindo os depósitos do Estado.

Com a aprovação da Lei 28/91 (Lei das IC's), mais tarde revogada pela Lei 15/99, mais um instrumento havia sido criado para contribuir para uma gestão eficiente da política monetária, na medida em que para além de serem acomodados os aspectos de sectorização à luz das transformações em curso no sistema financeiro, aprimorou os aspectos de supervisão bancária.

Os limites de crédito por sector foram cada vez mais abandonados com o objectivo de aprimorar cada vez mais os instrumentos da política monetária, passando do método de distribuição sectorial e total do crédito para o conceito de Activos Internos Líquidos, que numa primeira fase eram fixados trimestralmente, passando a ser semestrais em 1998, anual em 1999, e abandonados definitivamente em 2000, tendo sido priorizados em sua substituição os instrumentos indirectos, MMI e MCI, com impacto imediato na BaM.

Os novos instrumentos criados em 1997, designadamente TAM's e BT's, permitiram a proceçussão das políticas monetária e orçamental, respectivamente, e dinamizaram o mercado

monetário com instrumento de mercado aberto (*"open market"*). Neste contexto, em 1998 foram introduzidas as Facilidades Permanentes de Absorção, Cedência e de Última Hora com vista a dinamizar ainda mais o MMI. Em Junho de 1999 foi introduzido um novo produto financeiro no MMI, a MIBOR (*"Maputo Interbank Offered Rate"*), que se pretende que sirva de indicativo ou referência para as operações no mercado envolvendo a moeda nacional.

Como resultado das medidas adoptadas, verifica-se uma redução da evolução tendencial da inflação. Depois de terem permanecido fixos durante muito tempo, após o PRE os preços dos bens e serviços observaram um salto em 1987 ao passar para 123%. A partir deste ano a inflação tem estado, em média, a reduzir gradualmente, tendo atingido os 35.2% em 1991, 54.5% em 1992, 43.6% em 1993, e voltou a subir em 1994 para 70.1%, tendo depois baixado para 56.5% em 1995, e 19.3% em 1996. De 1997 a 1999 a inflação reduziu de dois para um dígito, ou seja de 19.3% para 6.2%, -1.0% em 1998 e cerca de 6.2% em 1999.

No mesmo período, a economia em geral mostra sinais de recuperação a avaliar pelo crescimento do PIB, que passa de -8.6% em 1992 para 7.5% em 1999 depois de ter atingido o pico em 1998 (12.4%).

Quadro 1: Evolução de Alguns Indicadores Macroeconómicos (em %)*

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
NMC's	34.2	48.7	82.3	62.4	45.6	25.6	11.1	6.5	31.8
M2	35.7	59.3	78.8	57.6	54.7	21.1	24.4	17.6	35.1
TJ passivas	33.0	39.0	21.0	42.0	37.3	20.3	10.0	7.9	7.9
Inflação	30.6	60.4	43.9	56.4	56.6	19.3	6.2	-1.0	6.2
PIBr		-8.6	6.8	7.0	3.3	6.8	11.1	12.4	7.5
TcUSD	10.4	45.2	82.2	23.2	64.8	5.0	1.2	6.2	7.7
Tczar	5.44	26.81	61.61	21.78	53.49	-16.62	-2.21	-12.8	1.69

Fonte: BM/INE

* - cálculos efectuados pelo autor

CAPÍTULO III

3. Revisão da Literatura

3.1. *Revisão da Literatura Teórica*

Estudos de demanda por agregados monetários remontam desde os clássicos, com destaque para Fischer em 1911, passando por Keynes (1936) - sem negligenciar as contribuições de Baumol (1952), Friedman (1957) e Tobin (1958) - até a actualidade.

Através da equação geral das trocas, Fischer formulou em 1911 os fundamentos da teoria clássica de procura de moeda, que se resume na procurada moeda para fins transacionais, assumindo uma velocidade de circulação constante:

$$MV = PQ, \text{ equivalente a } MV = Y \dots\dots\dots(1)$$

Onde M é o *stock* de moeda, V é velocidade de circulação de moeda, P é o nível geral de preços, Q é o volume de todas as transacções de bens e serviços e Y valor total da produção.

Nesta teoria, mais conhecida por Teoria Quantitativa da Moeda, está patente o princípio da exogeneidade, segundo o qual é a moeda que determina o nível geral de preços e das quantidades produzidas numa economia, e o da neutralidade, segundo o qual a moeda é neutra.

O postulado da neutralidade da moeda pressupõe uma tendência automática ao pleno emprego porém, desenvolvimentos recentes mostram que “a moeda é não-neutra, pois afecta as decisões e as motivações” (Da Costa, 1999:12).

Partindo de pressupostos diferentes, a escola de Cambridge chegou a formulação duma equação de procura da moeda que matematicamente é convergente com a de Fischer, ao considerar a procura para fins transacionais, mas diferente ao considerar que a velocidade de circulação da moeda não é constante. Foi sob a última convicção que os teóricos da escola de Cambridge formularam o seu modelo com a preocupação central de determinar os factores que afectam a variação da velocidade:

$$M^d/P = kPQ = kY \dots\dots\dots(2)$$

Onde $k=1/V$, ou seja, a duração do tempo médio durante o qual a moeda encontra-se em transacções.

Argumenta Da Costa (1999) que em linha com esta teoria está o entendimento de que os principais factores que fazem com que a velocidade de circulação da moeda varie são as expectativas, as incertezas, a variação do volume de activos substitutos da moeda e mudanças de hábitos dos agentes económicos.

A maior revolução nos modelos de procura da moeda ocorreu com Keynes (1936), mais conhecida por Teoria de Preferência por Liquidez, ao introduzir novos motivos pelos quais os agentes económicos procuram moeda nomeadamente, especulativo e precaucional, e o conceito de que esses agentes económicos procuram moeda por aquilo que ela pode comprar, e não o que a moeda é em si. Assim, a função de procura da moeda passa a ser por encaixes reais e incorpora, para além do rendimento, a taxa de juro como variável explicativa.

$$M^d = f(Y, i) \dots\dots\dots (3)$$

$$\text{Sendo } M^d = M_t^d + M_e^d \dots\dots\dots (3.1)$$

$$M_t^d = f(Y) \text{ e } M_e^d = f(i) \dots\dots\dots (3.2)$$

Onde, M^d é a procura da moeda, M_t^d é a procura da moeda para transacções, M_e^d é a procurada moeda para especulação, Y é o rendimento, e i é a taxa de juro.

A teoria Keynesiana teve dois grandes seguidores, nomeadamente Baumol (1952) e Tobin (1956) que, embora com formulações diferentes, sustentam a introdução da taxa de juro nos modelos de procura de moeda. O conceito de custo de oportunidade de aplicar activos entre moeda e títulos de James Tobin foi a contribuição de maior destaque.

Em Baumol, a procurada moeda para transacções não é uma proporção fixa do rendimento, como postula Keynes, pois, em países com um elevado desenvolvimento dos mercados financeiros, o aumento da taxa de juro influencia o comportamento do público em relação a moeda para transacções. Assim,

$$M_t^d = \frac{1}{2} \sqrt{(2 \cdot bY)/i} \dots\dots\dots (4)$$

Na sua teoria dos saldos de carteira, Tobin aprofunda a procurada moeda para especulação sugerida por Keynes, introduzindo os conceitos de risco e incerteza. Assim, segundo Tobin, com vista a distribuir o risco, o público mantém a carteira dos seus activos em moeda ou em títulos, ou seja,

$$D = M + T \quad \dots\dots\dots (5)$$

Onde D representa a universalidade da carteira de activos (100%) e quer T (títulos), quer M (moeda), são componentes daquela carteira estando desse modo situados entre 0 e 100%. Assim:

$$M^d = f(i) \text{ e } P_t = V_t/i \quad \dots\dots\dots (6)$$

V_t é o valor dos títulos (ou acções) e P_t é o preço dos títulos, as outras variáveis mantêm as suas designações.

A maior contribuição da teoria clássica surgiu com Friedman (1956) que, não especificando os motivos pelos quais agentes económicos procuram a moeda, formulou um modelo que segundo ele é aplicável a todos os activos, que incorpora a taxa esperada de inflação como variável explicativa, por considerar moeda como substituto de activos reais:

$$M^d = f(W, Y_p, r_o, r_a, \pi, \mu) \quad \dots\dots\dots (7)$$

Onde, W representa riqueza, Y_p é o rendimento permanente, r_o é a taxa de retorno das obrigações (ou outros títulos), r_a é a taxa de retorno das acções, π é taxa esperada de inflação, e μ representa as preferências.

Portanto, dada a variedade de factores que teoricamente podem explicar a procura da moeda, um melhor conhecimento dos agregados monetários exige a formulação de modelos econométricos com vista a obter os seus determinantes.

Entretanto, segundo Stevenson et al (1988) e Khan e Sundararajan (1991), a formulação de uma política monetária assente numa função de procura dos agregados monetários, requer a assunção básica de que essa procura é estável e, por consequência, o mesmo suceda com a relação entre o agregado e os seus determinantes.

Esse ponto de vista é compartilhado por Tseng e Corker (1991:11):

A existência de uma relação estável e previsível entre agregados monetários, actividade económica, preços e taxas de juros, é um elemento crucial na formulação da política monetária.

Tseng e Corker (1991) acrescentam ainda que quando não é possível ter uma função estável ao longo de todo período em análise, deve ser possível a estimação de uma função que

explique a evolução monetária durante parte do período da amostra, com um grau de previsibilidade razoável.

Para além da estabilidade, existem outras três questões teóricas referentes aos modelos de procura por agregados monetários que suscitam debates.

A primeira questão prende-se com a definição clara do agregado monetário em estudo. Os agregados monetários são definidos em geral pelo seu grau de liquidez², partindo do mais líquido ao menos líquido, e do mais restrito ao mais amplo. Dependendo do grau de desenvolvimento de cada economia, os agregados monetários podem partir de M_0 até M_n , a medida que forem sendo introduzidos novos instrumentos financeiros. Porém, em qualquer caso, " NMC's são o mais líquido dos activos financeiros e consistem das notas e moedas usadas como intermediário directo das trocas" (IMF, 1999 cap.VI: 5).

"A moeda pode ser definida tanto em termos das funções que ela desempenha, como em termos das suas características intrínsecas" (Camp et al, 1995:2). Assim, pelas suas funções, considera-se moeda tudo o que pode, simultaneamente, substituir a troca directa de bens ("barter"), servir de padrão de medida e ser guarda de valor; enquanto que pelas suas características, segundo Camp et al (1995), a moeda é tudo o que ostenta as características de atomicidade, consistência, isolamento e durabilidade.

Em Moçambique os agregados monetários encontram-se definidos como NMC's ou M_0 (agrega as notas e moedas metálicas de meticais), M_1 (agrega as NMC's e os depósitos a ordem em moeda nacional e estrangeira) e M_2 (agrega o M_1 e os depósitos com pré-aviso e à prazo, em moeda nacional e estrangeira). Diferentemente de muitos países africanos, o agregado monetário restrito (M_1) inclui depósitos denominados em moeda estrangeira.

A segunda questão é sobre a definição dos determinantes da moeda. Argumenta Marashdeh (1997) que, em geral, a demanda por agregados monetários é definida como função duma variável escala, da taxa de retorno do dinheiro e do custo oportunidade de reter dinheiro. Essa visão é semelhante à apresentada pelo FMI (1997) que agrega a taxa de retorno do dinheiro e o custo de oportunidade, designando tudo por custo de oportunidade.

O elemento de diferença entre as duas abordagens é a inflação que de acordo com o FMI (1997) constitui um custo de oportunidade de reter dinheiro porque o diferencial da taxa

de inflação é a perda que o indivíduo assume ao reter dinheiro. Por outro lado, Marshdeh (1997) considera a inflação como taxa de retorno do dinheiro pois, "desde que os bancos e instituições financeiras não sejam permitidos remunerar juros aos depósitos correntes, a taxa de retorno apropriada na moeda em sentido restrito (M1) será a taxa de inflação esperada" (Marshdeh 1997:2).

Na verdade, as duas abordagens são complementares e sustentam a necessidade de inclusão da inflação nos modelos de procura por agregados monetários. A justificação encontramos em Da Costa (1999) que, na confrontação dos modelos clássico e keynesiano de procura da moeda, argumenta que a relação entre moeda e inflação é negativa por dois motivos, nomeadamente, o receio de reter moeda que se corroe com a inflação e a pretensão de ganhar no futuro pela venda de bens adquiridos a preços baixos.

Relativamente à variável escala, os autores são unânimes no uso do rendimento real, ou seus representantes (*proxies*), nomeadamente Produto Interno Bruto (PIB), riqueza e índices de produção industrial e agrícola. Neste ponto os problemas surgem da dificuldade de obter dados estatísticos de riqueza, ou do PIB com periodização inferior a um ano. Por exemplo, Anyangah (1995) justifica o uso de PIB em lugar de riqueza por não existirem no Botswana estatísticas oficiais daquela variável. Por sua vez, Mutoti (1999) argumenta o uso do índice de produção industrial como representante do rendimento por falta de dados trimestrais do PIB na Zâmbia.

A variável cuja inclusão no modelo não é óbvia é a taxa de câmbio, já que em economias com o fenómeno da co-circulação de moedas³ o efeito substituição teoricamente assumido não se verifica. O mesmo acontece ao analisarmos o MI quando os depósitos transferíveis incluem moeda estrangeira. Entretanto, argumenta Sousa (1996) que em economias abertas com livre circulação de capital, o exterior é visto como uma das alternativas para o investimento, podendo assim a procura por moeda ser influenciada pelo nível da taxa de câmbio.

² Aqui, o conceito de liquidez, (do Inglês "moneyness"), é mais amplo do que a simples noção de ser imediatamente disponível, incorporando assim todas as quatro funções básicas do dinheiro.

³ Por co-circulação entende-se a existência de mais de uma moeda a circular livremente na mesma economia, em que é indiferente para o público usar e aceitar uma ou outra moeda nas suas transacções.

Ademais, em economias com longa experiência de desvalorização/depreciação, como Moçambique, os agentes económicos têm a tendência de substituir as NMC's pelas notas e moedas estrangeiras cujas taxas de câmbio apreciam.

No concernente à taxa de juro, a sua escolha como custo de oportunidade está dependente do agregado monetário em estudo. Para o caso da moeda em sentido lato usam-se as taxas de juro dos títulos ou outros activos substitutos da moeda, enquanto que para a moeda em sentido restrito podem ser usadas as taxas de juro de depósitos a prazo. De facto, "se por exemplo a taxa de juros de depósitos a prazo aumentasse depois da liberalização, a procura por moeda em sentido lato iria crescer a um dado nível de rendimento, mas a procura por moeda em sentido restrito iria decrescer" (Tseng e Corker, 1991:11).

A terceira questão do debate prende-se com a assunção de muitos autores de que a velocidade de circulação da moeda é constante⁴, corroborando assim com a teoria clássica na sua formulação da equação da trocas. A questão tem suscitado muitos debates e os resultados são díspares.

Segundo Barth e Hemphil (2000), caso a elasticidade renda de procura da moeda seja igual à unidade, então mudanças na renda real não afectam a velocidade, ou seja, a velocidade irá aumentar (diminuir) se a elasticidade for inferior (superior) à unidade.

Neste contexto, Reinhart (1991) no seu estudo empírico demonstra que é mais fácil aceitar a hipótese de que a velocidade é constante para casos da moeda em sentido lato do que em sentido restrito e, enquanto que em países como Gana e Paquistão a velocidade não é constante, na Coreia e Chile a hipótese nula de que a velocidade é constante não podia ser rejeitada. Ademais, de acordo com Tseng e Corker (1991), nos países com mercados de capitais emergentes ou inexistentes espera-se que a velocidade de circulação da moeda tenda a ser decrescente, já que o crescimento da moeda excede o crescimento do rendimento e, "uma vez que a taxa de juro é introduzida no modelo, não há pressuposição de que a velocidade será constante de período a período" Da Costa (1999:7) parafraseando Soros (1996).

3.2. *Revisão da Literatura Empírica*

Baseando-se nas teorias apresentadas muitos autores formularam modelos econométricos de procura de agregados monetários que diferem de economia para outra, quer pelo conceito da moeda considerado, quer pelas variáveis explicativas consideradas ou ainda por outras condições específicas. Nesta secção iremos apresentar alguns exemplos de aplicação dessas teorias em África e, em especial, em Moçambique.

3.2.1. Aspectos Relevantes de Modelos de Procura da Moeda em África

Njeru e Randa (1999), ao explorar as três formas de financiamento do défice fiscal no Kenya, nomeadamente a emissão da moeda, os empréstimos internos e externos, formularam uma função de procura da moeda que incluía como variáveis independentes a taxa de juro, o PIB como "*proxy*" de rendimento e a inflação esperada. Neste estudo concluíram que a emissão monetária (aumento da BaM) para o financiamento do défice gerava inflação.

Na verdade, a única variável que representa custo de oportunidade de reter moeda que se encontra presente nos estudos efectuados por Mutoti (1999), Anyangah (1995), Ganiza (1999), Ndashau (1996), Amcako-Adu (1991), e Simmons (1992) é a taxa de inflação. Os autores são unânimes ao considerar que altas taxas de inflação levam à substituição da moeda em activos fixos (bens), o que foi confirmado pelos resultados dos modelos. As diferenças surgem das medidas de inflação adoptadas. Enquanto alguns autores usam o índice de preços, outros usam a taxa de inflação e outros ainda simplesmente a taxa de inflação corrente. Deste último grupo destaca-se Amcako-Adu (1991), que reconhece que a taxa esperada de inflação é a variável teoricamente apropriada de custo de oportunidade, justificando que em Gana os agentes económicos tomam as suas decisões económicas futuras com base na taxa corrente, devido a falta de dados necessários para formar expectativas inflacionárias.

Embora reconheça que em estudos anteriores de procura da moeda a taxa de câmbio era significativa Anyangah (1995), à semelhança de Mutoti (1999), Ndashau (1996), Amcako-Adu (1991) e Njeru e Randa (1999), não incorpora no seu modelo a taxa de câmbio. O

⁴ Por velocidade de circulação da moeda entende-se a medida do número de vezes que uma unidade monetária

principal factor desta opção prende-se com o facto de num passado não muito distante terem tido lugar políticas de fixação administrativa de preços, incluindo a taxa de câmbio, não constituindo por isso um bom indicador de custo de oportunidade.

Entretanto, segundo Simmons (1992), a questão de substituição entre moeda nacional e moeda estrangeira, que é o fundamento da inclusão da taxa de câmbio no modelo, não é nova e já foi aventada por estudos anteriores em África reportando economias pequenas e abertas. Nesses estudos, bem como nos de Simmons (1992) e Ganiza (1999), a taxa de câmbio é relevante e confirma a teoria. Ganiza (1999) justifica a inclusão da taxa de câmbio no modelo pelo facto da maior parte da dívida comercial malawiana estar denominada em moeda estrangeira e porque os agentes económicos privados usam as flutuações da taxa de câmbio para tomarem as suas decisões.

Assentes nos pressupostos da teoria clássica, os modelos de Ndashau (1996) e Amcako-Adu (1991) não incorporam a taxa de juro. Amcako-Adu (1991:59) argumenta que em condições de controlo de preços, como era o caso do Gana no período do seu estudo, "a taxa de juro nominal não pode ser usada como custo de oportunidade de dinheiro".

Porém, Simmons (1992) no seu estudo comparativo tomando em consideração cinco economias africanas, conclui que a taxa de juro desempenha um papel importante como custo de oportunidade na procura de M1 no longo prazo, embora reconheça que a existência de limitados mercados financeiros e de capitais possa levar a sua exclusão. À mesma conclusão chegou Anyangah (1995) ao afirmar que o impacto na procura da moeda da taxa de juro é mais forte nos agregados monetários mais restritos do que nos mais amplos.

3.2.2. Modelos de Procura da Moeda em Moçambique

Muito pouco trabalho empírico sobre procura de agregados monetários foi publicado em Moçambique. Uma menção especial vai para Piñón-Farah (1998) que especificou um modelo usando M1 e M2 como agregados monetários, num período compreendido entre Janeiro de 1991 e Setembro de 1997.

muda de possuidor, num determinado período.

Neste modelo, Piñón-Farah (1998) considera como determinantes da procura da moeda em Moçambique, o valor real das transacções obtido pela soma ponderada das produções agrícola e industrial (como "proxy" de PIB), a inflação esperada, a taxa de juro nominal doméstica (taxa de depósito a prazo no caso de M1 e taxa de redesconto do BM no caso de M2), riqueza e taxa de juro ponderada entre a taxa de juro internacional e a depreciação esperada do Metical face ao Dólar americano e ao Rand sul africano. Piñón-Farah inclui ainda neste modelo uma variável categórica para testar a hipótese de uma quebra estrutural em 1996.

Os principais resultados deste modelo sugerem que embora a elasticidade renda com respeito a procura por moeda não seja unitária como é postulado por Fischer, ela apresenta o sinal positivo correcto e enquadra-se no âmbito da teoria de Baumol-Tobin (aproximadamente 0.5). Paralelamente, conclui que a taxa de inflação não é significativa no modelo, contrastando assim com a realidade moçambicana, e isto é explicado pelo autor como sendo resultado da forte multicolinearidade existente entre a taxa de inflação, taxa de juro e taxa de câmbio.

A hipótese de que houve uma quebra estrutural em 1996, que foi o centro da análise do estudo, foi consistentemente rejeitada pelos testes, explicando-se assim que "as alterações nos saldos reais da moeda, podem ser fortemente associadas às mudanças no ambiente económico e/ou nas políticas económicas" (Piñón-Farah, 1998:5).

De facto as variações nos saldos da moeda a partir 1996, que sugerem uma quebra estrutural, são compatíveis com o comportamento de outras variáveis, como aliás Piñón-Farah (1998:6) argumenta: "a expansão dos agregados monetários com início nos meados de 1996 foi também determinada pela aceleração do crescimento económico, redução significativa da inflação e taxas de juro, e menor depreciação do Metical face a outras moedas como o dólar norte americano e o Rand sul africano".

Quer no concernente ao M2 como em relação ao M1 os testes de co-integração no modelo de Piñón-Farah foram aceites em relação à actividade económica (a variável "proxy" do rendimento) e ao rendimento dos instrumentos financeiros estrangeiros (taxa de juro de títulos do tesouro sul africano ponderada com a depreciação esperada do Metical), e o coeficiente de ajustamento do curto ao longo prazo situa-se entre 8 a 9% por mês.

3.3. Resumo da Revisão de Literatura

Em resumo, é comumente aceite que os determinantes da procura dos agregados monetários prendem-se com os motivos transacionais, precaucionais e especulativos que devem ser devidamente especificados para cada economia.

Duma forma geral, a variável explicativa associada ao motivo transaccional de procura da moeda, designada também de variável escala é o rendimento real ou seus "proxies", o PIB, a riqueza e índices de produção (industrial e agrícola), enquanto que as variáveis associadas aos motivos especulativo e precaucional são a taxa de juro, a taxa de câmbio, a taxa de inflação esperada e a taxa de retorno dos títulos (como activo alternativo a moeda).

É preciso, entretanto, ter em conta que o ambiente económico do país pode ser determinante na especificação dos modelos e no caso africano é preciso considerar o seguinte:

- O fraco desenvolvimento do mercado monetário e a inexistência ou limitados mercados de capitais;
- Elevadas taxas de inflação; e
- Fixação administrativa de alguns ou todos preços.

Assim, em economias em desenvolvimento as funções de procura por moeda assumem o rendimento real para a variável escala, as taxas esperadas de inflação e de depreciação cambial para os custos de oportunidade e a taxa de juro como custo de oportunidade dos agregados restritos, foi nesta base que optámos por especificar um modelo geral que inclui essas variáveis.

CAPÍTULO IV

4. Metodologia

Para atingir os objectivos traçados para o nosso estudo faremos uso de dois métodos que se complementam entre si. O primeiro, consiste na decomposição das componentes inobservadas das séries temporais assumidas como determinantes da evolução das NMC's. No segundo método estimamos um modelo econométrico usando a abordagem de co-integração e modelo de correcção de erro para obter os coeficientes de curto e longo prazos.

4.1. *Análise da Desazonalização das Séries*

Em geral, uma série é composta por uma tendência, um movimento cíclico, uma sazonalidade e factores aleatórios, que num modelo multiplicativo seria expresso da seguinte maneira:⁵

$$Y = TCSA \dots\dots\dots (8)$$

Onde Y é a série original, no caso vertente é o *stock* de NMC's, T é a tendência, C são os movimentos cíclicos, S é a sazonalidade e A os factores aleatórios.

O método ARIMA (autoregressive integrated moving averages) é um dos mais usados para efectuar ajustamentos sazonais das séries e, segundo Santos et al(1998) este método assume que todas as componentes da série temporal são simultaneamente estocásticas.⁶

Com base neste método o pacote "Statistica" fez a decomposição da série das NMC's seguindo o seguinte processo:

- Cálculo da média móvel centrada, donde resulta que esta média é igual à tendência e movimentos cíclicos;
- Cálculo da regressão linear entre a média móvel centrada e o tempo, que corresponde a tendência da série;

⁵ A alternativa seria o modelo aditivo que considera $Y = T+S+C+A$.

⁶ Diz-se que uma série é simultaneamente estocástica se apresenta uma linha de tendência que varia de período a período, ou seja se é não estacionária.

- Cálculo da componente sazonal e irregular como quociente entre a série principal das NMC's e a média móvel centrada;
- Cálculo da média aritmética de cada mês da sazonalidade em todo o período;
- Cálculo de factores irregulares como resultado do quociente entre a componente sazonal e aleatória e a média da sazonalidade; e
- A sazonalidade resulta como quociente entre a série principal, por um lado, e a tendência, sazonalidade e aleatoriedade, por outro.

4.2. *Metodologia e Especificação do Modelo Econométrico*

A metodologia básica assenta na estimação de um modelo econométrico relacionando as NMC's, como variável dependente, e o rendimento, a inflação, a taxa de juro e a taxa de câmbio, como variáveis independentes. Para a estimação do modelo foi usado o pacote econométrico MFIT 4.0, compreendendo o período 1991-99, com base nos dados mensais das séries referidas.

Privilegiou-se o enfoque de co-integração e modelo de correcção de erro com vista a enquadrar a análise nos tópicos recentes de análise econométrica. Assim, para análise da ordem de integração efectuámos os testes de raiz unitária ("*unit root*") com base no método de Dickey e Fuller e de Sargan Bhargava, em apoio ao método gráfico.

Na análise de co-integração usámos a metodologia desenvolvida por Johansen (1988) por ser aquele que nos permite obter vectores de co-integração num sistema multivariado, mesmo quando o número de observações é relativamente pequeno.

Dado que foi confirmada, a partir da análise da secção anterior, a presença de sazonalidade, a estimação do modelo inclui variáveis categóricas (*dummies*) sazonais pois, diz Sjöö (1997), se os dados apresentam variações sazonais, essa sazonalidade pode ser removida através do X11-ARIMA sem afectar a propriedade da raiz unitária, ou variáveis categóricas sazonais podem ser introduzidas.

4.2.1. Especificação do Modelo e Método de Estimação

Seguindo os ensinamentos das teorias sobre procura da moeda, e de acordo com os estudos empíricos, assume-se que a função de longo prazo da procura de Notas e Moedas em Circulação seja implicitamente especificada da seguinte forma:

$$M_o^d = f(Y, \pi^e, Tcz, Tj) \dots\dots\dots (9)$$

Onde M_o^d é a procura por NMC's, Y representa o rendimento real (medido em termos de PIB real), π^e é a taxa esperada de inflação, Tcz é a taxa de câmbio do mercado cambial medida em termos de Meticais por uma unidade de Rand sul africano e Tj é a taxa de juro de depósito de 90 dias.

A teoria prediz que $f_y > 0$; $f_{\pi^e} < 0$; $f_{Tcz} < 0$ e $f_{Tj} < 0$, pelas seguintes razões:

- Em economias pouco desenvolvidas quase a totalidade das transacções é efectuada por notas ou moedas metálicas, tal que a sua procura aumenta com o incremento do rendimento.
- Relativamente à inflação, a predição assenta na assunção de que em países como Moçambique que já experimentaram elevadas taxas de inflação, um aumento deste indicador reduz a procura por NMC's em detrimento da sua aplicação em bens cujo valor não se corroe com a inflação.
- Quanto à taxa de câmbio, a hipótese é sustentada pelo facto das notas e moedas estrangeiras não fazerem parte do conceito de agregados monetários definidos como NMC's, e a taxa de câmbio constituir um custo de oportunidade de reter meticais, ocorrendo assim o fenómeno de substituição de moedas, ou seja "quando a taxa de câmbio deprecia os não residentes reduzem a sua retenção de saldos em moeda nacional e os residentes aumentam as suas retenções de saldos em moeda estrangeira" (Marashdeh, 1997:1).
- No concernente à taxa de juro a pressuposição assenta no postulado de que a taxa de juro de qualquer depósito constitui um custo de oportunidade por parte do público em reter dinheiro em forma de NMC's, pois ao optar por reter NMC's os agentes económicos incorrem numa perda implícita equivalente ao juro que receberiam se tivessem efectuado aplicações em depósitos.

Depois de uma transformação semi-logarítmica, a equação (9) passa a ser da seguinte forma:⁷

$$\text{Ln}(M^s/P) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}Y_t + \alpha_2 \text{Ln}\pi^e + \alpha_3 \text{Ln}Tc + Tj + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (10)$$

Onde M^s/P representa os encaixes reais, P é o nível geral de preços (representado pelo Índice de Preço ao Consumidor) e o ε_t representa o termo erro, onde t é o tempo (mês). As restantes variáveis mantêm a mesma definição com Ln representando o logaritmo natural. A justificação da forma funcional semi-logarítmica encontra-se em Simmons (1992:30) que citando Fair (1987), afirma que essa forma "permite à elasticidade-juro dos encaixes reais crescerem em termos absolutos com o crescimento da taxa de juro, enquanto que uma elasticidade constante (como sugere a forma logarítmica) poderia ser exageradamente restritiva".

Podemos formular a inflação esperada em linha com Ubide (1997:15) que, citando Lucas (1976), argumenta que "um agente racional muda de comportamento com a mudança da instância política e conseqüentemente, qualquer inferência que não considere explicitamente as expectativas está sujeita a erros sistemáticos de predição". Assim,

$$\pi^e = d(L(\pi)) + (1 - d)\Delta \text{Ln}P_{t-1} \quad \dots\dots\dots (11)$$

Onde $L(\pi)$ representa o processo de aprendizagem dos desfazamentos distribuídos dos agentes económicos. De acordo com Ubide (1997), "se todos os pesos em $L(\pi)$ forem iguais, teremos expectativas adaptativas; se forem decrescentes com o tempo, teremos um processo de aprendizagem. Assim sendo, as pessoas formarão as suas expectativas com base na inflação e experiências passadas de predizer a inflação". Assumindo que $d=0$ e substituindo a equação (11) na equação (10), teremos:

$$\text{Ln}(M^s/P) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}Y_t + \alpha_2 \text{Ln}P_{t-1} + \alpha_3 \text{Ln}Tcz + \alpha_4 Tj + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots (12)$$

Para estimar a equação (12) vamos distinguir entre a relação de longo prazo que pode caracterizar a nossa equação, e o comportamento do público no curto prazo sobre a procura de NMCs. Simmons (1992: 28) argumenta que "a equação de longo prazo exhibe homogeneidade de grau zero no nível de preços. Daí a presença de encaixes reais do lado esquerdo da equação".

⁷ Assume-se que em equilíbrio, a oferta monetária (M^s/P) iguala à procura (M^d/P).

Estudos recentes envolvendo séries temporais económicas sugerem que a maior parte destas séries são não-estacionárias (integradas de ordem um ou superior), mas movem-se em conjunto no longo prazo, tal que existe uma combinação linear daquelas variáveis que é estacionária - integrada de ordem zero. Numa primeira abordagem, "diz-se que uma série está integrada de ordem um e denota-se por $X(I(1))$ se requer que seja diferenciada uma vez para se tornar estacionária, isto é, integrada de ordem zero, $I(0)$ " (Ndung'u, 1991:70).

Neste caso, estimar a equação (12) pode ser problemático, uma vez que a maior parte dos testes não terá uma distribuição standard, ou seja, os testes t e F incorrectamente significantes na presença de um R^2 inflectido superior ao DW (Darbin-Watson). Para superar este problema recomenda-se estimar a equação (12) em primeira diferença da seguinte forma:

$$\Gamma_0(L)\Delta m^s = \mu + \Gamma_1(L)\Delta m^s_{t-1} + \Gamma_2(L)\Delta y_t + \Gamma_3(L)\Delta p_{t-1} + \Gamma_4(L)\Delta tcz + \Gamma_5(L)\Delta Tj + v_t \quad (13)$$

Onde (L) é o operador de desfásamento, Γ_i ($i=0, 1, \dots, k$) são os vectores dos coeficientes a serem estimados, Δ é o operador da diferença, μ o intercepto, v_t é o termo erro, e as restantes variáveis mantêm a sua definição, com as letras minúsculas a representar os seus logaritmos naturais.

A equação (13) expressa a procura de notas e moedas em circulação (encaixes reais) como função dos seus valores passados, os valores correntes e passados do rendimento real e do nível esperado de inflação, dos valores correntes e passados da taxa de câmbios e da taxa de juros.

A formulação em (13) contorna os problemas de estimação de que enfermam a equação (12), porém, à custa da perda da relação de longo prazo entre as variáveis. Ndung'u (1991:70) argumenta que "se o modelo tivesse que ser estimado em diferenças perder-se-ia a informação de longo prazo".

Para superar este problema, introduzimos, através da análise de co-integração, o modelo de correcção de erro (ECM)⁸ que combina a informação de longo prazo e o mecanismo de ajustamento de curto prazo da seguinte forma:

$$\Gamma_0(L)\Delta m^s = \mu + \Gamma_1(L)\Delta m^s_{t-1} + \Gamma_2(L)\Delta y_t + \Gamma_3(L)\Delta p_{t-1} + \Gamma_4(L)\Delta tcz + \Gamma_5(L)\Delta Tj + \gamma ec_{t-1} + \psi D_t + v_t \dots \dots \dots \quad (14)$$

⁸ Do Inglês *Error Correction Model*

Onde ecm_{t-1} é a correcção do erro e D_t são as variáveis categóricas sazonais, v_t é o termo erro que se assume ser caracterizado por um ruído branco⁹ com as usuais propriedades.

A equação (14) contem uma estrutura de curto prazo representada pelos coeficientes Γ_i e a estrutura de longo prazo representada pelos coeficientes do vector de co-integração. O coeficiente γ pode ser interpretado como o grau de ajustamento do montante de desequilíbrio que é transmitido em cada período às variações do nível dos encaixes reais:

Uma vez que a formulação do ECM parte do reconhecimento de que as variáveis no modelo (14) são não-estacionárias, o primeiro passo é testar a não-estacionaridade das variáveis incluídas no nosso modelo e ver se formam uma relação de longo prazo, isto é se estão cointegradas.

Os testes de co-integração requerem que as diferentes séries temporais económicas sejam estacionárias no primeiro diferencial e não em seus níveis. Para testar os níveis de integração, isto é, quantas vezes a série deve ser diferenciada para ser estacionária, empregámos os testes de Dickey e Fuller (DF) e Augmented Dickey e Fuller (ADF) sugeridos por Dickey e Fuller (1979), estimando a seguinte equação geral para o DF:

$$\Delta X_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots (15)$$

Onde Δ é o operador da diferença, X é o logaritmo da variável a ser testada, λ o parâmetro a ser estimado, e ε_t o termo erro.

O parâmetro de interesse na equação (15) é o λ com o qual se testa a hipótese nula de que a série é não estacionária, isto é, $H_0: \lambda=0$. Se esta hipótese não for rejeitada, a série é $I(d)$ e o passo seguinte é repetir o teste, desta vez nos primeiros diferenciais para saber se aí a série é estacionária. Se no primeiro diferencial a hipótese nula for rejeitada, a série está integrada de ordem um, $I(1)$.

O teste de ADF segue o mesmo procedimento, exceptuando o facto de introduzir um desfasamento suficientemente longo para reflectir a dinâmica adicional que não tenha sido capturada pelo teste de DF e, possivelmente, assegurar que o termo erro seja distribuído como ruído branco. A equação de ADF é a seguinte:

$$\Delta X_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_{t-1} + \sum \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots (16)$$

⁹ v_t , ($t=0, 1, \dots, T$) diz-se que constitui ruído branco quando é formado por uma sucessão de variáveis aleatórias com a mesma distribuição, média e variância constantes.

Uma vez conhecidos os níveis de integração, o passo seguinte é testar a presença de co-integração entre as variáveis. A co-integração vai revelar-nos a presença da relação de longo prazo entre essas variáveis, o que vai permitir-nos combinar esta informação com o mecanismo de ajustamento de curto prazo através do Modelo de Correção de Erro.

CAPÍTULO V

5. Estudo dos Determinantes da Procura das NMC's em Moçambique

Com vista a apurar os factores que determinam o comportamento das NMC's em Moçambique, fazemos neste capítulo a inspecção das componentes inobservadas da série, e estimamos um modelo econométrico para obtenção dos coeficientes, de acordo a descrição dos métodos feita na secção anterior.

5.1. *Análise da Desazonalização das NMC's (1991-1999)*

A análise do comportamento das NMC's e outros agregados monetários mostra a adopção de uma política monetária restritiva ao longo dos últimos anos, como aliás se pode ler em (Abreu, 1996:1): “com efeito, as graves distorções patentes na economia moçambicana no período anterior ao PRE obrigavam a adopção de uma política monetária fortemente restritiva”.

Para identificar as possíveis variáveis determinantes do comportamento das NMC's avançamos com o método de análise das componentes inobservadas da variável. A razão desta análise prende-se com o facto de que na realidade as variações nos saldos das NMC's, como ocorre com a maior parte das séries económicas, podem não ter nada a ver com factores económicos, o que a ser verdade poderia dificultar o estudo e compreensão do comportamento das variáveis sem essa análise.

5.1.1. Tendência Cíclica das NMC's

A tendência geral das NMC's é crescente ao longo do período em estudo (gráfico 1).¹⁰ Até Março de 1994 nota-se um crescimento a ritmos decrescentes, e a partir de Abril de 1994 o movimento ascendente é mais notório e observa-se até Junho de 1998, altura em que começa um movimento mais estável durante cerca de 10 meses, ou seja até Abril de 1999. De

¹⁰ Os gráficos que não mostram os meses no eixo horizontal indicam o número de observações que inicia em Janeiro de 1991 (1) e terminam em Dezembro de 1999 (108).

Abril a Dezembro de 1999 as NMC's voltam a ter um movimento crescente tendo atingido o seu pico em Dezembro.

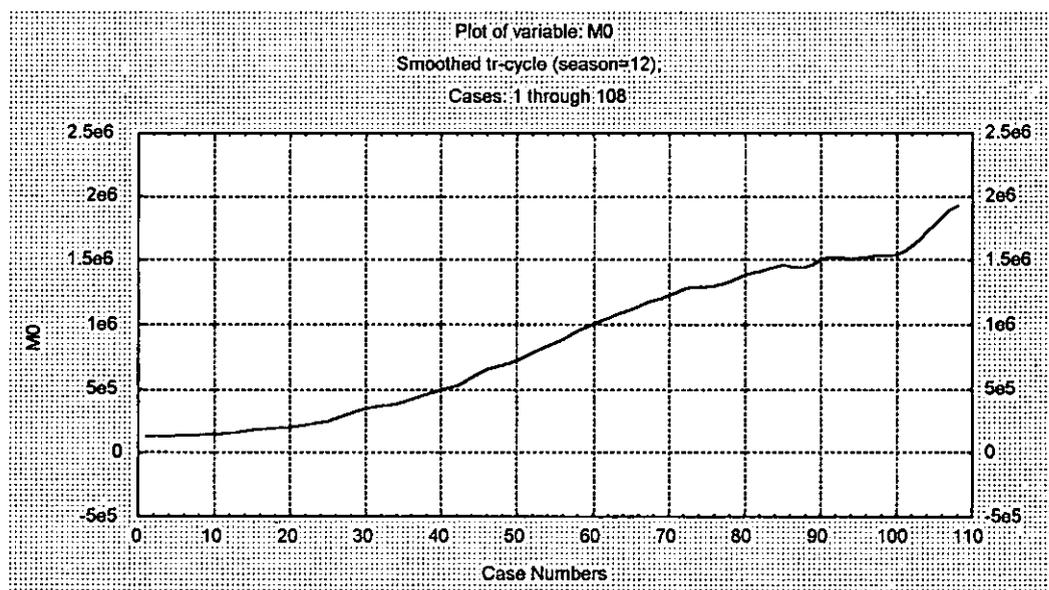


Gráfico 1: Tendência das NMC's

Conquanto a tendência mostre crescimento das NMC's ao longo dos nove anos em análise, o seu peso no total do M2 tem vindo a reduzir em favor dos depósitos, de 24.7% em Janeiro de 1991 para 18.7% em Dezembro de 1999. O peso médio do período foi de 20.9%, sendo o mais alto (24.7%) registado em Janeiro de 1991 e o mais baixo (16.3%) registado em Março de 1999. Relativamente ao peso das NMC's no PIB, embora com muitas oscilações, a sua tendência é decrescente, com o valor médio de 15.4%, tendo atingido o mínimo (11.7%) em Março de 1999 e o máximo (19.2%) em Dezembro de 1994.

A tendência decrescente do peso das NMC's no M2 e, conseqüentemente, na actividade económica pode ser um sinal de prosperidade económica pois, "quando a actividade económica prospera, a preferência pela liquidez diminui mas, num período de alarme ela aumenta fortemente e torna-se insensível ao custo de oportunidade, por conseguinte, à taxa de juro" (Da Costa, 1999:7)

De facto, ao analisarmos o comportamento do peso das NMC's e dos DO's no total dos meios de pagamento (M2), observamos uma redução do diferencial entre ambos (vide gráfico 2), indicando assim uma relativa confiança do público ao sistema financeiro pois, tal como argumenta Amcako-Adu (1991), o diferencial entre NMC/M2 e DO's/M2 pode indicar

o grau de confiança do público ao sistema bancário, no sentido de que quanto maior for o diferencial menor será a confiança.

Espera-se, normalmente, que o rácio NMC's/PIB seja inferior ao rácio DO's/PIB, a medida que a economia prospera.

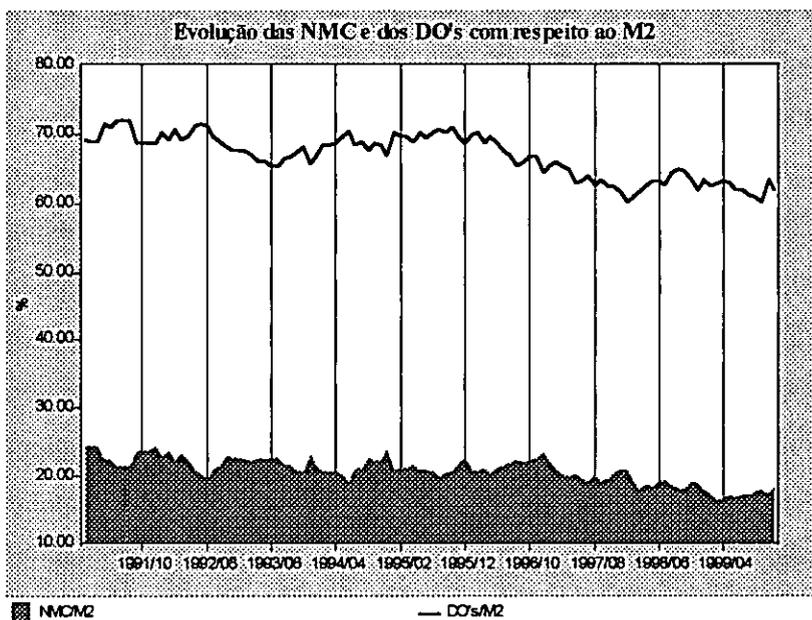


Gráfico 2: Evolução do Peso das NMC's e dos DO's no PIB

Num estudo comparativo, com base em dados de 1994, Berentsen (1997) conclui que, em geral, para países desenvolvidos como Bélgica, Canada, França, Alemanha, Itália, Japão, Holanda, Suíça e EUA o rácio NMC's/PIB é de facto inferior a DO's/PIB. No caso moçambicano (vide gráfico 3), tomando como base o período em análise, o rácio NMC's/PIB é também inferior ao DO's/PIB, confirmando assim os sinais de prosperidade da economia.

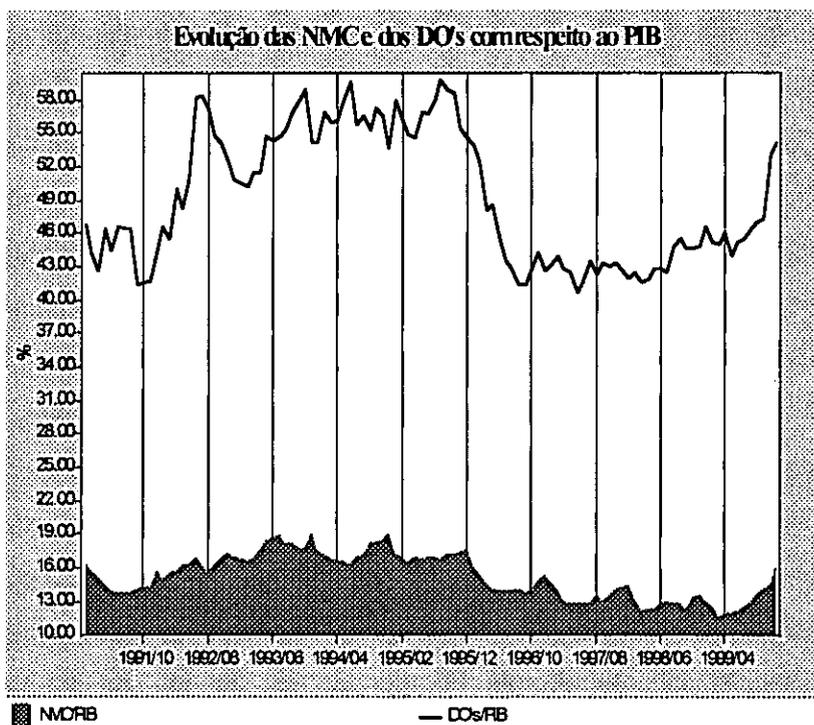


Gráfico 3: Evolução dos Rácios NMC's/PIB e DO's/PIB

Nos últimos dois anos do período (1998 e 1999) a tendência decrescente do peso das NMC's, no M2 e no PIB, wue é indicio de fraca preferência do público pelas NMC's, pode ser explicado por:

- Baixos índices de inflação registados;
- Desenvolvimento do sistema financeiro, caracterizado pelo aumento da cobertura geográfica dos balcões dos bancos comerciais, ligação "on line" dos mesmos, e pagamento por cheque impulsionadopela Lei do Cheque;
- Inovação financeira caracterizada pela introdução das caixas automáticas pelos bancos comerciais pois, como argumenta Marashdeh (1997), que nos estudos de procurada moeda é preciso analisar a questão dos mecanismos electrónicos como os ATM's, já que "a introdução de novos instrumentos financeiros e mudanças tecnológicas levaram à mudanças na procura por moeda, de NMC's e depósitos a vista para Quase-moeda durante esse período [na Malásia]" (Marashdeh, 1997: 2).

Na tentativa de apurar o grau do envolvimento de outras variáveis na evolução das NMC's foi feita a decomposição das séries do rendimento (Y), taxa de câmbio do Metical em relação ao Rand (Tczar), taxa de juro (Tj) e nível de preços (P). Os resultados das tendências dessas variáveis mostram que (vide gráficos 1 a 4 no anexo I):

- A taxa de câmbio observou a mesma tendência crescente que as NMC's, antevendo-se uma relação de proporcionalidade directa entre ambas séries tendo, no caso da Tcz o movimento a ritmos crescentes iniciado mais cedo, ou seja, em Junho de 1993;
- A inflação observou a mesma tendência crescente, existindo assim uma relação directa entre esta e as NMC's. A tendência da inflação mostra um crescimento a ritmos crescentes desde os princípios do período em análise até Outubro de 1996, onde se verifica uma relativa estabilidade até Dezembro de 1999;
- O rendimento real também apresenta a mesma tendência, sendo crescente a ritmos crescentes do princípio ao fim do período em análise; e
- A taxa de juro apresenta uma tendência geral decrescente, por isso espera-se que haja uma relação negativa com as NMC's, embora tenha mostrado um crescimento tímido nos primeiros anos do período em análise com longos períodos de estabilidade devido

a acção administrativa, tendo atingido o seu pico no primeiro trimestre de 1994 em que inicia o movimento descendente.

5.1.2. Sazonalidade das NMC's

A existência de movimentos sazonais é reconhecida para os agregados monetários, pois, "a rapidez de circulação de cada um dos diferentes componentes do meio circulante depende essencialmente da sua natureza e do estado de confiança do público, que varia segundo as épocas" (Da Costa, 1999: 6).

As NMC's, como normalmente ocorre nas séries temporais, apresentam os factores sazonais, que representam o comportamento repetitivo no mesmo período em cada ano. Em geral, os primeiros meses do ano mostram uma baixa das NMC's em poder do público, o que está associado ao retorno de numerário ao sistema bancário, enquanto no último trimestre se verifica o pico (vide gráfico 4). Factores associados às festividades natalícias e de fim do ano, bem como de férias, pagamento de décimo terceiro salário e campanhas de comercialização de castanha de cajú, cereais e oleaginosas explicam o movimento sazonal em Moçambique.

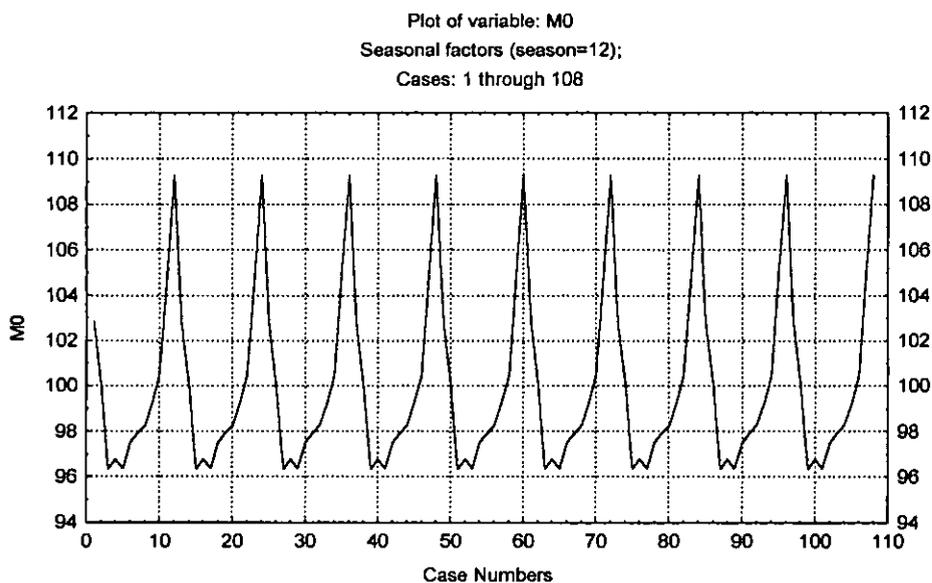


Gráfico 4: Sazonalidade das NMC's

Com efeito, nos primeiros meses do ano as NMC's diminuem reflectindo o retorno do crédito ao sistema bancário, e ao longo do ano vão crescendo até atingir o pico no último trimestre devido aos factores anteriormente mencionados.

Relativamente ao comportamento das variáveis tidas como determinantes das NMC's, observa-se que (Gráficos 5 a 8):

- Em geral, a Tczar atinge o seu ponto máximo sazonal três a quatro meses antes que as NMC's. Entre outros factores, são determinantes desse movimento os preparativos para viagens para o estrangeiro (incluindo peregrinação à meca), preparativos para a importação em quantidades avulvadas de produtos de maior procura nos dias festivos;
- Em relação à taxa de juros, existe um desfaseamento de cerca de um a dois meses em relação aos factores sazonais das NMC's, e apresentam-se em sentido contrário;
- O rendimento real e as NMC's apresentam os mesmos picos sazonais em cada ano, justificado, basicamente, pelo aumento do volume de transacções e do consumo, componentes importantes do PIB; e
- Finalmente, o nível de preços também apresenta, embora numa maneira inversa, os mesmos meses de sazonalidade em relação as NMC's, determinados basicamente pela sazonalidade dos produtos agrícolas.

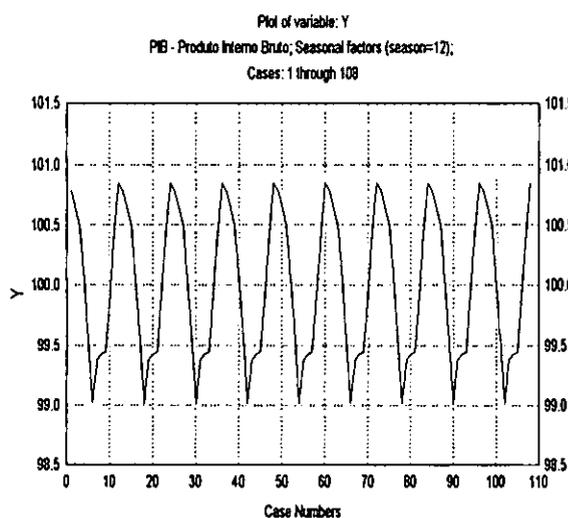


Gráfico 5: Sazonalidade do PIB real

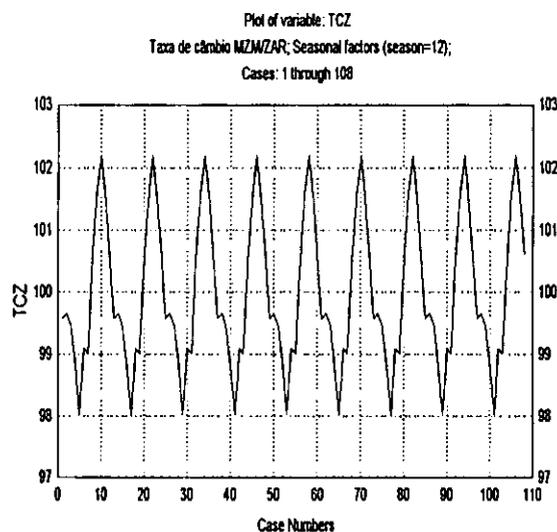


Gráfico 6: Sazonalidade da Taxa de câmbio

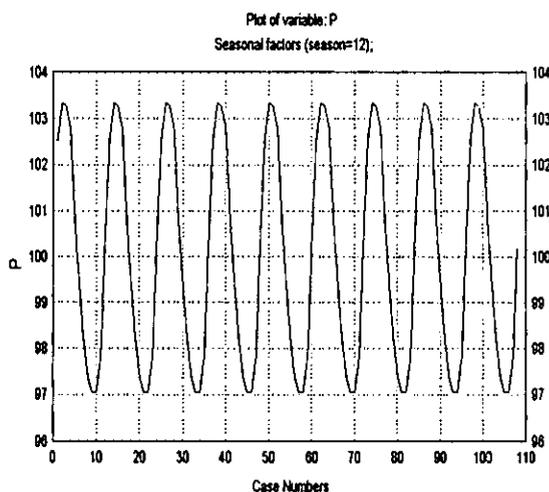


Gráfico 7. Sazonalidade do IPC

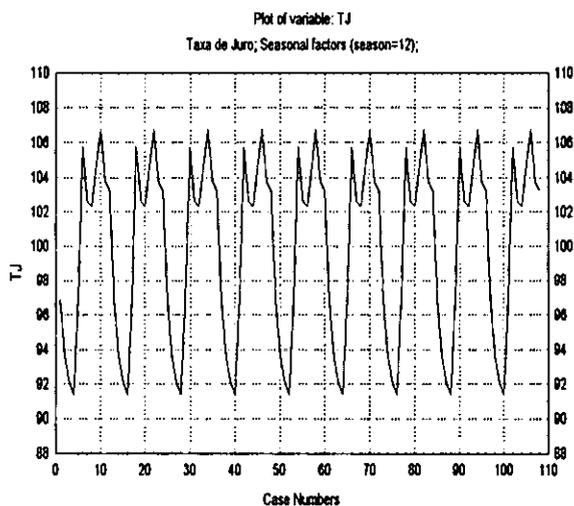


Gráfico 8: Sazonalidade da Taxa de Juro

Numa análise comparativa entre as NMC's e o M2 (gráfico9) depreendemos que ambos apresentam os mesmos pontos de sazonalidade, embora a banda de variação seja maior nas NMC's devido a sua maior volatilidade comparativamente a outras componentes do M2.

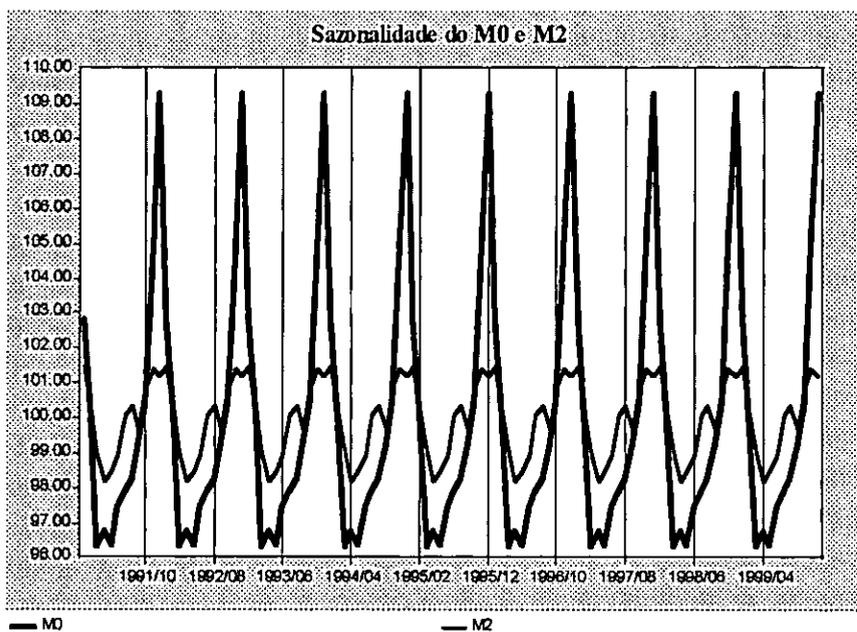


Gráfico 9: Sazonalidade das NMC's e do M2

5.1.3. Movimentos Aleatórios das NMC's

Ao longo do período, os factores aleatórios apresentam-se estacionários numa banda de 0.96 e 1.02, excepto para alguns períodos que sugerem quebras estruturais, nomeadamente, Agosto de 1992, Janeiro de 1998 e Dezembro de 1999 (gráfico 10)

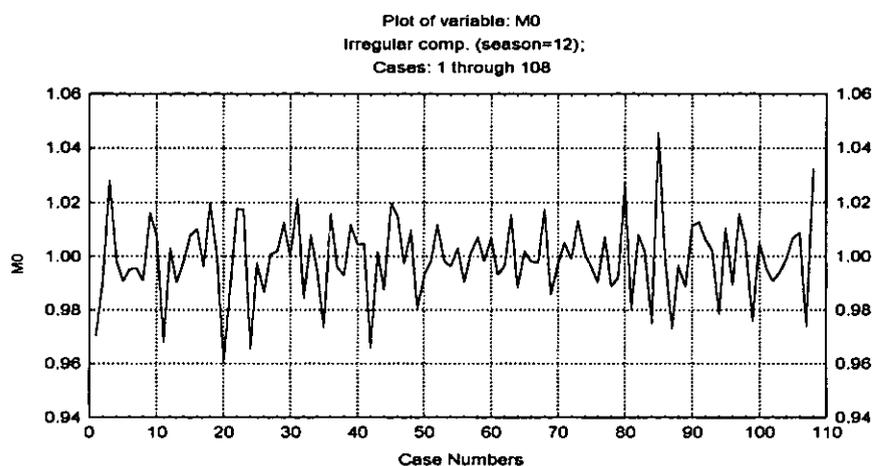


Gráfico 10: Factores Aleatórios na Evolução das NMC's

Relativamente a Dezembro de 1999 houve uma transformação de depósitos em NMC's devido, fundamentalmente, ao problema informático do ano 2000 (BUG 2000).

Não há evidências para afirmarmos que comportamento aleatório das NMC's está associado ao dos seus determinantes, como se pode depreender:(vide gráficos 5-8 no anexo I)

- A partir de Junho de 1993 os factores irregulares da taxa de câmbio mostram –se estacionários. Antes desta data, houve perturbações em Abril de 1991, Maio a Junho de 1992 e Abril a Maio de 1993;
- A taxa de juro é estacionária numa banda de 0.9 a 1.1, com excepção do período de Dezembro de 1995 a Junho de 1996;
- O rendimento real mostra que não foi fortemente afectado pelos factores aleatórios ao longo do período em análise; e
- Quanto a inflação, só no início do período em análise ela foi fortemente afectada por factores aleatórios, nomeadamente, de Junho a Dezembro de 1991, Fevereiro de 1992 e Outubro a Dezembro de 1993. A partir daí os factores aleatórios são estacionários a nível relativamente baixo, de 0.99 a 1.01.

5.2. *Modelo Econométrico da Procura das NMC's*

5.2.1. Hipóteses do Modelo

Tomando o modelo especificado como base, o nosso estudo será norteado pelas seguintes hipóteses, a serem testadas ao longo da investigação:

- O nível de rendimento, a taxa de inflação esperada, a taxa de câmbio e a taxa de juro, não são variáveis explicativas na procura das NMC's;
- Não é verdade que o nível de rendimento afecta positivamente o comportamento do público de reter NMC's;
- Não é verdade que quanto maior for a taxa de juro de depósitos, menor será a preferência do público em reter liquidez em forma de NMC's;
- Não é verdade que a procura de NMC's por parte do público é negativamente influenciada pela taxa de câmbio Metical/Rand sul africano;
- Não é verdade que a taxa de inflação esperada afecta inversamente a procura de NMC's pelo público.
- Todas as variáveis do modelo são não estacionárias ao seu nível, ou seja, a sua ordem de integração é superior a zero, I(d).
- Tomando as variáveis do modelo, a função de procura de M_0 em Moçambique é estável.

5.2.2. Definição das Variáveis e Fontes dos Dados

Os dados foram colhidos em fontes oficiais a saber:

- ✓ As publicações do Instituto Nacional de Estatística (INE), para as variáveis Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e PIB real; e
- ✓ As publicações do Banco de Moçambique relativamente às NMC's, a taxa de câmbio e a taxa de juros.

Exceptuando o PIB real, todos os outros dados existem na base infra anual (mensais). Os valores mensais do PIB foram estimados através da interpolação linear a partir de dados

trimestrais, que por sua vez foram derivados com base no método de Lisman e Sandee (1964).¹¹ Quanto ao IPC, devido a mudanças na sua metodologia de cálculo fizemos uma correção da série usando as mesmas taxas de crescimento.¹² Assim, M_0 e NMC's indicam as Notas e Moedas em Circulação, Y é o rendimento real, P é o nível de preços, Tcz é a taxa de câmbio do Metical em relação ao Rand, Tj é a taxa de juros, K é o intercepto e DS são as variáveis categóricas sazonais.

5.2.3. Propriedades das Séries Temporais

Uma análise econométrica com base em dados de séries temporais económicas requer uma explanação sobre os principais aspectos metodológicos inerentes ao seu uso, dado que a significância dos resultados dos modelos concebidos com base nesses dados depende, fundamentalmente, da fiabilidade desses mesmos dados. No caso vertente, há que apresentar alguns pontos sobre a propriedade dos dados usados neste estudo.

5.2.3.1. Dificuldades de obter séries longas

Em geral, em análises econométricas usando técnicas de co-integração, quanto maior for o número de observações, melhores serão os resultados do modelo para previsão. Neste aspecto, a pesquisa deparou-se com alguns problemas referentes ao período anterior a 1991:

- A não existência de dados mensais para PIB e taxas de juro;¹³
- Inflação calculada com bases diferentes;¹⁴ e
- Um período relativamente longo (1975-86) de fixação administrativa de preços (incluindo as taxas de câmbio e de juro).

Note-se que as alterações metodológicas na compilação dos dados tornam alguns indicadores inconsistentes em alguns períodos. Por exemplo, as primeiras séries de inflação datam de Janeiro de 1991.

¹¹ A descrição da metodologia de Lisman e Sandee é apresentada no anexo II.

¹² Este procedimento também foi usado por Ubide (1997).

¹³ No que se refere ao PIB, esse problema verifica-se em todo o período considerado para o estudo, levando à mensuração dos dados anuais a partir do método de Lisman e Sandee (1964), o que permitiu obter uma série mais longa.

Assim, os estudos sobre o sector financeiro são unânimes em considerar o período pós 1990 como sendo aquele que apresenta melhor informação estatística, decorrente da efectivação das reformas e da redução das distorções administrativas ao mercado.¹⁵

5.2.3.2. Estacionaridade e Testes de Integração (raiz unitária)

Em linha com Santos et al (1998), uma série estacionária é aquela que não regista alterações sistemáticas como resultado das variações da sua média e variância, ou seja, não se observa nenhuma tendência na série (a média é zero e a variância é constante).

Sabe-se, entretanto, que “muitas variáveis económicas que exibem fortes tendências, tais como o PIB, o consumo, ou o nível de preços, não são estacionárias, [...] em muitos casos, a estacionaridade pode ser atingida através da diferenciação ou de outras transformações” (Greene, 1997:841)

Neste contexto, concebemos um modelo econométrico de longo prazo envolvendo variáveis estacionárias, evitando assim incorrer no erro de obtermos uma regressão espúria.¹⁶

Na verdade, “elevado R² ajustado pode apenas indicar tendências correlacionadas e não uma relação económica e um baixo D-W estatístico pode reflectir resíduos não estacionários” (Miller, 1991:141), sendo recomendável o teste de raiz unitária (*unit root*) para achar a ordem de integração das séries temporais, que pode ser combinado com o método gráfico.¹⁷

No presente estudo usamos o método de DF e ADF, desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979). Segundo Pesaran e Pesaran (1997), a estimação do ADF obedece as seguintes formas:

a) com tendência linear

$$\Delta X_t = a_0 + (1-\rho)a_1 T_t - \rho X_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu \dots \dots \dots (17)$$

¹⁴ Nessa altura o IPC era calculado pela Comissão Nacional do Plano.

¹⁵ Veja, por exemplo, Maleiane (1997), Abreu (1996) e Pimpão (1996).

¹⁶ Diz-se que uma regressão é espúria (do inglês “spurious”) “quando o Coeficiente de determinação (R² ajustado) excede o Durbin-Watson estatístico” (Miller, 1991:141).

b) sem tendência linear

$$\Delta X_t = a_0 + (1-\rho) - \rho X_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu \quad \dots \dots \dots (18)$$

$H_0: \rho = 0$ e $H_1: \rho < 1$

Este método testa a hipótese nula (H_0) de que a série é integrada a ordem d , contra a alternativa (H_1) de que é integrada a ordem inferior a d , assim sucessivamente até chegar à alternativa de que a série é integrada a ordem zero, $I(0)$, o que equivale dizer que essa série é estacionária.

Assim, como nos referimos, na secção de especificação do modelo, diz-se que uma série não estacionária é integrada a ordem “ d ”, denotado por $I(d)$, quando apenas se torna estacionária após diferenciá-la “ d ” vezes.

Com base neste teste efectuado no MFIT4.0, cujos resultados estão apresentados no quadro 2, depreendemos que todas as variáveis são não estacionárias, porque só tomando a primeira diferença dessas séries a estacionaridade é alcançada. Considerando os seus níveis, com base nos testes de DF e ADF, não há motivos para rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade das variáveis a um nível de significância de 5%, já que o valor observado é inferior ao crítico.¹⁸ Seguidamente, a hipótese de não estacionaridade é rejeitada, ao nível de significância de 5%, no primeiro diferencial das séries o que significa que elas são $I(1)$.

Quadro 2: Determinação da Ordem de Integração das Variáveis

	Dickey -Fuller (DF)				Augmented Dickey - Fuller(ADF)				I(d)
	Nível	Val.crit.*	1ª Difer.	Val.crit.*	Nível	Val.crit.*	1ª Difer.	Val.crit.*	
LnM0	-1.44	-3.46	-7.80	-3.46	-2.20	-3.46	-5.63	-3.46	I(1)
LnY	2.52	-2.89	-7.23	-2.89	0.74	-2.89	-8.74	-2.89	I(1)
LnP	0.48	-3.46	-6.46	-3.46	-0.11	-3.46	-4.81	-3.46	I(1)
LnTCZ	-0.88	-3.46	-5.50	-3.46	-1.39	-3.46	-4.80	-3.46	I(1)
Tj	-2.53	-3.46	-9.67	-3.46	-2.55	-3.46	-6.96	-3.46	I(1)

* ao nível de significância de 5%. Com excepção de LnY cujo teste inclui o intercepto sem “trend”, o teste de todas outras variáveis incluiu um intercepto e “trend”.

¹⁷ Existem vários métodos que podem ser levados a cabo para determinar a ordem de integração, dependendo dos objectivos do estudo, vide Sjöð (1997).

Os resultados de ADF reportados no quadro 2 correspondem ao desfasamento de primeira ordem ("lag" 1) escolhido com base em três critérios designadamente, o Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian Criterion (SBC) e Hannan Quinn Criterion (HQC). Houve algumas divergência na escolha do "lag" para LnM0 e LnY, como se pode observar nos resultados (quadro 2); e nesse caso optámos pelo menor "lag", sob pena de incorrerem em superparametrização da equação, ou seja, quanto maior for o desfasamento maior será a perda dos graus de liberdade.

Quadro 3: Critérios de Escolha do "lag" a reportar para o teste de ADF

Variável	AIC	SBC	HQC	"Lag" reportado
LnM0	12	1	12	1
LnY	11	6	6	6
DlnM0	4	1	1	1
DlnY	5	5	5	5

Cientes de que os testes de DF não são suficientemente robustos, como aliás, argumenta Enders (1995:251), "simulações de Monte Carlo mostraram que os testes de DF têm pouco poder de distinguir entre raiz unitária e um processo próximo de raiz unitária", complementamos os testes de Dickey e Fuller, com o teste gráfico de estacionaridade (vide Anexo III-A) e com o teste de SBDW, sugerido por Sargan e Bhargava (1983).¹⁹

Quadro 4: Testes de Estacionaridade de Sargan Bhargava^{20*}

Variável	SBDW		Resultado (I(d))
	Níveis	1ª Diferença	
LnM0	0.011	-12.394	I(1)
LnY	0.002	-1.171	I(1)
LnP	0.077	-5.840	I(1)
LnTCZ	0.004	-12.645	I(1)
Tj	-1.410	-	I(0)

* valor crítico 0.39

¹⁸ Os valores críticos do teste de ADF são diferentes dos do teste t normal, e no caso do MFIT 4.0 eles são dados automaticamente nos resultados.

¹⁹ Os valores críticos deste teste foram extraídos em Banerjee et al (1993), para 108 observações.

A construção do teste de SBDW é idêntica ao Darbin Watson (DW) usual, com a diferença que aquele se baseia nos níveis de cada série, e não nos resíduos como é o caso de DW, e testa-se a hipótese nula de estacionaridade contra a alternativa de não estacionaridade na seguinte expressão analítica:

$$\text{SBDW} = \frac{\sum(Y_t - Y_{t-1})^2}{\sum(Y_t - \bar{Y})^2} \dots\dots\dots (19)$$

Onde Y é a série em análise, \bar{Y} representa a sua média e t é o tempo (no nosso caso são meses).

O teste é efectuado com a hipótese nula de $I(0)$ contra a alternativa de $I(1)$, e do quadro depreende-se que todas séries, excepto para taxa de juro, são não estacionárias aos seus níveis dado que o valor crítico de SBDW é superior nos níveis e inferior nos seus primeiros diferenciais.

Pelo método gráfico, podemos concluir que todas variáveis tornam-se estacionárias após a sua primeira diferenciação, pois aí os gráficos não exibem qualquer tendência clara das variáveis em estudo, daí que elas sejam integradas a ordem um, $I(1)$.

5.2.4. Análise de Co-integração

Fizemos a análise de co-integração no intuito de separarmos a relação espúria de procura das NMC's da relação real e, principalmente, para capturamos a informação de longo prazo que se perde ao regredir variáveis diferenciadas. De facto, a ideia de efectuar testes de co-integração é justificada pelo facto de que uma "combinação linear de duas ou mais séries temporais não estacionárias pode, em algumas circunstâncias, tornar-se estacionária" (Tseng e Corker, 1991: 13). Assim, se a combinação linear da moeda, preços, taxa de juro, rendimento real formassem uma relação cointegrada, então, essa equação representaria também a relação de longo prazo entre essas variáveis" (Tseng e Corker, 1991:14).

Segundo Piñón-Farah (1998), o surgimento do conceito de co-integração e equilíbrios dinâmicos de curto prazo em relação ao longo prazo é atribuída a Granger (1981) e mais tarde a Engle e Granger (1987). Assim, a existência de co-integração requer que as séries no modelo tenham a mesma ordem de integração e que o resíduo seja uma série estacionária.

²⁰ Vide resultados detalhados em anexo III-B.

Miller (1991), também, refere que se duas ou mais séries temporais estão cointegradas, então, as suas tendências seculares ajustam-se de acordo com um constrangimento de equilíbrio e a componente cíclica das séries cola ou enquadra-se numa especificação dinâmica na classe dos modelos de correcção de erro.

Deste modo, sejam duas séries X_t e Y_t com estacionaridade nos seus primeiros diferenciais (ou seja ambas têm raiz unitária), a série cointegrada ocorre quando existe um factor β tal que $Z_t = Y_t - \beta X_t$ é estacionário.

Dado que as variáveis do nosso modelo estão integradas à mesma ordem, $I(1)$, estão criadas as condições para os testes de co-integração, para os quais existem vários métodos dependendo de cada situação.

Assim, os testes efectuados para o presente estudo foram os de Johansen (1988), que considera vários vectores de co-integração no sistema autoregressivo (VAR), pois Njeru e Randa (1999), citando Johansen (1988), argumentam que se existem mais de duas variáveis e se cada variável tem raiz unitária então é preciso efectuar o teste multivariado de co-integração. Nesta base, os resultados são mostrados no quadro 5.

Dado que cada uma das variáveis apresenta um “lag” óptimo, por vezes diferente do das outras variáveis, a análise de co-integração apresentada no quadro 5, foi precedida pelo teste de escolha do “lag” apropriado no modelo. O critério de Akaike (AIC) indica que o número óptimo de “lags” é 3 enquanto que o critério de Schwarz (SBC) aponta para dois.

Na nossa análise de co-integração optámos por dois (2) “lags”, conforme sugerido por SBC, porque segundo Pesaran e Pesaran (1997:354) “entre os três critérios de selecção de modelos, o SBC selecciona o mais parcimonioso modelo ... e o AIC selecciona o menos parcimonioso, sendo que o critério de Hannan Quinnn (HQC) se situa algures entre os dois”.

Quadro 5: Testes de Co-integração de Johansen

Painel A: Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

106 observations from 1991M3 to 1999M12. Order of VAR = 2				
List of variables included in the cointegrating				vector
LNM	LNP	LNy	LNTCZ	TJ
List of eigenvalues in descending order				
.42026	.21456	.17040	.095527	.0069006
Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	57.7885	37.0700	34.1600
r <= 1	r = 2	25.6005	31.0000	28.3200
r <= 2	r = 3	19.8014	24.3500	22.2600
r <= 3	r = 4	10.6427	18.3300	16.2800
r <= 4	r = 5	.73400	11.5400	9.7500

Painel B: Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

106 observations from 1991M3 to 1999M12. Order of VAR = 2				
List of variables included in the cointegrating				vector
LNM	LNP	LNy	LNTCZ	TJ
List of eigenvalues in descending order				
.42026	.21456	.17040	.095527	.0069006
Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	114.5671	82.2300	77.5500
r <= 1	r = 2	56.7786	58.9300	55.0100
r <= 2	r = 3	31.1781	39.3300	36.2800
r <= 3	r = 4	11.3767	23.8300	21.2300
r <= 4	r = 5	.73400	11.5400	9.7500

Painel C: Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

106 observations from 1991M3 to 1999M12. Order of VAR = 2				
List of variables included in the cointegrating				vector
LNM	LNP	LNy	LNTCZ	TJ
List of eigenvalues in descending order				
.42026	.21456	.17040	.095527	.0069006
Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	1181.1	1146.1	1099.4	1127.2
r = 1	1210.0	1166.0	1107.4	1142.2
r = 2	1222.8	1171.8	1103.8	1144.2
r = 3	1232.7	1176.7	1102.1	1146.4
r = 4	1238.0	1179.0	1100.4	1147.1
r = 5	1238.3	1178.3	1098.4	1146.0

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Da análise do quadro 5, depreendemos que:

- Existe um vector de co-integração, de acordo com os testes de "Maximal Eigenvalues" e de "trace" de Johansen e com base no critério de Schwarz Bayesian (SBC). Embora

pelos critérios de Hannan-Quinn e de Akaike não seja rejeitada a hipótese nula de que existem pelo menos dois vectores de co-integração, nós optámos pelos resultados de um vector baseando-nos no conhecimento teórico das variáveis envolvidas. Aliás, segundo Pesaran e Pesaran (1997:293-5), é muito raro a concordância entre os três métodos de selecção do teste para a escolha do número de vectores de co-integração, e que “na prática esses métodos resultam em conclusões conflituosas, e a decisão deverá ser feita tomando em consideração outra informação, mais provavelmente da teoria económica”;

- O vector de co-integração inicial obtido pelo método de Johansen consta no quadro 6:

Quadro 6: Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

	LnM0	LnY	LnP	LnTCZ	Tj
	.48019	-1.2758	-1.0821	.41740	-.027605
V1	(-1.0000)	(2.2536)	(1.2383)	(-.86924)	(.057487)

Todos sinais das variáveis no vector de co-integração são compatíveis com a teoria económica. Contudo, o conhecimento teórico das variáveis em causa e da realidade económica em estudo sobre as quais durante muito tempo algumas dessas variáveis mantiveram-se sob fixação administrativa levantou suspeitas sobre a relevância económica desse vector.

Seguindo Pesaran e Pesaran (1997), efectuamos, sucessivamente, testes de restrição dos coeficientes. Dos testes efectuados verificámos que apenas três variáveis (LnM0, LnP e LnY) estão cointegradas, ou seja, que existe uma relação de longo prazo entre elas, já que o teste de eliminação das outras variáveis foi com sucesso aceite com base no CHSQ, ao contrário das variáveis LnP e LnTcz que foram consistentemente rejeitados.

Nesta base, o vector final (VF) compatível com a realidade económica de Moçambique é o apresentado no quadro 6:

Quadro 7: Vector Final de Co-integração

	LnM0	LnY	LnP
VF	-1.000	-1.6859	-1.1630

Este vector indica que existe uma a relação de longo prazo entre as NMC's, o nível de preços e o rendimento real, o que demonstra a associação da moeda em sentido mais restrito às transacções.²¹ Com base nessa relação estimamos a função de longo prazo, cujos resíduos serviram para a construção do modelo de correcção de erro. Os coeficientes de longo prazo estão descritos na equação:

$$\begin{array}{l} \text{LnMO} = 6.68 + 0.29\text{LnY} + 1.06\text{LnP} \quad \text{R2} = 0.99 \quad \dots\dots\dots(20) \\ \text{T-Rácio} \quad (8.92) \quad (3.17) \quad (49.49) \\ \text{Prob} \quad [.000] \quad [.002] \quad [.000] \end{array}$$

Como consequência dessa equação de longo prazo, e de acordo com Pinõn-Farah (1998) e Adam (1991), parafraseando Engle e Grenger (1987), a equação de curto prazo da mesma relação será definida através do modelo de correcção de erro (modelo dinâmico).

Para a construção do modelo dinâmico parcimonioso usámos a metodologia do geral para o específico, também designado como “da floresta à árvore”.²²

O modelo geral envolvendo dois meses de defasamentos e incluindo as quatro variáveis categóricas sazonais do último trimestre é apresentado no Anexo IV-A.

Após a eliminação das variáveis irrelevantes, através do teste de eliminação com base no CHSQ, obtivemos a seguinte equação de curto prazo com o respectivo coeficiente de ajustamento (ECM):

²¹ No caso do Quénia, Adam (1991) encontrou para M₀ um vector entre essas três variáveis, enquanto que no vector de Pinõn-Farah do M1, no lugar de preços tem a taxa de juros dos títulos do Tesouro sul africano ponderada com a depreciação esperada do Metical em relação ao Rand.

Quadro 8A: Estimação em OLS do modelo dinâmico²²

Dependent variable is DLNM

104 observations used for estimation from 1991M5 to 1999M12

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
K	.0017005	.0062536	.27192[.786]
DLNM(-2)	.12260	.094617	1.2958[.198]
DLNY	.0039718	.17340	.022906[.982]
DLNP	-.19771	.12904	-1.5321[.129]
DLNP(-3)	.33999	.13184	2.5788[.012]
DLNTCZ(-2)	.29680	.097515	3.0436[.003]
DTJ(-3)	.20790	.092250	2.2536[.027]
ECM(-1)	-.098666	.045141	-2.1857[.031]
DS9	.027469	.012650	2.1714[.032]
DS10	.031927	.011995	2.6617[.009]
DS11	.055530	.012300	4.5146[.000]
DS12	.065730	.012341	5.3263[.000]
R-Squared	.42959	R-Bar-Squared	.36138
S.E. of Regression	.032383	F-stat. F(11, 92)	6.2987[.000]
Mean of Dependent Variable	.027115	S.D. of Dependent Variable	.040523
Residual Sum of Squares	.096477	Equation Log-likelihood	215.5382
Akaike Info. Criterion	203.5382	Schwarz Bayesian Criterion	187.6719
DW-statistic*	1.6117		

* embora venha indicado como DW, o valor corresponde efectivamente ao h-stat

Quadro 8B: Teste Diagnóstico do modelo dinâmico

Test Statistics	LM Version	F Version
A:Serial Correlation	CHSQ(12)= 17.6420[.127]	F(12, 80)= 1.3619[.202]
B:Functional Form	CHSQ(1)= 2.0468[.153]	F(1, 91)= 1.8269[.180]
C:Normality	CHSQ(2)= 1.3193[.517]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(1)= 1.3786[.240]	F(1, 102)= 1.3703[.244]

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

5.2.5. Análise e Interpretação dos Resultados do Modelo

Dos resultados do modelo dinâmico apresentados no quadro 8A depreendemos que, em conjunto, todas variáveis incluídas no modelo são relevantes, já que não há evidências, a

²² "From General to Specific", usado também por Anyangah (1995).

²³ A eficiência dos parâmetros estimados é visualizada nos gráficos do Anexo V-A.

partir do teste conjunto F, para não rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes dessas variáveis são estatisticamente iguais a zero.

Contudo, individualmente, constatamos que os coeficientes associados às NMC's, ao rendimento real e ao preço não são estatisticamente significativos aos níveis convencionais (nível de significância de 5%).

Com excepção da taxa de juro e da taxa de câmbio, todas as outras variáveis no modelo apresentam os sinais teoricamente esperados numa economia normal. De facto, a realidade económica de Moçambique apresenta características que podem justificar a inversão dos sinais observados tanto nos coeficientes da taxa de juro como no da taxa de câmbio:

- Forte presença durante muito tempo de fixação administrativa de taxas de juros, e fraco acompanhamento das taxas de juro passivas às activas no período pós liberalização, resultando num diferencial muito elevado, justificado pelas instituições bancárias como sendo resultado de elevados custos fixos e administrativos na intermediação financeira;
- Fraco desenvolvimento do mercado financeiro;
- Suspeita de existência de multicolinearidade entre o preço e a taxa de câmbio, tal como referido por Piñón-Farah (1998) no caso da procura por M2; e
- Alta dolarização da economia, em que os agentes económicos residentes detêm grande parte dos seus activos já denominados em moeda estrangeira como reserva de valor e para transacções interfronteiriças.

O coeficiente de determinação (R^2) indica que cerca de 43.0% da evolução dinâmica das NMC's é explicada pelas variáveis do modelo, o que é um nível aceitável atendendo ao facto de que o processo envolve variáveis estacionárias e desazonalizadas. Ademais, “na análise de regressão o nosso objectivo não é propriamente obter um R^2 alto, mas sim obter estimativas confiáveis dos verdadeiros coeficientes ...” (Gujarati, 2000:202).

Assim, os coeficientes de curto prazo obtidos na equação apresentada no quadro 8A são as elasticidades de curto prazo da procura das NMC's e explicam que considerando todos os outros factores constantes, “*ceteris paribus*”:

- ✓ O coeficiente do ECM que indica a velocidade de ajustamento dos saldos de dinheiro pelo público para os níveis desejados num determinado período. A teoria prediz que

esse coeficiente seja negativo, pois mudanças actuais dos encaixes reais são negativamente influenciadas pelos seus níveis passados. No caso vertente, o sinal é correcto e a velocidade desse ajustamento é de 10% por mês, ligeiramente superior a encontrada por Piñón-Farah (1998) para o caso da M1 (9%) e M2 (8%), e o encontrado por Ubide (1997) no caso de M0 (9%).

- ✓ O incremento de 1% na renda mensal real a procura das NMC's aumenta em 0.04%, e o efeito é produzido instantaneamente, ou seja, no curto prazo o impacto do rendimento real na procura por NMC's é muito pequeno. Esta questão poderá estar associada à medida considerada para o rendimento real ou à existência de um forte sector informal cuja produção não é captada totalmente na compilação das estatísticas das contas nacionais;
- ✓ O incremento de 1% no nível geral dos preços domésticos, a procura por NMC's reduz em 0.19%, instantaneamente, e aumenta 0.34% três meses depois, confirmando assim a teoria de que em países com fraco desenvolvimento de mercados financeiros a inflação é o principal custo de oportunidade de dinheiro por um lado, e, portanto, que em países com longa experiência de inflação os agentes económicos são mais cautelosos na tomada de decisões envolvendo dinheiro;
- ✓ O aumento de 1% na taxa de câmbio do Metical em relação ao Rand sul africano, a procura por NMC's aumenta em 0.30%, o que aparenta uma contradição com a teoria, já que a taxa de câmbio é tida como custo de oportunidade de dinheiro. No caso vertente é justificável pelo elevado nível de dolarização da economia ao mesmo tempo que as principais transacções correntes são feitas em moeda nacional, porque uma depreciação do Metical em relação ao Rand tem implicações directas nos preços dos principais produtos do cabaz do IPC, fazendo com que o público procure mais NMC's para manter o seu nível de compras. Esse efeito ocorre após dois meses, o que significa que antes de qualquer conversão dos activos denominados em moeda estrangeira existe uma espera de dois meses para certificar-se de que o fenómeno não é apenas momentâneo;
- ✓ o incremento de uma unidade na taxa de juro de depósitos a prazo de 90 dias a procura por NMC's aumenta em 0.21%, e o efeito ocorre após três meses, contrariando assim

o sinal negativo esperado pela teoria económica. Este resultado indica que a taxa de juro em Moçambique, pelo menos no período em estudo, não representa um custo de oportunidade na decisão de ter dinheiro, e isto é explicado pelo facto de que essas taxas não se têm alterado significativamente, apesar da elevada margem de intermediação financeira, e pelo facto de que na maior parte do período as taxas reais foram negativas. Simmons (1991:31) explica que “pode ser que de facto a taxa de redesconto do Banco Central não influencie a taxa de juro do mercado, não sendo assim [aquela] um ‘proxy’ apropriado”. Isto ocorre quando essa taxa representa apenas uma janela de penalizações, mais do que uma fonte efectiva de empréstimos, como é no caso moçambicano.

- ✓ O incremento em 1% das NMC's num período, a procura das mesmas NMC's no período seguinte (dois meses depois) aumenta em 0.12%, confirmando assim a afinidade dos agentes económicos às expectativas racionais. Na verdade, a procurada moeda não se ajusta instantaneamente, “primeiro, o ajustamento de carteiras financeiras tem custos, e os indivíduos e empresas tenderão a balançar entre o custo do desvio do nível desejado e o custo de ajustar o nível das actuais retenções de dinheiro; e, segundo, muitos modelos teóricos sugerem que a procura da moeda depende das expectativas de preços, renda e a taxa de juros que nem sempre estão relacionados com o actual nível dessas variáveis” (Tseng e Corker, 1991: 13).
- ✓ A procura das NMC's é também positivamente influenciada pelos factores sazonais do último trimestre do ano, designadamente dos meses de Setembro (DS9), Outubro (DS10), Novembro (DS11) e Dezembro (DS12), provocando um impacto positivo de 0.03%, 0.03%, 0.06% e 0.07%, respectivamente. Esses factores são explicados pela grande procura de NMC's pelo público para fazerem face às despesas das festividades de natal e final do ano, associado também às campanhas de comercialização agrícola na zona norte do país.

Relativamente às elasticidades de longo prazo, constatámos que:

- ✓ Um incremento no nível da renda em 1% a procura por NMC's aumenta em apenas 0.3%, situando-se assim mais perto do coeficiente de Tobin-Baumol (0.5%) do que do de Fischer (1.0%), o que significa que em Moçambique o nível do poder de compra do

rendimento é ainda muito baixo o que faz como que a procura por NMC's seja inelástica. Este resultado contraria as conclusões de Simmons (1992:33) de que, em geral, "em países em desenvolvimento, o dinheiro pode ser um bem de luxo, [quando a elasticidade renda é superior a um], como resultado dos motivos precaucionais, reflectindo maior grau de instabilidade, incerteza e imperfeições dos mercados financeiros"²⁴;

- ✓ O aumento de 1% no nível geral de preços, a procura por NMC's aumenta mais do que proporcional, 1.06%, mostrando assim a forte ligação da moeda em sentido restrito aos níveis de inflação.

5.2.6. Análise da Estabilidade do Modelo

Duma maneira geral, "espera-se que a função de longo prazo da procura da moeda seja estável em relação a um número pequeno de variáveis económicas" (Miller, 1991:142). Para análise da estabilidade muitos autores sugerem o teste de Chow, e, no seu estudo comparativo, Simmons (1992) sugere os testes de "Predictive Failure" (Falhas de Previsão), Farley test e Cusum (cumulative sum)²⁵, para além do de Chow.

Muitos autores, segundo Sousa (1996), propõem também o teste de CUSUM e CUSUMQ (cumulative sum of squares)²⁶, principalmente quando não se conhece "ex-ante" o ponto de quebra estrutural, e por sua vez Chow (1960) propõe o teste de Chow, para inspecionar a estabilidade do modelo.

No presente modelo para testar a constância e o poder de previsão dos parâmetros estimados usamos uma combinação de testes, o CUSUM, CUSUMQ, o "predictive failure" e o de Chow, na assunção de que os pressupostos de homoescedasticidade e da não autocorrelação não são violados como mostram os testes diagnósticos na tabela 8B.

²⁴ Hendry e Ericsson (1991) propõem a imposição duma restrição sobre a elasticidade unitária entre a moeda e o rendimento para ser testada mais tarde. Contudo, Simmons (1992) demonstra, no seu estudo, que as elasticidades unitárias sugeridas por Fischer podem ser encontradas também em países africanos, como foi o caso de Congo, Maurícias e Tunísia. As elasticidades encontradas por Piñón-Farah (1998) no caso moçambicano, quer para M1 quer para M2, também estão próximas das de Tobin-Baumol, 0.57% e 0.62%, respectivamente.

²⁵ Soma cumulativa.

²⁶ Soma cumulativa dos quadrados.

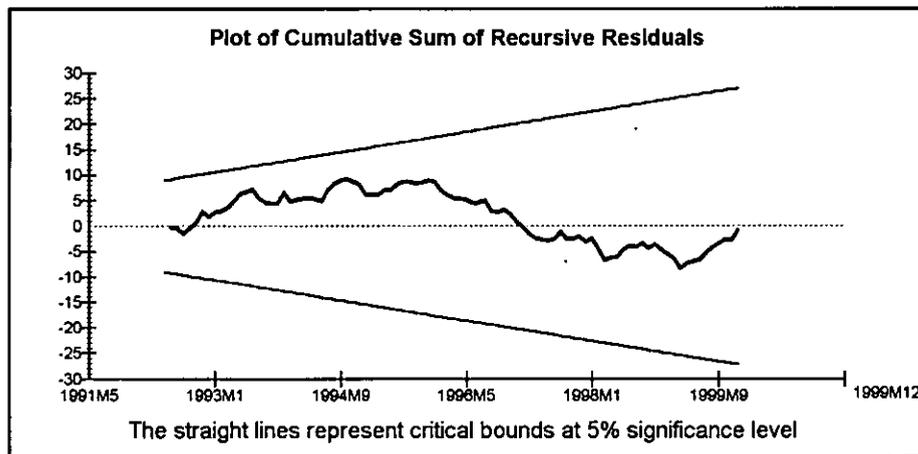


Gráfico 11: Teste de CUSUM para Análise da Estabilidade

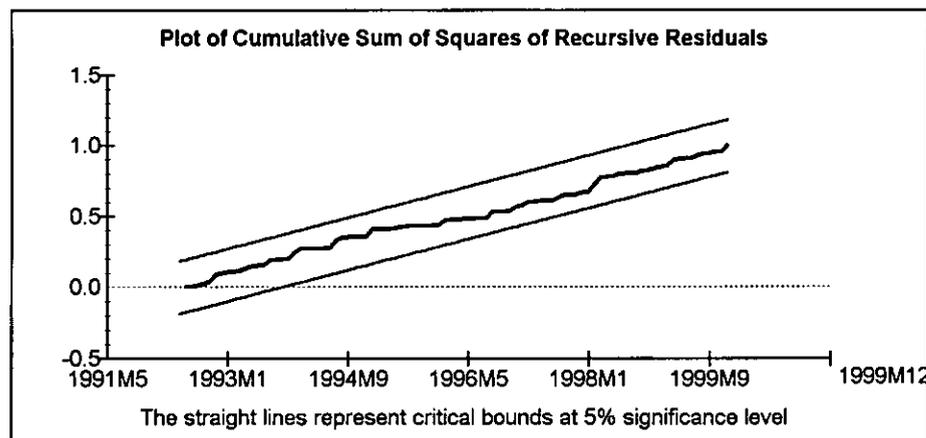


Gráfico 12: Teste de CUSUMQ para Análise da Estabilidade

Ao nível de significância de 5% os testes de CUSUM e CUSUMQ indicam que os parâmetros são estáveis uma vez que a função não excede as bandas indicadas de 5% (vide gráficos 11 e 12).

O teste de CUSUM estabelece a seguinte função:

$$W_r = (1/\sigma_{ols}) * \sum v_j \quad \dots \quad (21)$$

Considerando as seguintes bandas:

$$W = \pm \{0.948\sqrt{(n-k)} + 1.896(r-k)\sqrt{(n-k)}\}, \text{ onde } r=k+1, k+2, \dots, n \quad \dots \quad (22)$$

O teste de CUSUMQ toma a seguinte função:

$$WW_r = \sum v_j^2 / \sum v_j^2 \quad \dots \quad (23)$$

Considerando as seguintes bandas:

$$W = \pm c_0 + (r-k)/(n-k) \quad \dots \quad (24)$$

Para reforçar estes resultados gráficos efectuámos outros testes, designadamente “predictive failure” e o teste de Chow, tendo tomado em consideração como referência quatro pontos de quebra estrutural:

- ✓ Outubro de 1994: primeiras eleições gerais multipartidárias;
- ✓ Junho de 1995: início do período de alta dolarização²⁷;
- ✓ Fevereiro de 1996: cheias na zona sul do país, mudança do coeficiente de reservas obrigatórias (RO's) de 25% para 15%, início das actividades do mercado cambial interbancário; e
- ✓ Setembro de 1997: mudança do regime de RO's para base média diária numa conta única e início do funcionamento do mercado monetário interbancário.

Em todos os períodos considerados, tanto os testes de “predictive failure” como os de Chow, quer a versão CHSQ quer a F (quadro 9), não há evidências para rejeitarmos a hipótese nula, segundo a qual os parâmetros são estáveis ao longo do período em estudo, portanto, o modelo é estável e apto para efectuar previsões, e é estatisticamente indiferente o uso do modelo restrito ou do período completo, sendo neste caso a capacidade de previsão do modelo demonstrada no gráfico 13 (vide gráficos para outros períodos no anexo V-B).

Quadro 9: Teste Diagnóstico da Estabilidade

Painel A: Ponto da quebra estrutural em Outubro de 1994

E: Predictive Failure	CHSQ(46)= 56.7 [.118]	F(46, 49)= 1.3[.22]
F: Chow	CHSQ(9)=15.22[.09]	F(9, 86)= 1.7[.103]

Painel B: Ponto da quebra estrutural em Junho de 1995

E: Predictive Failure	CHSQ(55)= 51.6887[.602]	F(55, 37)= .93980[.589]
F: Chow Test	CHSQ(12)= 10.3205[.588]	F(12, 80)= .86004[.590]

Painel C: Ponto da quebra estrutural em Fevereiro de 1996

E: Predictive Failure	CHSQ(46)= 50.1136[.314]	F(46, 46)= 1.0894[.386]
F: Chow Test	CHSQ(12)= 11.2629[.507]	F(12, 80)= .93858[.514]

Painel D: Ponto da quebra estrutural em Setembro de 1997

E: Predictive Failure	CHSQ(27)= 34.3030[.157]	F(27, 65)= 1.2705[.214]
F: Chow Test	CHSQ(12)= 15.3364[.224]	F(12, 80)= 1.2780[.248]

E: A test of adequacy of predictions (Chow's second test)

F: Test of stability of the regression coefficients

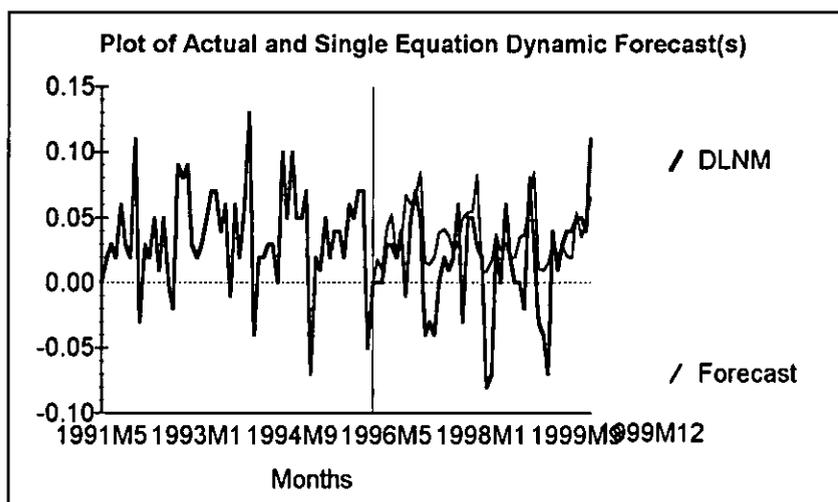


Gráfico 13: Capacidade de previsão do modelo

Os testes da capacidade de previsão do modelo, “predictive failure”, efectuados nos diferentes períodos estabelecem:

$$Y_0 = X_0\beta_1 + S_2\delta + \mu_0 \quad \dots\dots\dots (25)$$

Onde Y_0 e X_0 são vectores matriciais, nomeadamente, $Y_0 = (y_1', y_2)'$; $X_0 = (x_1', x_2)'$, e S_2 representa a matriz $(n_1+n_2)*n_2$.

O teste estabelece as seguintes hipóteses:

$$H_0: \delta = 0 \quad H_1: \delta \neq 0$$

Relativamente a estabilidade dos coeficientes foram feitos testes com base nas seguintes hipóteses:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 \quad H_1: \beta_1 \neq \beta_2$$

Na condição de $\delta_{12} = \delta_{22}$, sendo β_1 coeficiente da regressão do primeiro período, e β_2 o do segundo período.

5.2.7. Implicações na Política Monetária

A capacidade de previsão do modelo testada na secção anterior demonstra que o mesmo pode ser usado para fazer programação monetária.

²⁷ Segundo Balino et al (1999) diz se que existe alta dolarização quando o rácio de depósitos em moeda estrangeira sobre a massa monetária excede os 30%.

Para aferir a magnitude da variação de um objectivo final como resultado das alterações nos instrumentos tomaremos em consideração as elasticidades de curto e longo prazos resultantes das respectivas funções:

Quadro 10: Elasticidades de Curto e Longo Prazos das NMC's

Variável	Elasticidade de Curto prazo	Elasticidade de Longo Prazo
LnM0 (-2)	0.12	-
LnY	0.04	0.29
LnTCZ(-2)	0.30	-
LnP	-0.20	1.06
LnP(-3)	0.34	
Tj (-3)	0.21	-

Uma política monetária visando afectar o crescimento económico e o nível geral de preços usando as NMC's como objectivo intermédio será possível tomando 1.06 e 0.29 como as elasticidades apropriadas à reacção respectiva dos preços e rendimento ante uma variação nas NMC's.²⁸

Neste contexto, o processo de programação monetária obedeceria as seguintes fases:²⁹

- ✓ Estabelecimento da meta a atingir (objectivo final): **Inflação, PIB**
- ✓ Definição do Objectivo intermédio: **NMC's**
- ✓ Definição dos instrumentos: **MMI (BT's ou TAM's)**

A partir da função de longo prazo das NMC's em (20) podemos estabelecer a seguinte relação:

$$\Delta\%M0 = K + \Delta\%Y + \Delta\%P, \text{ onde } \Delta \text{ indica variação.}^{30}$$

Ou seja, qual será a variação percentual no saldo das NMC's para que o PIB e a inflação tenham uma determinada variação percentual?

²⁸ Essa metodologia implicaria ignorar o M2, normalmente usado como objectivo intermédio, mas que por conter componentes dificilmente controláveis pela autoridade monetária pode não ser eficaz. O facto dos períodos da sazonalidade do M2 serem exactamente iguais aos do M0 reforça a ideia de substituição entre os dois agregados.

²⁹ Este é um modelo simples para efeitos de demonstração, dado que na realidade para que seja efectivo é preciso que haja coordenação das políticas, e enquadrá-lo numa única matriz de Programação Financeira.

³⁰ Por definição, $\text{Ln}X = \Delta X/X = \Delta\%X$

Substituindo as elasticidades de longo prazo na equação e assumindo, por pura hipótese, que pretende-se que a inflação cresça a 10% e o PIB a 12% ao ano, obtemos

$$\Delta\%M_0 = 6.68 + 0.29*12\% + 1.06*10\% \dots\dots\dots (26)$$

$\Delta M_0 = 6.821*M$, ou seja o fluxo acumulado será:

$$M_{0t} - M_{0t-1} = 6.821*M_{0t-1} \dots\dots\dots (27)$$

O crescimento de 6.821 das NMC's será o objectivo intermédio, o qual será alcançado manipulando os instrumentos de política, nomeadamente a emissão de BT's que têm impacto imediato nas Reservas Bancárias (RB's) ou, noutros casos a alteração do coeficiente de RO's que também afecta as RB's, e que, em última instância, têm impacto no multiplicador monetário.

Definindo o multiplicador monetário como:

$$m = (NMC's + DT's)/(nmc's + RB's); \dots\dots\dots (28)$$

Onde NMC's são as notas e moedas em circulação no sistema (a nossa variável em estudo), m é o multiplicador monetário, DT's são os depósitos totais da economia, nmc's são as notas e moedas do BM que se diferencia das NMC's pela componente em caixa nos bancos comerciais, e RB's são as Reservas Bancárias.

Dividindo todos membros por DT's, teremos:

$$m = (C+1)/(c+r), \text{ então,}$$

$$C = m*(c+r)-1, \dots\dots\dots (29)$$

Onde $C = NMC's/DT's$, $c=nmc's/DT's$ e $r=RB's/DT's$.

Assim, partindo de um saldo de M_0 no período $t-1$, e assumindo que m é relativamente estável, e sabendo que c é uma variável controlada pela Autoridade Monetária, pode-se ter o efeito de emissão ou resgate de BT's na variável C , que servirá para obter as NCM's com base no crescimento estabelecido na equação (27).³¹³²

³¹ Na verdade, a expressão pode ser reescrita como $\Delta C = \Delta m*(c+r) + m*\Delta(c+r) + 0$, equivalente a $\Delta C = m*\Delta(c+r)$ na assunção de multiplicador constante, ou seja $\Delta C = m*(\Delta c + \Delta r)$.

CAPÍTULO VI

6. Conclusões e Recomendações

6.1. Conclusões

O peso das Notas e Moedas em Circulação no total dos meios de pagamento e na produção doméstica tem estado a reduzir, ao mesmo tempo que o diferencial entre os rácios das Notas e Moedas em Circulação e dos Depósitos a Ordem com respeito à Massa Monetária diminui, o que é um sinal de confiança ao sistema financeiro e de prosperidade.

A análise da sazonalização das séries no período compreendido entre 1991 e 1999 mostra que para além das políticas das autoridades que se caracterizam por forte restrição, o comportamento das Notas e Moedas em Circulação foi afectado por factores sazonais associados à quadra festiva do fim do ano e à sazonalidade das campanhas de comercialização agrícola da castanha de cajú, dos cereais e de oleaginosas. Factores aleatórios influenciam em pequena escala a evolução do agregado.

A análise da evolução ciclo-tendencial das Notas e Moedas em Circulação em comparação com as outras variáveis como a taxa de câmbio, nível de preços, rendimento real e a taxa de juros, mostra que com excepção desta última, todas sugerem uma relação de proporcionalidade directa. Com efeito, através dos testes econométricos formais, constatámos que durante o período em estudo não há evidências suficientes para não rejeitar que, no curto prazo, o coeficiente do saldo de Notas e Moedas em Circulação do período anterior, do nível de rendimento real, do nível de preços do período, da taxa de juro, da taxa de câmbio e do nível de preços dos períodos anteriores, em conjunto, não são estatisticamente significativos para explicar a evolução das Notas e Moedas em Circulação.

O teste de hipóteses mostra que tomando o período em estudo como referência, não há motivos suficientes para não acreditarmos que:

- ✓ O nível do rendimento real afecta positivamente o comportamento do público de reter dinheiro em forma de Notas e Moedas em Circulação, embora no curto prazo o impacto seja relativamente pequeno;

- ✓ Contrariamente à nossa expectativa, a taxa de juros de depósitos afecta positivamente a procura por Notas e Moedas em Circulação, e que esse efeito tem um desfasamento de três meses;
- ✓ Em contraste com os postulados teóricos, a taxa de câmbio do Metical em relação ao Rand influencia positivamente a procura das Notas e Moedas em Circulação, e o efeito tem um desfasamento de cerca de dois meses; e
- ✓ A taxa de inflação tem um efeito global negativo sobre a procura por Notas e Moedas em Circulação, e para além do impacto ser forte o efeito produz-se em dois momentos: instantaneamente e três meses mais tarde.

Relativamente à hipótese de que todas as variáveis do modelo econométrico especificado não são estacionárias ao seu nível, os três métodos usados, nomeadamente, o de Dickey e Fuller, de Sargan e Bhargava e o gráfico, não fornecem evidências suficientes para que a rejeitemos. Em geral, todas variáveis apresentam raiz unitária e só se tornam estacionárias após à primeira diferenciação, sendo então integradas de ordem um. Uma contradição entre os métodos existiu no concernente à variável taxa de juro que, segundo o de Sargan e Bhargava, é estacionária ao seu nível, pelo facto da taxa de juro ter permanecido inalterável durante muito tempo o que dá variações mensais nulas e que influencia fortemente na forma como o teste de Sargan e Bhargava é construído.

Evidências de co-integração foram encontradas no modelo envolvendo as Notas e Moedas em Circulação, o rendimento real e o nível de preços, mostrando que existe entre elas uma relação de longo prazo estável. No curto prazo, depois de efectuados os testes de Chow, de soma cumulativa dos resíduos e de soma cumulativa dos quadrados dos resíduos não encontramos evidências de quebras estruturais no modelo, o que mostra que ele é estável. Pelos testes de “falhas de previsão”, igualmente, não há motivos suficientemente fortes para não aceitarmos que o modelo tem um forte poder de previsão.

A velocidade de ajustamento do curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo é de cerca de 10% e apresenta o sinal negativo correcto esperado nas economias em desenvolvimento. A significância estatística do coeficiente associado a esta variável sugere que existe um processo que faz com que em casos de distúrbios de curto prazo haja um ajustamento para o equilíbrio de longo prazo, ou seja, são corrigidos por mês cerca de 10%

dos desajustes entre os valores observados e o ponto de equilíbrio da procura por Notas e Moedas em Circulação.

6.2. *Recomendações*

No processo de emissão monetária será necessário tomar em consideração a sazonalidade da procura por Notas e Moedas em Circulação, e a dos seus determinantes, respeitando os períodos de desfásamento que existem, ou seja, três meses para o nível de preços e para a taxa de juros, dois meses para a taxa de câmbio e para o saldo anterior.

Dada a fragilidade da massa monetária como objectivo intermédio para afectar as variáveis reais que compõem os objectivos da política macroeconómica, por este agregado ter um peso elevado de componentes em moeda estrangeira, as autoridades devem reflectir sobre outro agregado monetário que não tenha essas influências, como é o caso das Notas e Moedas em Circulação.

Ao tomar as Notas e Moedas em Circulação como a variável intermédia de política monetária, deve haver muito protagonismos nas operações de mercado aberto, numa escala de coordenação entre as políticas monetárias e fiscais, assumindo que o fluxo das Notas e Moedas em Circulação corresponde a cerca de 6.82 do saldo do período anterior, considerando as elasticidades de longo prazo em relação à renda e ao nível de preços.

Bibliografia

Abeu, S. 1996. O papel das taxas de juro em programas de ajustamento macroeconómico com restrições creditícias e mercado financeiro em processo de reforma: o caso moçambicano. Banco de Moçambique, Staff Paper nº 3.

Adam, C. 1991. On the dynamic specification of money demand in Kenya. *Journal of African Economies* 1(2).

_____. 1992. The demand for money, asset substitution and the inflation tax in a liberalizing economy: an econometric analysis for Kenya. D.Phil Thesis, University of Oxford.

Amcako-Adu, B. 1991. Demand for money, inflation and income velocity: A case study of Ghana (1956-86). *Saving and Development* 15(1).

Anyangah, J. 1995. The demand for money in Botswana: An error correction approach. Tese de Mestrado, Universidade de Botswana, Gaberon.

Baliño, T.; Bennet, A.; e Borensztein, E. 1999. Monetary policy in dollarized economies. IMF, Occasional Paper 171. Washington D.C.

Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, G.; e Hendry. 1992. *Equilibrium, Error Correction and Cointegration in Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.

Barth, R. e Hemphil, W. 2000. *Financial Programming and Policy: the case of Turkey*. Washington D.C.: IMF

Baumol, W. 1952. The transactions demand for cash: an inventory theoretic approach, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 66.

Berentsen, A. 1997. Digital money, liquidity, and monetary policy. *First Monday Pre-Reviewed Journal on the Internet*. (<http://www.firstmonday.dk>)

Camp, L.; Sirbu, M.; e Tygar, J. 1995. Token and notational money in electronic commerce. New York: *USENIX*.

Da Costa, F. 1999. *Economia Monetária e Financeira: Uma abordagem pluralista*. São Paulo: Makron Books.

Dickey, D. e Fuller, W. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* vol 74.

Enders, W. 1995. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Engle, R. e Granger, C. 1997. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55 (2).

FMI (Fundo Monetário Internacional). 1997. Módulo de programação financeira, Vol.1.

Fair, R. International evidence on the demand for money. *Review of Economics and Statistics*, vol. 48.

Friedman, M. 1956. *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press.

Ganiza, M. 1999. Demand for broad money in Malawi: An application of cointegration and error correction modelling. Bank of Malawi.

Gatak, S. 1981. *Monetary Economics in Developing Countries*. London: Macmillan.

Gerdesmeier, D. 1996. The role of wealth in money demand. Bundesbank, Paper nº 5/96.

Granger, C. 1981. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Economics* (16).

Granger, C. e Newbold, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* (2).

- Greene, W. 1997. *Econometric Analysis*. USA: Prentice-Hall International, Inc.
- Gujarati, D. 2000. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books.
- Hall, S.; Henry, S; e Wilcox, J. 1996. The long-run determination of the UK monetary aggregates. In Henry, S. e Patterson, K. (ed) *Economic Modelling at the Bank of England*. London: Chapman and Hall.
- Hendry, D. e Ericsson, N. 1991. Modelling the demand for narrow money in the UK and US. *European Economic Review* vol. 35.
- IMF (International Monetary Fund). 1999. *Monetary and Financial Statistics Manual*. Washington D.C.: Statistics Department.
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* vol. 12.
- Johansen, S. e Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* vol. 52.
- Keynes, J. 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan.
- Khan, M. e Sundararajan, V. 1991. Financial sector reforms and monetary policy. IMF, Working Paper 91/127. Washington D.C.
- Khan, M.; Montiel, P.; e Haque, N. 1991. Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries. IMF: Washington, D.C.
- Lisman, J. e Sandee, J. 1964. Derivation of quarterly figures from annual data. Capítulo 13 em *Applied Statistics*. Netherlands: Central Planning Bureau.
- Lopes, J e Rossetti, J. 1993. *Economia Monetária*. São Paulo: Editora Atlas SA.

- Lucas, R. 1976. Econometric policy evaluation: A critique. In Brunner, K. e Meltzer, A. (eds). *Carnegie Rochester Conferences on Public Policy*, Journal of Monetary Economics, 19(46).
- Maleiane, A. 1997. Moçambique: as etapas da programação do crédito no contexto do programa de reabilitação económica e social. Banco de Moçambique, Staff Paer nº6.
- Marashdeh, O. 1997. The demand for money in an open economy: The case of Malaysia. Southern Finance Association Annual Meeting, Baltimore, 19-22 de Novembro.
- Miller, S. 1991. Monetary dynamics: an application of cointegration on Error Corretion modelling. *Journal of Economics, Industrial and Banking* 23 (2).
- Mutoti, N. 1999. Demand for currency in Zâmbia: Implications in monetary programming. Economics Department, Bank of Zâmbia.
- Ndanshau, M. 1996. The behaviour of income velocity in Tanzania: 1967-94. AERC, Research Paper 50. Nairobi.
- Ndung'u, N. 1997. Price and exchange rate dynamics in Kenya: an empirical investigation (1970-1993). *AERC Research Paper* 58. Nairobi.
- Njeru, J. e Randa, J. 1999. The effects of fiscal deficits on real interest rate and inflation in Kenya. "Paper" apresentado na Conferência de Econometria, Johannesburg, 7-9 de Julho.
- Pesaran, M. e Pesaran, B. 1997. *Microfit 4.0: interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Pimpão, A. 1996. Cronologia dos principais desenvolvimentos da política cambial em Moçambique (Junho de 1975 a Junho de 1996). Banco de Moçambique, Staff paper nº4.
- Piñón-Farah, M. 1998. Demand for money in Mozambique: Was there a strutural break? IMF, Working Paper/98/157. Washington, D.C.

Reinhart, C. 1991. A model of adjustment and growth: an empirical analysis. In Mohsin, K.; Montiel, P.; e Haque, N. *Macroeconomic Models for Adjustment in Developing Countries*. Washington DC: IMF.

Santos, D.; Melro, F.; e Garcia, V. 1998. Números índices, séries temporais: teoria e aplicação. curso de formadores nº 13, CESD, Lisboa.

Sargan, J. E Bhargava, A. 1983. Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian walk. *Econometrica*, vol. 51.

Simmons, R. 1992. An error-correction approach to demand for money in five African developing countries. *Journal of Economic Studies* 19(1).

Sjöö, B. 1997. A guide for testing for unit roots and cointegration. Department of Economics, University of Gothenburg.

Soros, G. 1996. *A Alquimia das Finanças*. Rio de Janeiro: Nova Fronteira.

Sousa, J. 1996. A money demand function for Portugal. Banco de Portugal, Work paper 7-96.

Stevenson, A; Muscatelli, V; e Gregory, M. 1988. *Macroeconomic Theory and Stabilisation Policy*. London: Philip Allan.

Tobin, J. 1958. Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of Economic Studies* vol. 25.

Tseng, W. e Corker, R. 1991. Financial liberalization, money demand, and monetary policy in Asian countries. IMF, Occasional Paper 84. Washington D.C.

Ubide, A. 1997. Determinants of inflation in Mozambique. IMF, Working Paper 97/145. Washington, D.C.

Wong, C. 1977. Demand for money in developing countries: some theoretical and empirical results. *Journal of Monetary Economics* vol. 3.

A N E X O S

UNIVERSIDADE
EDUARDO
MONDLANE

Anexo I-A: Tendência Cíclica das Séries Temporais

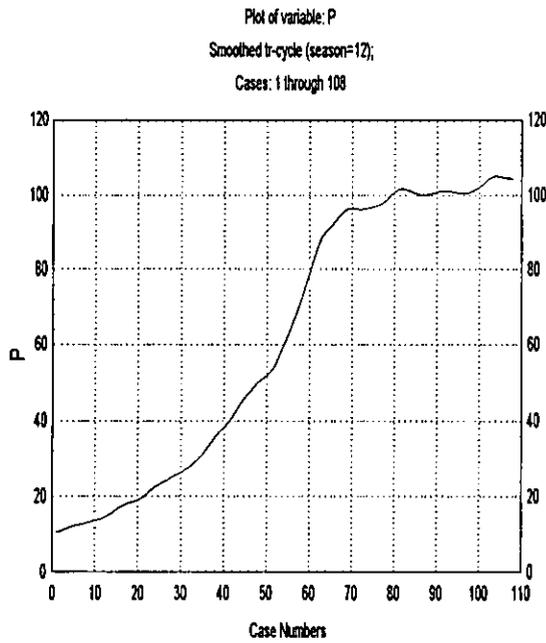


Gráfico a1: Tendência de IPC

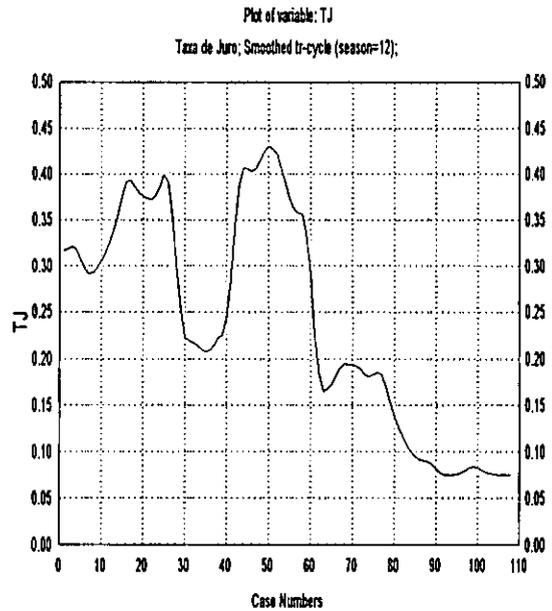


Gráfico a2: Tendência da Taxa de Juros

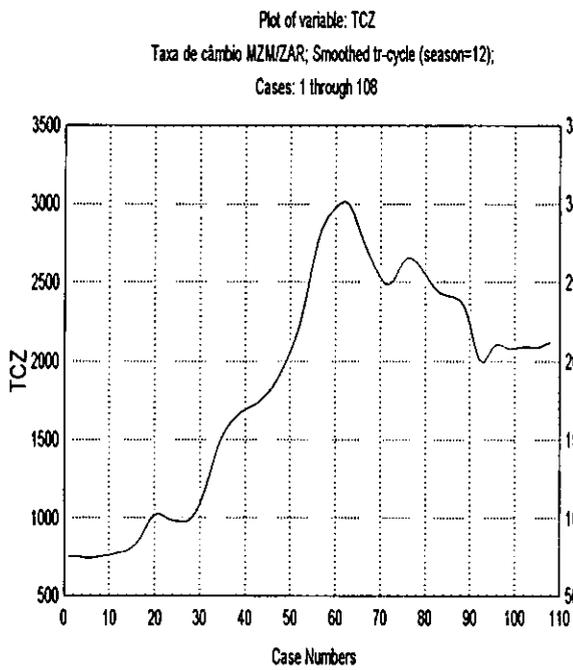


Gráfico a3: Tendência da Taxa de Câmbio

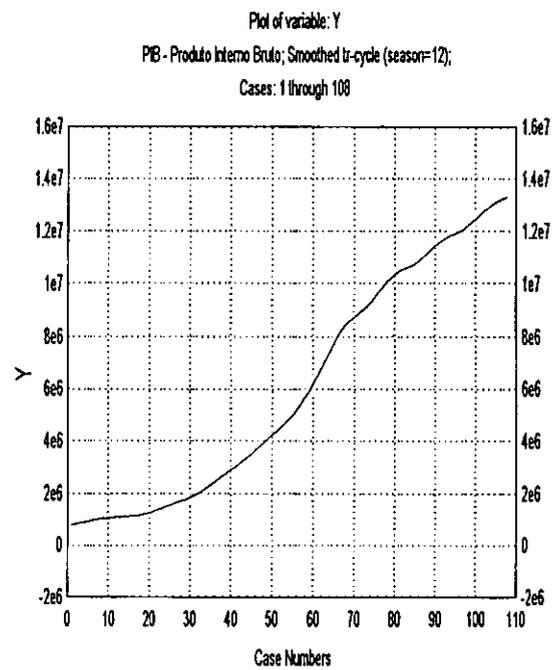


Gráfico a4: Tendência do PIB

Anexo I-B: Evolução dos Factores Aleatórios nas Séries

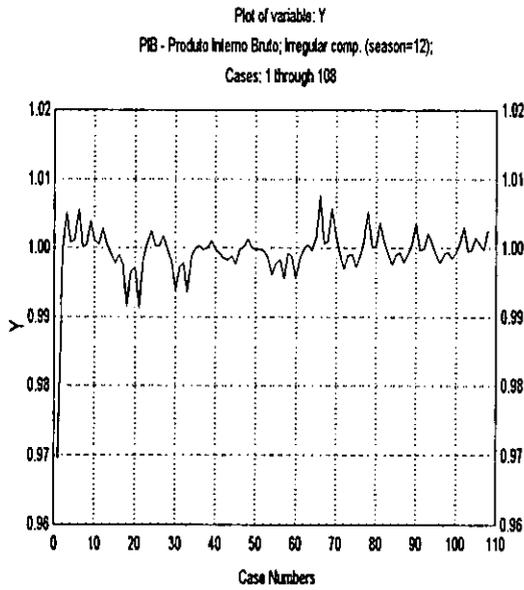


Gráfico b1: Aleatoriedade do PIB

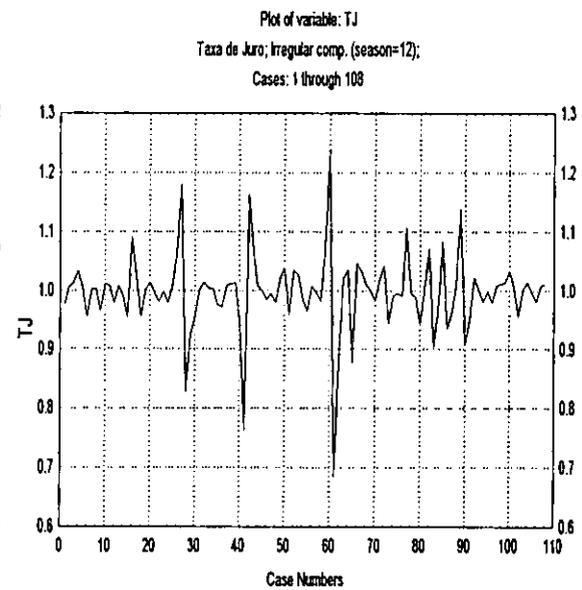


Gráfico b2: Aleatoriedade da Taxa de Juro

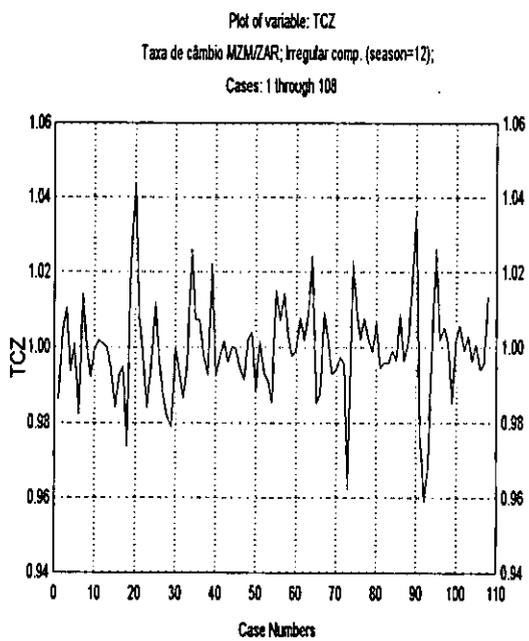


Gráfico b3: Aleatoriedade da Taxa de Câmbio

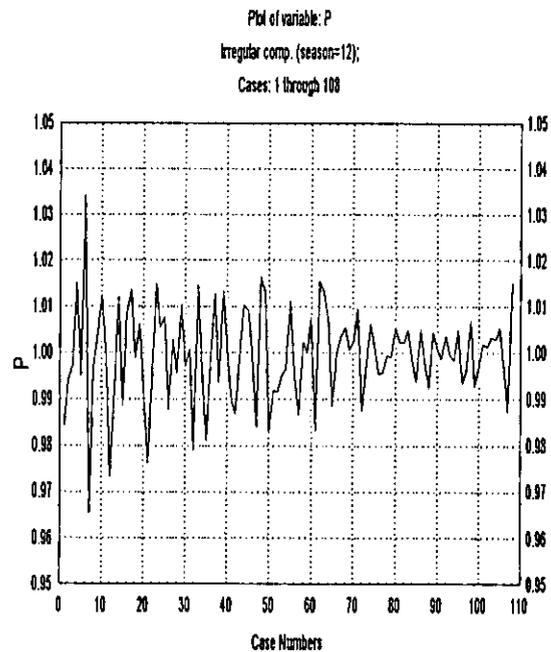


Gráfico b4: Aleatoriedade do IPC

Anexo II. Metodologia de Lisman & Sandee para Mensalização do PIB

Derivação de Dados Trimestrais a partir da Séries Anuais¹

Por J.H. C. Lisman e J. Sandee²

Muitas vezes são necessários dados trimestrais ou mensais de uma série quando ela apenas tem dados anuais. Se nenhuma assunção pode ser feita sobre o padrão desses dados trimestrais, pode ser empregue um procedimento muito simples de modo a obter uma adaptação razoável de dados trimestrais a partir dos totais anuais.

Para cada ano t o valor de um número do trimestre é considerado como uma média ponderada dos totais dos anos $t-1$, t e $t+1$. Depois da introdução de algumas condições naturais será obtido um sistema de equações, através do qual serão calculados os coeficientes que servirão de pesos.

Até certo ponto a solução contém alguns aspectos arbitrários, mas tem a vantagem da simplicidade, plausibilidade e utilidade prática.

Introdução

Quando são necessários dados trimestrais- nas investigações económicas, por exemplo – pode ocorrer que só os os totais anuais estão disponíveis. Se nada se sabe sobre os dados trimestrais pretendidos, e se nenhuma assunção pode ser feita em relação a qualquer padrão sazonal ou flutuações reais, pode-se assumir que os dados trimestrais situam-se numa tendência lisa.

A questão de como determinar essa tendência lisa é diferente dum problema comum de interpolação, porque os dados originais cobrindo um ano não pertencem eles mesmos à tendência de dados trimestrais.

Mecânica do Método

Seja X_t ($t = 1, \dots, n$) totais anuais. Dividindo esse total em igual por quatro trimestres, temos:

$$x_t^I = x_t^{II} = x_t^{III} = x_t^{IV} = x_t = \frac{1}{4}X_t$$

Denotando os dados trimestrais pretendidos por y_t^I , y_t^{II} , y_t^{III} e y_t^{IV} , segue-se que $\sum y_t^I \equiv 4x_t$. Assume-se, em seguida, que os dados trimestrais y_t^I constituem uma soma ponderada de x_{t-1} , x_t e x_{t+1} , ou seja:

¹ Tradução do autor em Lisman, J. e Sandee, J. (1964). *Applied Statistics*, vol. 13, pp. 87-90.

² Central Planning Bureau, The Hague, Netherlands

$$\begin{pmatrix} y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \\ y_t^{IV} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a & e & d \\ b & f & c \\ c & f & b \\ d & e & a \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{pmatrix}$$

Onde os coeficientes devem ser achados. Para tanto serão necessárias seis equações.

Desde que $\sum y_t^I \equiv 4x_t$ esteja satisfeita, a partir da primeira equação,

$$a+b+c+d=0; e \\ 2(e+f) = 4.$$

Adicionalmente, se $x_{t-1} = x_t = x_{t+1}$, então $y_t^I \equiv x_t$, e daí:

$$a+e+d = 1, e \\ b+f+c=1$$

Em seguida, a seguinte condição deve ser satisfeita: se os valores anuais x_t aumentam (ou diminuem) por um montante constante p por ano, os dados trimestrais y_t^I devem aumentar (diminuir) por um montante constante $\frac{1}{4}p$ por trimestre, assim:

$$y_t^I - y_{t-1}^I = \frac{1}{4}p.$$

Aplicando essa condição aos trimestres I e II do ano t teremos:

$$y_t^{II} = bx_{t-1} + fx_t + cx_{t+1} \\ y_t^I = ax_{t-1} + ex_t + dx_{t+1}, \text{ da qual se pode escrever:}$$

$$\frac{1}{4}p = (b-a)x_{t-1} + (f-e)x_t + (c-d)x_{t+1}$$

Substituindo $x_{t-1} = x_t - \frac{1}{4}p$ e $x_{t+1} = x_t + \frac{1}{4}p$, teremos:

$$2(b-c) = \frac{1}{4}$$

Tendo achado 5 equações independentes, as seis variáveis a, b , etc. serão expressas em termos de um parâmetro α , o qual deve ainda ser escolhido. A solução do sistema dá:

$$\begin{pmatrix} y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \\ y_t^{IV} \end{pmatrix} = \left\{ \frac{1}{16} \begin{pmatrix} 3 & 16 & -3 \\ 1 & 16 & -1 \\ -1 & 16 & 1 \\ -3 & 16 & 3 \end{pmatrix} + \frac{\alpha}{16} \begin{pmatrix} -1 & 2 & -1 \\ 1 & -2 & 1 \\ 1 & -2 & 1 \\ -1 & 2 & -1 \end{pmatrix} \right\} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{pmatrix}$$

Resulta daí que $a-d-c+d = 0.414$, podendo-se assim resolver o sistema de seis equações para dar $\alpha = -1.656$, e calcular os seguintes coeficientes:³

$$\begin{vmatrix} y_t^I \\ y_t^{II} \\ y_t^{III} \\ y_t^{IV} \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} 0.291 & 0.793 & -0.084 \\ -0.041 & 1.207 & -0.166 \\ -0.166 & 1.207 & -0.041 \\ -0.084 & 0.793 & 0.291 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} x_{t-1} \\ x_t \\ x_{t+1} \end{vmatrix}$$

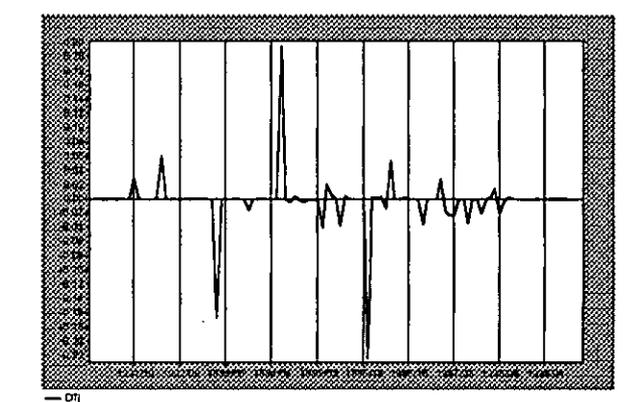
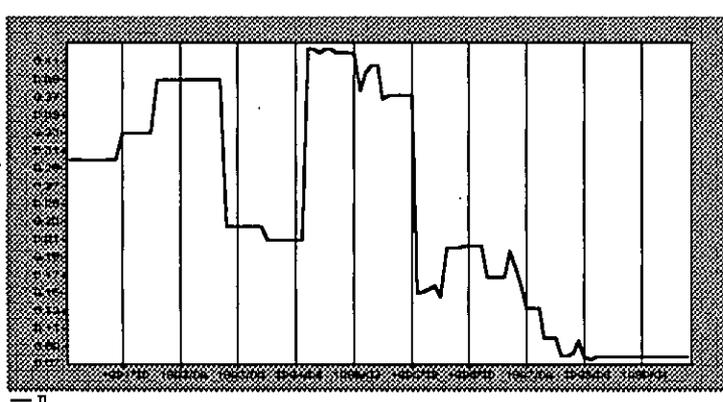
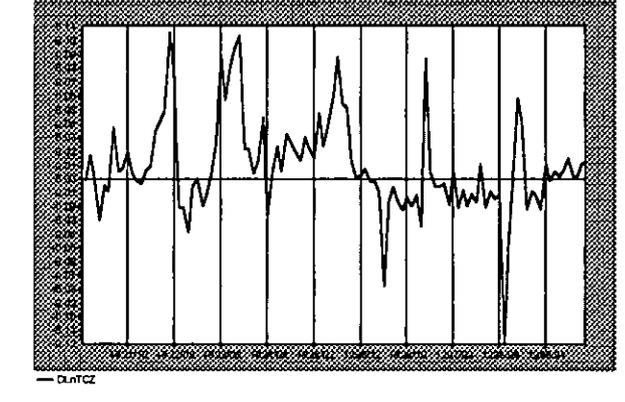
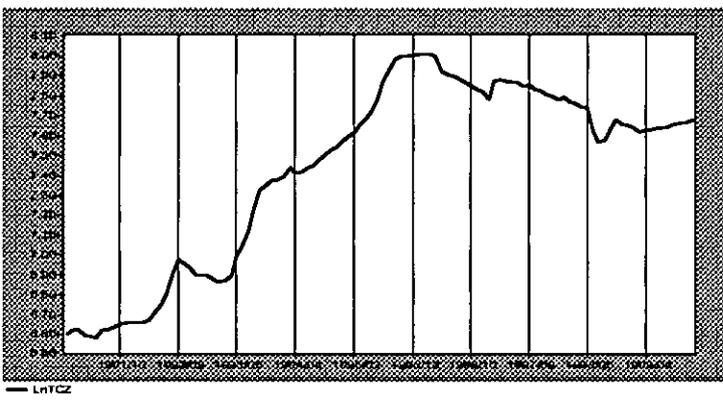
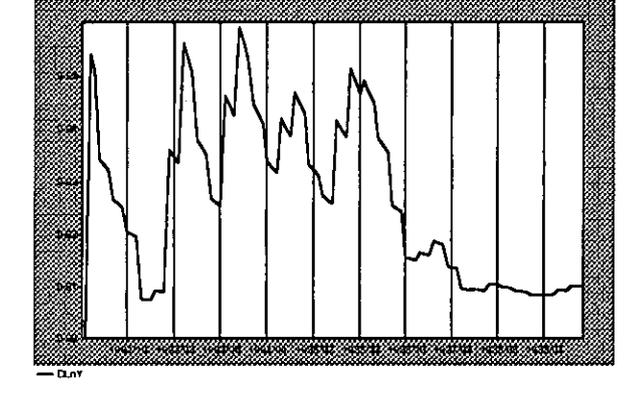
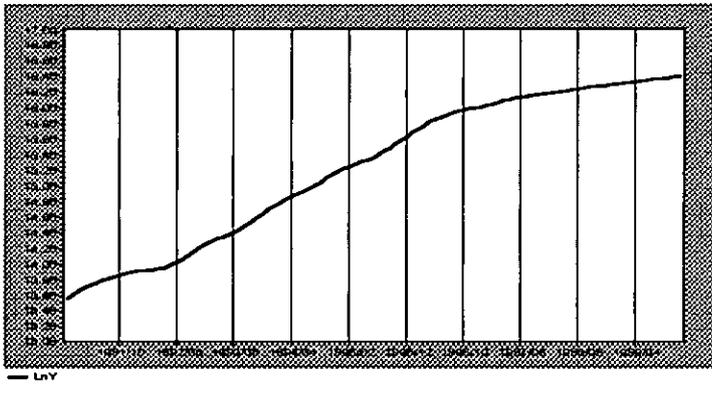
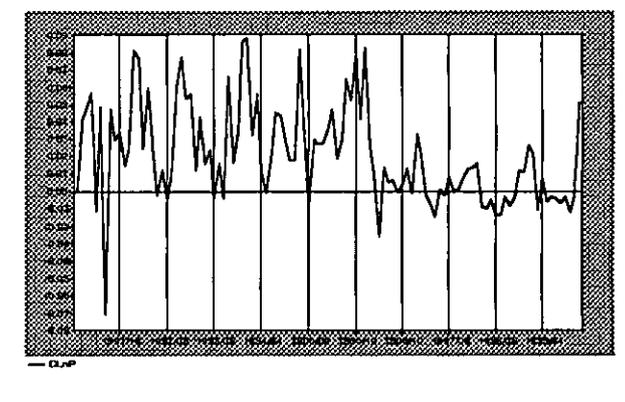
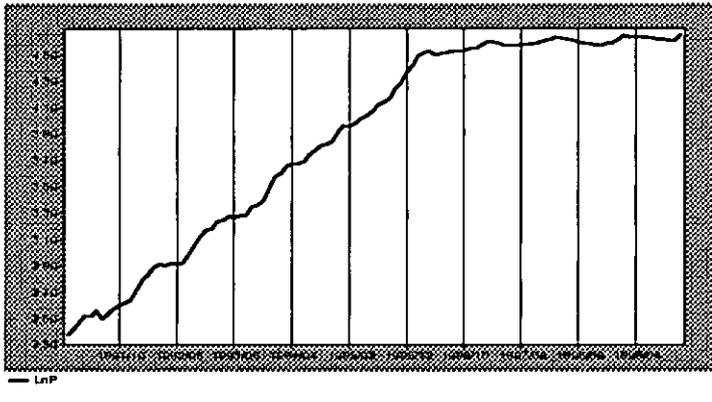
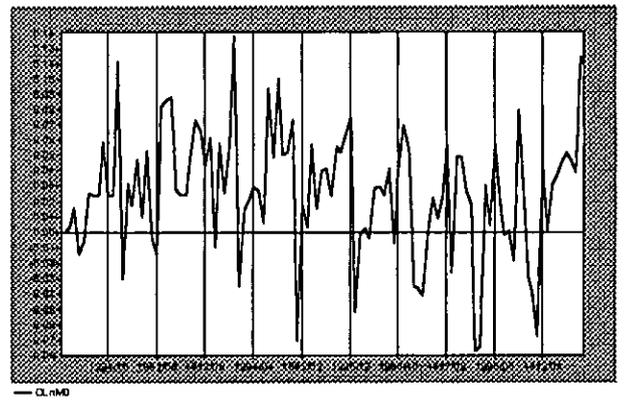
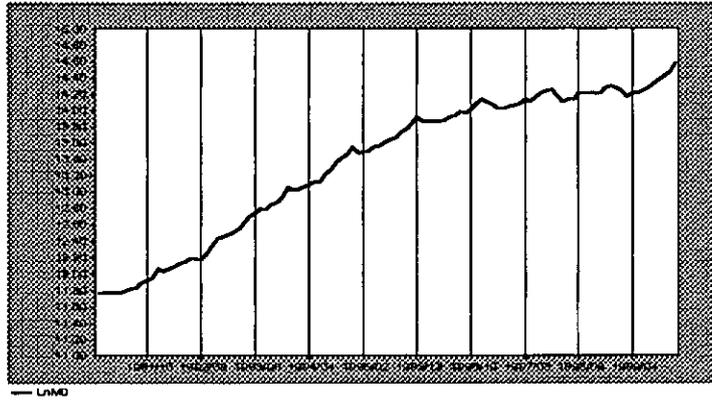
Seguindo o mesmo procedimento, dados mensais podem ser obtidos a partir de interpolação linear de dados trimestrais:

$$\begin{aligned} x_{1,1} &= 2/3 * y_t^{i-1} + 1/3 * y_t^i \\ x_{2,1} &= 1/3 y_t^{i-1} + 2/3 * y_t^i \\ x_{3,1} &= y_t \end{aligned}$$

Onde, $x_{m,q}$ ($m=1,2,3, \dots, 12$) é o mês m do trimestre q , e y_t^q é o valor trimestral obtido através do método de Lisman & Sandee.

³ Designados por coeficientes de Lisman e Sandee.

Anexo III - A: Estacionaridade das Séries: Teste Gráfico



Anexo B-B. Teste de Estacionaridade de Sargan Barghava*

B.B.1. Aos Níveis						B.B.2. Aos Primeiros Diferenciais					
	LnY	LnTcd	Tj	LnP	LnM0	LnTCZ	LnY	LnTcd	LnP	LnM0	LnTCZ
Jan-91	4.6E-05	1.1E-05	0.0E+00	9.0E-04	1.1E-07	8.7E-06	-0.577	-0.019	-0.090	-0.001	-0.033
Feb-91	4.1E-05	1.4E-04	0.0E+00	1.1E-03	2.1E-06	1.8E-07	-0.001	-0.164	-0.002	-0.006	-0.023
Mar-91	2.5E-04	1.2E-03	0.0E+00	1.3E-03	1.6E-06	2.4E-05	0.697	0.832	-0.004	-0.035	-0.111
Apr-91	1.9E-04	2.5E-05	0.0E+00	5.0E-05	2.1E-07	3.7E-07	0.043	-1.619	-0.220	-0.003	-0.066
May-91	1.5E-04	2.1E-05	0.0E+00	8.9E-04	5.2E-06	2.0E-06	0.054	0.000	-0.189	-0.036	-0.002
Jun-91	1.5E-05	2.5E-06	0.0E+00	2.1E-03	4.7E-06	3.9E-05	-0.719	-0.072	-0.866	0.000	-0.249
Jul-91	1.4E-05	2.2E-07	0.0E+00	8.9E-04	4.7E-06	9.1E-07	0.000	-0.008	-0.733	0.000	-0.103
Aug-91	1.3E-05	3.5E-04	0.0E+00	3.2E-04	2.6E-05	1.8E-06	0.000	-2.115	-0.016	-0.050	-0.001
Sep-91	1.3E-05	5.3E-05	-8.9E-03	4.1E-04	4.7E-06	1.1E-05	-0.512	-0.287	-0.001	-0.044	-0.015
Oct-91	1.4E-05	5.7E-06	0.0E+00	7.5E-05	4.6E-06	5.9E-07	0.000	-0.186	-0.018	0.000	-0.025
Nov-91	1.5E-05	3.9E-05	0.0E+00	2.0E-04	9.4E-05	2.4E-09	0.000	-0.160	-0.005	-0.538	-0.002
Dec-91	2.1E-05	1.5E-05	0.0E+00	1.9E-03	6.9E-06	1.9E-07	-0.005	-0.011	-0.220	-0.785	-0.001
Jan-92	2.2E-05	6.6E-06	0.0E+00	1.5E-03	7.8E-06	1.4E-06	0.000	-0.004	-0.001	-0.153	-0.010
Feb-92	2.5E-05	2.4E-04	0.0E+00	1.5E-04	2.2E-06	2.1E-06	0.000	-0.703	-0.132	-0.009	0.000
Mar-92	2.1E-06	7.9E-05	-4.1E-02	8.1E-04	1.7E-05	3.5E-05	-0.107	-0.105	-0.071	-0.037	-0.085
Apr-92	2.2E-06	1.3E-05	0.0E+00	9.5E-05	7.1E-07	5.0E-05	0.000	-0.062	-0.074	-0.053	-0.007
May-92	2.2E-06	2.7E-03	0.0E+00	8.8E-07	2.1E-05	6.3E-05	0.000	1.030	-0.024	-0.079	-0.004
Jun-92	1.8E-08	7.9E-04	0.0E+00	3.1E-05	8.2E-08	2.8E-04	-0.016	18.793	-0.009	-0.120	2.457
Jul-92	1.8E-08	3.7E-07	0.0E+00	3.5E-06	1.6E-06	1.2E-04	0.000	-1.739	-0.012	-0.005	-0.250
Aug-92	1.8E-08	3.0E-05	0.0E+00	2.1E-05	5.0E-05	9.9E-06	0.000	-0.056	-0.009	-0.481	-0.873
Sep-92	1.5E-06	7.3E-07	0.0E+00	7.4E-04	5.4E-05	1.0E-05	-0.016	-0.089	-0.148	-0.001	0.000
Oct-92	1.5E-06	1.4E-08	0.0E+00	1.1E-03	5.5E-05	3.7E-05	0.000	-0.002	-0.018	0.000	-0.037
Nov-92	1.5E-06	1.5E-07	0.0E+00	4.9E-04	5.4E-06	4.6E-07	0.000	-0.001	-0.032	-0.142	-0.116
Dec-92	1.4E-06	6.7E-08	0.0E+00	5.1E-04	4.2E-06	1.4E-08	0.000	-0.001	0.000	0.000	-0.003
Jan-93	1.4E-06	3.4E-07	0.0E+00	2.3E-05	4.2E-06	9.4E-06	0.000	-0.002	-0.093	0.000	-0.042
Feb-93	1.3E-06	5.4E-07	0.0E+00	2.8E-04	1.7E-05	2.9E-06	0.000	0.000	-0.050	-0.025	-0.008
Mar-93	4.0E-07	1.1E-06	-1.4E-01	3.8E-05	3.6E-05	6.1E-07	-0.002	-0.007	-0.035	-0.027	-0.024
Apr-93	3.9E-07	8.1E-07	0.0E+00	8.3E-05	3.0E-05	1.9E-05	0.000	-0.008	-0.003	-0.002	-0.056
May-93	3.9E-07	1.0E-03	0.0E+00	2.4E-06	1.3E-05	2.0E-04	0.000	1.587	-0.036	-0.022	-1.980
Jun-93	4.5E-07	9.6E-05	0.0E+00	3.7E-05	2.5E-05	8.0E-05	0.000	-1.593	-0.019	-0.014	-0.151
Jul-93	4.5E-07	2.5E-04	0.0E+00	2.3E-06	5.8E-07	1.6E-04	0.000	-0.284	-0.019	-0.189	-0.213
Aug-93	4.4E-07	1.3E-04	0.0E+00	6.1E-04	2.2E-05	2.0E-04	0.000	-0.070	-0.296	-0.193	-0.127
Sep-93	5.1E-07	6.9E-05	0.0E+00	3.8E-05	4.4E-06	2.3E-04	0.000	-0.032	-0.118	-0.039	0.105
Oct-93	5.0E-07	1.2E-05	-1.2E-03	1.6E-04	2.1E-05	1.1E-05	0.000	-0.065	-0.015	-0.043	-0.695
Nov-93	4.9E-07	1.4E-06	0.0E+00	9.2E-04	1.0E-04	1.2E-05	0.000	-0.014	-0.201	-0.492	0.000
Dec-93	6.6E-07	1.1E-05	0.0E+00	8.9E-04	7.8E-06	4.3E-07	0.000	-0.013	0.000	-1.050	-0.036
Jan-94	6.5E-07	2.8E-06	0.0E+00	1.2E-04	1.4E-06	4.3E-06	0.000	-0.007	-0.157	-0.095	-0.010
Feb-94	6.4E-07	7.9E-06	0.0E+00	3.3E-04	3.1E-06	4.2E-05	0.000	-0.004	-0.030	-0.002	-0.117
Mar-94	5.9E-07	1.3E-06	0.0E+00	1.5E-05	5.6E-06	1.5E-05	0.000	-0.008	-0.091	-0.002	-0.549
Apr-94	5.8E-07	4.0E-06	0.0E+00	2.1E-08	4.8E-06	6.2E-07	0.000	-0.002	-0.007	0.000	-0.103
May-94	5.7E-07	1.0E-05	-7.6E-01	4.9E-05	2.3E-07	1.2E-05	0.000	-0.005	-0.024	-0.018	-0.038
Jun-94	2.4E-07	2.4E-05	-1.7E-07	2.1E-04	5.5E-05	6.5E-07	-0.001	-0.009	-0.030	-0.439	-0.035
Jul-94	2.4E-07	8.4E-06	-2.5E-04	1.9E-04	1.4E-05	2.3E-05	0.000	-0.012	0.000	-0.086	-0.088
Aug-94	2.3E-07	2.9E-07	-2.7E-04	7.8E-05	6.1E-05	1.3E-05	0.000	-0.016	-0.011	-0.166	-0.007
Sep-94	4.9E-08	3.2E-06	-1.7E-07	2.9E-05	1.5E-05	8.7E-06	-0.001	-0.004	-0.006	-0.106	-0.002
Oct-94	4.9E-08	1.4E-06	-2.4E-04	3.0E-06	1.7E-05	4.0E-06	0.000	-0.001	0.000	0.000	-0.004
Nov-94	4.8E-08	3.5E-06	0.0E+00	5.8E-04	3.2E-05	1.9E-05	0.000	-0.001	-0.278	-0.021	-0.030
Dec-94	9.3E-09	1.9E-05	0.0E+00	1.3E-04	2.9E-05	1.1E-05	0.000	-0.018	-0.094	-0.958	-0.006
Jan-95	9.3E-09	1.6E-05	-3.0E-05	4.9E-06	2.0E-06	5.3E-06	0.000	0.000	-0.101	-0.297	-0.005
Feb-95	9.3E-09	4.8E-05	-1.7E-02	7.5E-05	6.8E-08	4.5E-05	0.000	-0.029	-0.069	-0.008	-0.130
Mar-95	4.2E-08	2.5E-05	-5.5E-03	6.1E-05	1.9E-05	1.2E-05	0.000	-0.011	0.000	-0.126	-0.059
Apr-95	4.2E-08	3.8E-05	-8.6E-04	6.5E-05	1.3E-06	3.1E-05	0.000	-0.004	0.000	-0.068	-0.030
May-95	4.1E-08	1.2E-04	0.0E+00	1.0E-04	9.3E-06	6.9E-05	0.000	-0.106	-0.003	-0.025	-0.064
Jun-95	2.5E-07	5.6E-05	-1.4E-02	1.7E-04	1.0E-05	1.4E-04	-0.001	-0.038	-0.007	0.000	-0.347
Jul-95	2.4E-07	3.7E-05	-2.5E-04	2.7E-05	2.7E-06	5.5E-05	0.000	-0.007	-0.039	-0.012	-0.159
Aug-95	2.4E-07	2.4E-05	0.0E+00	7.1E-05	1.8E-05	5.0E-05	0.000	-0.005	-0.007	-0.045	-0.001
Sep-95	6.1E-07	3.9E-06	0.0E+00	3.0E-04	1.5E-05	3.4E-06	-0.001	-0.027	-0.068	-0.001	-0.154
Oct-95	6.0E-07	2.4E-07	0.0E+00	1.9E-04	2.3E-05	3.2E-08	0.000	-0.007	-0.008	-0.006	-0.016
Nov-95	5.9E-07	4.4E-10	0.0E+00	4.2E-04	3.1E-05	2.0E-07	0.000	-0.001	-0.047	-0.006	0.000
Dec-95	3.6E-07	3.5E-07	-2.3E-01	1.1E-04	1.5E-05	1.0E-06	0.000	-0.001	-0.073	-0.670	-0.002
Jan-96	3.6E-07	1.8E-07	-1.8E-05	4.2E-04	5.7E-09	7.8E-09	0.000	-0.003	-0.118	-0.096	-0.007
Feb-96	3.5E-07	3.7E-06	-4.2E-05	4.1E-05	3.8E-08	4.9E-08	0.000	-0.018	-0.156	-0.001	0.000
Mar-96	2.3E-07	4.0E-08	-7.5E-05	4.4E-06	6.8E-08	1.7E-06	0.000	-0.010	-0.015	-0.001	-0.006
Apr-96	2.3E-07	3.9E-05	-7.7E-04	4.1E-05	4.8E-06	1.1E-04	0.000	-0.010	-0.058	-0.042	-1.088
May-96	2.3E-07	3.0E-06	-1.5E-02	1.2E-05	4.8E-06	4.1E-06	0.000	0.000	-0.076	0.000	-0.390
Jun-96	7.5E-07	1.1E-07	0.0E+00	1.8E-06	3.2E-06	4.2E-07	-0.001	-0.014	-0.004	-0.001	-0.010
Jul-96	7.4E-07	2.3E-07	0.0E+00	2.5E-06	9.4E-06	4.3E-06	0.000	-0.002	0.000	-0.012	-0.011
Aug-96	7.2E-07	2.7E-06	-2.0E-05	0.0E+00	2.8E-07	8.9E-06	0.000	-0.015	-0.002	-0.089	-0.005
Sep-96	1.5E-06	1.5E-06	0.0E+00	1.1E-06	9.2E-06	3.0E-06	-0.001	-0.027	-0.001	-0.094	-0.009
Oct-96	1.5E-06	2.5E-09	0.0E+00	1.1E-05	2.6E-05	6.9E-06	0.000	-0.004	-0.004	-0.038	-0.004
Nov-96	1.4E-06	2.0E-07	0.0E+00	6.6E-08	1.5E-05	2.5E-06	0.000	-0.001	-0.010	-0.012	-0.006
Dec-96	1.2E-06	1.5E-07	-6.0E-03	6.4E-05	6.6E-06	2.2E-05	0.000	0.000	-0.058	-0.306	-0.056
Jan-97	1.2E-06	1.5E-06	-1.2E-06	2.6E-05	7.0E-06	1.4E-04	0.000	-0.008	-0.007	0.000	-8.101
Feb-97	1.2E-06	4.8E-08	0.0E+00	2.3E-07	8.9E-06	4.4E-07	0.000	-0.003	-0.025	-0.001	-0.678
Mar-97	8.8E-07	8.8E-08	0.0E+00	3.7E-06	2.7E-08	3.8E-07	0.000	0.000	-0.002	-0.069	-0.009
Apr-97	8.7E-07	3.2E-08	-4.0E-03	1.2E-05	2.8E-06	4.5E-07	0.000	-0.001	-0.002	-0.016	0.000
May-97	8.5E-07	7.9E-09	-1.5E-03	6.1E-08	3.9E-07	1.3E-07	0.000	0.000	-0.011	-0.008	-0.001
Jun-97	1.1E-06	4.2E-07	-2.4E-03	2.4E-07	3.3E-06	6.4E-06	0.000	-0.001	0.000	-0.010	-0.026
Jul-97	1.1E-06	9.5E-07	-2.4E-03	3.9E-06	1.7E-05	9.0E-07	0.000	-0.009	-0.005	-0.044	-0.065
Aug-97	1.1E-06	6.3E-09	0.0E+00	0.0E+00	3.7E-06	7.7E-06	0.000	-0.004	-0.003	-0.266	-0.078
Sep-97	1.4E-06	8.8E-07	0.0E+00	2.4E-07	1.3E-05	1.1E-06	0.000	-0.002	0.000	-0.240	-0.016
Oct-97	1.4E-06	3.0E-06	-4.8E-03	3.8E-06	1.3E-05	6.7E-06	0.000	-0.024	-0.002	0.000	-0.013
Nov-97	1.4E-06	8.1E-06	0.0E+00	9.6E-06	3.8E-06	1.9E-06	0.000	-0.071	-0.001	-0.019	-0.008
Dec-97	1.6E-06	6.0E-07	0.0E+00	1.1E-05	1.7E-06	5.2E-06	0.000	-0.014	0.000	-0.003	-0.004
Jan-98	1.6E-06	7.4E-07	-1.7E-03	1.5E-05	3.1E-05	2.2E-06	0.000	0.000	0.000	-0.438	-0.075
Feb-98	1.5E-06	2.1E-06	0.0E+00	4.3E-06	2.9E-05	7.9E-06	0.000	-0.018	-0.030	-0.001	-0.101
Mar-98	1.4E-06	1.8E-08	-2.4E-05	5.4E-06	5.1E-06	1.2E-06	0.000	-0.006	0.000	-0.427	-0.015
Apr-98	1.3E-06	2.2E-06	-9.1E-04	1.4E-06	1.0E-07	3.6E-06	0.000	-0.009	-0.001	-0.026	-0.003
May-98	1.3E-06	2.0E-07	-1.5E-03	9.5E-06	1.7E-05	2.2E-06	0.000	-0.004	-0.003	-0.121	-0.001
Jun-98	7.4E-07	1.5									

Anexo IV-A: Estimação em OLS do modelo geral envolvendo máximo de 2 Defasagens

Dependent variable is DLNM

105 observations used for estimation from 1991M4 to 1999M12

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
K	.0022716	.0070871	.32053[.749]
DLNM(-1)	.10015	.10057	.99582[.322]
DLNM(-2)	.19791	.10383	1.9061[.060]
DLNY	-.012486	.26195	-.047665[.962]
DLNY(-1)	.15096	.30765	.49070[.625]
DLNY(-2)	-.16962	.26291	-.64515[.521]
DLNP	-.24247	.16533	-1.4666[.146]
DLNP(-1)	.057755	.14742	.39178[.696]
DLNP(-2)	.12760	.15401	.82856[.410]
DLNTCZ	.099294	.12336	.80490[.423]
DLNTCZ(-1)	-.039439	.13760	-.28661[.775]
DLNTCZ(-2)	.30040	.12113	2.4800[.015]
DTJ	.023177	.096626	.23986[.811]
DTJ(-1)	.15161	.096464	1.5717[.120]
DTJ(-2)	.066259	.096960	.68337[.496]
ECM(-1)	-.14109	.053028	-2.6607[.009]
DS9	.026206	.012954	2.0230[.046]
DS10	.027237	.013213	2.0614[.042]
DS11	.050053	.013241	3.7801[.000]
DS12	.061693	.013626	4.5276[.000]
R-Squared	.41023	R-Bar-Squared	.27840
S.E. of Regression	.034479	F-stat. F(19, 85)	3.1118[.000]
Mean of Dependent Variable	.026667	S.D. of Dependent Variable	.040589
Residual Sum of Squares	.10105	Equation Log-likelihood	215.6829
Akaike Info. Criterion	95.6829	Schwarz Bayesian Criterion	169.1433
DW-statistic*	1.7408		

* embora venha indicado como DW, o valor corresponde efectivamente ao h-stat

Diagnostic Tests

```

*****
*      Test Statistics      *          LM Version          *          F Version
*****
*
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 21.0500[.050]*F( 12, 73)= 1.5254[.135]
*
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 2.5203[.112]*F( 1, 84)= 2.0658[.154]
*
* C:Normality *CHSQ( 2)= 2.8383[.242]* Not applicable
*
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .30923[.578]*F( 1, 103)= .30424[.582]
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
    
```

Anexo IV-B: Modelo Geral envolvendo máximo de 3 defasagens

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is DLNM
104 observations used for estimation from 1991M5 to 1999M12
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
K                  .1637E-3             .0073812                .022181[.982]
DLNM(-1)          .050470              .10337                  .48823[.627]
DLNM(-2)          .13697               .10516                  1.3025[.197]
DLNM(-3)          -.0070708            .10669                  -.066275[.947]
DLNY              .22678              .35566                  .63764[.526]
DLNY(-1)          -.15698              .36174                  -.43395[.666]
DLNY(-2)          -.12032              .33515                  -.35900[.721]
DLNY(-3)          .085839              .27350                  .31385[.754]
DLNP              -.19505              .16837                  -1.1585[.250]
DLNP(-1)          -.012620             .17362                  -.072685[.942]
DLNP(-2)          .030829              .16075                  .19178[.848]
DLNP(-3)          .34500               .15824                  2.1802[.032]
DLNTCZ            .076053              .12377                  .61447[.541]
DLNTCZ(-1)        -.081486             .13679                  -.59571[.553]
DLNTCZ(-2)        .32237               .13676                  2.3572[.021]
DLNTCZ(-3)        -.014782             .12975                  -.11392[.910]
DTJ               .0080387             .097531                 .082422[.935]
DTJ(-1)           .14355               .095450                 1.5039[.137]
DTJ(-2)           .084040              .096359                 .87216[.386]
DTJ(-3)           .21161               .098053                 2.1581[.034]
ECM(-1)           -.10597              .058396                 -1.8147[.073]
DS9               .027895              .013963                 1.9978[.049]
DS10              .032302              .013295                 2.4296[.017]
DS11              .055966              .013432                 4.1667[.000]
DS12              .063067              .013879                 4.5440[.000]
*****
R-Squared          .46216               R-Bar-Squared          .29876
S.E. of Regression .033934             F-stat.      F( 24, 79)  2.8285[.000]
Mean of Dependent Variable .027115           S.D. of Dependent Variable .040523
Residual Sum of Squares .090968           Equation Log-likelihood  218.5959
Akaike Info. Criterion 193.5959           Schwarz Bayesian Criterion 160.5410
DW-statistic      1.7382
*****

```

Diagnostic Tests

```

*****
*      Test Statistics      *      LM Version      *      F Version
*****
*
* A:Serial Correlation*CHSQ( 12)= 19.3113[.081]*F( 12, 67)= 1.2732[.255]
*
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= 3.1689[.075]*F( 1, 78)= 2.4514[.121]
*
* C:Normality *CHSQ( 2)= 2.7468[.253]* Not applicable
*
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .66986[.413]*F( 1, 102)= .66124[.418]
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

```

Anexo V-A. Comportamento da Equação de Curto Prazo

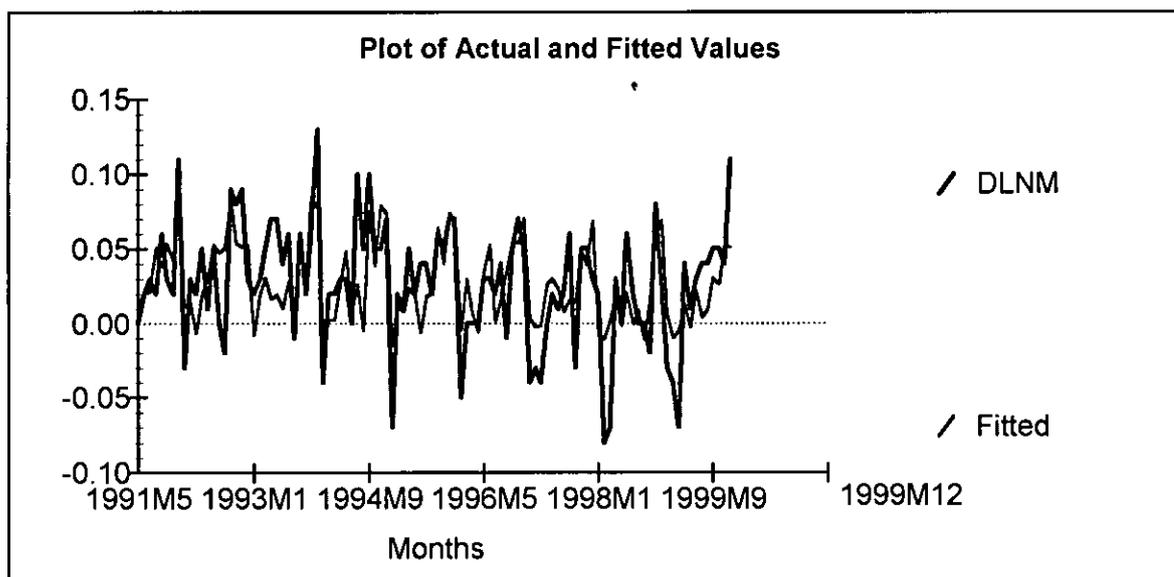


Gráfico A-1. Valores Reais e Estimados da Equação de Curto Prazo das NMC's

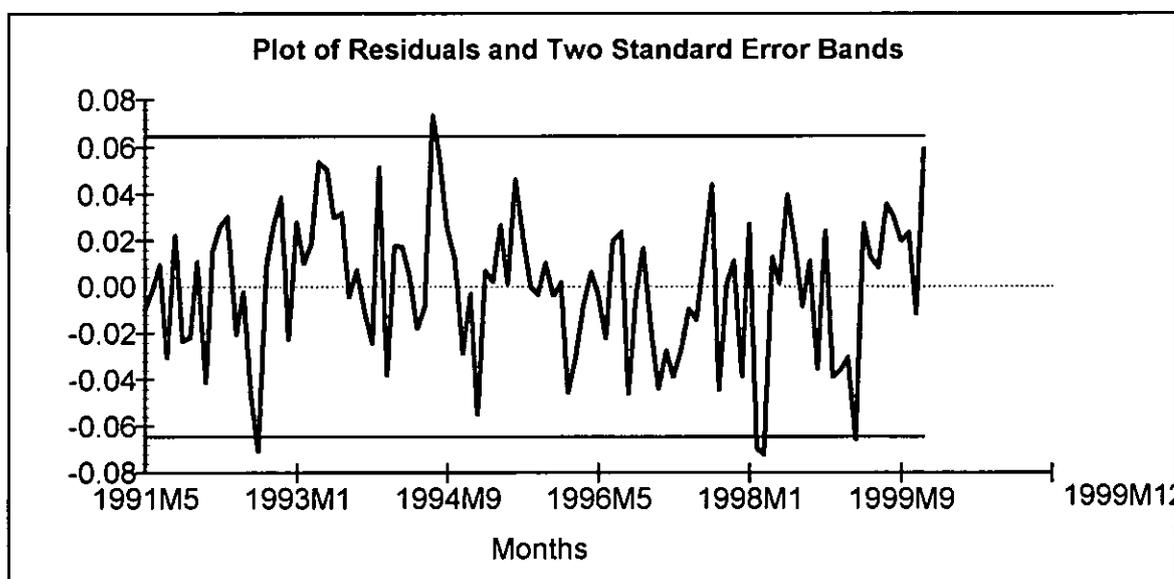


Gráfico A-2: Evolução dos Resíduos da Equação de Curto Prazo das NMC's

Anexo V-B. Comportamento da Equação de Curto Prazo

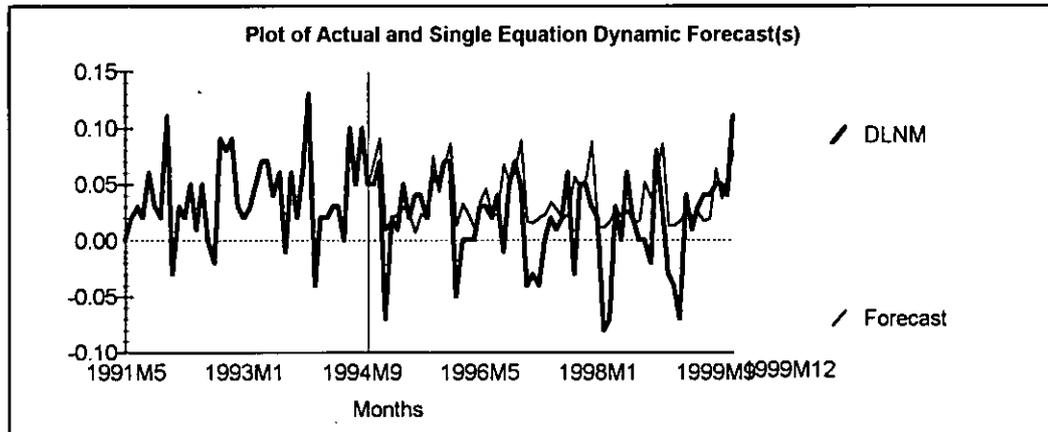


Gráfico B-1: Valores Estimados (1991:01-1999:12) e Previstos (1994:11-1999:12) das NMC's

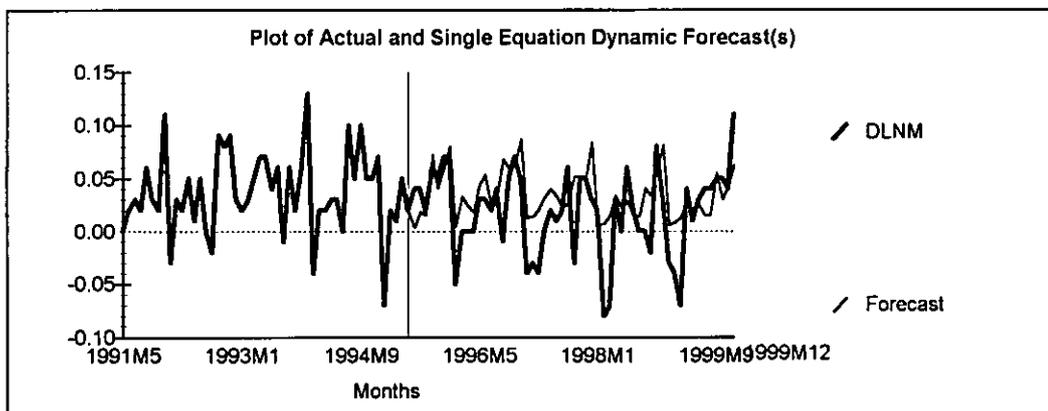


Gráfico B-2: Valores Estimados (1991:01-1999:12) e Previstos (1995:06-1999:12) das NMC's

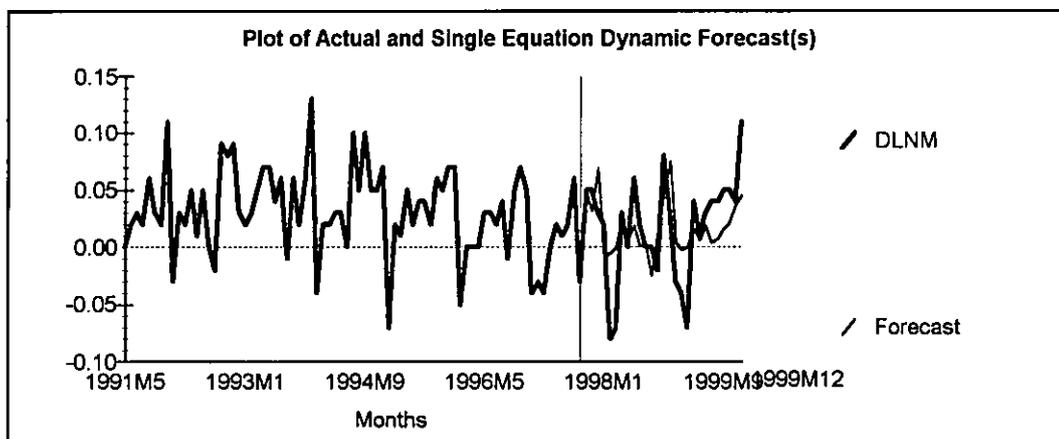


Gráfico B-3: Valores Estimados (1991:01-1999:12) e Previstos (1997:10-1999:12) das NMC's

Anexo VI: Dados Brutos e Transformados das Séries Temporais Usadas*

	mihões MO	mihões DO	mihões M1	mihões DP's	mihões M2	mihões Y	% TI 90 dias	MZM/ZAR	IPC	LnMO	LnM2	LnY	LnTcd	LnTCZ	LnP
Jan-91	129,111	362,853	491,964	30,626	522,590	776,808	0.300	738.39	10.79	11.76843	13.19655	13.58289	8.937227	6.804472	2.378987
Feb-91	129,589	363,118	492,707	33,370	526,077	819,873	0.300	751.68	11.26	11.77212	13.17332	13.61169	6.958487	6.822311	2.421088
Mar-91	131,725	368,991	500,716	33,952	534,668	863,140	0.300	753.83	11.82	11.78847	13.18944	13.68833	7.034212	6.824902	2.469878
Apr-91	129,877	414,181	544,058	34,572	578,630	893,348	0.300	731.84	12.52	11.77434	13.26842	13.70273	7.258334	6.595562	2.527203
May-91	129,216	410,295	539,511	37,956	577,467	923,456	0.300	729.18	12.38	11.76924	13.29841	13.73599	7.292569	6.591921	2.518143
Jun-91	132,555	444,700	577,255	39,349	616,604	953,784	0.300	723.06	13.00	11.79475	13.33198	13.78617	7.323105	6.583492	2.564933
Jul-91	133,842	455,743	591,584	40,899	632,477	979,554	0.300	750.98	12.12	11.81924	13.3574	13.79485	7.31244	6.571379	2.49451
Aug-91	139,210	467,060	606,268	42,511	648,758	1,005,344	0.300	755.32	12.71	11.84374	13.38281	13.82084	7.315544	6.627142	2.542348
Sep-91	147,567	426,419	573,986	44,994	618,980	1,031,134	0.300	781.52	13.06	11.90204	13.33583	13.84817	7.443787	6.635316	2.571906
Oct-91	151,226	437,008	588,233	46,767	634,914	1,052,506	0.330	777.18	13.55	11.92653	13.36124	13.86668	7.403748	6.655872	2.600308
Nov-91	154,975	447,860	602,835	48,610	651,258	1,073,878	0.330	780.81	13.75	11.95102	13.38866	13.88879	7.477406	6.660332	2.621196
Dec-91	173,221	487,038	660,259	48,696	708,953	1,095,250	0.330	780.58	14.10	12.06232	13.47155	13.90649	7.520451	6.660037	2.645889
Jan-92	168,076	514,203	682,279	50,596	732,873	1,103,640	0.330	778.54	15.29	12.03217	13.50473	13.91412	7.547097	6.65742	2.727465
Feb-92	173,372	506,733	680,305	50,492	730,797	1,112,030	0.330	784.21	16.52	12.06435	13.50189	13.9217	7.565591	6.664877	2.804423
Mar-92	176,575	561,190	737,765	55,149	792,914	1,120,420	0.330	791.15	16.93	12.0815	13.58347	13.92917	7.674924	6.673488	2.829133
Apr-92	185,111	546,301	731,412	58,570	789,982	1,130,911	0.390	820.19	17.98	12.12871	13.57977	13.93853	7.738587	6.706536	2.889277
May-92	186,928	582,033	768,961	63,226	832,187	1,141,402	0.390	856.80	18.38	12.13848	13.63181	13.94777	7.784432	6.753205	2.910059
Jun-92	197,095	670,124	867,219	71,835	939,054	1,151,893	0.390	800.28	18.32	12.19144	13.75293	13.95892	6.180604	6.802706	2.908057
Jul-92	196,438	695,797	892,235	79,682	971,917	1,194,270	0.390	1001.57	18.54	12.1881	13.78703	13.99305	7.952573	6.909324	2.919986
Aug-92	193,612	706,210	899,822	88,722	988,544	1,238,847	0.390	1075.90	18.47	12.17330	13.80399	14.02791	7.948089	6.980913	2.915078
Sep-92	210,276	699,071	909,347	92,013	1,001,360	1,279,024	0.390	1054.45	18.65	12.25618	13.81887	14.06161	7.908211	6.96077	2.925028
Oct-92	229,308	733,437	962,745	99,359	1,062,104	1,353,287	0.390	1032.99	19.83	12.34282	13.87576	14.11805	7.914484	6.940213	2.987023
Nov-92	250,451	748,794	999,245	95,950	1,095,193	1,427,540	0.390	994.07	21.43	12.43102	13.90644	14.17147	7.913909	6.901808	3.06491
Dec-92	257,506	766,349	1,023,855	103,389	1,129,244	1,501,812	0.390	989.83	22.61	12.4588	13.93706	14.22218	7.916494	6.897533	3.11845
Jan-93	263,866	789,017	1,052,889	112,730	1,165,883	1,559,937	0.390	990.58	23.92	12.4832	13.96889	14.28018	7.914588	6.898291	3.174831
Feb-93	270,383	812,355	1,082,747	120,625	1,203,711	1,618,061	0.390	971.56	24.21	12.50759	14.00092	14.29274	7.918887	6.878903	3.180759
Mar-93	283,903	861,123	1,145,026	138,063	1,283,089	1,678,186	0.390	961.23	25.28	12.55039	14.06478	14.33203	7.924279	6.868214	3.228919
Apr-93	305,323	886,473	1,191,796	151,930	1,343,726	1,721,783	0.225	965.99	25.68	12.62913	14.11096	14.35688	7.91668	6.873153	3.245892
May-93	326,404	966,772	1,293,176	163,728	1,456,904	1,787,340	0.225	993.09	26.30	12.69589	14.19182	14.38499	7.923276	6.900821	3.269409
Jun-93	340,860	984,758	1,325,618	178,609	1,504,227	1,812,917	0.225	1086.61	26.19	12.73923	14.22739	14.41045	8.168832	6.902728	3.285401
Jul-93	362,381	1,037,973	1,400,354	187,270	1,587,624	1,898,022	0.225	1151.82	26.81	12.80045	14.27775	14.45685	8.2444	7.048925	3.281274
Aug-93	359,012	1,096,391	1,455,403	189,752	1,645,155	1,985,127	0.225	1252.09	26.50	12.79111	14.31335	14.50119	8.388744	7.132569	3.272766
Sep-93	380,258	1,178,857	1,559,115	204,741	1,763,856	2,071,232	0.225	1378.88	28.33	12.84681	14.38301	14.54365	8.480197	7.227581	3.34399
Oct-93	390,180	1,274,831	1,665,011	220,732	1,885,743	2,197,865	0.225	1527.65	28.81	12.87438	14.44983	14.603	8.526575	7.311488	3.368847
Nov-93	413,167	1,369,320	1,782,487	223,918	2,006,405	2,324,498	0.210	1502.48	29.82	12.93161	14.51188	14.65801	8.554167	7.354033	3.395248
Dec-93	469,444	1,326,364	1,793,809	222,846	2,018,654	2,451,130	0.210	1599.62	32.54	13.0593	14.51794	14.71206	8.583789	7.377521	3.482343
Jan-94	453,359	1,388,761	1,842,120	233,441	2,075,563	2,583,797	0.210	1608.80	35.58	13.02444	14.54574	14.757	8.590473	7.382	3.571289
Feb-94	460,238	1,322,555	1,982,793	236,300	2,129,093	2,676,483	0.210	1630.00	36.74	13.0395	14.61261	14.80001	8.604088	7.396335	3.603751
Mar-94	470,441	1,563,139	2,033,580	246,282	2,279,862	2,789,130	0.210	1704.87	38.85	13.06143	14.63993	14.84124	8.628915	7.441244	3.6597
Apr-94	484,657	1,620,252	2,104,909	247,516	2,323,423	2,885,892	0.210	1660.06	39.32	13.0912	14.67066	14.87528	8.636312	7.441608	3.671613
May-94	498,181	1,729,828	2,228,009	250,789	2,478,798	2,982,254	0.210	1669.13	39.30	13.11872	14.72328	14.90819	8.652517	7.440058	3.671183
Jun-94	501,200	1,831,511	2,332,711	261,635	2,594,348	3,078,816	0.424	1710.15	40.16	13.12478	14.78885	14.94006	8.678931	7.444336	3.692695
Jul-94	550,539	1,787,637	2,338,176	266,467	2,604,643	3,210,781	0.424	1719.73	42.05	13.21865	14.77281	14.98202	8.719406	7.449223	3.738823
Aug-94	577,876	1,889,981	2,467,857	272,374	2,740,231	3,342,705	0.424	1776.58	43.95	13.28711	14.82355	15.02229	8.743316	7.483559	3.783032
Sep-94	638,978	1,916,393	2,555,371	270,354	2,825,723	3,474,849	0.424	1824.42	45.24	13.36783	14.85428	15.061	8.747748	7.509017	3.811911
Oct-94	671,827	2,087,357	2,759,184	272,704	3,021,888	3,641,975	0.424	1882.62	48.04	13.41776	14.9247	15.10804	8.762429	7.529739	3.829956
Nov-94	708,199	2,153,695	2,861,894	282,103	3,103,997	3,809,301	0.420	1989.00	48.89	13.47048	14.96101	15.15290	8.77211	7.543824	3.847715
Dec-94	762,434	2,132,578	2,895,012	285,812	3,180,522	3,978,827	0.420	1948.00	50.89	13.54427	14.97285	15.19594	8.787602	7.574558	3.929693
Jan-95	711,025	2,380,077	3,091,102	293,924	3,385,028	4,111,523	0.420	1994.00	52.90	13.47448	15.03487	15.2293	8.823427	7.597898	3.968403
Feb-95	724,094	2,387,629	3,111,723	304,802	3,416,525	4,248,420	0.410	2027.00	52.50	13.49486	15.04413	15.26159	8.858648	7.614312	3.968013
Mar-95	726,560	2,403,870	3,130,430	315,313	3,445,743	4,381,317	0.378	2127.00	54.10	13.49068	15.05285	15.29288	8.915029	7.662468	3.990834
Apr-95	769,480	2,455,041	3,224,521	328,142	3,552,663	4,502,838	0.390	2180.00	55.80	13.55347	15.08321	15.32017	8.959739	7.687018	4.018183
May-95	781,219	2,630,350	3,411,569	331,023	3,742,392	4,623,955	0.408	2270.00	57.20	13.58881	15.13529	15.34678	9.00936	7.727355	4.046554
Jun-95	813,059	2,684,003	3,497,062	363,639	3,862,701	4,745,273	0.408	2412.00	59.30	13.60856	15.16888	15.37266	9.102421	7.788212	4.082609
Jul-95	847,593	2,869,680	3,717,273	371,310	4,088,932	4,947,350	0.388	2835.00	62.20	13.65018	15.22371	15.41436	9.167537	7.876838	4.130355
Aug-95	867,877	3,075,496	3,943,373	398,843	4,342,216	5,149,427	0.373	2784.00	63.40	13.67381	15.2839	15.4544	9.22588	7.931644	4.140484
Sep-95	917,929	3,149,633	4,067,562	417,927	4,485,489	5,351,504	0.373	2935.00	65.40	13.72988	15.31836	15.49289	9.283502	7.984483	4.180522
Oct-95	966,652	3,291,319	4,237,971	380,131	4,638,102	5,634,339	0.373	2978.00	68.80	13.78159	15.34982	15.54439	9.280885	7.998335	4.245834
Nov-95	1,029,941	3,278,247	4,308,188	393,643	4,701,851	5,917,173	0.373	2980.00	73.00	13.84501	15.38346	15.59337	9.285262	7.999679	4.298845
Dec-95	1,110,107	3,382,801	4,492,908	427,026	4,919,934	6,200,008	0.373	2990.00	79.70	13.91997	15.40881	15.64006	9.285077	8.003029	4.378727
Jan-96	1,054,643	3,518,310	4,572,953	443,601	5,016,534	6,512,714	0.150	3013.00	83.10	13.88871					