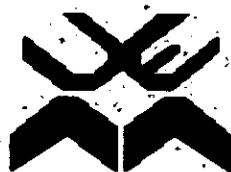


ET
FL



UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE
FACULDADE DE CIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA E INFORMÁTICA

TRABALHO DE LICENCIATURA EM ESTATÍSTICA

TEMA:

**CAUSALIDADE E COINTEGRAÇÃO ENTRE AS TAXAS DE JURO NOMINAIS
E A OFERTA MONETÁRIA EM MOÇAMBIQUE DE JANEIRO DE 2001 A
NOVEMBRO DE 2007**

Autora: Mónica Alberto Machonhane



UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE
FACULDADE DE CIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA E INFORMÁTICA

TRABALHO DE LICENCIATURA EM ESTATÍSTICA

TEMA:

**CAUSALIDADE E COINTEGRAÇÃO ENTRE AS TAXAS DE JURO NOMINAIS
E A OFERTA MONETÁRIA EM MOÇAMBIQUE DE JANEIRO DE 2001 A
NOVEMBRO DE 2007**

Autora: Mónica Alberto Machonhane
Supervisor: Dr. Milagre Mula

Maputo, Dezembro de 2008

Dedicatória

A minha mãe, Etelvina Fabião Massinga,

E ao meu falecido amigo, René Jacob Micas Bulo

Pela amizade, apoio, confiança, colaboração e sobre tudo pela atenção e carinho.

Agradecimentos

Agradeço:

- A Deus pela minha existência, saúde e sobre tudo pela protecção a cada minuto na minha vida;
- Ao meu orientador, professor Milagre David Mula, pelo seu apoio e orientação neste trabalho;
- À minha mãe, Etelvina Fabião Massinga pela força e por estar sempre presente em todos os momentos da minha vida;
- Aos meus irmãos, Eugénia, Laura, Fátima, Mário, Manuel, Regina e à minha grande amiga Perpétua, pelo apoio e moral;
- A todos os professores do Departamento de Matemática e Informática, pela contribuição fornecida em semestre;
- A todo o pessoal de apoio do Departamento e em especial o Senhor Augusto e a dona Zulmira pela atenção e paciência na prestação dos serviços na biblioteca;
- A todos os meus colegas de turma, especialmente o Leonel, Nelson, Francisco, Carina, Maria José, Emília pelo espírito de solidariedade, força e conquista;
- Aos meus colegas de serviço, Isabel, Jeremias, Afonso, Cacilda, Berta, Macaringue, Maximiano, Saide e a dona Esmeralda do Banco de Moçambique pelo apoio prestado durante o trabalho.
- E, finalmente a todas as pessoas que, directa ou indirectamente contribuíram para a realização deste trabalho.

Declaração de Honra

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

Maputo, aos 19 de Dezembro de 2008

Mónica Alberto Machonhane

Mónica Alberto Machonhane

Resumo

O presente trabalho apresenta o teste de cointegração de Johansen no contexto dos modelos auto-regressivos vectoriais (VAR) na análise da causalidade e cointegração entre as taxas de juro nominais e da oferta monetária em Moçambique de Janeiro de 2001 a Novembro de 2007. O trabalho envolve duas etapas principais: A revisão da literatura onde é feita uma abordagem sobre os aspectos teóricos da oferta monetária e da taxa de juro, de séries temporais, dos testes de raiz unitária, da cointegração e dos modelos auto regressivos vectoriais (VAR).

Da análise dos testes realizados, conclui-se que as séries da oferta monetária (M2) e das taxas de juro de créditos e depósitos (TJC30 e TJD30) são estacionárias em primeiras diferenças e que há relacionamentos de longo prazo entre elas, estes são representados por duas equações cointegrantes. O mecanismo de correcção de erros mostra que na equação de relacionamento da TJD30 e M2, 30% dos desequilíbrios entre a TJD30 e M2 no período anterior são corrigidos no período seguinte. Na equação de relacionamento da TJC30 e M2, 31% dos desequilíbrios entre a TJC30 e M2 no período anterior são corrigidos no período seguinte. A velocidade de ajustamento nas duas equações é relativamente forte, visto que são necessários 3 períodos para se restabelecer o equilíbrio de longo prazo. Segundo o resultado da decomposição da variância de Ckolesky a oferta monetária (M2) tem uma influência significativa sobre o comportamento das taxas de juro nominais, com um incremento com o passar dos períodos, atingindo valores mais significativos a partir do quinto período da inovação. O resultado da função resposta impulso das taxas de juro de créditos e depósitos (TJC30,TJD30) em relação a inovações ou amplitude do desvio padrão na oferta monetária (M2) mostrou efeitos relevantes, mostrando deste modo a existência de inter-relações no comportamento das séries.

Palavras-chave: Cointegração, Causalidade de Granger, Taxas de juro nominais, Oferta monetária, modelos VAR.

Índice

Conteúdo	Páginas
Dedicatória.....	i
Agradecimentos.....	ii
Declaração de Honra.....	iii
Resumo.....	4
Lista de tabelas.....	8
Lista de figuras.....	9
Anexos.....	10
Lista de abreviaturas.....	11
CAPÍTULO I.....	12
1. Introdução.....	12
1.1. Estrutura do Trabalho.....	15
1.2. Definição do Problema e Justificativa.....	16
1.3. Pergunta de Pesquisa.....	16
1.4. Objectivos.....	17
1.4.1. Objectivo Geral.....	17
1.4.2. Objectivos Específicos.....	17
CAPÍTULO II.....	18
2. Revisão da Literatura.....	18
2.1. Oferta monetária.....	18
2.2. Taxa de Juros.....	21
2.3. Análise de Séries Temporais.....	22
2.3.1. Definição e Notação.....	22
2.3.2. Objectivos da análise de Séries Temporais.....	23
2.3.3. Modelos de Séries temporais.....	23
2.3.4. Representação gráfica.....	23
2.3.5. Decomposição de Séries Temporais.....	24

2.3.6.	Regressão espúria.....	26
2.3.7.	Estacionaridade.....	27
2.3.8.	Não - Estacionaridade.....	27
2.3.9.	Teste de Estacionaridade- Dickey Fuller Aumentado.....	28
2.3.10.	Diferenciação e Ordem de integração de uma Série Temporal.....	31
2.3.11.	Teste de Causalidade.....	32
2.3.11.1	Granger.....	32
2.3.11.2.	Escolha do número de termos de defasagens.....	34
2.3.11.3.	Teste de Causalidade para variáveis Cointegradas.....	35
2.3.12.	Cointegração.....	37
2.3.12.1.	Pressupostos da Cointegração.....	37
2.3.12.2.	Mecanismo de Correção do Erro.....	38
2.3.12.3.	Teste de Johansen.....	39
2.3.13.	Modelo Auto regressivo vectorial (VAR).....	40
	CAPÍTULO III.....	43
3.	Metodologia.....	43
3.1.	Material, Métodos e Fonte.....	43
3.1.1.	Dados usados.....	43
3.1.2.	Fonte de dados.....	44
3.1.3.	Análise de dados.....	44
3.1.4.	Teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S).....	44
3.1.5.	Critério de Informação de Akaike (CIA).....	44
3.2.	Passos da Metodologia Aplicada.....	45
3.2.1.	Representação gráfica das séries.....	45
3.2.2.	Análise da Estacionaridade.....	45
3.2.3.	Teste de Granger para verificar as relações de causa-efeito entre as ST.....	46
3.2.4.	Análise da Cointegração.....	47
3.2.5.	Modelo VAR para apreciar as inter-relações entre as séries.....	48

	CAPÍTULO IV.....	50
4.	Resultados e Discussões.....	50
4.1.	Estatística descritivas.....	50
4.2.	Análise da Estacionaridade.....	53
4.3.	Transformação para Estacionaridade.....	54
4.4.	Causalidade de Granger.....	54
4.5.	Análise da Cointegração.....	56
4.6.	Estimação do Modelo VAR e Interpretação dos Resultados.....	57
4.6.1.	Resultados do VAR.....	57
4.6.2.	Decomposição da Variância de Cholesky.....	58
4.6.3.	Função Impulso Resposta.....	60
	CAPÍTULO V.....	62
5.	Conclusões e Recomendações.....	62
5.1.	Conclusões.....	62
5.2.	Recomendações.....	63
5.3.	Limitações do Trabalho.....	63
	Referências Bibliográficas.....	64
	ANEXO.....	68

Lista de tabelas

Tabela 2.	Teste de Kolmogorov - Smirnov das séries da M2, TJC30 e da TJD30.....	52
Tabela 3.	Matriz das correlações das séries da M2, TJC30, TJD30.....	53
Tabela 4.	Teste de raiz unitária das séries da M2, TJC30, TJD30.....	53
Tabela 5.	Teste de raiz unitária /Primeiras diferenças das séries da M2, TJC30, TJD30.....	54
Tabela 6.	Teste de causalidade de Granger das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.....	55
Tabela 8	Teste de Johansen para as séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moc de 01-07.....	56
Tabela 10.	Decomposição da V. de Cholesky das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.....	59

Lista de figuras

- Figura 2.** Evolução das séries cronológicas da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07..... 51
- Figura 3.** Resumo das percentagens de variância explicadas por cada uma das séries em relação as outras, no décimo mês da ocorrência do impacto 60

Anexos

Tabela 1	Estatística descritivas das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.....	68
Figura 3.	Histograma das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique 01-07.....	68
Figura 4.	Resíduos das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.....	69
Figura 5.	Gráfico das equações de cointegração das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01 - 07.....	70
Tabela 7.	Tabela resumo para selecção do modelo.....	70
Tabela 9.	Estimativas do VAR com VEC das séries M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 07.....	71
Tabela 11.	Decomposição da V. de Cholesky das séries M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.....	72
Figura 6.	Gráficos da Decomposição da V. de Cholesky das séries M2, TJC30 e da TJD30 de 01-07.....	73
Tabela 12.	Funções Impulso Resposta das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moç de 01-07.....	74
Figura 7.	Gráficos da Funções Impulso Resposta das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01- 07.....	75

Lista de Abreviaturas

AIC	Akaike Information Criteria - Critério de Informação Akaike
BM	Banco de Moçambique
DFA	Dickey-Fuller Aumentado
EG	Teste de Engle- Granger
IRF	Função Impluso-Resposta
MCE	Mecanismo de Correção do Erro
M2	Oferta monetária $M2 = M1 +$ quase moeda
ST	Séries Temporais
SIC	Schwarz Information Criteria - Critério de Informação de Schwarz
TJC30	Taxa de Juro de créditos.
TJD30	Taxa de Juro de depósitos
VAR	Modelo Auto-regressivo Vectorial.

Capítulo I

1. Introdução

Mishkin (1998), afirma que a definição da moeda como um bem geralmente aceite em pagamento de bens e serviços nos diz que a moeda é definida pelo comportamento das pessoas. O mesmo autor afirma que, o que torna um activo moeda é que as pessoas acreditam que ele será aceite por outros quando elas efectuarem pagamentos.

A economia monetária tem um princípio de que a moeda é de extrema importância para o fluxo de bens e serviços dentro de um sistema económico como um todo (Salvatore e Duilio, 1981). E que sua variação pode afectar muitas variáveis económicas que são importantes para o bem-estar da economia de um dado País Mishkin (1998). A moeda aqui é definida como sendo um instrumento, universalmente aceite como meio de troca e reserva de valor, visto que, existem pessoas que mantêm em seu poder moeda entesourada, ou fora de circulação, esperando oportunidade para aplicá-la, e existem pessoas que aplicam directamente em bens de consumo.

Foi neste sentido que Keynes (1936) mostrou que as pessoas procuram moeda por motivos de transacção, precaução e de especulação. Ao se falar nestes três motivos, é importante estudá-los quanto a sua afinidade com a taxa de juro.

Por exemplo: quando as pessoas guardam moeda a espera de um ganho futuro, isto quer dizer que essas pessoas sacrificam o consumo presente com o objectivo de um certo rendimento por aquela moeda inactiva, este rendimento é determinado por uma taxa, chamada de taxa de juros. Keynes (1936), definiu taxa de juros como sendo uma recompensa que se deve pagar aos possuidores de riquezas, para que renunciem a liquidez, ou para que não entesourem moeda. Ainda nas palavras deste autor, taxa de juro é o preço, mediante o qual, o desejo de manter riqueza em forma líquida, se concilia com a quantidade de moeda disponível. Isto significa dizer

que a moeda em si não tem valor intrínseco, mas, aplicada, ela retorna uma recompensa pela utilização daquela moeda que estava inactiva.

Samuelson e Nordhaus, (1999), afirmam que, a moeda na economia desempenham três actividades. Primeiro, ela serve para aquisição de bens de consumo duráveis, ou não. Em segundo lugar, ela serve para a compra de bens de capital, ou investimentos. E, terceira instância, para reter moeda inactiva em casa, ou aplicação em títulos de renda fixa. No primeiro caso, a moeda não tem nenhum retorno monetário directo. Para o segundo caso, ela serve para implementar as actividades de bens e serviços, gerando mais produção, e mais emprego dentro da economia. E, no terceiro caso, o aplicador vai conseguir ganhos, dependendo da taxa de juros do mercado; pois, imagina-se que a taxa de juros compensa aplicação em títulos.

Segundo Gremaud *et al* (2002), as taxas de juros são influenciadas pelo risco, liquidez e prazo. O risco refere-se a probabilidade de perda de recursos pelo aplicador em decorrência da incapacidade de pagamento do emitente do título¹. Ainda segundo os autores, liquidez refere-se à facilidade de determinado activo converte-se em poder de compra², e quanto ao prazo, em geral, os agentes preferem activos de curto prazo o que tornam os títulos mais líquidos, resultando em menor taxa de juros.

Harfuch (2008), afirma que, existem duas correntes teóricas básicas tradicionais sobre os determinantes da taxa de juros: a teoria de fundos de emprestáveis (corrente neoclássica) e o princípio de preferência pela liquidez (teoria Keynesiana). A primeira diz que a taxa de juros é determinada pela oferta e procura por fundos (transaccionados na forma de títulos). A oferta da poupança pelos credores (que procuram títulos) é positivamente relacionada à taxa de juros. A procura de fundos pelos devedores que ofertam títulos é negativamente relacionada à taxa de juros. A taxa de juros que equilibra o mercado de títulos se encontra no ponto de cruzamento das curvas de poupança (que representa os credores) e o investimento (que se compõem de tomadores de empréstimos ou ofertantes de títulos). E a segunda corrente afirma que a taxa de juros é determinada no mercado da moeda, ou seja, no equilíbrio entre as curvas de oferta

¹ Quanto maior for o risco, maior será a taxa de juros exigida pelo mercado (Gremaud *et al* 2002).

² Se os indivíduos preferem activos mais líquidos tem-se uma relação negativa entre a taxa de juros e o grau de liquidez e se a liquidez for baixa há falta de dinheiro e a taxa de juros sobe. (Gremaud *et al* 2002).

moeda³ e procura por moeda⁴. A oferta da moeda é afectada pelas autoridades monetárias, enquanto a procura por moeda depende do nível da renda (positivamente) e da taxa de juros (negativamente).

Por exemplo, se houver uma grande oferta de moeda, isso faz com que a taxa de juros caia, pois existirão mais pessoas dispostas a poupar do que consumir, fazendo com que haja excesso de moeda, sendo desnecessário tomá-las emprestadas; da mesma forma se houver uma queda na oferta da moeda, onde as pessoas não consigam poupar e necessitem de empréstimos para completar seu consumo, a taxa de juros tende a subir.

Para Mishkin (1998), um ponto que deve ser destacado quanto à formação da taxa de juros, é a questão da política monetária. Segundo este autor existem dois tipos de política monetária: a activa e a passiva. Na primeira, Banco Central controla a oferta de moeda e, neste caso, a taxa de juros oscila para determinar o equilíbrio entre sua oferta e procura. No segundo caso, o banco determina a taxa de juros quer pela taxa de redesconto quer pela remuneração dos títulos públicos e, neste caso, deixa a oferta de moeda variar livremente para manter esta taxa de juros, ou seja, a oferta de moeda fica endogenamente determinada.

É deste modo que, o presente trabalho pretende analisar as relações de causalidade e de cointegração entre as taxas de juro nominais do sector bancário e a oferta monetária em Moçambique de Janeiro de 2001 a Novembro de 2007, no sentido de verificar empiricamente em que medida é que as variações na oferta monetária influenciam as taxas de juro nominais e após quantos meses de desfasamento, utilizando a técnica de séries temporais.

³ A oferta de moeda (em inglês, "money supply") pode ser definida como o stock total de moeda na economia, geralmente o stock de M1. (Enciclopédia - Áreas Temáticas).

⁴ A definição de *procura* por moeda é similar à definição de *procura* por qualquer outro bem. Ela pode ser definida como a quantidade de riqueza que os agentes decidem manter na forma de moeda. A maioria dos livros-texto refere-se à procura por moeda como uma procura por encaixes reais. Isso quer dizer que os indivíduos retêm moeda por aquilo que irão comprar em bens e serviços, isto é, os agentes económicos estão interessados no poder aquisitivo dos encaixes dos monetários que possuem (Samuelson e Nordhaus, (1999).

1.1. Estrutura do Trabalho

O presente trabalho comporta 5 capítulos, cuja abordagem de cada um é discriminada a seguir:

- Capítulo 1: Faz referência a introdução do trabalho, onde são incluídos a definição do problema e a justificativa para a escolha do tema, o objectivo geral e específico.
- Capítulo 2: Inclui a revisão da literatura, onde são abordados aspectos teóricos da oferta monetária e da taxas de juro e os gerais das séries temporais, de seguida são abordados aspectos teóricos relacionado com a regressão espúria, estacionaridade e não - estacionaridade das séries, a diferenciação e a integração das séries, testes de cointegração (Engle - Granger e de Johansen), os modelos auto regressivos vectoriais.
- Capítulo 3: É apresentado o material usado para a realização do presente trabalho e é feita uma descrição da fonte de dados utilizadas.
- Capítulo 4: São apresentados os resultados do estudo e sua respectiva discussão.
- Capítulo 5: Apresenta as conclusões e recomendações para trabalho futuros.

1.2. Definição do Problema e Justificativa

Numa situação em que duas variáveis económicas taxas de juro nominais e a oferta monetária podem ter um efeito mútuo entre si, dependendo da estrutura de defasagens distribuídas entre elas. Interessa saber ou responder as seguintes questões: i) é possível dizer que a oferta monetária causa taxas de juro nominais no sentido de Granger? Ou ii) que taxas de juro nominais causa a oferta monetária no sentido de Granger? iii) se existe simultaneidade entre as duas no sentido de Granger? ou ainda iv) se uma é independente da outra, no sentido de Granger, sabendo que existe uma relação de precedência temporal entre elas. E se entre elas existe uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Esta pesquisa é justificada pela necessidade de analisar o comportamento económico da oferta monetária e da taxas de juro nominais no caso de Moçambique como forma de entender suas relações e inter-relações ao longo do tempo e com os resultados tomar no futuro melhores decisões no sistema económico do país.

1.3. Pergunta de Pesquisa

Dado o problema acima descrito, é considerada como pergunta de pesquisa a seguinte:

- Em que medida é que as variações na oferta monetária influenciam as taxas de juro nominais e após quanto meses de desfasamento?

1.4. Objectivos

1.4.1. Objectivo Geral

- O presente trabalho tem como objectivo analisar as relações de causalidade e de equilíbrio entre as taxas de juro nominais e a oferta monetária em Moçambique de Janeiro de 2001 a Novembro de 2007.

1.4.2. Objectivos Específicos

- Modelar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as taxas de juro nominais e a oferta monetária de Janeiro de 2001 a Novembro de 2007.
- Determinar a amplitude de desfasamento entre as taxas de juro nominais e a oferta monetária.
- Verificar as inter-relações entre as séries em estudo.

Capítulo II

2. Revisão da Literatura

2.1. Oferta Monetária

Para Salvatore e Duilio (1981) a Moeda é o poder aquisitivo generalizado aceitável em qualquer ocasião para aquisição de bens e serviços.

Samuelson e Nordhaus (1999), afirmam que, antes do uso do dinheiro (moeda), as pessoas trocavam produtos por produtos num processo designado por “troca directa”. No princípio, o dinheiro consistia em mercadorias que foram substituídas pelo papel-moeda e depois pela moeda bancária. Ao contrário de outros bens económicos, o valor do dinheiro é devido a uma convenção social⁵. Ainda estes autores, afirmam que o conceito mais importante da moeda é o de moeda para transacções (M1), que é a soma das moedas e notas em circulação fora dos bancos, mais os depósitos à ordem. Outro agregado monetário importante é a M2, que inclui a para além da M1, os depósitos de poupança nos bancos e activos similares que são substitutos quase perfeitos da moeda para transacções.

A oferta monetária é o valor real do estoque da moeda em circulação, isto é, ao valor do estoque da moeda deflacionado pelo nível geral de preços (M/P), que é criado pelo governo (papel moeda) e /ou criado pelo banco central e utilizado pelo público como meio de pagamento dos bens e serviços. (Leite, 2000).

Até os anos 80 era usada a M1 na análise da oferta da moeda, pois este tem a vantagem de ser usado como meio de pagamento com aceitação generalizada em relação aos outros activos. Segundo Williamo (1989), com a introdução dos fundos do mercado monetário durante a desregulamentação dos mercados financeiros verificada nos anos 80, a M2 passou a ser usada como meio de pagamento. O crescimento dos fundos monetários fez esbater a distinção entre M1

⁵ Atribuímos valor ao dinheiro, indirectamente, por aquilo que ele compra e não pela sua utilidade directa (Samuelson e Nordhaus 1999).

e M2. Ainda este mesmo autor, afirma que a fácil substituição, por parte dos detentores de depósitos, entre as contas em bancos comerciais movimentadas por meio de cheques e os fundos do mercados monetário tornou menos estável, nos anos 80, a composição entre a M1 e outras componentes de M2, e conseqüentemente, por volta de 1987, a ênfase da análise da politica monetária passou a ser M2, pois todos activos contidos em M2 rendem juros significativamente inferiores, tais como certificados de depósitos e tem uma liquidez muito superior a estes. Deste modo, o presente trabalho usará M2 com designação da oferta monetária.

Para Mishkin (1998), a importância da moeda numa economia, fez com que os políticos e os mentores da politica económica a nível mundial se preocupassem com a conduta da politica monetária, administração da moeda e da taxa de juros, a instituição responsável pela conduta da politica monetária em cada nação é o banco central.

Williamo (1989), afirmam que, o banco central é a entidade responsável pela emissão de moeda. Tem ao seu dispor um certo número de instrumentos de política monetária, que lhe permite controlar a oferta monetária e as taxas de juro nominais e que favorece a concretização dos objectivos da política monetária. Segundo este autor, para a execução desta, os bancos centrais utilizam instrumentos ou manipulam variáveis de política que estão sob seu controlo, designadamente: operações de mercado aberto (Open - market), Reservas Obrigatórias e a Taxa de Redesconto.

No primeiro caso o banco central realiza operações de *open market* quando compra ou vende títulos. Dependendo das condições do mercado, o banco central pode optar pela compra ou venda de títulos. Se o banco tem objectivos expansionistas, vai optar pela compra de títulos, na medida em que, ao pagar pelos títulos, vai influir sobre a oferta de moeda, aumentando-a. O aumento da oferta de moeda tem efeito significativo no nível do consumo, dos empréstimos, tende a diminuir as taxas de juro e incide positivamente sobre a procura agregada. Mas se o que o banco central pretende reduzir a oferta de moeda, então vai proceder de modo oposto: vende títulos, recebendo em troca o correspondente em moeda e, dessa forma, reduz a quantidade de moeda em circulação. As políticas restritivas têm normalmente efeito sobre os empréstimos, que tendem a ficar mais caros.

No segundo caso o banco central exigem que os bancos comerciais mantenham junto do banco central uma reserva representativa da parcela dos depósitos recebidos do público. Este instrumento permite agir directamente sobre o nível de reservas bancárias. Um aumento das exigências de reservas significa que os bancos têm de manter reservas maiores, o que se traduz na diminuição das suas operações de concessão de crédito, reduzindo a liquidez da economia. Por sua vez, uma diminuição das exigências de reservas vai ter o efeito contrário, possibilitando um aumento da liquidez da economia como um todo.

No terceiro caso a taxa de redesconto é a taxa de juro que os bancos centrais cobram sobre os empréstimos que concedem aos bancos comerciais. Quando um banco central concede um empréstimo a um banco comercial, aumenta as reservas do sistema bancário, permitindo, assim, que se crie mais moeda. Este instrumento permite alterar a oferta de moeda, de acordo com o tipo de política, expansionista ou restritiva. Uma política restritiva traduz-se num aumento da taxa de redesconto, o que, por sua vez, faz reduzir os empréstimos junto do banco central, diminui a quantidade de reservas e a oferta de moeda. A política expansionista tem o efeito oposto. Estas ferramentas permitem às autoridades monetárias controlar directa ou indirectamente a liquidez na economia. O objectivo último da política monetária é a estabilidade dos preços.

Segundo Mankiw (2001), a oferta monetária é decidida pelo banco central e os bancos (bancos comerciais), eles afectam a oferta monetária da seguinte maneira: Se os bancos tiverem todos os depósitos em reservas⁶ não influenciam a oferta de monetária. Mas porém, afectam quando mantêm só uma fracção dos depósitos em reservas, usando a outra parte para créditos, criando deste modo a moeda. Contudo, embora no fim deste processo de criação de moeda a economia esteja mais líquida, não está mais rica do que antes⁷. Cada vez que o dinheiro é depositado e

⁶ Depósitos que os bancos recebem, mas que não usam para empréstimos (Mankiw 2001).

⁷ Os empréstimos são activos para os bancos, mas passivo para quem os recebe (Mankiw 2001).

emprestado, mais moeda é criada, com base nas taxa de juros cobradas, principalmente a de créditos, pois no geral as taxas de juros de créditos são mais elevados que os de depósitos.

Para Williamo (1989), a oferta monetária aumenta quando o banco central fornece mais a base monetária não obtida através do redesconto e diminui quando aumentam as reservas livres, a preferência do público por notas e moedas, ou quando o banco central aumenta o coeficiente de reserva legal.

2.2. Taxa de juros

Taxa de juros é o preço que um banco ou outro intermediário financeiro paga a quem empresta dinheiro pelo seu uso durante um certo período de tempo; são quantificadas em unidades monetárias pagas anualmente por cada unidade obtida de empréstimo, ou numa percentagem anual. (Samuelson e Nordhaus 1999).

Segundo Carvalho e Silva (2004), o conhecimento da taxa de juros é de fundamental importância na formulação de políticas económicas, na verificação da hipótese de mercados eficientes, na elaboração de orçamento de capital, na determinação de preço de activos financeiros e na gestão de riscos de mercado dentre outras aplicação realização de investimentos directos.

Na economia existem vários tipos de taxa de juros⁸, com características e finalidades distintas entre si. De maneira geral, elas se diferenciam por finalidade, origem, prazo e risco. (Samuelson e Nordhaus, 1999).

Há dois conceitos envolvendo as taxas de juro, nominal e o real. Segundo Bacha (2004) “ a taxa de juro nominal é o preço corrente do empréstimo da moeda. Em um país sujeito á ocorrência de inflação é importante descontar desse preço nominal (a taxa de juros nominal) a componente atribuída à taxa de inflação. Surge, assim, a taxa de juros real”. Desse modo, a taxa real de juros

⁸ Taxas de poupança, de empréstimos, de créditos, de financiamento....etc. (Samuelson e Nordhaus, 1999).

difere-se da nominal pelo facto de estar ajustados pela inflação para reflectir mais adequadamente o custo dos empréstimos (Hillbrecht, 1999).

A taxa de juro constitui-se no mais importante instrumento de política monetária à disposição do Banco Central. Através dela, a autoridade monetária afecta o nível de actividade económica e de preços. A simples expectativa de mudança já é suficiente para causar efeitos económicos. (Wiliamo, 1989).

Andrade *et al* (2004), afirma que as taxas de juro elevadas provocam inevitavelmente recessão económica, retraindo o crescimento económico, aumentando a pobreza e o desemprego, além da redução da procura. Quanto mais alta for a taxa de juro, mais ela dificulta o crédito ao consumidor e ao sector produtivo, consequentemente, há queda da produção e das vendas. Com mais barreiras ao financiamento de compras, a procura por produtos diminui. Ao longo do tempo os produtos acabam tendo seu preço reduzido e com isso a queda da inflação.

2.3. Análise de Séries Temporais

2.3.1. Definição e Notação

Spiegel (1993), afirma que, uma série de observações registadas em instante distinto e sucessivos de tempo constitui uma série temporal. Seja Y variável observada e t a variável tempo, uma série temporal é definida pelos valores: $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n$ nos tempos $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$. Assim, Y é uma função de t simbolizada por $Y = f(t)$.

Matematicamente uma série temporal de valores $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_n$ que ocorreram nos tempos $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$ é uma função do tempo t simbolizada por $Y_i = f(t_i)$. (Spiegel 1993). Uma grande quantidade de fenómenos de natureza física, biológica, económica, etc. pode ser enquadrada nesta categoria. (Morettin, 1987).

2.3.2. Objectivo da análise de Séries Temporais

Murteira & Black, (1983), afirmam, serem muitos os objectivos com que se procede ao estudo das séries temporais. Porém, podem agrupar-se num conjunto de quatro grupos fundamentais: Descrição; Explicação; Previsão e Controlo. Podendo serem sintetizados da seguinte maneira:

- **Caracterização:** determinação das propriedades da série (padrões de tendência, existência de variação sazonal, regimes não - lineares, auto correlação, leis de potência, etc.);
- **Previsão:** prever variações passadas e futuras em relação a uma sequência de medidas;
- **Modelagem:** aplicar ferramentas para modelagem matemática e/ou fenomenológica da série;
- **Controle de processos:** controle estatístico de processos e qualidade dos dados;
- **Comparações:** usar a variação numa série para explicar a variação em outra;

2.3.3. Modelos de Séries Temporais

Segundo Makridakis *et al* (1979) & Maddala, os modelos de séries temporais podem classificar baseando-se no número de séries temporais envolvidas no modelo e classificam em:

Modelos Univariados: grupo de dados que inclui todos os métodos que se baseiam em uma única série histórica, ou seja, a série temporal é explicado (prevista) apenas por seus valores passados (modelos auto regressivos).

Modelos Multivariados ou Causais: grupo de dados que modela simultaneamente duas ou mais séries temporais permitindo, assim, relações de interdependência e causalidade, mas sem qualquer exigência com relação à direcção da causalidade entre elas. A série temporal é explicada (prevista) pelos seus valores passados e também pelos valores passados de outras séries. Este será o modelo utilizado no presente trabalho.

2.3.4. Representação gráfica

Murteira & Black, (1983), afirmam que qualquer estudo que envolve séries temporais, o primeiro e fundamental passo é a representação gráfica das séries, visto que, revela padrões de comportamento importantes, como a tendência de crescimento (ou decrescimento), padrões cíclicos, alterações estruturais, observações aberrantes, etc. Para Silvestre (2007), é muito

importante, uma representação gráfica para um estudo prévio da série temporal. Fonseca *et al.* (1985), acrescenta que, a representação gráfica mostra a visão geral do comportamento da série, mas porém, é necessário efectuar análises estatísticas adequadas para uma conclusão confiável do real comportamento da série.

A representação gráfica das ST, envolve uma variável Y ilustrada por meio da construção de um gráfico de Y em função do tempo (t), partir do sistema de eixos cartesiano. (Murteira & Black 1983).

2.3.5. Decomposição de Séries Temporais

A análise de uma ST consiste em descrever os seus movimentos. Para tal, é usual decompor a série em quatro (4) componentes principais: tendência (T), componente sazonal (S), componente cíclica (C) e a componente aleatória (A). Na qual juntas determinam a função: $X_t = f(T_t, S_t, C_t, A_t)$, (Murteira & Black 1983).

Tendência (T)

Makridakis *et al.* (1979), afirma que, a tendência indica a direcção geral dos valores estudados. A principal característica desta componente é o movimento suave registado num período longo de tempo, direccionando os dados de modo constante, crescente ou decrescente. Asseguram que um padrão de tendência existe quando há um aumento ou diminuição do valor médio dos dados a longo prazo. Para Murteira & Black, (1983), a tendência⁹ é a principal marcha, isto é, variação média da sucessão ao longo do tempo.

A tendência pode assumir formas tais como: linear, constante, quadrática, exponencial, potência, decrescente e constante (Silvestre (2007). Murteira & Black, (1983), afirmam serem várias as causas das tendência nas séries temporais e que estão inter-relacionadas¹⁰, entretanto alguns

⁹ Esta componente é caracterizada por movimento ascendente ou descendente de longa duração (períodos maiores de que um ano). Quando uma série temporal não apresenta qualquer tipo de tendência, ascendente nem descendente, ela é chamada de "série estacionária".

¹⁰ Visto que, o crescimento da população é influenciado pelas variações na técnica e nos recursos, mas, por outro lado também exerce sobre estes factores grande influência, as variações na técnica produz variações nos recursos e assim por diante.

autores classificam nas em: a) Causas relacionadas com variações da população, b) Com eficiência económica da população e c) As causas relacionados com a qualidade e quantidade de recursos.

Sazonalidade (S)

Murteira & Black, (1983), afirmam que, a componente sazonal é um movimento oscilatório de curta duração (períodos menores do que um ano) que traduz a influência de factores cuja actuação é periódica, no sentido de aumentar ou diminuir a intensidade do fenómeno¹¹. Segundo Wallis & Thomas (1971) a sazonalidade pode ser definida como o conjunto dos movimentos ou flutuações com período igual ou inferior a um ano, sistemáticos, mas não necessariamente regulares, que ocorrem numa série temporal. Morettin & Toloi, (2004) afirma ser “difícil definir, tanto do ponto de vista conceitual como estatístico, o que seja sazonalidade” e, empiricamente, consideram como sazonais os fenómenos que ocorrem regularmente de ano para ano. E são caracterizadas por correlação alta em desfasamentos sazonais, isto é, intervalos múltiplos de doze meses no caso das séries de valores mensais.

Componente cíclica (C)

Murteira & Black, (1983), afirmam que, a componente cíclica é um movimento oscilatório de longa duração que exprime a influência de factores excepcionais¹². Isto é, tal componentes indicam as fases de expansão e concentração das actividades económicas, sendo de duração não fixa (Albuquerque 2006).

¹¹ Muitas séries temporais exibem um comportamento que tende a se repetir a cada s períodos de tempo. Por exemplo, é natural esperar que as vendas mensais de brinquedos apresentem um pico no mês de Dezembro e talvez um pico secundário em Outubro. Este padrão possivelmente se repetirá ao longo de vários anos.

¹² Como greves ou catástrofes climáticas, que não podem ser previstos e, portanto, incluídos no modelo.

Componente aleatória (A)

Componente aleatória também chamado de erro residual possui uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas, frequentemente com média zero e variância constante igual a μ^2 são caracterizados por sua duração curta e intensidade variável.

2.3.6. Regressão Espúria

Um problema comum na análise de regressão aplicada a séries temporais é apresentado a seguir, extraído de Gujarati (2000):

“ Ao estimar uma variável da série temporal sobre outra variável de série temporal, muitas vezes obtemos um valor de R^2 bem alto, embora não haja uma relação significativa entre as duas. Este problema ocorre quando, ambas as séries temporais envolvidas exibirem fortes tendências (movimentos ascendentes ou descendentes continuados), o alto R^2 observado se deve à presença da tendência, e não à verdadeira relação entre as duas”

Este é, em geral o fenómeno de regressão espúria ou de regressão sem sentido, que foi inicialmente descoberto por Yule (1926). Ele mostrou que a correlação (espúria) pode persistir em ST não - estacionárias mesmo quando a amostra é muito grande. Harris (1995), afirma que a utilização dos modelos de regressão envolvendo séries temporais não estacionárias pode conduzir ao problema que se convencionou chamar de regressão espúria. Nestes casos, os testes “t” e “F” não são válidos (Gujarati, 2006).

Segundo Granger e Newbold (1974), um $R^2 > d$ é um bom método empírico para suspeitar que a regressão estimada é espúria.

A maioria das séries económicas são não - estacionárias e grande parte da teoria económica envolve relação de longo prazo entre as variáveis, muitos estudos no campo da econometria das séries temporais foram realizados. Estes, concluíram que uma combinação linear de variáveis não estacionárias pode ser estacionárias e que, neste caso, a metodologia tradicional de regressão

é válida. As séries temporais que apresentam esta característica de estacionaridade quando combinados são denominadas co-integradas. (Gujarati, 2006).

2.3.7. Estacionaridade

Morettin & Tolo (1987), afirmam que “uma das suposições mais frequentes que se faz a respeito de uma série temporal é a de que ela é estacionária, ou seja, ela se desenvolve no tempo aleatoriamente ao redor de uma média constante, reflectindo alguma forma de equilíbrio”.

Formalmente, estacionaridade significa que médias e autocovariâncias não dependem do tempo, Gujarati (2000) também apresenta formalização desse conceito afirmando que a série é estacionária se “ a média e variância forem constante ao longo do tempo e o valor da co-variância entre dois períodos depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos”.

Todas as definições aqui apresentadas, enquadram-se perfeitamente no significado do termo “estacionaridade”, mostrando a importância do termo para análise de séries temporais e para o presente trabalho, visto que, este é concentrado neste conceito.

2.3.8. Não – Estacionaridade

Embora nosso interesse sejam as séries temporais estacionária, visto que, uma premissa importante dos testes de causalidade é a de que as séries subjacentes sejam estacionárias, isto é, as séries devem ter média e variância constante ao longo do tempo e o valor da co-variância entre os dois pontos deve depender apenas da distância ou da defasagem ente os dois períodos. (Gujarati, 2006). Mas porém, encontramos frequentemente em estudo das séries temporais, nos quais, este pressuposto não se verifica, resultando numa série temporal não estacionária. Como exemplo de série não – estacionária é o modelo de passeio aleatório¹³. Distingue - se dois tipos de passeio aleatório: (1) passeio aleatório sem deslocamento¹⁴ e o passeio aleatório com deslocamento¹⁵. O tipo (1) é representado por seguinte modelo:

¹³ O termo passeio aleatório é muitas vezes comparado ao caminhar de um bêbado, saindo de um bar, em que caminha uma distancia aleatória u_t no tempo t e continuado a caminhar infinitamente, acabará se afastando do bar. O mesmo é dito acerca do preço das acções, pois o preço de hoje é igual ao preço de acção de ontem mais um choque aleatório.

¹⁴ Isto é, não há um termo constante.

¹⁵ Isto é, existe um termo constante.

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

O que significa que Y no tempo t é igual ao seu valor no tempo (t-1) mais um choque aleatório, isto é, um modelo auto regressivo (AR).

2.3.9. Teste de Estacionaridade - Dickey -Fuller Aumentado

Existem na literatura inúmeros testes que permitem analisar a questão da ordem de integração de uma série observada X_t . Estes testes são geralmente conhecidos como testes de raiz unitária, termo utilizado por analogia com a determinação das raízes da equação característica de uma equação em diferenças. Um dos testes de raiz unitária mais populares entre os investigadores é o teste Aumentado de Dickey -Fuller (do inglês Augmented Dickey -Fuller test ou ADF, (1979, 1981). Para Rao (1994), uma alternativa mais poderosa, é o teste não - parametrizado Phillips - Perron. O teste KPSS referenciado por Kwiatkowski (1992) se constitui em uma versão alternativa por inverter as hipótese. No caso, a hipótese H_0 é a da estacionaridade da série contra a hipótese alternativa da não - estacionaridade.

O teste de Dickey - Fuller (DF) considera o processo auto-regressivo em (3), em que é uma sequência identicamente e independentemente distribuído de variáveis aleatórias. O procedimento consiste em testar a hipótese nula (H_0): $\delta = 1$ contra a hipótese alternativa sob (H_1): $\delta < 1$, Y_t é não estacionária, sendo um caminho aleatório sem intercepto sob H_1 , Y_t é um processo estacionário, AR (0). A equação (3) pode ser reparametrizada subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados da equação para obter a equação alternativa (3.1), que é a forma mais frequentemente adoptada na aplicação do teste.

$$Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (3.1)$$

$$\delta = 1 \quad \delta - 1 = 0 \quad \text{então} \quad \alpha = 0$$

$$H_0 : \delta = 1 \quad H_0 : \delta - 1 = 0 : H_0 : \alpha = 0$$

$$H_1 : \delta < 1 \quad H_1 : \delta - 1 < 0 : H_0 : \alpha < 0$$

em que $\alpha = \delta - 1$

Desse modo, a nova hipótese a ser testada é $H_0 : \alpha = 0$ contra $H_1 : \alpha < 0$. A equação (3.1) pode ainda ser apresentada contemplando a possibilidade de a regressão apresentar um intercepto ou sem intercepto β_i e uma tendência (T). Nesses casos, três modelos são alternativamente avaliados:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (3.2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (3.3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (3.4)$$

Assim, para a realização do teste, as três formas acima devem ser consideradas, avaliando as significâncias do intercepto e da tendência.

Todavia, as estatísticas t geradas com a estimação desses modelos não se comportam segundo uma distribuição t padrão. Para contornar o problema, Dickey e Fuller (1979), recorrendo a simulações Monte Carlo, calcularam uma distribuição de valores críticos denominada distribuição τ (tau)¹⁶ de modo que se o valor absoluto da estatística τ exceder os valores críticos absolutos tabelados, rejeita-se a hipótese nula (H_0), sugerindo que a série é estacionária ou, dito de outra forma, a série é integrada de ordem zero, isto é, $I(0)$. Caso contrário, não é possível rejeitar a hipótese H_0 , indicando que a série possui ao menos uma raiz unitária, ou ainda, tem ordem de integração maior ou igual a um.

O teste realizado a partir das equações (3.2), (3.3) e (3.4) é conhecido como Dickey -Fuller simplificado. Uma deficiência dessa versão original é que a possibilidade de autocorrelação dos resíduos (e_t) não é considerada na estatística do teste (Charemza e Deadman, 1999).

¹⁶ Mais tarde os valores críticos foram revisados por MacKinnon (1996).

Assim, se e_t é auto-correlacionado isto é um ruído branco as estimativas das equações (3.2), (3.3) e (3.4) pelo método dos mínimos quadrados ordinários não são eficientes, o que pode levar a concluir equivocadamente a respeito de H_0 .

Uma solução simples, é apresentada por Dickey e Fuller (1981), consistindo em incorporar termos defasados (Y_{t-1}) ao modelo, até que o termo de resíduos se torne ruído branco. Essa nova versão é conhecida como teste Dickey -Fuller Aumentado. A estatística do teste tem a mesma distribuição assintótica que a estatística do DF original, o que permite utilizar os mesmos valores críticos. O modelo completo (incluindo intercepto e tendência), correspondente à equação (3.1), tem a seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3.5)$$

Para definição do número de termos defasados da primeira diferença (m) a ser considerado na equação (3.5), muitas das vezes, é determinado empiricamente, sendo que é necessário um número de termos suficiente para que o termo de erro na equação (3.5) não apresente correlação serial. De acordo Charemza e Deadman (1999) e Gujarati (2006), adoptando o procedimento “do geral para o específico”, sugerem que se inicie com um valor razoavelmente elevado para m (m máximo) e, então, sistematicamente, se reduza o número de termos, testando a cada redução a significância (usualmente a 5%) do último termo¹⁷.

Apesar da sua popularidade, devida à simplicidade, os testes Dickey e Fuller Aumentado (ADF) não estão isentos de problemas¹⁸. Vários autores analisaram os problemas da dimensão da amostra e potência¹⁹ dos testes de raiz unitária ADF. Blough (1992), por exemplo, usando testes

¹⁷ O pacote computacional E-Views oferece 6 outras opções de escolha do número de termos defasados: Akaike info criterion (AIC), Schwarz criterion (SC), Hannan-Quinn criterion (HQ), Modified AIC (MAIC), Modified SIC (MSIC) e Modified Hannan-Quinn (MHQ).

¹⁸ O teste de Dickey - Fuller é sensível a maneira como é conduzido, Gujarati (2006) trata três tipos de teste de ADF, nomeadamente, um passeio aleatório puro, um passeio aleatório com deslocamento e um passeio aleatório com deslocamento e tendência, se por exemplo, o modelo verdadeiro for (1) e nós estimarmos (2), e concluirmos, a um nível de significância de 5% a série temporal é estacionária, esta conclusão pode estar errada, pois, o verdadeiro nível de significância, neste caso, é muito maior que 5%, ver Charemza *et al.*, p.114, por outro lado, a maioria dos testes do tipo de Dickey-Fuller tem baixa potência; isto é, tende a aceitar a hipótese nula da raiz unitária com mais frequência do que justificável ou seja, este teste podem encontrar uma raiz unitária mesmo quando não há nenhuma (Gujarati, (2006).

¹⁹ A probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é falsa, na qual a potência do teste obtida pela diferença entre de 1 e a probabilidade do erro do tipo II.

ADF mostrou que alguns processos de raiz unitária apresentam em amostras finitas um comportamento mais próximo de um processo ruído branco do que de um processo passeio aleatório. Ao contrário, alguns processos estacionários em tendência comportam-se de forma aproximada ao passeio aleatório em amostras finitas. É, por exemplo, o caso de um processo estacionário que possui uma raiz constante muito próxima da não estacionaridade.

2.3.10. Diferenciação e ordem de Integração de uma Série Temporal

Ehlers (2003), afirma que, um filtro especial e muito útil, para remover uma componente de tendência, consiste em diferenciar a série até que ela se torne estacionária.

Segundo Morettin (2004), a maioria dos procedimentos de análise estatística de séries temporais supõem que estas sejam estacionárias. Quando elas não apresentam esta característica, deve-se transformá-las para obter a estacionaridade. A transformação mais comum é a operação de diferenciação que consiste em tomar diferenças de valores sucessivos da série original. A série constituída pelas primeiras diferença de uma série Z_t , indicada por ΔZ_t , é definida como:

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}.$$

Se a série temporal X_t , ou de Y_t , for diferenciada uma vez e a série resultante for estacionária, diz-se que a série X_t , ou de Y_t , é integrada de ordem 1. Analogamente, se forem necessárias duas diferenciações seguidas para atingir a estacionaridade, isto é, se for preciso tomar a primeira diferença da série diferenciada, diz-se que a série original é integrada de ordem 2, e assim sucessivamente (Gujarati, 2000).

Exemplo, se Y_t é I (2), então $\Delta\Delta Y_t = \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = \Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$ se tornará estacionária.

No geral:

- Se uma série Y_t é não – estacionária tem de ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária, diz-se que é integrada de ordem d e denota-se $Y_t \sim I(d)$.
- Se uma série Y_t é estacionária desde o início, isto é, estacionaria em nível, diz-se que ela é integrada de ordem zero, e denota-se $Y_t \sim I(0)$.

Segundo Gujarati, (2006), a maior parte da ST na área de economia é, em geral $I(1)$, isto é, em geral tornam estacionárias somente depois que atingirem as suas primeiras diferenças. Contudo, esse procedimento pode suscitar a perda de informações de longo prazo (Maddala, 1992).

2.3.11. Testes de Causalidade

2.3.11.1. Granger²⁰

Análise de Regressão lida com a dependência de uma variável com relação a outras. No entanto, esta análise pura e simples não implica necessariamente um efeito de causalidade. (Gujarati, 2006).

De acordo com Kendall e Stuart (1961), uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, não pode estabelecer uma relação causal entre elas. Convicções a respeito de qualquer relação de causalidade devem ter sua origem fora da estatística, baseando-se, fundamentalmente, em alguma teoria já estabelecida ou até mesmo no senso comum²¹. Mas na realidade, podemos nos defrontar com uma situação na qual duas séries temporais X_t e Y_t podem ter um efeito mútuo entre si, dependendo da estrutura de defasagens distribuídas entre elas. Este é o ponto de interesse para o economista que tem a tarefa de saber se X causa Y no sentido de Granger? Ou vice-versa, ou se ocorrem simultaneamente ou há independência entre elas, no sentido de Granger. Isto é, se existe uma relação de causa e efeito entre X e Y , se a priori existe relação de precedência temporal entre as séries (Gujarati, 2006).

²⁰ O teste de causalidade de Granger pressupõe que as séries subjacentes sejam estacionárias e os resultados da análise de causalidade podem se apresentar bastante sensíveis à escolha de termos defasados a serem incluídos no modelo.

²¹ Dessa forma, quando testamos modelos económicos empiricamente estamos nos norteando numa relação causal que já deve estar implícita no modelo postulado.

É importante lembrar que o termo causalidade, no sentido estatístico, não é sinónimo de endogeneidade, conforme visto acima. A respeito disso, Leamer (1985), sugere o uso do termo precedência ao termo causalidade²². O Francis Diebold (2001), prefere o termo “Causalidade Preditiva”, segundo este autor: “Yi causa Yj” isto é, “Yi contém informações úteis para prever Yj, ou seja, Yi causa Yj”.

O teste de causalidade que ficou mais popularizado na literatura deve-se ao economista Clive Granger e assume que o futuro não pode causar o passado nem o presente²³.

Por exemplo, se A ocorre depois da B, sabemos que A não pode causar B. Ao mesmo tempo, se B ocorre antes que A, isso não significa que B, necessariamente, cause A.

O exemplo clássico é a previsão de chuva do meteorologista. O fato de a previsão ocorrer primeiro do que a chuva não implica que o meteorologista cause a chuva. Na prática, o que temos são duas séries temporais X_t e Y_t e estaríamos interessados em saber se X_t precede Y_t , ou Y_t precede X_t , ou se X_t e Y_t ocorrem simultaneamente.

A caracterização do sentido de causalidade entre as duas séries, Y_t e X_t , pode ser desenvolvida considerando a regressão.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (4)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (5)$$

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

A equação (4) postula que o X_t corrente está relacionado aos seus valores passados, bem como ao do Y_t , a equação (5), postula um comportamento semelhante para Y_t .

²² Contudo, este último já se encontra popularizado e bem estabelecido na literatura, mas na verdade as expressões “precedência temporal” e “causalidade” tem o mesmo significado ou são sinónimas.

²³ Gujarati (1995) nota que talvez fosse mais apropriado se falar em teste de causalidade Wiener - Granger, uma vez que a mesma metodologia foi sugerida anteriormente por Wiener (1956).

Após a estimação, podemos distinguir quatro casos diferentes:

1. *Causalidade unilateral de Y_t para X_t* é indicada se os coeficientes estimados do Y_t defasado na equação (4) são, como um grupo, estatisticamente diferentes de zero, (isto é, ai $\Sigma\alpha_i \neq 0$), e o conjunto de coeficientes estimados do X_t na equação (5) não são estatisticamente diferentes de zero (isto é, $\delta_j = 0$).
2. No sentido inverso, existe uma *causalidade unidireccional de X_t para Y_t* se o conjunto de coeficientes defasados de Y_t na equação (4) não é diferente, do ponto de vista estatístico, de zero (isto é, $\Sigma\alpha_i = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados do X_t na equação (5) é estatisticamente diferente de zero (isto é, $\Sigma\delta_i \neq 0$).
3. Uma *causalidade bilateral* é sugerida quando os conjuntos de coeficientes de Y_t e do X_t são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.
4. Finalmente há *Independência* quando os conjuntos de coeficientes de Y_t e do X_t não são estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

Do modo geral, uma vez que o futuro não pode prever o passado, se a série X_t (Granger) causa a série Y_t , então variações em X_t deveriam preceder variações em Y_t . Diz se que a série X_t causa a série Y_t no sentido de Granger se ao incluirmos valores passados ou defasados da série X_t melhoram significativamente a previsão da série Y_t . Isto é, Y_t é melhor previsto com base nos valores passados de X_t e de Y_t juntos de que apenas com os valores passados de Y_t . Uma definição similar se aplica se a série Y_t (Granger) causa X_t .

2.3.11.2. À Escolha do número de termos de defasagens

Um ponto importante na análise da relação de causalidade entre duas variáveis diz respeito à escolha do número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões (4) e (5). Maddala (1992) sugere que a dimensão das defasagens é, em certo sentido, arbitrária. Isso porque existe uma variedade de métodos alternativos para se determinar tamanho óptimo de defasagens em um

modelo. Gujarati (1995), no entanto, alerta para o facto de que a análise de causalidade é bastante sensível ao número de defasagens escolhido. Davidson e MacKinnon (1993) e Mills (1993) sugerem que se procure identificar o número de defasagens em primeiro lugar e só depois, então, efectuar os testes de causalidade.

Davidson e MacKinnon argumentam que a escolha de um número elevado de defasagens seria preferível, uma vez que dessa forma o analista pode verificar como a exclusão de algumas defasagens afecta o resultado das estimações. Gujarati (2006), afirma que, a escolha de um número pequeno de termos de defasagens pode levar ao erro de especificação²⁴, enquanto que a inclusão de demasiados termos defasados consumirá graus de liberdade, e podem levar a viés de inclusão de variáveis irrelevantes, que é menos sério do que o caso anterior, para além da possibilidade de multicolinearidade. Gujarati (2006) aconselha a começar com defasagens suficientemente longas e, em seguida, reduzi-las segundo alguns critérios estatísticos tais como os critérios de informação de Akaike ou Schwarz, na qual o modelo com valores mais baixos é o melhor.

2.3.11.3. Teste de Causalidade para variáveis Cointegradas

Uma crítica ao teste de causalidade tradicional visto acima diz respeito ao facto do teste concentrar se apenas em relações de curto prazo, deixando, assim, qualquer informação proveniente da tendência de longo prazo das séries temporais em questão. Isso porque como as séries originais geralmente são I (1) e têm que ser transformadas ou diferenciadas para alcançarem a estacionaridade (Gujarati, 2006), informação de longo prazo contida originalmente nas séries é perdida por definição. (Maddala, 1992).

Como alternativa ao problema estatístico acima descrito, aplica-se uma versão mais moderna do teste de causalidade de Granger, que permite que se identifiquem possíveis relações de causalidade entre duas variáveis originárias de uma mesma tendência de longo prazo, derivado

²⁴ Estimador de mínimos quadrados das variáveis que permanecem serão inconsistentes e as variâncias e erros - padrão desses coeficientes serão incorrectamente calculados.

do método de correcção dos erros, proposto por Engle e Granger (1987). Este método modifica o teste padrão de causalidade de Granger na medida em que incorpora um possível efeito de longo prazo numa análise de curto prazo, o que é a essência da análise de cointegração. O método baseado no mecanismo de correcção de erros (também conhecido pela sigla ECM, do inglês *Error Correction Mechanism*) examina se valores defasados de uma série temporal X_t podem ajudar a explicar mudanças nos valores correntes de uma outra série Y_t , mesmo se mudanças passadas em Y não sejam relevantes, assumindo-se, no entanto, que ambas as séries X_t e Y_t sejam estacionárias. A intuição é de que se as duas séries temporais forem cointegradas, então parte da mudança corrente em X pode ser o resultado de movimentos correctivos em Y para que se atinja novamente o equilíbrio de longo prazo com a séries temporal X_t . Desde que X e Y possuam uma tendência em comum, a causalidade deverá existir pelo menos em uma direcção. Portanto, pode-se achar ainda causalidade inversa e até mesmo bi-causalidade.

Em termos mais formais, para testar causalidade quando as variáveis são cointegradas, usa-se as seguintes equações:

$$\Delta Y_t = \alpha_{1,0} + \sum_i \beta_{1,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_i \Phi_{1,i} \Delta X_{t-i} + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\Delta X_t = \alpha_{2,0} + \sum_i \beta_{2,i} \Delta X_{t-i} + \sum_i \Phi_{2,i} \Delta Y_{t-i} + \lambda_2 v_{t-1} + v_t \quad (8)$$

Onde: u e v são resíduos, e ε_{t-1} e v_{t-1} são os valores defasados dos resíduos dos seguintes vectores de cointegração $Y_t = \tau_1 X_t + e_t$ e $X_t = \tau_2 Y_t + nt$.

Na equação (7), a hipótese nula de que X Granger - causa Y não pode ser rejeitada se o coeficiente de ε_{t-1} for significativo e/ou os valores dos $\Phi_{1,i}$'s forem conjuntamente significantes²⁵. Em outras palavras, o valor de ε em um período representa o erro a ser corrigido no período seguinte. Se Y e X forem positivamente relacionados, então λ seria negativo, o que significa que um valor extremamente alto de X relativamente a Y provocaria uma redução em X . O mesmo tipo de análise aplica-se ao caso de v na equação (8), para a hipótese nula de que Y Granger - causa X .

²⁵ Análise é feita a com base no teste F e os passos serão explicados no capítulo III, na metodologia de Granger, pois tem o mesmo procedimento no que se refere ao teste F.

2.3.12. Cointegração

Estimar modelos compostos por séries temporais em nível, isto é, integradas de ordem zero, embora permita captar as relações de longo prazo entre as variáveis, produz muito provavelmente o fenómeno das regressões espúrias. Por outro lado, a regressão utilizando a primeira diferença, uma vez que as séries temporais são estacionárias em primeiras diferenças, embora elimine a possibilidade de regressões espúrias, este procedimento pode suscitar a perda de informações relativa às suas relações de interdependência e de equilíbrio (longo prazo) (Maddala, 1992). Trata-se de um problema da má especificação do modelo, uma vez que a teoria económica, frequentemente, postula relações com base nos valores originais das séries económicas e não nos seus valores transformados pela diferenciação.

Uma situação em que se pode estimar modelos com o nível das séries sem correr o risco de regressões espúrias ocorre quando as séries são cointegradas, daí a importância da análise de cointegração, pois "um teste para cointegração pode ser pensado como um pré-teste para evitar situações de "regressão espúria". (Gujarati, 2000).

A interpretação económica da cointegração é que se duas variáveis (ou mais) possuem uma relação de longo prazo, então mesmo que as séries possam conter tendências estocástica (isto é, serem não estacionárias), elas irão mover-se juntas no tempo e a diferença entre elas será estável (isto é, estacionária). Em suma, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema económico converge no tempo (Harris, 1995). Isto é, se duas séries são cointegradas há uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio entre elas.

2.3.12.1. Pressupostos da Cointegração

A definição de cointegração requer, em primeiro lugar, que todas as séries do modelo sejam integradas de mesma ordem, isto é, devem requerer quantidade idêntica de diferenciações para atingir a estacionaridade (Gujarati, 2006). A segunda condição é que a combinação linear das séries (variáveis) do modelo resulte em uma série cuja ordem de integração é menor do que as das séries originais (Hendry & Juselius, 1999). Isso não basta, porém, para garantir o equilíbrio

de longo prazo entre as funções, é necessário que as duas mantenham, ao longo do tempo, uma distância aproximadamente constante, elas devem mover-se de forma sincronizada, e para que isto ocorra, o resíduo ε_t tem que ser integrado de ordem zero. Assim, se $\varepsilon_t \sim I(0)$, os resíduos da regressão serão estacionários.

2.3.12.2. Mecanismo de Correção do Erro

Mostrando-se que as séries são cointegradas, ou seja, que há uma relação de equilíbrio a longo prazo de entre elas, a curto prazo, entretanto, pode haver desequilíbrio. Portanto, podemos tratar o termo erro correspondente às séries testadas como cointegradas, como um "erro de equilíbrio". E podemos usar esse erro para ligar o comportamento da série a curto prazo com seu valor a longo prazo, como um Mecanismo de Correção de Erros, que corrige os desequilíbrios entre as séries.

O mecanismo de correção do erro inicialmente usado por Sargan e mais tarde popularizado por Engle e Granger, faz uma correção dos desequilíbrios a curto prazo (Gujarati (2006), e tem a seguinte representação:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Onde: Δ , é o operador de primeiras diferenças; ε_t é um termo de erro aleatório;

$u_{t-1} = (\Delta Y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{t-1})$, Isto é, o valor defasados de um período do erro da regressão co-integrante de $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$

A equação (9), mostra que o ΔY depende de ΔX e também do termo do erro de equilíbrio.

Segundo Gujarati (2006):

- Se ΔX_t é zero e u_{t-1} for positivo, então ΔY_{t-1} é elevado demais para estar em equilíbrio, isto é, esta acima de seu valor de equilíbrio de $(\alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1})$.
- Se o α_2 for negativo e o termo $\alpha_2 u_{t-1}$ é negativo então ΔY_{t-1} será também negativo para restaurar o equilíbrio. Isto é, se ΔY_t estar acima do seu valor de equilíbrio, começará a cair no período seguinte para corrigir o erro de equilíbrio.

2.3.12.3. Teste de Johansen ²⁶

Os testes de co-integração assumiram grande relevância no campo da ciência económica e econométrica. Visto que permitem verificar se existe equilíbrio, ou relacionamento, de longo prazo entre as variáveis económicas. Basicamente, há três tipos de testes de co-integração. Um dos mais utilizados, exactamente pela facilidade de sua aplicação, é o teste denominado de Engle-Granger, o qual foi desenvolvido por Engle e Granger (1987). Outro, é o teste de Phillips-Ouliaris, o qual foi originalmente apresentado em Phillips e Ouliaris (1990). Mais recentemente, o teste de Johansen, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990), passou a ser amplamente utilizado com o aperfeiçoamento de diversos softwares.

Apesar de ser mais complexo, isto é, exigir maior esforço, em termos teóricos, para sua aplicação e análise dos resultados, a principal vantagem do teste, comparativamente aos outros, consiste na determinação do número de vectores de co-integração, ou seja, enquanto os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris permitem, somente, verificar se as variáveis são cointegradas ou não, o teste de Johansen permite identificar quantos vectores de co-integração existem entre as variáveis. (Margarido, 2004).

O teste de Johansen consiste em especificar um modelo multivariado, onde cada uma das variáveis endógenas aparece no sistema como uma função dos seus valores defasados e dos valores defasados de todas as outras variáveis endógenas que figuram no sistema. Este modelo multivariado é vulgarmente designado por modelo auto-regressivo vectorial (do inglês *Vector AutoRegression* ou VAR). Gonzalo (1994), analisou a potência do teste de Johansen e concluiu que este é mais potentes do que o teste EG.

No caso em que as séries são integradas de ordem 1, isto é, estacionárias em primeiras diferenças aplica-se o modelo auto regressivo vectorial com vector de correcção de erros (VAR/VEC). O modelo vectorial de correcção do erro (VEC), tem a grande vantagem de permitir a separação dos efeitos de curto e de longo prazo envolvidos no processo de ajustamento. Quando, por via de

²⁶ O teste de cointegração de Johansen pressupõe que as séries sejam integradas de ordem 1.

um choque no sistema, uma das variáveis endógenas aumenta menos do que o previsto pela relação de longo prazo, os mecanismos de ajustamento de curto prazo combinados com o mecanismo corrector do erro “forçam” o retorno da variável à situação de equilíbrio, estando os coeficientes da velocidade de ajustamento integrados na matriz. (Menezes, 2007).

O método de Johansen permite efectuar um grande número de testes de hipóteses envolvendo os coeficientes das matrizes α e β , usando testes de rácios de verosimilhança (Johansen e Juselius, 1990). Entre eles, podem ser efectuados testes de proporcionalidade entre as variáveis, testes de exogeneidade fraca, etc.

2.3.13. Modelos de Vectores Auto regressivos (VAR)

VAR é um modelo de série temporal usado para prever valores de duas ou mais variáveis económicas. Ele está relacionado com modelos de equações simultâneas pelo facto de as variáveis serem consideradas todas endógenas e determinadas conjuntamente (Gujarati, 2006).

O VAR²⁷ consiste em um sistema de equações, em que cada variável que compõe o sistema é função dos valores das demais variáveis no presente, dos seus valores e dos valores das demais variáveis defasados no tempo, mais o termo de erro. As equações de um modelo VAR podem conter também tendências determinísticas e variáveis exógenas (Enders, 1995). Segundo Johnston e DiNardo (2001) e Enders (1995), um VAR, em sua forma

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = m + AY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

reduzida²⁸ de primeira ordem e duas variáveis pode ser escrito da seguinte forma matricial: ou, de modo equivalente, como o seguinte sistema de equações:

$$Y_{1t} = m_1 + a_{11}Y_{1,t-1} + a_{12}Y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

²⁷ O modelo VAR foi defendido principalmente por Sims (1980) como uma forma de estimar relacionamentos dinâmicos entre variáveis endógenas conjuntas sem a necessidade de impor a priori fortes restrições (tais como relacionamentos estruturais particulares e/ou a exogeneidade de algumas das variáveis)” (Harris, 1995, p.77).

²⁸ VAR reduzido é aquele que, através de algumas operações matemáticas, os valores do presente deixam de constar como variáveis explicativas.

$$Y_{2t} = m_2 + a_{21}Y_{1,t-1} + a_{22}Y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

Uma das dificuldades da análise VAR é a de que os testes de causalidade são conduzidos no pressuposto das séries serem estacionárias, sabendo-se que na prática a maioria das variáveis económicas são não estacionárias ou integradas. Enquanto que, nos modelos ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) univariados e modelos de função transferência introduzidos por Box e Jenkins (1970), o problema da não estacionaridade em média das séries pode ser facilmente ultrapassado por diferenciação, nos modelos VAR a consideração de variáveis em diferenças faz com que se perca a informação relativa às suas relações de interdependência e de equilíbrio (no longo prazo), frequentemente estabelecidas pela teoria económica. Como forma de superar esta limitação, podem tomar-se as variáveis não estacionárias desde que a combinação linear destas seja estacionária, isto é, desde que estas sejam cointegradas. Segundo Granger (1988), a existência de cointegração entre duas séries integradas em primeiras diferenças implica mesmo causalidade em pelo menos uma direcção.

Como segunda alternativa, pode se utilizar o mecanismo de correcção de erro proposta por Engle e Granger (1987) e Johansen e Juselius (1990) para o uso de Vectores de Correcção de Erro (VEC), desde que as séries sejam integradas de ordem 1. Para tal, depois da verificação da cointegração das séries, de seguida estima se a Decomposição da Variância e a Função Resposta aos Impulsos, que revela, respectivamente, a proporção da variância do erro de previsão para uma das séries que se deve a ela mesma, e às demais (Enders, 1995) e a resposta de uma série endógena do sistema ante a choques exógeno. Essa análise é fundamental para que seja possível identificar não somente se há relação entre as séries, como também qual delas possui a maior influência sobre a outra.

Apesar da sua simplicidade, pois é um tipo de modelo em que todas as séries são consideradas endógenas²⁹, o modelo VAR, apresenta suas limitações: (1) é atóxico, pois não toma em consideração a informação a priori, (2) é difícil o processo da escolha do número de defasagem

²⁹ As vezes são incluídas as variáveis puramente exógenas para levar em conta factores de tendência e sazonais.

para m séries, pode se cair no problema de viés de especificação; (3) é sensível a estimação com séries temporais I (1).

Capítulo III

3. Metodologia

Neste capítulo é apresentado todo material necessário para a realização do presente trabalho. Faz-se, mais uma vez, referência ao teste de causalidade de Granger e de Johansen, como métodos usados na análise de dados, ilustrando-se as etapas da aplicação econométrica. Na metodologia, os dados foram submetidos a quatro etapas distintas, que são: análise da estacionaridade, a transformação para estacionaridade, análise da causalidade e a análise da cointegração. Estas quatro etapas são explicadas neste capítulo.

3.1. Material, Métodos e Fonte

3.1.1. Dados usados

Para a realização do presente trabalho e tendo em conta os objectivos descritos no capítulo I, utilizou-se os seguintes dados:

- A série temporal da oferta monetária (M2) de Moçambique, referente ao período de Janeiro 2001 a Novembro de 2007.
- A série temporal das taxas de juro nominais em Moçambique, referente ao período de Janeiro 2001 a Novembro de 2007.
- 83 Observações mensais e variáveis do tipo contínuas expressas em meticais e percentagem.

Por forma a facilitar as análises as séries foram expressas em percentagem e a série temporal das taxas de juro nominais foi desagregada em duas de acordo com o tipo de operações activas e passivas, isto é, créditos e depósitos e, serão tratadas separadamente ao longo das análises e designadas por TJC30 e TJD30 respectivamente.

3.1.2. Fonte de dados

A base de dados usada é secundária e foi obtida no Banco de Moçambique (BM) através do seu sítio na internet (www.bancomoc.mz), visto que este é a entidade responsável pela fixação, supervisão e controle destas três variáveis no país.

3.1.3. Análise de dados

Os resultados empíricos do estudo foram obtidos através do *software* estatístico *Eviews versão 4.1*, e o pacote estatístico SPSS versão 13, foi usado um nível de significância de 5% para a validação dos testes e dos resultados obtidos. Foi aplicado o teste de causalidade de Granger e a metodologia de Johansen para a análise das relações e inter – relações entre as séries.

3.1.4. Testes Kolmogorov-Smirnov (K-S)

O teste de K-S usa a estatística t e é adequado para determinar, com uma certa margem de erro, se uma amostra é proveniente de uma população com distribuição normal ou não e testa as seguintes hipóteses.

H_0 : A população tem distribuição normal

H_1 : A população não tem distribuição normal

Regra de Decisão: rejeitar H_0 se o valor do *sig* for inferior que o nível de significância estabelecido, o que significa que as variáveis não provem de população normal.

3.1.5. Critério de Informação de Akaike (CIA)

Este critério é utilizado na escolha do número de termos defasados, a CIA é definido como:

$\ln CIA = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{\sum \varepsilon_i^2}{n}\right)$, onde $\frac{2k}{n}$ é o factor punitivo. Consiste na comparação de modelos

com ordens diferentes, na qual pretende-se testar as seguintes hipóteses:

H_0 : Os modelos não possuem diferença

H_1 : Os modelos possuem diferença

Regra de decisão: não rejeitar a hipótese nula (H_0), o que significa que o modelo escolhido é aquele que possui menor número de defasagens. Caso contrário, rejeitando H_0 , deve-se optar pelo modelo com maior número de defasagens (Enders, 1995).

3.2. Passos da Metodologia Aplicada

3.2.1. Representação gráfica das séries

Este passo consiste na representação gráfica das séries das taxas de juro de créditos (TJC30), (TJD30) e depósitos e da oferta monetária (M2), por forma, a ter uma visão geral do seu comportamento, mas porém, é necessário efectuar análises estatísticas adequadas para uma conclusão confiável do real comportamento da série.

3.2.2. Análise da Estacionaridade

Este passo consiste na apreciação da estacionaridade e/ou da integração das séries aplicando o teste de raiz unitária de Dickey – Fuller Aumentado (DFA). A equação (3.5) permite a realização do teste com a seguinte hipótese nula (H_0) $\delta = 0$, isto é, $Y_t \sim I(1)$, é feito comparando os valores da estatística DFA em valor absoluto com os módulos dos valores críticos da tabela de MacKinnon (1996) a 5%, rejeitando a hipótese nula (H_0) se os valores da estatística de DFA for em absoluto superiores que os valores críticos da tabela de Mackinnon. Da mesma forma é testada a existência de uma raiz unitária na série X_t , isto é, a hipótese nula de que $\phi = 0$ ou $X_t \sim I(1)$. Após a verificação das estacionaridade das séries a seguir é aplicado o teste de causalidade, na qual se deve ter muito cuidado com o número de termos defasados a incluir nas regressões visto que este é bastante sensível ao número de termos defasados.

3.2.3. Teste de Granger para verificar as relações de causa-efeito entre as séries.

Este passo consiste em verificar se a variação da série temporal X_t , “causa” a variação na série Y_t ou vice-versa sentido de Granger. A partir das regressões: (4) e (5)

A equação (4) postula que o X_t corrente esta relacionado aos seus valores passados, bem como ao do Y_t , a equação (5), postula um comportamento semelhante para Y_t .

O teste de Causalidade de Granger permite distinguir quatro situações ou casos como se disse no capítulo II: (1) Causalidade unilateral de Y_t para X_t é indicada se os coeficientes estimados do Y_t defasado na equação (4) são, como um grupo, estatisticamente diferentes de zero, (isto é, ai $\Sigma \alpha_i \neq 0$), e o conjunto de coeficientes estimados do X_t na equação (5) não são estatisticamente diferentes de zero (isto é, $\delta_j = 0$). (2). No sentido inverso, existe uma causalidade unidireccional de X_t para Y_t se o conjunto de coeficientes defasados de Y_t na equação (4) não é diferente, do ponto de vista estatístico, de zero (isto é, $\Sigma \alpha_i = 0$) e o conjunto de coeficientes defasados do X_t na equação (5) é estatisticamente diferente de zero (isto é, $\Sigma \delta_i \neq 0$). (3) Uma causalidade bilateral é sugerida quando os conjuntos de coeficientes de Y_t e do X_t são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões. (4) Finalmente há Independência quando os conjuntos de coeficientes de Y_t e do X_t não são estatisticamente significativos em nenhuma das regressões.

Para verificar a causalidade e necessário fazer o teste F que corresponde os seguintes passos: (1º) Estimar da regressão restrita do X_t corrente contra todos os termos de X_t defasados e outras séries se houver, sem incluir as variáveis defasadas da variável Y_t nesta regressão, e a partir dela, obter a soma de quadrados dos desvios restrita (SQRr). (2º) Estimar a regressão não restrita do Y_t , incluindo os termos de X_t defasados e a partir dela, obter a soma de quadrados dos desvios restrita (SQRnr). (3º) Formulação das hipóteses: A hipótese nula é $H_0: \Sigma \alpha_i = 0$, isto é, os termos Y_t defasados não cabem na regressão.

(4º) Para Testar a hipótese nula, aplica-se o teste F:

$$F = \frac{(SQR_r - SQR_{nr})/m}{SQR_{sr}/(n-k)} \quad (13)$$

Que segue a distribuição F com m e (n-k) graus de liberdade, onde m é o número de termos Y_t desfasados de (ou de restrições no modelo restrito) e k é o número de parâmetros estimados na regressão não restrita.

SQR_r é a soma de quadrados dos resíduos obtidos da regressão com restrições

SQR_{sr} é a soma de quadrados dos resíduos da equação estimada sem restrições; n é a dimensão da amostra. (5º) Concluir da seguinte forma: Se o valor do F calculado for superior ao valor crítico F ao nível de significância seleccionado, rejeita-se a hipótese nula, nesse caso, os termos desfasados de Y cabem na regressão, uma forma de dizer que variação no X_t causa a variação do Y_t (no sentido de Granger). (6º) Repetir as etapas 1 a 5 para testar o modelo (5), ou seja, para averiguar se Y_t causa X_t no sentido de Granger.

3.2.4. Análise da Cointegração

Para apreciar o equilíbrio nas séries, será aplicado o teste de Johansen, (1988,1991) e por Johansen e Juselius (1990). Esta metodologia consiste em determinar maior número de vectores em função do número de séries que, neste procedimento, são todas endógenas. Nesta metodologia o ponto de partida é o modelo VAR seguinte:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^n \pi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Onde X_t é um vector de nx1 variáveis integradas de ordem 1, π_i é uma matriz de nxn parâmetros, μ é um vector de parâmetros determinísticos e ε_t é um vector nx1 de erros ruído branco (*white noise*).

Num modelo de correcção de erros (VECM) tem-se

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{n-1} \Gamma_i X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (15)$$

Onde: Γ determina as relações no curto prazo e Π as relações no longo prazo (determinando a sua característica r , o número de vectores de cointegração); n está relacionado com o número de *lags* considerados. Neste caso a estacionaridade de X_t é confirmada caso r seja igual a n ($r = n$); se $r = 0$ não existe qualquer relação de cointegração entre as variáveis. Segundo este critério realizam-se dois contrastes baseados no princípio do rácio de verosimilhança, a estatística do traço (λ_{traco}) e a estatística máxima (λ_{max}). O primeiro

$$\lambda_{traco} = -T \sum_{i=r+1}^K \log(1 - \lambda_i) \quad (16)$$

testa a hipótese nula de que o número de vectores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de que o número de vectores é maior do que r . O Segundo

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (17)$$

testa a hipótese nula de que o número de vectores é maior do que r contra a hipótese alternativa de que é $r+1$.

Onde: as estatísticas T é o número de observações e λ_i são os valores próprios estimados e colocados por ordem decrescente.

3.2.5. Modelo VAR para apreciar a inter-relação entre as séries

Um modelo VAR com duas séries X_t e Y_t e m retardamentos ou defasamentos (*lags*) de X_t e outros tantos de Y_t , tem duas equações, uma por cada variável dependente, e pode definir-se assim:

$$X_t = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j Y_{t-j} + u_{1t} \quad (18)$$

$$Y_t = \alpha' + \sum_{j=1}^m \theta_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m \lambda_j Y_{t-j} + u_{2t} \quad (19)$$

Onde: X_t e Y_t são as séries dependentes ou endógenas, α , β , θ e λ são os parâmetros e os u_{1t} e u_{2t} são os termos estocásticos de erro chamados *impulsos* ou *inovações* em linguagem dos modelos auto regressivos vectorial (VAR) que se admite serem "ruído branco".

Para a interpretação dos coeficientes individuais do VAR, é estimada a função resposta impulso (impulse response function - IRF) a Decomposição da Variância de Cholesky. Na qual, o IRF rastreia a resposta da variável dependente no sistema VAR a choques nos termos de erro, tais como $u_{1,t}$ e $u_{2,t}$, nas equações (18) e (19). Se $u_{1,t}$, na equação de X_t , aumenta por um valor de um desvio padrão. Tal choque ou variação mudará X_t , no período actual, bem como nos períodos futuros. Visto que X_t aparece na regressão Y_t , a variação em $u_{1,t}$, também terá um impacto sobre Y_t . A IRF rastreia o impacto de tais choques para vários períodos futuros. Ou seja, a função resposta impulso é um procedimento que permite avaliar os efeitos de um choque, inovações ou estímulos de amplitude de um desvio padrão numa série temporal sobre a outra (Gujarati, 2006).

A decomposição da variância tem o papel de inferir sobre a importância relativa de cada inovação para as séries do sistema, isto é, indica a influência ou a proporção da variância do erro de previsão para uma das séries que se deve a ela mesma, e às demais.

Por exemplo; Se a variância do erro de previsão de série X_t não explicam nenhuma parcela de erros de previsão de Y_t então a série Y_t pode ser tomada como exógena. Em circunstância oposta, se os erros de Y_t explicam toda a variância do erro de previsão de X_t , então pode se afirmar que este é endógena. Na prática, o comum é que essa variância, no curto prazo, seja quase que totalmente explicada pelo seu próprio erro. Em um prazo mais longo, todavia, uma inovação pouco explicaria sua própria variância. (Enders, 1995).

Capítulo IV

4. Resultados e Discussões

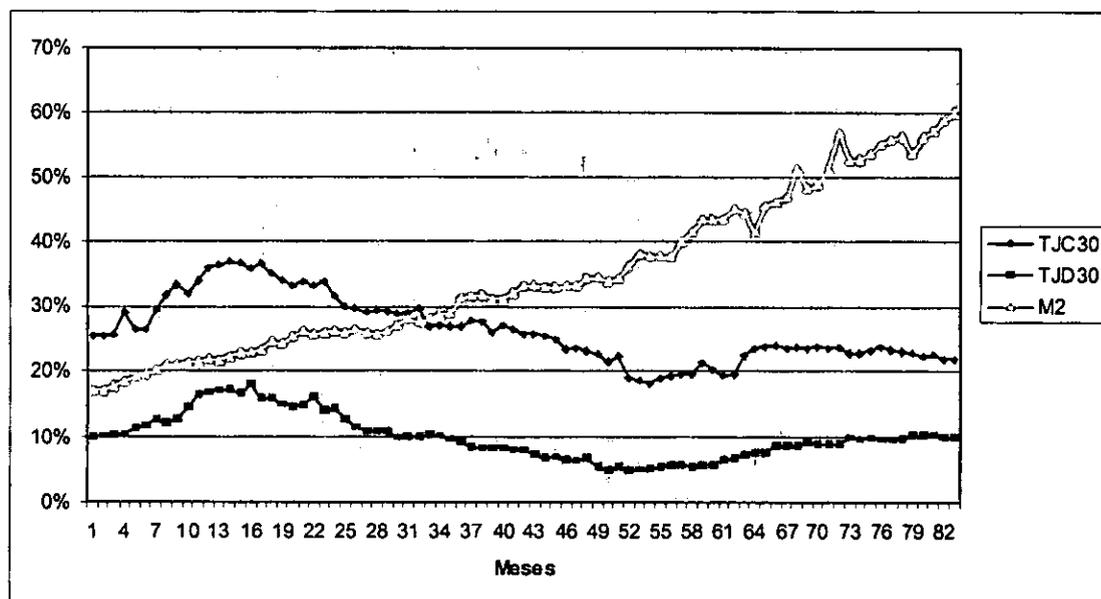
Neste capítulo é feita uma análise das séries em estudo, tendo como principais enfoques: o comportamento das séries, as relações de causa – efeito e as inter-relações.

4.1. Estatística descritivas

O gráfico da figura 1 ilustra a evolução das séries ao longo do período considerado, associando os resultados da figura 1 e da tabela 1 em anexo, pode-se concluir que a oferta monetária (M2) apresentou tendência ascendente, evidenciando um crescimento exponencial nesse período. A maior oferta monetária atingida no período em estudo foi de 60,09%, observado no mês de Novembro de 2007, que por sinal é o último do período em estudo. A menor oferta foi de 17,11% observado no mês de Janeiro de 2001, o primeiro do período em estudo. A média da oferta monetária neste período foi de 34,78% e o desvio padrão de 12,15 o que reflecte grande volatidade da oferta no período em Moçambique. No que tange as taxas de juros de créditos e de depósitos (TJC30 e TJD30), apresentaram períodos de flutuações, e com tendência decrescente no final do período em estudo. A maior taxa de créditos no período foi de 36,91%, observado no mês de Fevereiro de 2002 e a menor foi de 18,11 %, registado no mês de Junho de 2005. A média da taxa de créditos neste período foi de 26,35% e o desvio padrão de 5,03%. A maior taxa de depósitos no período em estudo foi 17,91%, observado no mês de Abril de 2002 e a menor foi 4,76 % observado no mês de Abril de 2005. A média da taxa de juro de depósito neste período foi 9,89% e o desvio padrão de 3,5%.

O comportamento não uniforme das três séries pode ser devido a própria conjuntura económica vivida no país durante o período e as políticas monetárias usadas pelo Banco de Moçambique (BM) no controlo da oferta monetária (M2).

Figura 1. Evolução das séries cronológicas da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07



Fonte: Adaptação da autora

O resultado da estatística descritiva mostra que no período em análise houve muita oferta monetária (M2) na economia do país, acompanhado por um aumento da taxa de juros de créditos e de depósitos (TJC30 e TJD30), nos primeiros dezasseis meses. A partir deste período as taxas reduziram até ao sexagésimo mês, no decorrer do resto do período foram oscilando mas com tendência decrescente.

Este comportamento mostra uma relação entre as séries, visto que as variações ascendentes da oferta monetária provocam variações decrescentes das taxas de juro de créditos e de depósitos, mas porém é necessário aplicar testes adequados para o estudo das relações entre as séries, de forma a tirar uma conclusão fiável.

Segundo o resultado da tabela 1, das estatísticas descritivas em anexo, a taxa de juro de créditos (TJC30), apresenta uma distribuição assimétrica positiva³⁰, a taxa de depósitos (TJD30), apresenta uma distribuição assimétrica negativa³¹, e a oferta monetária (M2), apresenta também distribuição assimétrica negativa³². O grau das assimetrias das três séries é também evidenciado pelo histograma apresentado na figura 2 em anexo.

Para verificar a normalidade nas três séries em estudo, foi aplicado o teste de Kolmogorov – Smirnov (KS), cujo resultado é apresentado na tabela 2.

Tabela 2. Teste de Kolmogorov – Smirnov das séries da M2, TJC30 e da TJD30

Hipóteses			
H_0 : as séries são normais			
H_0 : as séries não são normais	TJC30	TJD30	M2
Observações	83	83	83
Probabilidades associadas	0.083	0.093	0.157

Fonte: Adaptação da autora

A conclusão, tendo em conta os valores do teste e as probabilidades associadas (0,083; 0,093; 0,157), da TJC30, TJD30 e da M2, para um nível de 5%, aponta para não rejeição da hipótese nula (H_0) da normalidade das séries. O que significa que as três séries seguem uma distribuição normal.

Para avaliação do grau da intensidade da relação entre as três séries em estudo foi estimado a matriz das correlações. O resultado é apresentado na tabela 3, este mostra uma relação linear que varia desde negativa moderada, negativa forte a muito forte entre as séries em estudo, sugerindo uma relação entre elas.

³⁰ O coeficiente de Pearson $G_1 = 1,64 > 0$.

³¹ O coeficiente de Pearson $G_1 = -0,0144 < 0$.

³² O coeficiente de Pearson $G_1 = -0,240 < 0$.

Tabela.3. Matriz das Correlações das séries da M2, TJC30 e da TJD30

	M2	TJC30	TJD30
M2	1.000	-0.68	-0.47
TJC30	-0.68	1.000	0.91
TJD30	-0.47	0.91	1.000

Fonte: Adaptação da autora

4.2. Análise da Estacionaridade

A análise das relações de causalidade e cointegração entre as séries das taxa de juro de crédito e de depósito (TJC30 e TJD30) e a oferta monetária (M2), começou com a verificação do pressuposto da estacionaridade nas séries para aplicação do teste de causalidade de Granger, aplicando o teste de Dickey – Fuller Aumentado (ADF). O resultado do teste é apresentado na tabela 4 e mostra que não se rejeita a hipótese nula da presença duma raiz unitária nas séries, pois os valores das probabilidades são superiores para um nível de significância de 5%. O que significa que as três séries não são estacionárias em nível pelo que teremos que diferencia – las de modo a continuar com o processo de verificação da estacionaridade.

Tabela 4. Teste de Raízes Unitárias das séries da M2, TJC30, TJD30

Hipóteses	Nomes das Séries	Valores C. da tabela de Mackinnon	Valores das Probab.	Valores da estatística de DFA
H_0 : a série tem raiz unitária				
H_0 : a série tem não raiz unitária	M2	- 2.898623	0.9998	1.842014
	TJC30	- 2.897223	0.7949	-0.863912
	TJD30	- 2.897223	0.7885	-0.884538

Fonte: Adaptação da autora

4.3. Transformação para Estacionaridade

Neste caso a hipótese nula (H_0) testa se as séries em estudo tem uma raiz unitária, ou são integrada de ordem um, contra a hipótese alternativa (H_1) de que as séries não tem uma raiz unitária. Segundo os resultados apresentados na tabela 5, rejeita-se a hipótese nula, uma vez que os valores da estatística ADF são, em absoluto, superiores aos módulos dos valores críticos da tabela de MacKinnon para o nível de significância de 5%. O que significa que as três séries não tem raiz unitária, isto é, são estacionárias em primeiras diferenças ou integradas de ordem 1. O mesmo resultado é ilustrado pelos respectivos gráficos da figura 3 em anexo.

Neste caso, a metodologia de investigação a adoptar na modelação da integração das variáveis representativas é a cointegração, aplicada a sistemas multivariados VAR com VCE segundo a literatura.

Tabela 5. Teste de Raízes Unitárias/ primeiras diferenças das séries da M2, TJC30 e da TJD30

Hipóteses	Nomes das Séries	Valores C. da tabela de Mackinnon	Valores das Probabilidade.	Valores da estatística de DFA
H_0 : a série tem raiz unitária				
H_0 : a série tem não raiz unitária	M2	- 2.898623	0.000	-9.022281
	TJC30	- 2.897678	0.000	-8.79787
	TJD30	- 2.898145	0.005	-4.45000

Fonte: Adaptação da autora

4.4. Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger com base na tabela 6 forneceu os seguintes resultados a propósito das relações de causa - efeito entre as três séries em estudo (M2, TJC30 e, TJD30) tomadas em primeiras diferenças dada o facto de as 3 séries serem $I(1)$.

Tabela 6. Teste de causalidade de Granger das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01 – 07

Teste de Causalidade de Granger				
Lags: 5				
Hipótese Nula:			Estatística -F	Probabilidade
TJD30	“ não causa”	M2	0.51188	0.76633
M2	“ não causa”	TJD30	1.10584	0.36568
TJC30	“ não causa”	M2	1.00789	0.42003
M2	“ não causa”	TJC30	0.73330	0.60104
TJC30	“ não causa “	TJD30	3.45604	0.00773
TJD30	“ não causa”	TJC30	3.12360	0.01356

Fonte: Adaptação da autora

Este resultado mostra:

- Que as séries da oferta monetária (M2) e a taxa de juros de créditos e depósitos (TJD30, TJD30) são independentes no sentido da causalidade de Granger (com lag=5, o óptimo, mas também em diferentes lags), pois, não se rejeita a hipótese nula de não causalidade entre as séries, em virtude de os valores das probabilidades serem superiores ao nível de significância de 5%. Mas no entanto verifica-se uma simultaneidade entre as TJC30 e a TJD30, pois rejeita a hipótese nula de de não causalidades entre as séries, em virtude de os valores das probabilidades serem inferiores ao nível de significância de 5%.

Este facto poderá ter que ver, mais uma vez, com o facto de as 3 séries em estudo serem I (1)³³. Mas porém, este resultado confirma a teoria de Kendall e Stuart (1961), referenciada anteriormente na abordagem do teste da causalidade de Granger, que afirma que: “uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, não pode estabelecer uma relação causal entre elas”.

Neste caso a literatura aconselha o uso dos testes que incorporam um possível efeito de longo prazo nas séries, os testes de Engle-Granger (1987) e de Johansen (1990).

4.5. Análise da Cointegração

Para apreciar se as séries, além de integradas isoladamente, são cointegradas, isto é, para averiguar se entre elas há uma relação de equilíbrio de longo prazo, vamos usar o teste de Johansen. Começamos por fazer uma tabela resumo que nos vai guiar no nosso processo de selecção do modelo. Esta tabela indica, à luz do critério de Akaike, que a ordem do VAR que minimiza o critério de Akaike é 1, que há duas equações cointegrantes e que se deve considerar um VAR com tendência quadrática nos dados, com intersecção e trend³⁴. Procedendo como se disse temos o seguinte output representado pela tabela 8, do teste de Johansen:

Tabela 8. Teste de co-integração de Johansen das séries da M2, TJC30e da TJD30 em Moçambique de 01-07

Hipóteses H_0 Rank =r; H_1 Rank > r	Eigenvalue	Estatística do Traço	Valores criticos	Valor próprio máximo	Valores críticos
0 0	0.269	44.67	34.55	25.04	23.78
1 1	0.207	19.64	18.17	18.53	16.87
2 2	0.014	1.099	3.74	1.098	3.74

Fonte: Adaptação da autora

³³ Em virtude de o teste de causalidade de Granger concentrar apenas em relações de curto prazo, deixando de fora qualquer informação de longo prazo, visto que as três séries para se tornarem estacionárias foram diferenciadas e durante a diferenciação informação de longo prazo foi perdida. (Madalla, 1995).

³⁴ Visto que o menor valor pelo critério de Informação de Akaike é -19.19104.

Segundo o resultado da tabela 8, ambas as estatísticas do teste de Johansen (Traço e Máximo valor próprio) apontam para a existência de duas (2) equações co-integrantes ao nível de significância de 5%, pois, não rejeitam a hipótese nula³⁵ de o número de vectores ser igual a 2, mas rejeitam a hipótese³⁶ de que não há nenhum vector e de que há somente um, confirmando-se deste modo a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as três séries em estudo³⁷ (M2, TJC30 e da TJD30) e a correlação entre as três (3) séries já estudadas anteriormente.

Do modelo VAR/VCE (ver a tabela 9 em anexo) foram extraídos as duas equações cointegrantes com os coeficientes normalizados que representam os relacionamentos entre as três séries:

$$TJD30_{t-1} = 0.0308 - 1.21353 * M_{t-1} + 0.006914 * T$$

$$TJC30_{t-1} = 0.177567 - 1.141922 * M_{t-1} + 0.007336 * T$$

$$(LL = 803.2415)$$

Segundo o resultado da tabela 9 em anexo, o mecanismo de correcção de erros mostra que na primeira equação 30% dos desequilíbrios entre a TJD30 e M2 no período anterior são corrigidos no período seguinte. Na segunda 31% dos desequilíbrios entre a TJC30 e M2 no período anterior são corrigidos no período seguinte. A velocidade de ajustamento nas duas equações é relativamente forte, visto que são necessários 3 períodos consecutivos de modo a que se restabelece o equilíbrio de longo prazo.

4.6 Estimação do Modelo VAR e Interpretação dos Resultados

4.6. 1. Resultados do VAR

A tabela 9 em anexo, mostra-nos as equações de cointegração já anteriormente referidas e os parâmetros do modelo VAR. Contudo, o interesse deste modelo é relativamente diminuto,

³⁵ Visto que os valores calculado das estatísticas são inferiores aos seus respectivos valores tabelados, (1.098 < 3.74 e 1.098 < 3.74), respectivamente.

³⁶ Visto que os valores calculados das estatísticas são superiores aos seus respectivos valores tabelados (44.69 > 34.55 e 19.64 > 18.17), respectivamente.

³⁷ Vide a figura 5 do gráfico dos resíduos cointegrados em anexo.

residindo o seu interesse sobretudo no facto de ele nos conduzir às funções impulso – resposta (IRF) e à decomposição da variância no sentido definido por Cholesky, questões que já são mais adequadas para interpretações económicas das inter-relações entre as séries. São estes dois elementos que vamos ver em seguida.

4.6.2. Decomposição da Variância de Cholesky³⁸

A tabela 10³⁹ mostra a importância das inovações ou estímulos na explicação de cada uma das três séries em estudo⁴⁰: taxa de juros de créditos e de depósitos (TJD30, TJC30) e a oferta monetária (M2), para a explicação da variância futura das mesmas séries tomadas isoladamente. A tabela é composta por três partes com a seguinte sequência: TJD30, TJC30 e M2.

- Para a primeira parte a tabela 10, mostra que no quinto mês da ocorrência do impacto 65.74% da explicação da variância nos fluxos da taxa de depósitos (TJD30) se devem a inovações na própria taxa, de forma que 4.51% são da taxa de crédito (TJC30) e 29.73% da oferta monetária (M2).
- Para segunda parte a tabela 10, mostra que no quinto mês da ocorrência do impacto 68.55% da explicação da variância nos fluxos da taxa de créditos (TJC30) se devem a inovações na própria taxa, 24.86% são da taxa de juros de depósitos (TJD30) e 6.58% da oferta monetária (M2).
- Para terceira parte a tabela 10, mostra que no quinto mês da ocorrência do impacto 82.8% da explicação da variância nos fluxos da oferta monetária (M2) se devem a inovações na própria oferta (M2), 10.94% são da taxa de depósitos (TJD30) e 6.25% da taxa de créditos (TJC30).

³⁸ Através da análise da decomposição das variâncias é possível verificar o quanto a série temporal da oferta monetária (M2) influencia o comportamento da variância da série temporal da taxa de juros de créditos e depósitos (TJC30 e TJD30) e vice – versa.

³⁹ Para mais detalhes ver a tabela 11 em anexo.

⁴⁰ O mesmo resultado é ilustrado graficamente pela figura 6 em anexo.

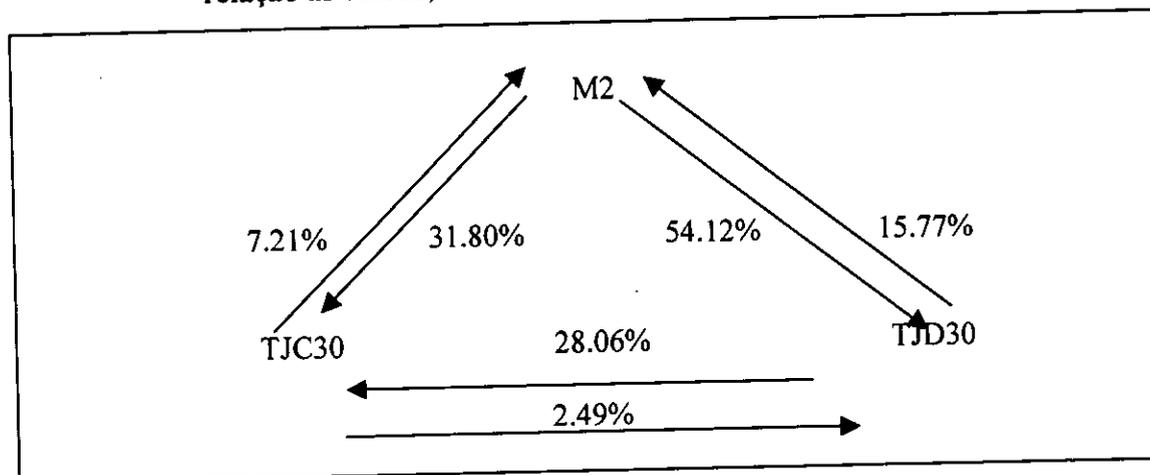
Tabela 10. Decomposição da V. De Cholesky das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique 01-07

Decomposição da Variância de Ckolesky de TJD30:				
Período	Desvio padrão	TJD30	TJC30	M2
5	0.013643	65.74999	4.512094	29.73791
Decomposição da Variância de Ckolesky de TJC30:				
Período	Desvio padrão	TJC30	TJD30	M2
5	0.016915	68.54576	24.86787	6.586367
Decomposição da Variância de Ckolesky de M2:				
Período	Desvio padrão	M2	TJC30	TJD30
5	0.018788	82.80078	10.94249	6.256731

Fonte: Adaptação da autora

A seguir é apresentado um resumo das percentagens da explicação da variância em cada uma das três séries em relação as outras no décimo mês da ocorrência do impacto. Vale destacar que as percentagens de explicação das inovações na oferta monetária (M2) que influenciam a taxa de juro de créditos e de depósitos (TJD30, TJC30) e vice-versa têm um incremento com o passar dos meses, atingindo valores mais significativos a partir do quinto mês da inovação, exceptua na relação TJC30/ TJD30 que decresce de 4,51 a 2,49%.

Figura 2. Resumo das percentagens de variância explicadas por cada uma das séries em relação as outras, no décimo mês da ocorrência do impacto.



Fonte: Adaptação da autora

Segundo o resultado da decomposição da variância do Cholesky concluiu-se que oferta monetária (M2) tem influência significativa sobre o comportamento da taxa de juros nominal, a influência tem um incremento com o passar dos meses, atingindo valores mais significativos a partir do quinto mês da inovação.

4.6.3. Função Impulso - Resposta

A tabela 12 em anexo, referente às funções resposta ao impulso, ou IRF, mostra os padrões de resposta de cada uma das três séries em estudo a inovações ou estímulos de amplitude de um desvio padrão (dp) em cada uma delas e nas restantes⁴¹.

Resposta da TJD30 à TJD30, TJC30 e a M2.

Segundo o resultado da tabela 12 em anexo, a TJD30 apresenta uma resposta positiva decrescente até ao sexto mês, e tende a ser constante nos restantes meses a um impulso (inovação) na própria taxa, enquanto que para um impulso (inovação) na TJC30, ela apresenta

⁴¹ O mesmo resultado é ilustrado graficamente pela figura 7 em anexo.

uma resposta positiva decrescente até ao sétimo período, depois de sétimo começa a apresentar respostas negativas. A mesma tabela mostra ainda que a TJD30 apresenta uma resposta positiva crescente a um impulso (inovação) na oferta monetária (M2).

Resposta da TJC30 à TJD30, M2 e a TJC30.

A tabela 12 em anexo, mostra ainda que a TJC30 apresenta uma resposta positiva e com tendência geral decrescente a um impulso (inovação) na TJD30, enquanto que responde positivamente e com tendência crescente a um impulso na M2. No tange a um impulso na própria (TJC30), a resposta é positiva decrescente até ao nono mês e no décimo ela é negativo.

Resposta da M2 à TJC30, TJD30 e a M2.

Prosseguindo com as análises, a tabela 12 em anexo revela ainda que, a M2 apresenta uma resposta bastante significativa e quase sempre positiva com exceção do primeiro período, tende globalmente a decrescer a um impulso (inovação) na TJD30, enquanto que responde negativamente e ligeiramente crescente a um impulso (inovação) da TJC30. No que tange a um impulso (inovação) na própria M2, a resposta é positiva decrescente e tende a ser constante nos últimos meses.

Segundo o resultado da função resposta impulso concluiu-se que há inter-relações no comportamento das séries da oferta monetária (M2), taxa de juros de créditos e depósitos (TJC30, TJD30).



Capítulo V

5. Conclusão e Recomendações

5.1. Conclusão

O presente trabalho fez uma análise de causalidade e cointegração entre as taxas de juro nominais e a oferta monetária de Moçambique de Janeiro de 2001 a Novembro de 2007. Para avaliar a relação foi utilizada o teste de Johansen e o modelo auto-regressivo vectorial (VAR). Tendo-se concluído o seguinte:

- Há relacionamentos de longo prazo entre as séries da oferta monetária (M2) e a taxa de juros de créditos e de depósitos (TJC30 e TJD30), estes são representados por duas equações cointegrantes: $TJD30_{t-1} = 0.0308 - 1.21353 * M_{t-1} + 0.006914 * T$; $TJC30_{t-1} = 0.177567 - 1.141922 * M_{t-1} + 0.007336 * T$
O mecanismo de correcção de erros mostra que na primeira equação 30% dos desequilíbrios entre a TJD30 e M2 no período anterior são corrigidos no período seguinte. Na segunda 31% dos desequilíbrios entre a TJC30 e M2 no período anterior são corrigidos no período seguinte. A velocidade de ajustamento nas duas equações é relativamente forte, visto que são necessários 3 períodos para se restabelecer o equilíbrio de longo prazo.
- Segundo o resultado da decomposição da variância de Ckolesky a oferta monetária (M2) tem uma influência significativa sobre o comportamento da taxa de juros nominal, com um incremento com o passar dos períodos, atingindo valores mais significativos a partir do quinto período da inovação, isto é, no décimo período a oferta monetária (M2) explica 54.12% e 31.81% da variância na taxa de juros de créditos e depósitos (TJC30, TJD30), respectivamente.

- O resultado da função resposta impulso das taxas de juros de créditos e depósitos (TJC30,TJD30) em relação a inovações ou amplitude do desvio padrão na oferta monetária (M2) mostrou efeitos relevantes, mostrando deste modo a existência de inter-relações no comportamento das séries.

5.2. Recomendações

Recomenda-se que para estudos futuros desta natureza, a cointegração e a causalidade, no contexto da variável taxas de juro nominais de créditos e de depósitos seja feita para médio, curto e longo prazo por forma a se ter uma ideia sólida das relações e inter-relações e saber se as relações caso existam dependem ou não do prazo das operações e/ ou do tipos de operação contratada. Os referidos estudos deve serem feitos considerando a oferta monetária (M3), isto é notas e moedas em circulação mais os depósitos totais em moeda estrangeira e que o período seja mais longos comparados ao do presente trabalho.

5.3. Limitações do Estudo

Problemas com a base de dados, referente a variável taxa de juros nominal encurtou o período de análise do presente trabalho, em virtude de não inclusão das taxa de créditos e depósitos de periodicidade mensal, desde 1994 – 2000.

A não verificação de um dos pressupostos da cointegração, mesma ordem de integração nas três séries históricas, fez como que o presente trabalho considerasse a oferta monetária (M2) ao invés de M3, que além de M1 e M2 inclui os depósitos em moeda estrangeira, que por sinal é de grande importância na oferta monetária no país.

A complexidade das variáveis económicas taxa de juros e oferta monetária, criou dificuldades na análise e discussão de resultados, pois a sua interpretação requer conhecimentos profundos sobre a macroeconomia.

Referências Bibliográficas

- Albuquerque, Walter (2006). Análise das Séries Temporais. Ficha de apoio do Brasil, 1- 2.
- Andrade, E.L., Mateus, R.C., Lisboa.A.L.S., Manolescu, F.M.K. (2004). Qual a Importância de Taxa de Juros na Economia Brasileira, VI encontro Latino-americano de Pós-Graduação. Universidade do Vale de Paraíba-Brazil.
- Bacha, C.J.C. Macroeconomia Aplicada à Análise da Economia Brasileira. São Paulo: Edusp; 2004, 102p.
- Blough, S.R. (1992), The relationship between power and level for generic unit root tests in finite samples, Journal of Applied Econometrics 7, 295-308.
- Carvalho, M.A; Silva, C. L, – Economia Internacional. São Paulo: Editora. Saraiva. 3ª ed. 2004.
- Da Fonseca, J. S., M. G. de Andrade e G. L. Toledo (1985).: Estatística Aplicada, 2ª edição. Atlas, Brasil.
- De Harfuch, Leila. (2008). Determinantes da Taxa de Juros Nominais e sua Relação com a Taxa de Câmbio no Brasil. Tese de Licenciatura.208 pp. Brasil, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.
- Davidson, R. e MacKinnon, J.G. (1993) Estimation and Inference in Econometrics, Oxford Economic Press, Nova York.
- Dickey, D.A.; Fuller, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Association, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.
- Dickey, D.A.; Fuller, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometric, v. 49, n. 4, p. 1057-72, July 1981.
- Diebold, Francis X (2001). Elements of Forecasting. 2nd ed. South Western Publishing ,p.254.
- Charemza, W.W.; Deadman, D.F. New directions in econometric practice: general to specific modelling, cointegration, and vector auto regression. 2nd Ed. Massachusetts: Edward Elgar, 1999. 344 p.
- Engle, R. e Granger, C.W. (1987). “Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing.” Econometrica, Chicago, Vol. 55, n.2,p.251-76, Mar.1987.

Enders, W. Applied econometric time series. New York: John Wiley & Sons, 1995. 448 p.

Ehlers, S.R., (2003), Análise de Séries Temporais, 1ª edição, pp. (...), editora.

Granger C W J (1988), "some recent developments in a concept of causality", journal of econometrics, 39, p. 199-211

Gujarati, D.N. Econometria básica. 3ª ed. São Paulo: Makrow Books, 1995. 846p.

Gujarati, D.N (2000). Econometria Básica 3ª ed., Makrow Books, São Paulo.

Gujarati, Damodor. (2006). Econometria Básica, 4ª ed. São Paulo: Markron Books, pp.635-666, editora Campus.

Gonzalo, J. (1994), Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships, Journal of Econometrics 60(1-2), 203-233.

Gremaud, A. P., Vasconcellos, A. S. De, Toneto Júnior, R. Economia Brasileira Contemporânea 4ª.ed., São Paulo: Altas, 2002.

Granger, C.W.J., Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics, vol.2, 1974, p.111-120.

Hillbrecht, R. Economia Monetária. São Paulo: Atlas, 1999.48p.

Harris, R.I.D. Using co-integration analysis in econometric modelling. London, 1995, 176p.

Hendry, D. & Juselius, K (1999). Explaining cointegration analysis: Part I and II. (<http://www.econ.ku.dk/okokj/>). September 1999.

Johnston, J; e Dinardo, J. Métodos Econométricos, 4.ª ed., Editora McGraw-Hill de Portugal, Amadora, 2001.

Johansen S., Juselius K. (1990) "The full information maximum likelihood procedure for inference in cointegration – with application to the demand of money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, p. 169-210

Kendall, M.G. e Stuart, A. (1961) The Advanced Theory of Statistics, Charles Griffin Publishers, Nova York.

- Keynes, J.M. (1936), Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda. São Paulo Nova Cultural, 1985.
- Leamer, E.E. (1985) Vector auto regressions for causal inference, in K. Brunner e A. Meltzer (org.), Understanding Monetary Regimes, Journal of Monetary Economics, supplement, 255-304.
- Leite, J.A.A. (2000) – Macroeconomia, editora Alta, São Paulo.
- Maddala, G.S. (1992). Introduction to Econometrics, 2nd edition, MacMillan, Nova York.
- Mills, T.C. (1993). The Econometric Modelling of Financial Time Séries, Cambridge University Press.
- Menezes, R.(2007). Globalização dos Mercados Bolsista Internacional. Tese de Licenciatura. 47,pp. Portugal, Universidade de Évora - ISTE.
- Makridakis, S. & M. Hibon (1979). Accuracy in forecasting: An empirical investigation, Journal of the Royal Statistical Society, pp 97-145, Séries A, Vol.142.
- Margarido, M. A.(2004). Teste de Co-integração de Johansen utilizando o SAS São Paulo, Instituto de Economia Agrícola (e-mail: amargarido@iea.sp.gov.br).
- Mankiw, N. Gregory, (2001), Introdução a Economia, Princípios de Micro e Macroeconomia, 2ª ed., Campus, 2001.
- Mishkin, S.F. (1998). Banco e Mercados Financeiros, 2ª ed., 6 tiragem Campus Editora.
- Morettin, P.A., Toloi, C.M.C. Análise de séries temporais. São Paulo: Edgar Blücher, 2004.
- Morettin, P. A. Toloi, C. M. Previsão de Séries Temporais, 2ª ed. São Paulo: Editora Actual, 1987.
- Murteira & Black, (1983), B.J.F.e Black, G.h.J.(1983). Estatísticas Descritiva, Portugal: Editora McGraw-Hill.
- Phillips, P. C. B.; Ouliaris, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. Econometric, Chicago, v. 58, n. 1, p. 165-93, Jan. 1990.

Rao, B.B. (Ed.). Co-integration for the applied economist. London: Macmillan, 1994. 231p.

Spiegel, Murray R.(1993), Estatística, 3ªEdição, Daisy Pereira Daniel, Brasil.

Silvestre, A. L. (2007), Análise de dados e Estatística Descritiva, Lisboa, Editora Escolar.

Salvatore, D., E.Duilio., A. Campino e A.C. Comune (1981), Introdução `a Economia,.....pp. São Paulo, Editora McGraw-Hill.

Sims, C.A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, Jan. 1980.

Samuelson, P.A., Nordhaus, W.D. (1999) "Economia", McGraw Hill

Wallis, K. F.; Thomas, J. J. (1971) - Seasonal variation in regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. A*, v. 134, n. 1, p. 57-72.

Williamo H.Branson. (1989) *Macroeconomia Teoria e Política*, 2ª edição.

Yule, G.U. Whe Do We Sometimes Getn Nonsense Correlations Between Time Series? A Study in Sampling and the Nature of Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society* vol.89, 1926,p,1-64.

ANEXOS

Tabela 1 . Estatística descritiva das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07

Variáveis	TJC30	TJD30	M2
Observações	83	83	83
Média	25.35	9.89	34.78
Desvio padrão	5.03	3.43	12.15
Mínimo	18.11	4.76	17.11
Máximo	36.91	17.92	60.09
Mediana	25.49	9.68	32.93
Assimetria	1.64	-0.014	-0.24
Curtose	0.24	0.196	0.282

Figura 3. Histogramas das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01 - 07

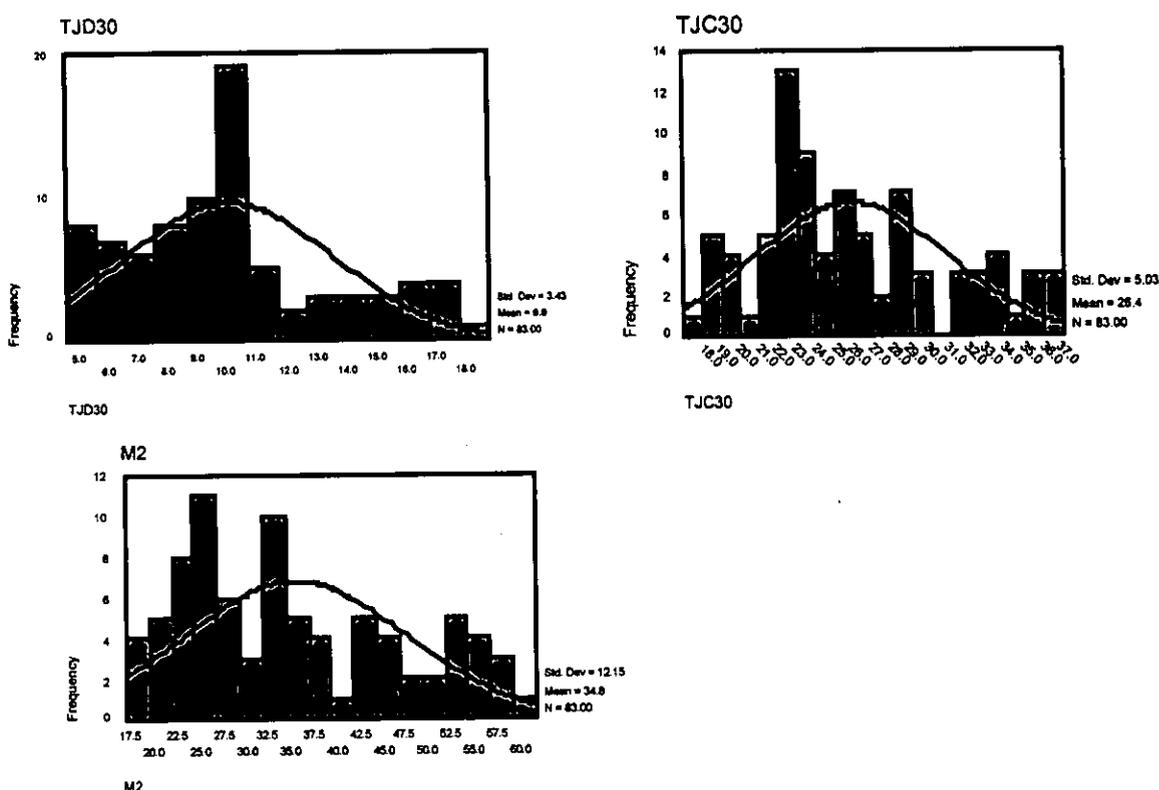


Figura 4. Resíduos das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.

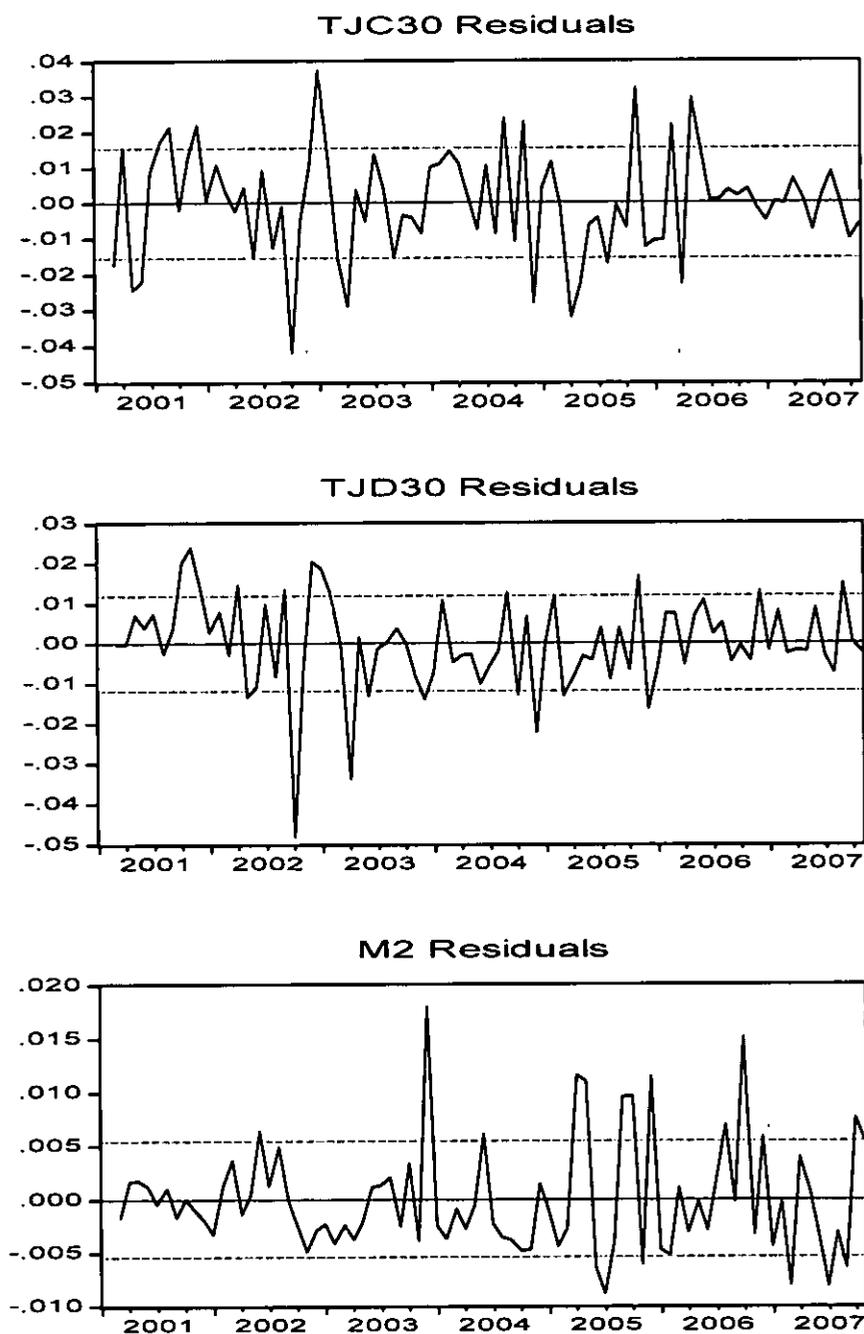


Figura 5. Gráficos das equações de cointegração da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.

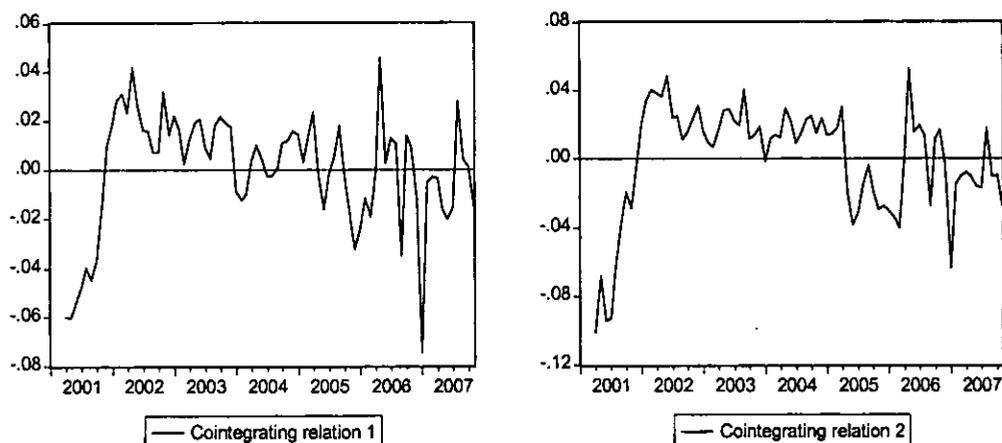


Tabela 7. Tabela resumo para selecção do modelo.

Date: 09/29/08 Time: 12:46					
Sample: 2001:01 2007:11					
Included observations: 80					
Series: TJD30 TJC30 M1					
Lags interval: 1 to 2					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Selected (5% level) Number of Co-integrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	0	1	2
Max- Eig	1	2	0	0	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	768.8784	768.8784	779.1162	779.1162	781.4480
1	780.3140	781.8654	788.6770	791.8671	793.9728
2	781.8655	790.2950	791.0723	801.4233	803.2415
3	781.8655	791.5591	791.5591	803.7910	803.7910
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-18.77196	-18.77196	-18.95291	-18.95291	-18.93620
1	-18.90785	-18.92164	-19.04192	-19.09668	-19.09932
2	-18.79664	-18.95737	-18.95181	-19.16058	-19.18104*
3	-18.64664	-18.81398	-18.81398	-19.04477	-19.04477
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-18.23600	-18.23600	-18.32762*	-18.32762*	-18.22159
1	-18.19324	-18.17725	-18.23799	-18.26297	-18.20606
2	-17.90338	-18.00456	-17.96922	-18.11845	-18.10913
3	-17.57472	-17.65274	-17.65274	-17.79421	-17.79421

Tabela 9. Estimativas do VAR com VEC das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.

Vector Error Correction Estimates			
Date: 09/29/08 Time: 13:21			
Sample(adjusted): 2001:04 2007:11			
Included observations: 80 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2	
TJD30(-1)	1.000000	0.000000	
TJC30(-1)	0.000000	1.000000	
M2(-1)	-1.213530	-1.141922	
	(0.18290)	(0.28014)	
	[-6.63482]	[-4.07628]	
@TREND(01:01)	0.006914	0.007336	
C	0.030878	-0.177567	
Error Correction:	D(TJD30)	D(TJC30)	D(M2)
CointEq1	-0.309137	0.314658	0.532617
	(0.09047)	(0.15741)	(0.19487)
	[-3.41682]	[1.99898]	[2.73313]
CointEq2	0.127615	-0.349694	-0.315776
	(0.06305)	(0.10969)	(0.13580)
	[2.02413]	[-3.18803]	[-2.32535]
D(TJD30(-1))	0.125087	0.242423	-0.393599
	(0.12009)	(0.20894)	(0.25867)
	[1.04159]	[1.16027]	[-1.52165]
D(TJD30(-2))	0.280195	0.198992	0.100134
	(0.11194)	(0.19475)	(0.24110)
	[2.50312]	[1.02178]	[0.41532]
D(TJC30(-1))	-0.023599	0.012204	0.102064
	(0.06976)	(0.12137)	(0.15025)
	[-0.33830]	[0.10055]	[0.67929]
D(TJC30(-2))	0.026030	-0.035931	0.299684
	(0.06217)	(0.10816)	(0.13390)
	[0.41872]	[-0.33221]	[2.23813]
D(M2(-1))	-0.061806	-0.001349	-0.140034
	(0.06083)	(0.10583)	(0.13102)
	[-1.01609]	[-0.01275]	[-1.06882]
D(M2(-2))	-0.077000	-0.055204	-0.147295
	(0.05496)	(0.09563)	(0.11839)
	[-1.40093]	[-0.57729]	[-1.24419]
C	0.000239	0.001923	0.002413
	(0.00142)	(0.00247)	(0.00305)
	[0.16878]	[0.77993]	[0.79029]
@TREND(01:01)	9.87E-06	-4.98E-05	0.000106
	(2.9E-05)	(5.1E-05)	(6.3E-05)
	[0.33690]	[-0.97660]	[1.67537]
R-squared	0.356069	0.345585	0.277904
Adj. R-squared	0.273278	0.261446	0.185063
Sum sq. resids	0.002410	0.007295	0.011181
S.E. equation	0.005868	0.010209	0.012638
F-statistic	4.300817	4.107308	2.993330
Log likelihood	302.8902	258.5880	241.5076
Akaike AIC	-7.322254	-6.214700	-5.787689
Schwarz SC	-7.024501	-5.916947	-5.489936
Mean dependent	-3.64E-05	-0.000466	0.005307
S.D. dependent	0.006883	0.011879	0.014000
Determinant Residual Covariance		5.69E-13	
Log Likelihood		803.2415	
Log Likelihood (d.f. adjusted)		787.2178	
Akaike Information Criteria		-18.78044	
Schwarz Criteria		-17.70853	

Tabela 11. Decomposição da V. de Cholesky das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.

Decomposição da Variância de Kolesky de TJD30:				
Período	Desvio padrão	TJD30	TJC30	M2
1	0.005868	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.007875	91.34716	1.455868	7.196967
3	0.009962	84.41297	3.376339	12.21069
4	0.011854	73.72988	4.748256	21.52186
5	0.013643	65.74999	4.512094	29.73791
6	0.015344	59.18191	3.862806	36.95528
7	0.017000	54.00730	3.160349	42.83235
8	0.018621	49.77367	2.678820	47.54751
9	0.020212	46.29306	2.472270	51.23467
10	0.021775	43.37889	2.499513	54.12160
Decomposição da Variância de Kolesky de TJC30:				
Período	Desvio padrão	TJD30	TJC30	M2
1	0.010209	0.104133	99.89587	0.000000
2	0.012724	7.533026	92.44145	0.025522
3	0.014312	16.73646	82.96910	0.294438
4	0.015678	22.11350	75.46683	2.419671
5	0.016915	24.86787	68.54576	6.588367
6	0.018075	26.39700	61.96743	11.63556
7	0.019207	27.32089	55.64666	17.03245
8	0.020341	27.85293	49.78500	22.36208
9	0.021494	28.07775	44.59158	27.33066
10	0.022669	28.06766	40.12705	31.80528
Decomposição da Variância de Kolesky de M2:				
Período	Desvio padrão	TJD30	TJC30	M2
1	0.012638	0.258933	0.274989	99.46608
2	0.014792	0.253634	3.198429	96.54794
3	0.015735	4.093372	3.059827	92.84680
4	0.017293	8.035614	4.648645	87.31574
5	0.018788	10.94249	6.256731	82.80078
6	0.020077	12.62837	6.549272	80.82236
7	0.021337	13.77591	6.709955	79.51413
8	0.022544	14.61888	6.882920	78.49820
9	0.023705	15.27286	7.043341	77.68380
10	0.024832	15.77903	7.218513	77.00245

Figura 6. Gráficos da Decomposição da V. de Cholesky das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.

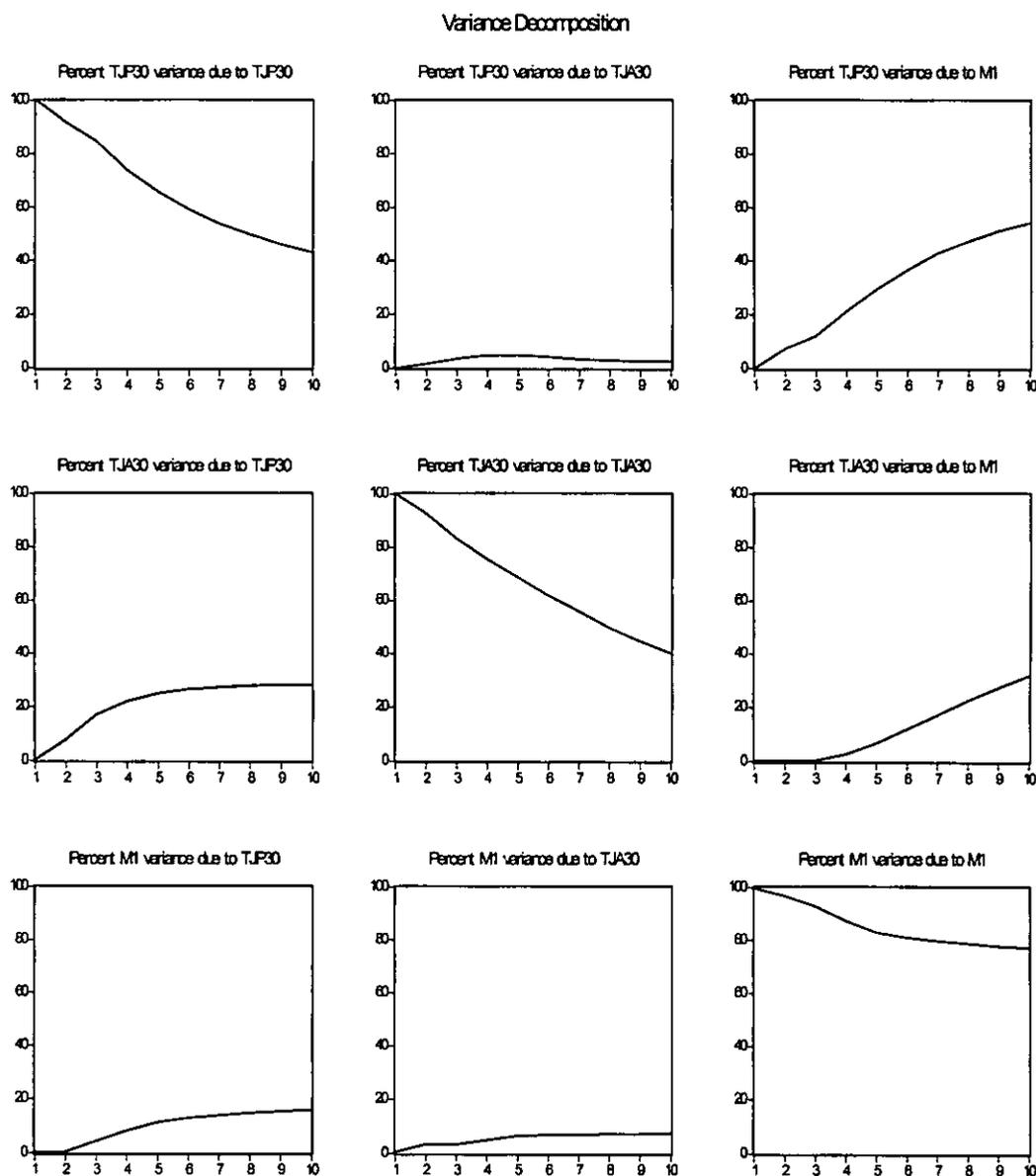


Tabela 12. Funções Impulso – Resposta das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07.

Resposta da TJD30			
Período	TJD30	TJC30	M2
1	0.005868	0.000000	0.000000
2	0.004714	0.000950	0.002113
3	0.005207	0.001565	0.002767
4	0.004452	0.001822	0.004257
5	0.004335	0.001314	0.005012
6	0.004117	0.000834	0.005626
7	0.004091	0.000197	0.006064
8	0.004062	-0.000394	0.006409
9	0.004067	-0.000901	0.006667
10	0.004069	-0.001323	0.006878
Resposta da TJC30			
Período	TJD30	TJC30	M2
1	0.000329	0.010203	0.000000
2	0.003477	0.006749	0.000203
3	0.004699	0.004504	0.000750
4	0.004481	0.003945	0.002312
5	0.004098	0.003256	0.003591
6	0.003885	0.002518	0.004378
7	0.003814	0.001680	0.004982
8	0.003802	0.000842	0.005449
9	0.003804	0.000135	0.005809
10	0.003811	-0.000449	0.006097
Resposta de M2			
Período	TJD30	TJC30	M2
1	-0.000643	-0.000663	0.012605
2	0.000376	-0.002561	0.007238
3	0.003095	-0.000760	0.004315
4	0.003728	-0.002515	0.005589
5	0.003821	-0.002861	0.005584
6	0.003504	-0.002077	0.005787
7	0.003437	-0.002037	0.006017
8	0.003403	-0.002106	0.006079
9	0.003395	-0.002144	0.006129
10	0.003388	-0.002221	0.006188

Figura 7. Gráficos da Funções Impulso – Resposta das séries da M2, TJC30 e da TJD30 de Moçambique de 01-07

