

Eco-252

ECO
252

**Paridade do Poder de Compra entre Moçambique e
África do Sul: Evidência empírica (1998 - 2006)**

Paulina Fernando Matavele

Novembro de 2007

Trabalho de Licenciatura em Economia
Faculdade de Economia
Universidade Eduardo Mondlane

Declaração

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

Paulina Fernando Matavele.

Paulina Fernando Matavele

Maputo, aos ____ de Novembro de 2007

Provação do Júri

Este trabalho foi aprovado no dia ____ de Novembro de 2007 por nós, membros do júri

Examinador da Universidade Eduardo Mondlane.

O Presidente da mesa de Júri

O Arguente

[Handwritten Signature]

Supervisor

[Handwritten Signature]

Co-supervisor

Abstracto

O presente trabalho tem como objectivo estudar a Paridade do Poder de Compra entre Moçambique e África do Sul. Através do teorema de representação de dois estágios de Engle-Granger, este trabalho procura investigar as relações de longo prazo entre os preços domésticos, a taxa de câmbio do metical em relação ao rand (MT/ZAR) e os preços da África do Sul bem como as suas dinâmicas de curto prazo. O trabalho também procura investigar a estabilidade dessa relação entre os preços e a taxa de câmbio bem como a capacidade de previsão do modelo fora da amostra.

Usando dados de séries temporais, compreendendo o período de Janeiro de 1998 a Março de 2006, os principais resultados sugerem que:

Paridade do Poder de Compra entre Moçambique e África do Sul é válida pelo menos no longo prazo;

De acordo com o modelo do mecanismo de correcção do erro, cerca de 20% dos desequilíbrios na variação da taxa de câmbio (MT/ZAR) no período anterior são corrigidos no mês seguinte;

Os testes de estabilidade e de previsão mostram que o modelo de longo prazo aqui usado possui um fraco desempenho de previsão para horizontes temporais longos contudo ele tem uma capacidade de previsão para 12 meses após um choque exógeno, por outro lado, o teste de Chow mostra que houve uma quebra estrutural na taxa de câmbio (MT/ZAR) no ano 2000 (logo após as cheias).

Estes resultados implicam que ao longo prazo tanto os preços domésticos, os preços da África do Sul e a taxa de câmbio do MT/ZAR estarão integrados ou a convergir para o mesmo equilíbrio;

Por outro lado, os resultados do modelo do mecanismo de correcção do erro indicam que a velocidade de ajustamento da taxa de câmbio após um choque é muito baixa, embora significativa;

Os testes de estabilidade indicam que é sempre necessário ter em conta as mudanças estruturais na economia quando se quiser prever movimentos na taxa de câmbio (MT/ZAR) sobre o risco de se obter parâmetros viciados e instáveis.

Dedicatória!

*Ao meu pai, Fernando Matavele (Em memória), e a minha Mãe, Marta Vairede
Samissonne Mutepeia*

Agradecimentos

Os meus sinceros agradecimentos vão para o meu supervisor Dr. Adriano Ubisse, o meu co-supervisor dr. Joel Muzima por me terem guiado na realização deste trabalho;

A todos os docentes da Faculdade de Economia da Universidade Eduardo Mondlane, que directamente contribuíram para que eu pudesse realizar este trabalho, vão os meus profundos agradecimentos;

Aos meus colegas do curso, não poderia esquecer de agradecer pelo apoio que me deram nos vários desafios que juntos travamos;

Ao meu pai (saudoso) Fernando Matavele que me incentivou a optar por esta área de formação, apesar de jamais poder partilhar nenhum momento. A minha Mãe Marta Vairede Samisone Mutepeia, vai o meu grande obrigado por ter me aconselhado a optar sempre pelo caminho da escola;

Aos meus irmãos (Filomena, Ana, Sansão, Fernando e Valter) que sempre me encorajaram a seguir em frente, mesmo quando notassem que eu enfrentava grandes dificuldades, nunca me deixaram parar, por isso, muito obrigado;

O meu muito obrigado para todos que directa e indirectamente colaboraram para que eu chegasse até aqui!

Lista de figuras

	pag
Figura1— Séries em níveis	39
Figura2 – Séries em primeiras diferenças	40
Figura3 – Taxa de câmbio nominal, real e preços relativos	41
Figura4 – Resíduos da regressão de longo prazo	41

Lista de tabelas

	pag
Tabela1 - Descrição das variáveis	19
Tabela2 – Testes de raiz unitária de Dikey-Fuller e Perron	21
Tabela3 – Modelos de determinação de taxas de câmbio	25
Tabela4 – Testes de co-integração: Teste de ADF sobre resíduos da regressão de longo prazo.	27
Tabela5 – Modelo do mecanismo de correcção do erro (ECM)	29
Tabela6 – Testes de estabilidade: “Out-of-sample forecast” e testes de Chow	31
Tabela7 – Inflação: Índice de Preço ao Consumidor, 1996 – 2000 (%)	32
Tabela8 – Testes de estabilidade: Variável “dummy”	33

Lista de abreviaturas

- ADF – Aumented Dikey- Fuller
- AIC – akaik information criteria
- CI-Co-integrado
- ECM – Mecanismo de Correção de Erro
- E-G – Engle - Granger
- GDP – Produto Interno Bruto Percapita
- INE – Instituto Nacional de Estatística
- IPC – Índice de Preço ao Consumidor
- LP- Longo Prazo
- MCRL- Modelo Clássico de Regressão Linear
- MQO – Método de Mínimos Quadrados
- MT– Metical
- PNB- Produto Nacional Bruto
- PPC – Paridade do Poder de Compra
- RSA- República da África do Sul
- RW- “Random Walk”
- VAR - Vector Auto-Regressivo
- ZAR – Rand Sul Africano

Índice

1. Introdução	1
CAPÍTULO I	3
1.2 Problema	3
1.3 Hipóteses	3
1.4 Metodologia de investigação.....	4
1.5 Relevância do tema	5
1.6 Conceitualização	6
CAPÍTULO II.....	8
2. Revisão de literatura.....	8
2.1 A ideia da paridade do poder de compra	8
2.1.1 Paridade do poder de compra absoluta.....	8
2.1.2 Paridade do poder de compra relativa	9
2.2 Problemas relacionados com a PPC.....	11
2.3 Evidência empírica sobre a PPC	12
CAPÍTULO III	17
3. Metodologia e fonte de dados.....	17
3.1 Metodologia.....	17
3.2 Dados	19
3.2 Teorema de representação de Engle e Granger.....	21
CAPÍTULO IV	23
4. Resultados	23
4.1 Modelos de determinação da taxa de câmbio.....	23
4.2 Teste de paridade do poder de compra	26
4.3 Modelo de mecanismo de correcção de erro (ECM).....	27
4.4 Teste de estabilidade do modelo	30
CAPÍTULO V.....	34
5. Conclusões e recomendações	34
Bibliografia	36
ANEXO.....	39

1. Introdução

Estudos sobre a paridade do poder de compra (PPC) entre diferentes economias remota à vários anos. O interesse em estudar a PPC foi ganhando espaço entre vários estudiosos, numa primeira fase para os países desenvolvidos, contudo, esta tendência transcende o espaço geográfico destes países para incluir os países em vias de desenvolvimento. Apesar desta viragem, muitos estudos tem refutado a ideia da validade da PPC nos países subdesenvolvidos, sendo o exemplo de autores como Nagayaso (1998), Holmes (2000), Odedokun`s (2000), que tendo feito estudos para vários países de África usando os testes de co-integração, não encontraram evidências da PPC no longo prazo quando usavam dados de cada país individualmente.

A ideia básica da PPC, foi apresentada nos escritos do economista inglês do séc XIX , David Ricardo (precursor da teoria das vantagens comparativas), por sua vez, Gustav Cassel, um economista Sueco do séc XX , popularizou a teoria da PPC, tornando-a parte central das teorias das taxas de câmbio.¹

A teoria da PPC é uma teoria da determinação da taxa de câmbio, onde de uma forma mais comum, a mudança de taxas de câmbio entre duas moedas em qualquer período é determinada pela mudança dos preços relativos entre os países em causa (Dornbusch 1987, pag 1075)

A ideia da paridade do poder de compra baseia-se num senso comum que diz que “ o dinheiro vale pela quantidade de bens e serviços que pode adquirir”. Deste modo, se no país doméstico um cabaz de bens custa X valor, o mesmo cabaz de bens deve custar X valor em termos da moeda de outro país, o que quer dizer que, convertendo cada moeda em termos da moeda de outro país, para o mesmo cabaz de bens, o preço deve ser igual. A PPC indica que todos os níveis de preços dos países são iguais quando medidos em termos da mesma moeda.

O presente trabalho visa testar a existência da paridade do poder de compra entre Moçambique e África do Sul no período de 1998:1 a 2006:3, para o efeito, o trabalho usa

¹ Krugman, P., e Obstfeld, M.(2001) “Economia Internacional: Teoria e Política”

o modelo de Engle-Granger (1987), no sentido de investigar a hipótese da co-integração entre os preços domésticos, preços da África do Sul e a taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand. O modelo de longo prazo é depois comparado com o modelo de determinação da taxa de câmbio baseada na hipótese da eficiência de mercado "random walk model". Uma vez testada a existência da co-integração o trabalho prossegue usando o modelo de mecanismo de correcção de erro (ECM) para analisar os possíveis desequilíbrios na taxa de câmbio susceptíveis de se encontrar no curto prazo. Por fim, o trabalho testa a estabilidade da PPC ao longo do tempo usando o "Chow-test" para identificar possíveis quebras estruturais, testando também o modelo de previsão fora da amostra, "Out-of-Sample forecast" com vista a testar a capacidade de previsão de futuros movimentos na taxa de câmbio (MT/ZAR), uma vez que segundo a crítica de Lucas (1976), os parâmetros dum modelo podem mudar ao longo do tempo.

O trabalho está dividido em cinco capítulos. Após a introdução, no primeiro capítulo, também vai-se apresentar os objectivos do trabalho, o problema, a metodologia usada, a relevância do tema, os resultados esperados e também alguns conceitos importantes no trabalho. No segundo capítulo, far-se-á a revisão de literatura bem como a discussão da ideia da PPC, apresentando também alguns problemas inerentes a esta teoria. O terceiro capítulo trata da fonte de dados, bem como a metodologia usada, mais especificamente o teorema de representação de Engle-Granger é aqui discutido. No quarto capítulo os resultados do trabalho são apresentados. Por fim, o quinto capítulo avança com as considerações finais bem como algumas recomendações.

CAPÍTULO I

1.1 Objectivos

1.1.2 Objectivo geral

O objectivo geral deste trabalho consiste em:

Testar a hipótese da paridade do poder de compra entre Moçambique e África do sul no sentido de usar como medida de previsão da taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand no longo prazo.

1.1.3 Objectivos específicos

São objectivos específicos deste trabalho:

Identificar os principais constrangimentos provocados pela flutuação da taxa de câmbio sobre a PPC;

Identificar possíveis problemas que possam constrianger a PPC nas economias em desenvolvimento;

Investigar possíveis quebras estruturais nos movimentos de taxas de câmbio metical/rand durante o período em análise;

Testar a hipótese de co-integração entre os preços domésticos, da RSA e a taxa de câmbio *MT / ZAR*.

1.2 Problema

Vários estudos têm rejeitado a hipótese da validade da PPC pelo menos a longo prazo nos países em desenvolvimento. Deste modo, o problema que se coloca neste estudo é:

“Será que existe a PPC entre Moçambique e a RSA?”

1.3 Hipóteses

- 1) Existe paridade de poder de compra entre Moçambique e África do Sul;
- 2) Esta relação pode ser estável dentro de um horizonte de 12 meses;

3) Poderá existir alguma quebra estrutural nos movimentos das taxas de câmbio do *MT / ZAR* durante o período em análise.

1.4 Metodologia de investigação

Para a realização do trabalho vai se fazer pesquisa da literatura relevante para o tema, que envolve a pesquisa bibliográfica, análise da base de dados de fontes internacionais bem como diversas buscas na Internet.

O trabalho constitui em um estudo empírico que tem como recurso uma série temporal contendo dados referentes ao IPC (índice de preço ao consumidor de Moçambique, África do sul, bem como a taxa de câmbio nominal do *MT / ZAR* respeitante ao período de 1998:1 a 2006:3).

A análise de co-integração com vista a verificar a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis económicas, nomeadamente, índice de preço ao consumidor doméstico, estrangeiro, bem como a respectiva taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand, será feita com recurso ao procedimento de dois estágios de Engle-Granger (1987).

Esta análise de co-integração que consiste nas seguintes etapas:

- 1) Verificar a ordem de integração das séries;
- 2) Se elas forem integradas da mesma ordem, i.e. $I(1)$, então, proceder estimando a regressão de longo prazo;
- 3) Preservar os erros resultantes da regressão de longo prazo;
- 4) Aplicar os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller com valores críticos de Mckinnon (1991) para verificar a estacionaridade dos resíduos, isto é, co-integração das variáveis.

Contudo, antes de verificar se duas ou mais variáveis são integradas é necessário se conhecer a ordem de integração de cada variável individualmente, onde para tal, será usado o teste de raiz unitária, destacando-se os de Dickey-Fuller Aumentado (1979) e o teste paramétrico Philips-Perron (1994) de modo a apurar numa primeira fase a estacionaridade das séries em níveis bem como em suas primeiras diferenças.

Todos os cálculos são realizados usando o pacote econométrico MICROFIT 4.1.

1.5 Relevância do tema

A realização dum estudo sobre a paridade do poder de compra entre Moçambique e África do Sul é de grande interesse uma vez que trata-se de dois países vizinhos que desenvolvem há várias décadas fortes relações económicas.

Em termos de países de destino das exportações nacionais, a RSA, encontra-se em segundo lugar, sendo antecedida pelo grupo dos países baixos que tomam o primeiro lugar sendo um deles a Holanda que é o país que absorve a produção do alumínio da Mozal em 100%. Sendo assim, para o ano de 2005, a RSA, absorveu 16.2% do total das exportações nacionais, e do lado das importações, por países de origem, a RSA, encontra-se em primeiro lugar com 44%, do total das importações nacionais.² Tratando-se de dois países diferentes onde cada um usa a sua moeda para efectuar transacções, é importante saber se existe a PPC, no sentido de prever a taxa de câmbio no longo prazo.

Este trabalho focaliza a paridade do poder de compra como tema central, uma vez que muitos estudos tem rejeitado a hipótese da PPC principalmente países em desenvolvimento.

A escolha da África do Sul para fazer o estudo comparativo, deve-se ao facto das estatísticas apontarem este país vizinho como um dos maiores parceiros comerciais do nosso país. Sendo assim, o estudo torna-se importante na medida em que permite-nos controlar a taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand dado que grande volume das nossas importações provêm da RSA, controlar também as expectativas da valorização ou desvalorização do metical em relação ao rand, elucidado aos agentes económicos no processo das suas transacções no sentido de prever futuras tendências do metical em relação ao rand, facilitando as suas decisões quanto ao facto de optar por fazer as suas aquisições a nível das fronteiras nacionais ou do lado da RSA sem ter que incorrer diversos custos. Os dados em estudo dizem respeito aos índices de preço ao consumidor de Moçambique e África do sul, e a taxa de câmbio nominal no período de 1998:1-2006:3. A opção por este período em análise deve-se ao facto desta série temporal conter dados do IPC de Moçambique como um todo onde, antes de 1998, o contexto económico

²INE, Anuário estatístico de 2005 pag 112 a 118

do país era instável devido aos conflitos armados que se faziam sentir, o que não permitia agregar o IPC respeitante a todas regiões do país. Com a assinatura do acordo geral de paz em 1992, o Instituto Nacional de Estatística (INE), enveredou esforços no sentido de agregar o IPC nas regiões norte, centro e sul do país, onde antes só era possível recolher a informação do IPC para a cidade do Maputo. Actualmente, o IPC usado é obtido por meio de uma média ponderada que agrega as regiões norte, centro e sul de Moçambique por se considerar bastante significativa para representar o país como um todo (INE, 2006).

Finalmente o presente trabalho pretende-se enriquecer as evidências empíricas sobre a validade ou não da PPC em Moçambique visto que são escassos estudos relacionados com o tema em causa.

1.6 Conceitualização

Nesta secção, pretende-se fazer o levantamento dos principais conceitos que se assumem como relevantes para o trabalho:

Começando por Paridade do poder de compra que é aqui definida como uma teoria que estabelece que a taxa de câmbio entre moedas de dois países é igual entre a relação dos níveis de preços dos países. A teoria da PPC, estabelece que uma queda no poder de compra interno de uma moeda (aumento do nível de preço interno) será associada a uma depreciação proporcional da moeda no mercado de câmbio, a mesma teoria prediz que um aumento no poder de compra interno de uma moeda estará associado a uma apreciação proporcional da moeda, (P. Krugman e Obstfeld, 2001)

A taxa de câmbio é o preço da moeda de um país em termos da moeda de outro país. Não sendo ajustada pelos preços relativos, designa-se nominal. A taxa de câmbio é determinada no mercado cambial onde são transaccionadas diferentes moedas.

Esta pode ser cotada ao certo, quando se expressa em unidades de moeda estrangeira por cada unidade de moeda doméstica, enquanto que, quando cotada ao incerto, expressa-se

por unidades de moeda doméstica por cada unidade de moeda estrangeira, (Saranga. J. 1997) Para o caso do nosso país, a taxa de câmbio nominal é cotada ao incerto.

A taxa de câmbio real, entre moedas de dois países é uma medida resumida da amplitude dos preços dos bens e serviços de um país relativamente aos de outros (P. Krugman e Obstfeld, 2001). Nesta caso estaremos a falar do preço relativo de produtos estrangeiros em termos de produtos nacionais, ou ainda, quantos cabazes de produtos nacionais são necessários para trocar por um cabaz de produtos estrangeiros.

Índice de preço ao consumidor, Neste trabalho é definido como um índice de preços que quantifica o custo de um cabaz fixo de bens de consumo (P. Samuelson, 1999), onde, segundo o INE, o IPC é um instrumento de avaliação dos preços de um conjunto de bens e serviços de qualidade e quantidade constante e representativo da estrutura de consumo de uma determinada população num determinado espaço geográfico.

CAPÍTULO II

2. Revisão de literatura

2.1 A ideia da paridade do poder de compra

Esta teoria baseia-se na ideia de que na presença de um mercado competitivo, bem como na ausência de restrições ao comércio internacional e custos de transporte, a arbitragem internacional forçará a igualização de preços de bens idênticos quando medidos na mesma moeda e vendidos em diferentes países. Existem duas versões da PPC: PPC absoluta, e PPC relativa:

2.1.1 Paridade do poder de compra absoluta

Com base na Lei de preço único que estabelece que nos mercados concorrenciais livres de custos de transporte e barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda, daí que, a Paridade do poder de compra define que os preços dos bens transaccionáveis cotados em uma mesma moeda, devem ser os mesmos quando comprados em diferentes países.

Contudo existe uma diferença entre a PPC e a lei do preço único uma vez que: a lei do preço único se aplica a mercadorias individuais enquanto que a PPC se aplica ao nível geral de preços que é uma composição de preços de todas as mercadorias que entram na cesta de referência. Sendo assim, ao se considerar uma cesta de bens homogêneos e na ausência de custos de transacção como também a existência de livre comércio, deve se verificar o seguinte:

$$e = \frac{P}{P^*} = 1 \quad (1)$$

Onde, e representa a taxa de câmbio nominal expressa em moeda doméstica em termos da moeda estrangeira, isto é, $e = \frac{Mt}{Zar}$, P é um índice de preços do país doméstico (Moçambique) e P^* é um índice de preços do país estrangeiro (África do Sul).

A equação a cima apresentada é chamada versão absoluta da PPC. Neste caso, ao contrário do que pressupõe a Lei do preço único, na PPC verifica-se a existência de imperfeições de mercado, presença de custos de transacção, barreiras comerciais bem como a dificuldade na comparação de cestas homogêneas de bens entre diversos países, criando instabilidade na relação entre os preços e as taxas de câmbio, fazendo com que essa relação não seja observada empiricamente.

A versão absoluta da PPC é em geral testada por meio de uma regressão de longo prazo dada por:

$$e_t = \alpha + \beta_1 P^*_t + \beta_2 P_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que α , β_1 e β_2 são coeficientes a serem estimados e ε_t é um termo aleatório. É importante salientar que a introdução da constante na equação é uma hipótese testável. No entanto, e conforme argumento de Boyd e Smith (1999), ainda que teoricamente seu valor seja zero, em razão da utilização de números índices, com bases fixas em um período inicial, é possível que o logaritmo da taxa de câmbio nominal tenha uma média diferente de zero. Da mesma forma é possível testar a restrição de homogeneidade ou seja, de que, $\beta_1 = 1$ e $\beta_2 = -1$, o que seria denominada por Froot e Rogoff (1995) como a versão forte da PPC absoluta. Esses autores também levantam a possibilidade dessa restrição não se verificar empiricamente em razão da presença de preços de bens não comercializáveis na composição dos índices de preços e as diferentes relações de longo prazo entre os bens comercializáveis e não comercializáveis de um mesmo país. Em relação a esse último caso, Froot e Rogoff (1995) a denominam de versão fraca da PPC absoluta.

2.1.2 Paridade do poder de compra relativa

Ao contrário da PPC absoluta, a teoria da PPC relativa, abandona a ideia da lei de preço único, sendo sustentada basicamente pela neutralidade da moeda e da estabilidade das relações produtivas dos países em consideração permitindo que a expressão inicial seja alterada passando para:

$$e = \frac{P}{P^*} = \theta \quad (3)$$

Onde θ é uma constante diferente de 1.

Esta versão relativa, estabelece uma estabilidade relativa entre os preços internacionais e os preços domésticos quando traduzidos em uma mesma moeda, sendo assim, logaritmizando a expressão (3) e diferenciando em relação ao tempo, chega-se a razão pela qual a teoria da PPC é denominada como teoria da inflação e da taxa de câmbio, onde:

$$\text{Lne} = \text{Ln}\left(\frac{p}{p^*}\right) = \frac{\text{Lne}}{e} = \frac{\text{Lnp}}{p} - \frac{\text{Lnp}^*}{p^*} \quad (4)$$

$$e = p - p^* \quad (4')$$

Os desvios transitórios dessa relação são explicados basicamente por diferentes velocidades de ajustamento da taxa de câmbio, comparada a velocidade do ajustamento de preços e salários (Dornbusch, 1976) e imperfeições do mercado, como a imperfeita substituição dos bens que dificultam a arbitragem internacional.

Sendo assim, a PPC deixa de ser válida quando se verificam desvios permanentes dessa relação ao longo do tempo. Esses desvios são explicados por alterações estruturais da economia que produzem uma mudança correspondente nos preços relativos.³

As evidências empíricas internacionais demonstram que no longo prazo, esta relação pode prevalecer, porém a correção de desvios dessa relação dá-se, segundo Rogoff (1996), a uma velocidade inexplicavelmente baixa.⁴

Nos países que se verifica uma inflação muito elevada, esse comportamento não tende a se reproduzir devido a mecanismos formais ou informais de indexação introduzidos como forma de protecção dos valores reais dos activos, isso faz com que nesses países a

³ Possíveis explicações para esses desvios permanentes são apresentados em Dornbusch (1988) e Froot & Rogoff (1995)

⁴ Rogoff (1996) destaca que em média os estudos empíricos sobre o tema apresentam uma meia vida para os desvios da PPC em torno de 3 a 5 anos, o que seria um período extremamente longo para ser explicado por rigidez nominais.

convergência em direcção à relação de longo prazo proposta pela PPC seja mais rápida. Mahdavi e Zhou, (1994) oferecem argumentos para a validade da PPC em países de alta inflação, baseados na existência de altos custos de informação e no colapso progressivo do ambiente institucional que garante a existência de contratos de longo prazo. Zhou, (1997) argumenta também a favor de uma maior velocidade de convergência a PPC em períodos de alta inflação devido à dominância de distúrbios monetários, que encobrem os efeitos produzidos pelos choques reais sobre os preços relativos.

A versão relativa da PPC pode ser testada usando o seguinte modelo:

$$e_t = \beta_1 \Delta P_t - \beta_2 \Delta P^*_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Onde, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ e ε_t , é um termo aleatório.

A realização de testes bilaterais para a validade da PPC, implicam a estimação de modelos de séries temporais. Nesse contexto, a verificação da estacionariedade dos resíduos é uma condição necessária a ser respeitada em razão dos argumentos de Granger (1987) sobre estimação de regressões espúrias.

2.2 Problemas relacionados com a PPC

Existem vários problemas que se revelam imediatos com a racionalidade da teoria da PPC das taxas de cambio que se baseia na lei de preço único⁵:

- i) Ao contrário da suposição da lei de preço único, os custos de transporte bem como as restrições ao comércio certamente existem e se verificam de maneira que as barreiras comerciais podem ser suficientemente grandes para evitar a livre comercialização de bens e serviços entre países.
- ii) As práticas monopolistas ou oligopolistas nos mercados de bens e serviços podem interagir com os custos de transportes e outras barreiras comerciais enfraquecendo a ligação entre preços de bens similares vendidos em países diferentes.

⁵ P.Krugman & M. Obstfeld (2001), *Economia internacional: Teoria e política*

- iii) Como os dados da inflação referentes a países diferentes estão baseados em cestas de bens diferentes, não há motivo para que as variações das taxas de câmbio compensem as medidas oficiais das diferenças da inflação mesmo quando não existem barreiras ao comércio, e todos os bens são comercializáveis.

Os custos de transporte, bem como as restrições comerciais tornam caras as deslocações de bens entre mercados localizados em países diferentes, enfraquecendo deste modo a lei de preço único subjacente à PPC.

Existem bens e serviços que possuem um custo de transporte superior a sua produção, o que faz com que os mesmos não possam ser comercializados internacionalmente com lucros, tais bens são denominado de não comercializáveis, ou "non tradable goods"⁶. A existência desse tipo de bens cujos preços não são ligados internacionalmente, permite desvios sistemáticos mesmo para a PPC relativa.

Pelo facto do preço de bens não comercializáveis ser totalmente determinado por suas curvas domésticas de oferta e demanda, o deslocamento daquelas curvas pode fazer com que o preço doméstico de uma grande cesta de bens mude em relação ao preço internacional da mesma cesta. Uma elevação de preços dos bens não comercializáveis de um país, elevará seu nível de preços em relação a preços internacionais, o poder de compra nesses países cairá sempre que se elevar o preço dos bens não comercializáveis.

2.3 Evidência empírica sobre a PPC

A literatura empírica da hipótese da PPC é vasta como a sua própria história (Froot & Rogoff, 1995).

⁶ Em linhas gerais, pode-se identificar os bens transaccionáveis ou comercializáveis como sendo, bens manufacturados, matérias-primas e bens agrícolas, os bens não transaccionáveis são principalmente serviços e a produção da indústria de construção.

Nesta secção, vai se fazer a revisão de alguns estudos empíricos encontrados na literatura para se ter a noção de como é tratada a PPC por outros autores.

Para o caso de Moçambique, Drine e Rault (2005), Kargbo (2006), fizeram estudos sobre modelos de previsão das taxas de câmbio *Mt/Zar*, apesar de que ainda se consideram escassos, os estudos feitos e publicados para este país.

Drine e Rault (2005), usando testes de co-integração com objectivo de encontrar os determinantes do equilíbrio da taxa de câmbio real, tomando em conta 45 países em desenvolvimento, (incluindo 21 países Africanos), onde Moçambique também fazia parte. Usando dados anuais datados de 1980-1996, concluíram que o nível de abertura das economias dos países em desenvolvimento influencia o equilíbrio da taxa de câmbio real. por sua vez, Kargbo (2006), por meio de testes empíricos encontrou a validade da paridade do poder de compra para as economias africanas incluindo Moçambique. No seu estudo, ele baseou-se no GDP (PIB per capita) para o período de 1958-2003, os resultados mostraram validade da PPC o que pode servir de guião para a determinação das taxas de câmbio. Apesar desses estudos serem relevantes, eles tiveram alguns inconvenientes principalmente para Moçambique pelas seguintes razões: (i) Alguns períodos tiveram problemas em termos de dados disponíveis que foram considerados inconsistentes uma vez que todos os preços (taxas de câmbio) nos períodos antes de 1994 não eram determinados pelas forças de mercado, mas sim, eram fixados pelas autoridades monetárias; (ii) A guerra civil que afectou Moçambique no período de 1976-1992, afectou bastante o processo de captação das flutuações das taxas de câmbio naquele período.

Samuel Zita e Rangan gupta (2007), usando as habilidades do modelo de "sticky-price" (preços rígidos) de Dornbusch (1976), fizeram um estudo para as taxas de câmbio nominal de metical-rand no período de 1994:1 – 2005:4, no sentido de tentar explicar os movimentos das taxas de câmbio em Moçambique. Estes encontraram uma relação estável entre a taxa de câmbio nominal metical-rand e os fundamentais (rendimento nominal, oferta de moeda, taxas de juro e inflação)concluindo que a PPC é válida para Moçambique, e tem a capacidade de prever a taxa de câmbio metical-rand. Segundo estes

autores, esta componente (previsão) fazia falta em outros estudos feitos para Moçambique.

Para outro grupo de países Africanos, Uma vez que um grande número destes estavam num processo de reforma das suas economias desde os anos 80, criando várias alterações nas suas políticas macroeconómicas como forma de responder a deterioração do crescimento das suas economias, um rápido crescimento da inflação, grandes problemas nas suas balanças de pagamentos, elevado fardo de dívida externa bem como outros problemas que sufocavam suas economias, (world bank,2000a, Johansen, 1994).

Com o processo da implementação do programa de ajustamento nesses países Africanos, verificou-se no período em análise uma grande volatilidade nas taxas de câmbio como também nos preços dos bens alimentares, sendo assim, a reforma das políticas das taxas, foi um ponto focal no processo do programa do ajustamento estrutural dentro desses países com intuito de melhorar a competitividade das suas economias com o exterior.

Existe uma grande suposição dessa política que refere a verificação da PPC nos países Africanos no longo prazo. Desta forma vários países foram submetidos a testes econométricos usando os seus IPC, ou o deflector GDP (produto interno bruto per cápita) tendo constatado que a PPC se verifica no longo prazo. Desse grupo de países, podemos tomar o exemplo de Ghana, Etiópia e Botswana, que também faziam parte do estudo, uma vez que, segundo Joseph M Kargbo (2003), a PPC é muito importante por duas grandes razões:

- (i) Primeiro por servir de modelo de previsão das taxas de câmbio;
- (ii) Segundo porque pode servir como um ponto de referência no apuramento do nível de movimentos de taxa de câmbio.

Assim sendo, foram usados diversos testes econométricos, tomando em consideração técnica de co-integração de Johansen, para mostrar empiricamente se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. Para tal, foram usados dados anuais dos IPC e das taxas de câmbio nos períodos entre 1958-1998, onde as evidências empíricas mostraram que o

ajustamento das variações das taxas de câmbio diferem entre os países em causa, onde as divergências da PPC eram corrigidas entre um a três anos para um pequeno grupo de países Africanos, sendo o caso de Botswana, enquanto que para o caso de Ghana, as mudanças na sua taxa de câmbio eram corrigidas com direcção ao equilíbrio num período de sete ou mais anos. De uma forma geral, as evidências empíricas mostraram um forte suporte de existência da PPC no longo prazo de modo a que se possa aceitar a aplicabilidade da PPC nas taxas de câmbio bem como em várias outras políticas de ajustamento económico.

A pesquisa feita mostrou que a estabilidade das taxas de câmbio nos países é um factor muito importante na promoção do investimento, o que pode aumentar rapidamente o crescimento económico. As políticas de taxas de câmbio constituíram um ponto focal nos programas de ajustamento estrutural e macroeconómico em diversos países de África nas últimas duas décadas no sentido de melhorar a competitividade externa das suas economias com base na suposição de que a PPC verifica-se em África.

Estudos feitos para o Chile, por César Caldeiron e Roberto Duncan (2003), concluem que a PPC pode ser violada no curto prazo quando se verificarem custos de transacção, barreiras tarifárias, diferentes cestas de bens usados para construir o índice de preços ao consumidor e intervenção do governo nos mercados de taxa de câmbio. Usando dados anuais de 1810 - 2002, por meio de testes econométricos como os de raiz unitária, de estacionaridade, encontraram evidência robustas da hipótese da PPC na economia Chilena onde, pelos testes de co-integração de Johansen, verificaram no longo prazo uma forte relação entre a taxa de câmbio nominal com os preços domésticos e estrangeiros.

No caso da Austrália, Dimitris Hatzinikolaou (2002), usando dados quadrimestrais respeitantes aos anos de 1984:1 a 2003:1, que representa o período pois flutuação no mesmo país, estimando duas relações de co-integração, uma sobre o diferencial da taxa de juro, outra sobre a taxa de câmbio nominal chegando a conclusão de que a PPC e a paridade da taxa de juro não podem ser rejeitadas se no longo prazo, se os preços dos bens estiverem incluídos na relação de co-integração.

Mohsen Bahamani – Oskooee & Gour G. Goswami (2005), fizeram um estudo relacionado com as taxas de cambio no mercado negro e a paridade do poder de compra nas economias emergentes. Usando dados mensais de oito países Asiáticos em desenvolvimento, onde, apesar das variáveis estarem co-integradas de acordo com os procedimentos de Johansen- Juselius (1990), verificaram que o preço doméstico bem como o preço estrangeiro não são fracamente exógenos em muitos países, e por meio de testes directos, rejeitaram a hipótese da validade da PPC.

Wickremasinghe (2002), usando testes de raiz unitária para a taxa de câmbio real em Sri Lanka, rejeitou a hipótese da validade da PPC no longo prazo.

CAPÍTULO III

3. Metodologia e fonte de dados

3.1 Metodologia

a) *Teste de raiz unitária para medidas de taxa de câmbio*

O teste de Dikey-Fuller (DF), trata-se de um dos testes alternativos usados para testar a estacionariedade das séries, uma vez que trabalho empírico baseado em dados de séries temporais, supõe que as séries envolvidas sejam estacionárias, onde por meio da informação que nos é dada pelo critério da informação de Akaike (AIC), permite-nos identificar e seleccionar o número óptimo de desfazagens ou "lags". As regressões de Dikey-Fuller constam a baixo:

$$\Delta \zeta_t = \mu + \delta \zeta_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta \zeta_{t-i} + v_t \quad (6)$$

$$\Delta \zeta_t = \mu + \beta t + \delta \zeta_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta \zeta_{t-i} + v_t \quad (7)$$

A equação (6), inclui apenas a constante, enquanto que a equação (7), para além da constante inclui a tendência. A inclusão da constante e da tendência no modelo serve para captar diferenças tecnológicas ao longo do tempo bem como o impacto de outros factores determinísticos não observados no modelo.

Dado que as séries temporais dos níveis de preços e taxas de câmbio são susceptíveis de ter sofrido quebras estruturais ao longo do tempo e visto que os testes de Dikey-Fuller são sensíveis à presença de variáveis "dummy", então nesta secção optamos também em fazer um teste alternativo para estacionariedade, o mesmo foi desenvolvido por Perron (1994). Este teste consiste no seguinte:

(i) Estimar o modelo;

$$y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta y_{t-i} + \beta_0 D1 + \beta_1 Di1 + \beta_2 DiBt + v_t \quad (8)$$

Onde:

Y_t - Serie temporal a ser testada a estacionariedade(ex: taxa de câmbio)

$D1$ - Variável dummy que assume valor 1 depois da quebra estrutural, zero de contrário:

Dit :

Dit = 0 antes da quebra estrutural

Dit = 1 no momento da quebra estrutural

Dit = $t + 1$ depois da quebra estrutural

DitB :

DitB = 0 antes da quebra estrutural

DitB = 1 no momento da quebra estrutural

DitB = 0 depois da quebra estrutural

(ii) Testar a hipótese nula:

$H_0: \rho = 1$ (série tem raiz unitária)

$H_1: \rho < 1$ (série é estacionária)

Em caso do valor de t-estatístico ρ for maior que o valor crítico constante na tabela de Perron (1994), -5.08, então, rejeita-se a hipótese nula e a série é estacionária.

b) *Análise de co-integração*

A técnica de co-integração é usada para testar a relação de linearidade entre várias variáveis económicas. Este tipo de teste revela-se importante na medida em que permite verificar se existe equilíbrio ou relacionamento de longo prazo entre variáveis económicas. Entre vários testes de co-integração existentes, um dos mais usados pela facilidade da sua aplicação é o Engle-Granger (1987). No entanto, mais recentemente está em uso o teste de Johansen, desenvolvido por Johansen e Juselius (1990), que passou a ser amplamente utilizado com o desenvolvimento de diversos "softwares", sendo este o mais complexo em termos de uso, por exigir um grande esforço em termos teóricos, para a sua aplicação e análise de resultados, contudo comparativamente aos testes de Engle-Granger e Phillips-Perron, que permitem apenas verificar se as variáveis são integradas ou não, os testes de Johansen tem a vantagem de permitir verificar quantos vectores de co-integração existem entre as variáveis.

Formalmente diz-se que, se e_{i,p_t} e $p^*_{i,t}$ são integradas de ordem d , $e_{i,p_t}, p^*_{i,t} \sim I(d)$, então e_{i,p_t} e $p^*_{i,t}$ são co-integradas de ordem b , isto é, e_{i,p_t} e $p^*_{i,t} \sim CI(d,b)$.

De entre diversas metodologias para estimação de co-integração, as mais populares são os procedimentos de dois estágios de Engle e Granger (1987), E-G, e o método de máximo verosimilhança de Johansen (1988), onde este último é empregue na estimação de um modelo vector auto – regressivo (VAR).

3.2 Dados

Neste estudo foram usados dados mensais do índice de preços ao consumidor de Moçambique, RSA, bem como as taxas de câmbio nominal do metical em relação ao rand sul africano. Estes dados foram obtidos no “*International Financial Statistics Online Database (2006)*”, publicados pelo fundo monetário internacional e correspondem ao período de 1998:M1 a 2006:M3

Tabela 1: Descrição das variáveis

P: logaritmo natural do índice de preços ao consumidor (IPC) de Moçambique(1998=100)

*P**: logaritmo natural do índice de preço ao consumidor (IPC) da África do Sul (1998=100)

E: logaritmo natural da taxa de cambio nominal do metical em relação ao rand (MT/ZAR)

Fonte: “ *International Financial Statistics, Online database (IFS, 2006)* ”.

Os gráficos das séries em níveis bem como em primeiras diferenças encontram-se representados nas figuras 1 e 2 (em anexo) respectivamente. Nota-se que há uma tendência crescente dos preços, tanto doméstico como na RSA, o que pode ser explicado pela subida dos preços dos produtos básicos que compõem a cesta de bens de referência a partir do ano 2000. Observa-se também uma subida na taxa de câmbio nominal do *Mt/Zar* que esteve estável desde o ano de 1998, tendo sofrido uma pequena subida nos finais do ano 2000 que pode estar relacionada com as calamidades naturais que se fizeram sentir com maior incidência na região sul do país e o cenário actual, mostra uma tendência continuamente crescente nos períodos subsequentes. Entretanto, as séries em primeira diferença (figura 2) mostram um comportamento diferente, onde os preços e a taxa de câmbio *Mt/Zar* apresentam uma grande flutuação. Para o caso de Moçambique,

essa tendência flutuante de preços e taxas de câmbio pode ser consequência da calamidades naturais uma vez que, nessa altura verificou-se o pico da expansão monetária principalmente após as calamidades do ano 2000 o que levou a uma subida generalizada dos níveis de preços, que culminou com uma inflação elevada levando a depreciação da taxa de câmbio do metical em relação ao rand.

A tabela 2, apresenta os resultados dos testes estatísticos de Dickey-Fuller e Perron, eles mostram que as séries em níveis (preço doméstico, preço da africa do sul, bem como as taxas de câmbio *Mt / Zar*) apresentam raiz unitária uma vez que tanto para o modelo com constante e intercepto, os valores da estatística DF são menores que os seus respectivos valores críticos, por tanto, as séries são integradas de ordem 1 ou seja $I(1)$, conclusão similar é obtida usando teste de Perron com uma quebra estrutural no ano 2000.

No caso do teste ADF para as séries em primeiras diferenças os resultados apresentados na tabela sugerem a rejeição da hipótese nula da presença de raiz unitária, dado que os valores da estatística DF são evidentemente superiores aos valores críticos para os níveis de significância de 5% e 10% respectivamente. Esta situação também pode ser observada para os testes de Perron. Não havendo raiz unitária, então pode-se dizer que as séries em primeira diferença são estacionárias.

Tabela 2: Testes de raiz unitária de Dickey-Fuller e Perron

Variáveis	Modelo	τ_u	μ	τ_r	β	Perron t-stat	Quebras estruturais
A: Series em níveis							
<i>P</i>	ADF(4)	0.34	-0.01	-3.45	0.001	-3.451	Sim
<i>P*</i>	ADF(7)	-1.08	0.01	-1.46	0.000	-2.09	Sim
<i>E</i>	ADF(2)	-0.61	0.06	-2.89	0.001	-3.26	Sim
B: Series em primeira diferença							
Variáveis	Modelo	τ_u	μ	τ_r	β	Perron t-stat	Breaks
<i>p</i>	ADF(4)	-4.92	0.001	-4.94	0.000	-12.07	Sim
<i>p*</i>	ADF(7)	-3.14	0.00	-3.23	0.000	-5.61	Sim
<i>e</i>	ADF(2)	-5.31	0.00	-5.31	0.000	-6.88	Sim

Amostra: 1998M1 a 2006M3.

Valores críticos de ADF				Perron's test critical value	
	τ_u	τ_r			
5%	-2.856	-3.408	5%		-5.08
10%	-2.559	-3.119			

Notas: O número de lags no teste ADF, foi escolhido com base no akaike information criteria (AIC) de modo a garantir a não auto-correlação dos erros.

A amostra compreende períodos entre 1998M1 a 2006M3

3.2 Teorema de representação de Engle e Granger

O presente trabalho visa estimar a existência de uma relação de longo prazo entre os níveis de preço doméstico, preços da África do sul e a taxa de câmbio *MT / ZAR*, para o efeito pretende-se usar o teorema de representação de Engle-Granger dada a sua facilidade de implementação. Este método consiste resumidamente no seguinte:

1) Em primeiro lugar, deve-se verificar se as séries estão integradas na mesma ordem e de seguida estimar a regressão de longo prazo dada na equação :

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p^*_t + \zeta_t \quad (8)$$

Com as seguintes expectativas dos sinais:

Se $\beta_0 = 1$ representa desequilíbrios no mercado de bens e serviços;

Se $\beta_1 > 0$ ⁷ Um aumento nos preços domésticos gera uma depreciação do metical em relação ao rand, "ceteris paribus";

Se $\beta_2 < 0$ Neste caso, um aumento no preço internacional, origina uma apreciação do metical em relação ao rand.

2) Preservar os resíduos da regressão da equação (8) por meio da seguinte equação:

$$\varepsilon_t = \beta_0 - \beta_1 p_t - \beta_2 p^*_t \quad (9)$$

De seguida testar a estacionaridade dos resíduos usando os modelos de regressão de Dikey-Fuller com constante e intercepto, testar o valor da estatística comparada com os valores críticos constantes na tabela de Mckinnon (1991).

3) Caso haja co-integração (estacionaridade dos resíduos) usar o modelo de mecanismo de correcção de erro (ECM) para corrigir os possíveis desequilíbrios de curto prazo na relação entre os preços e as taxas de câmbio através da seguinte equação:

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_t + \alpha_2 \Delta p^*_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_2 \Delta p^*_{t-i} + V_t + \delta_i \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (10)$$

Onde, δ_i = coeficiente da velocidade de ajustamento. Este coeficiente deve ter um sinal negativo e deve ser estatisticamente significativo. Em geral, o ECM através do parâmetro δ_i mede a proporção do desequilíbrio na taxa de câmbio do metical/rand no período anterior que é corrigida no período seguinte.

⁷ Note-se que a teoria da determinação da taxa de câmbio define: $\left(\frac{MT}{ZAR}\right) = E = \frac{P}{P^*}$ = taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand.

CAPÍTULO IV

4. Resultados

4.1 Modelos de determinação da taxa de câmbio

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 3, tomando em conta o modelo [1] que é o nosso modelo principal de longo prazo, pode-se dizer que os coeficientes p_t , bem como p^* , apresentam sinais esperados e são estatisticamente significativos ao nível de significância de 1% com os valores de $\beta_1 = 1.226$ e $\beta_2 = -0.958$, respectivamente.

Por exemplo, um aumento nos preços domésticos em 1%, provoca uma depreciação da taxa de câmbio nominal do Mt/Zar em 1.226% "ceteris paribus".

Os resultados também sugerem que p_t e p^* , explicam cerca de 87% das variações na taxa de câmbio Mt/Zar no longo prazo, enquanto que os restantes 13% das variações são explicadas por outros factores não incluídos no modelo.

Quanto aos testes de diagnóstico, o valor de $\chi_H^2[1]=0.637[0.425]$ mostra que a probabilidade mínima de rejeição da hipótese nula de que não há heteroscedasticidade está a cima dos níveis convencionais de 1%, 5% e 10%, pelo que não se pode rejeitar a hipótese nula em causa. Sabendo que o termo heteroscedasticidade significa diferente variância no termo erro cuja presença viola o pressuposto do modelo clássico de regressão linear (MCRL) que determina que o erro deve ser homoscedástico ou seja, deve ter igual variação para que os estimadores sejam eficientes. Simbolicamente expressa-se heteroscedasticidade da seguinte maneira:⁸ $E(U^2_i) = \delta^2_i$, então, não tendo sido detectado este problema no modelo, não se vai correr riscos de subestimar ou sobrestimar os coeficientes.

Quanto a forma funcional, pode se dizer que está correctamente especificada uma vez que o valor de $\chi_{FF}^2[1]$ e pelo menos este ao nível de significância de 1% não permite a rejeição da hipótese nula de que a forma funcional está correctamente especificada.

⁸ Gujarati, D (1996) Econometria Básica

Para o caso da normalidade com o valor de χ_N^2 [2], correspondente ao valor estatístico de 10.879[0.004] rejeita-se a hipótese nula da normalidade dos resíduos, mas, contudo este problema poderia ter implicações sérias para os testes assintóticos, isto é, em amostras grandes.

Entretanto, há sérios indícios da presença de auto-correlação o que é ilustrado pela rejeição da hipótese nula de não auto-correlação aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, há uma necessidade de se corrigir este problema visto que na sua presença os estimadores (MCRL) são ineficientes. Para a sua correção vai-se usar a transformação de Prais-Winsten por meio das equações (11) e (12), uma vez que esta transformação não admite possibilidade de se perder qualquer observação.

$$e_t = \beta_0^* + \beta_1^* p_t + \beta_2^* p_t^* + \rho AR(1) + v_t \quad (11)$$

$$e \quad \beta_0 = \frac{\beta_0^*}{(1-\rho)} \quad (12)$$

Onde: AR(1), consiste nos resíduos da regressão de LP (8) com uma desfazagem

Os resultados mostraram que a auto-correlação serial era resultado de um processo autorregressivo de ordem (1), pelo que, a adopção do procedimento de Prais-Winsten não só eliminou este problema como também melhorou outros diagnósticos do modelo como se pode observar no modelo [2] na Tabela 3, abaixo.

Uma forma prática de testar a robustez do nosso modelo consiste em comparar os seus diagnósticos bem como a sua capacidade de previsão fora da amostra em relação a outros modelos. Para esse efeito escolheu-se o modelo simples de caminho aleatório "Random Walk" por ser predominante na literatura sobre determinação das taxas de câmbio (Rogoff, 1996).

Comparando o nosso modelo principal [1] com o Random Walk neste caso refere-se ao modelo [3] pode-se dizer que este último, consegue explicar melhor as variações na taxa de câmbio com um $R^2 = 97\%$, em relação ao modelo principal que explica apenas 87% das variações nas taxas de câmbio nominal do metical em relação ao rand.

Tabela 3: Modelos de determinação de taxas de câmbio

	Modelo [1]	Modelo [2]	Modelo [3]
Variável dep.	e_t	e_t	e_t
Constante	6.509* [0.698]	5.3549* [0.352]	-0.004 [0.136]
P_t	1.226* [0.132]	1.007* [0.066]	
P_t^*	-0.958* [0.276]	-0.489* [0.138]	
e_{t-1}			1.001* [0.017]
AR(1)		0.891* [0.049]	
R ²	0.87	0.97	0.97
.	0.082	0.039	0.038
DW	0.366	1.853	1.744
χ_{SC}^2 [12]	78.293[0.000]	12.920[0.375]	9.689[0.643]
χ_{FF}^2 [1]	5.713[0.017]	1.758[0.185]	0.566[0.452]
χ_N^2 [2]	10.879[0.004]	5.799[0.055]	13.127[0.001]
χ_H^2 [1]	0.637[0.425]	0.901[0.343]	0.998[0.318]

Notas: "*" significa que o coeficiente é estatisticamente significativo a 1%; "***" coeficiente e estatisticamente significativo a 5%; e "****" coeficiente e estatisticamente significativo a 10%. . indica o erro padrão da regressão. χ_{SC}^2 corresponde ao teste diagnóstico sobre autocorrelação; χ_{FF}^2 indica o teste sobre a forma funcional; χ_N^2 corresponde ao teste de normalidade dos resíduos; e χ_H^2 indica o teste sobre heteroscedasticidade.

Modelo [1] corresponde a relação de longo prazo entre a taxa de câmbio e os preços (PPC):

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \xi_t$$

Modelo [2] corresponde a transformação de Prais-Winstein convista a corrigir a presença de autocorrelação no modelo.

$$e_t = \beta_0^* + \beta_1^* p_t + \beta_2^* p_t^* + \rho AR(1) + v_t$$

$$e \beta_0 = \frac{\beta_0^*}{(1 - \rho)}$$

Modelo [3] corresponde ao modelo da taxa de câmbio seguindo a teoria de eficiência dos mercados:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + u_t$$

onde:

e_t = logaritmo da taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand;

p_t = logaritmo do índice de preços ao consumidor de Moçambique (1998=100);

p_t^* = logaritmo do índice de preços ao consumidor da África do Sul (1998=100);

$AR(1)$ = resíduos desfazados por um período e resultantes da regressão descrita no modelo [1].

4.2 Teste de paridade do poder de compra

Uma vez estimado o modelo de longo prazo, o próximo passo consiste em testar a presença da PPC ou co-integração entre o preço doméstico, o preço da RSA e a taxa de câmbio Mt/Zar .

Usando os resíduos da regressão de longo prazo (8), foi testada a co-integração por via do teste de Dikey-Fuller aumentado (ADF).

Este teste possui duas variantes:

$H_0: \delta = 0$ Há raiz unitária

$H_1: \delta < 0$ Não há raiz unitária, há co-integração

De acordo com os resultados na Tabela 4 a baixo, aos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, o valor da estatística δ_i mostra que há evidências para se rejeitar a hipótese nula de haver raiz unitária nos resíduos da regressão de longo prazo e logo, pode-se afirmar que as variáveis (preços domésticos, preços da África do Sul e na taxa de câmbio Mt/Zar) encontram-se co-integradas no longo prazo.

Tabela 4: Testes de Cointegração: Teste de ADF sobre os resíduos da regressão de longo prazo

Variável					
Dependente: . .					
Modelos	Constante	Tendencia	τ_{t-1}	ADF(p)	χ_{SC}^2 [12]
Constante	0.000 [-0.221]	...	-0.217** [-3.743]	3	10.541[0.569]
Constante e Tendencia	-0.003 [-0.372]	0.001 [0.305]	-0.218*** [-3.735]	3	11.0966[0.521]
Modelos	Constante e Tendência				
	Constante	Tendência			
1%	-3.90	-4.32			
5%	-3.368	-3.829			
10%	-3.067	-3.532			

Notas: Os valores do t-estatístico estão entre parênteses. Os testes de Dickey-Fuller foram realizados com base nos seguintes modelos:

1) Constante: $\Delta \zeta_t = \mu + \delta \zeta_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta \zeta_{t-i} + v_t$

2) Constante e Tendencia: $\Delta \zeta_t = \mu + \beta t + \delta \zeta_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta \zeta_{t-i} + v_t$. Onde: ζ_t = resíduos da regressão de longo prazo, e p é o número de defasagens. "*" significa que o coeficiente é estatisticamente significativo a 1%; "***" coeficiente e estatisticamente significativo a 5%; e "****" coeficiente e estatisticamente significativo a 10%..

4.3 Modelo de mecanismo de correção de erro (ECM)

De acordo com os testes de co-integração de Engle-Granger, pode-se concluir que se os preços domésticos, os preços da RSA e a taxa de câmbio Mt/Zar são co-integrados, o que implica que existe uma relação estável entre estas variáveis no longo prazo, contudo, no curto prazo é possível que haja desequilíbrio na relação entre estas variáveis. Por sua vez o termo erro (ζ_t), na regressão em (10) pode ser interpretado como sendo o erro de equilíbrio, e serve de ligação entre o comportamento de curto prazo da taxa de câmbio Mt/Zar e o seu valor no longo prazo.

Portanto, o mecanismo de correcção de erro (ECM) corrige esse desequilíbrio. Esta ideia pode ser representada através da equação (10).

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_t + \alpha_2 \Delta p^*_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_1 \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_2 \Delta p^*_{t-i} + V_t + \delta_t \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (10)$$

mostra-nos que existem duas razões possíveis para as flutuações de curto-prazo na taxa de câmbio *Mt/Zar* a saber:

- (i) Variações no curto prazo nos preços domésticos e da África do Sul;
- (ii) Ajustamento da taxa de câmbio nominal em direcção ao equilíbrio de longo prazo como consequência de perturbações no período anterior que são explicadas pelo termo ε_{t-1} . De salientar que este coeficiente representa o valor defasado em um período nos resíduos da regressão de longo prazo.

A Tabela 5 apresenta os resultados do modelo de mecanismo de correcção do erro, pelos resultados aquí apresentados, pode-se concluir que o mecanismo de correcção de erro é estatisticamente significativo mesmo ao nível de significância de 1%, e a magnitude do coeficiente sugere que cerca de 20.3% nos desequilíbrios da taxa de câmbio nominal do metical-rand, no mês anterior são corrigidos no mês seguinte. Este valor implica uma taxa de ajustamento moderada.

Em termos de diagnóstico dizer que o modelo de mecanismo de correcção de erro apenas consegue explicar 36% das variações na taxa de câmbio nominal metical-rand, enquanto que os restantes 64% são explicados por outros factores não incluídos no modelo. Por outro lado, os valores estatísticos dos testes de, $\chi^2_{SC}[12]$, $\chi^2_{FF}[1]$, $\chi^2_N[2]$, $\chi^2_H[1]$, mostram que as probabilidades mínimas para a rejeição das respectivas hipóteses nulas de não auto-correlação, correcta formula funcional, normalidade e não-heteroscedasticidade, estão acima dos seus valores mínimos pelo menos a 1%, 5% e 10%, pelo que o diagnóstico do modelo é satisfatório.

Tabela 5: Modelo do Mecanismo de Correção do Erro (ECM)

Variavel dep.	Modelo · e_t
Constante	0.023[3.171]*
· p_{t-1}	-0.751[-2.839]*
· p_{t-2}	-0.457[-1.799]***
· p_{t-3}	-0.759[-2.856]*
· p_{t-6}	-0.635[-2.339]**
· p_{t-7}	-0.703[-2.593]**
· p_{t-10}	-0.726[-2.679]*
· P_{t-2} *	2.313[2.634]*
· e_{t-2}	0.349[3.031]*
· e_{t-3}	0.279[2.522]**
· e_{t-6}	0.334[3.243]*
· e_{t-8}	0.219[2.038]**
· e_{t-11}	0.351[3.034]*
· ι_1	-0.203[-3.338]*
R ²	0.36
·	0.031
DW	1.861
χ_{SC}^2 [12]	1.658[0.099]
χ_{FF}^2 [1]	2.0764[0.150]
χ_N^2 [2]	1.1769[0.555]
χ_H^2 [1]	1.1491[0.284]

Notas: O coeficiente sobre ι_1 corresponde a velocidade de ajustamento de longo prazo, isto é, a proporção do desequilíbrio na taxa de câmbio nominal do metical em relação ao rand, no período anterior, que deve ser corrigida no mês seguinte. "*" significa que o coeficiente é estatisticamente significativa a 1%; "***" coeficiente e estatisticamente significativa a 5%; e "****" coeficiente e estatisticamente significativa a 10%. · indica o erro padrão da regressão, χ_{SC}^2 corresponde ao teste diagnóstico sobre autocorrelação; χ_{FF}^2 indica o teste sobre a forma funcional; χ_N^2 corresponde ao teste de normalidade dos resíduos; e χ_H^2 indica o teste sobre heteroscedasticidade.

4.4 Teste de estabilidade do modelo

Após ter sido encontrada a co-integração entre os preços domésticos, da África do Sul e a taxa de câmbio nominal MT/ZAR , e uma vez analisados os possíveis desequilíbrios de curto prazo na taxa de câmbio, nesta secção vai-se fazer a comparação do modelo [1], que é o modelo principal com o modelo [3] que é o modelo da hipótese de eficiência de mercados da taxa de câmbio, "Random-Walk" no sentido de avaliar a estabilidade do modelo principal.

Para o efeito, três testes foram feitos:

(i) Testes de quebra estrutural de Chow com vista a verificar possíveis variações dos parâmetros do modelo após as cheias de 2000 (mes de Fevereiro⁹) em Moçambique.

(ii) Teste de previsão fora da amostra "out-of-sample forecast".

(iii) Testes de estabilidade usando variáveis "Dummy".

Os resultados dos testes em (i) e (ii), constam na Tabela 6. No caso do teste de previsão fora da amostra e para o período de 2000 M2, ambos os modelos (longo prazo e RW) falham na previsão da taxa de câmbio. Isto é evidenciado pelo facto da hipótese nula de correcta previsão ser rejeitada por todos os níveis de significância.

Quanto a quebras estruturais, os resultados sugerem que pelo menos ao nível de significância de 1%, não se pode rejeitar a hipótese nula de não haver quebras estruturais, em ambos os modelos, embora o modelo de longo prazo apresente indícios de quebra estrutural a 5% de significância.

Dada a suspeita de existência de quebra estrutural, então decidimos reduzir o horizonte temporal de previsão para 12 meses (fevereiro de 2000, a fevereiro de 2001) de modo a poder observar possíveis desvios. Neste caso, os resultados do teste de "out-of-sample forecast" agora mostram que ambos modelos tem poder significativo de previsão para 12 meses após a ocorrência da quebra estrutural. Por exemplo a estatística

⁹ Acredita-se que estas possam ter tido um impacto sobre os preços e consequentemente sobre as taxas de câmbio.

$\chi^2_{SC} [12]=20.00[0.067]$ mostra que pelo menos a 1% e 5%, de nível de significância não se pode rejeitar a hipótese nula de correcta previsão fora da amostra no caso do modelo de longo prazo.

Em termos de quebra estrutural os resultados confirmam a suspeita de potencial quebra estrutural no modelo de longo prazo durante o mês de Fevereiro do ano de 2000. Isto é ilustrado pelo facto de a probabilidade mínima para a rejeição da hipótese nula de não haver quebra estrutural ser extremamente baixa pelo que tanto a 1%, 5% e 10% rejeita-se a hipótese em causa.

Tabela 6: Testes de estabilidade e previsão do modelo "Out-of-sample forecasts" e testes de Chow

	Modelo [2]	Modelo [3]
	e_t	e_t
"Out-of-sample forecast"	2000M2 – 2006M3	
"Forecast"	$\chi^2_{SC} [73]=121.36[0.000]$	$\chi^2_{SC} [73]=122.50[0.000]$
Chow	F(4,90)=3.18[0.017]	F(2,94)=2.65[0.076]
"Out-of-sample forecast"	2000M2 – 2001M2	
"Forecast"	$\chi^2_{SC} [12]=20.00[0.067]$	$\chi^2_{SC} [12]=12.37[0.416]$
Chow	F(4,29)=4.31[0.007]	F(2,33)=1.69[0.200]

Notas: O valor da probabilidade mínima de se rejeitar a hipótese nula apresenta-se entre parenteses. As hipóteses nulas são: "Out-of-sample forecast" é correcta e não há quebra estrutural no caso do Chow test.

Uma forma alternativa de testar estabilidade do modelo consiste no uso de variáveis "dummy" no lugar da provável quebra estrutural. Para o efeito foram consideradas as cheias de 2000 uma vez que estas tiveram um papel determinante na variação dos níveis de inflação experimentadas ao longo do ano 2000, enfraquecendo todo o progresso a nível macroeconómico até então alcançado.¹⁰

¹⁰ Ver Relatório Anual 2000 do Banco de Moçambique, e também relatórios da FAO e do Banco

Os programas de ajustamento estrutural e estabilização implementados durante a década de 90, resultaram numa significativa redução da inflação (de acordo com o IPC) nos finais dos anos 90, conforme se pode observar na Tabela 7:

Tabela 7: Inflação: Índice de Preço ao Consumidor, 1996- 2000 (%) ¹¹

	1996	1997	1998	1999	2000
IPC (%)	46,9	6,4	0,6	2,0	10,3

Conforme ilustra a Tabela 7 acima, a inflação mensal apresentou flutuações anormais durante o primeiro trimestre de 2000, coincidindo com o impacto das cheias.

Os valores globais da inflação foram claramente afectados pelas subidas de preços de géneros alimentícios, que representam 65% da cesta de referência de mercadorias usados nos cálculos da inflação. Contudo, devido ao nível de agregação dos dados disponíveis e ao facto de estes reflectirem apenas os preços das três maiores cidades (Maputo, Beira e Nampula), não se pode derivar uma correlação directa com o impacto das cheias de 2000. Esta situação contrasta com o preço de outras mercadorias usados no cálculo do IPC, que se mantiveram estáveis (serviços de saúde, educação e transporte) ou baixaram (peças de vestuário e calçado).

Quebras no fornecimento que provocaram uma subida repentina nos preços dos produtos alimentares foram causadas por colheitas fracas ou mesmo por perda de colheitas dos principais produtos agrícolas, a ruptura de infra-estruturas de transporte nas regiões atingidas pelas cheias reduziu a capacidade de transporte de mercadoria diversa para as áreas atingidas pelas cheias.

As calamidades naturais afectaram bastante os preços, reduzindo o poder de compra dos agentes económicos nacionais, uma vez que o custo das importações aumentou podendo se observar através da seguinte situação que; $e = \frac{P}{P^*}$, se $P \uparrow$, então $e \uparrow$, implicando uma depreciação na taxa de câmbio nominal Mt / Zar .

¹¹ USAID, Cheias (1999-2000), Avaliação de impacto, actividades de doação para o reacendimento da população.

Os resultados dos testes usando a variável “dummy” constam da Tabela 8. Ambos os modelos (longo prazo e RW) afirmam que ao nível de significância de 1%, os coeficientes da variável “dummy”, 0.0093 e 0.0013 respectivamente, são estatisticamente significativos pelo que há evidências para se concluir que a taxa de câmbio metical-rand registou uma quebra estrutural no período de Fevereiro de 2000.

Tabela 8: Testes de estabilidade: variavel dummy

	Modelo [2]	Modelo [3]
	e_t	e_t
Variavel dummy	1998:01-2000:01 = 0; 2000:02 = 1; 2002:03-2006:03 = $T_{-1} + 1$	
Coefficiente	0.0093*	0.0013*
Desvio padrao	0.0021	0.0004
t-estatístico	4.3557	3.0147

Notas: “” significa que o coeficiente e estatisticamente significante a 1%.*

CAPÍTULO V

5. Conclusões e recomendações

Neste trabalho, discutiu-se a possibilidade da existência da paridade do poder de compra entre Moçambique e África do sul no período entre 1998:1 – 2006:3 tomando em conta os índices de preços ao consumidor tanto doméstico como estrangeiro como variáveis explicativas bem como a sua taxa de câmbio nominal Mt/Zar como variável explicada. Esta discussão culminou com o uso do modelo de Engle-Granger (1987), comparado com o modelo de determinação de taxa de câmbio seguindo a hipótese da eficiência de mercado “random walk model”, no sentido de avaliar evidências da PPC.

Os resultados sugerem que a paridade do poder de compra entre Moçambique e África do sul verifica-se pelo menos no longo prazo. Por outro lado o modelo de mecanismo de correcção do erro mostra que cerca de 20.3% dos desequilíbrios na taxa de câmbio do metical-rand no período anterior (mês), são corrigidos no mês seguinte e esta velocidade de ajustamento é estatisticamente significativa

Quanto às previsões das taxas de câmbio nominal do metical em relação ao rand são consistentes quando se trata de um período de 12 meses onde pode-se afirmar que nesse espaço de tempo não há falha de previsão do modelo.

A revisão de literatura mostrou que a estabilidade das taxas de câmbio nos países é um factor muito importante na promoção do investimento, o que pode aumentar rapidamente o crescimento económico, desta forma, vai-se avançar com as seguintes recomendações:

Análises profundas dos resultados empíricos destes estudos pelos “policy makers”, uma vez que sua interpretação pode ter implicações de política significantes para gestão de políticas macroeconómicas no longo prazo, dado que com a evidência da PPC, esta pode servir como modelo de previsão da taxa de câmbio bem como um ponto de referência para os movimentos das taxas de câmbio do metical/rand;

Prosseguimento do estudo da paridade do poder de compra com vista a realização de pesquisa e avaliação do impacto das restantes variáveis excluídas do modelo usado neste estudo, uma vez que os resultados aqui obtidos, não encerram esta discussão tanto que nem todas as dinâmicas das economias Moçambicana e Sul Africana foram captadas pelo modelo de longo prazo aqui usado, sendo o caso das distorções causadas pela imposição das tarifas ou quotas resultantes das importações de Moçambique em relação a África do Sul, as expectativas da inflação bem como das taxas de câmbio, entre outras.

Bibliografia

- A statistical analyses of co-integration for I(2) variables. *Econometric theory*, Vol. 11. March 1995;
- Agência dos E.U. para o desenvolvimento internacional (USAID) 2002, "Cheias 1999-2000", Task order nº 8003, Julho de 2002;
- Anuários estatístico (2005, 2006), Instituto Nacional de estatística;
- Bahmani-Oskooee, M., and Goswami, G. (2005). "Black Market Exchange Rate and Purchasing Power Parity in Emerging Economies". *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 41;
- Banco de Moçambique, Relatório Anual. Banco de Moçambique, 2000;
- Boyd, D, Smith, R, (1999) "Testing for purchasing power parity". *Econometrics issues and an application to developing countries*. The Manchester school. Vol 67;
- Calderon, C., and Duncan, R. (2003). "Purchasing Power Parity in an Emerging Market Economy: A Long-Span Study for Chile". *Central Bank of Chile*, Working Papers No. 215, (June, 2003), *Development southern África*, Vol 2;
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74;
- Dornbusch, R.(1976), Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of political economy*, Vol 91;
- Dornbusch. R. (1989). "Real Exchange Rates and Macroeconomics: A selective survey". *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 91;
- Drine, I and Rault, C. 2005. "Learning about the Long-run Determinants of Real Exchange Rate for Developing Countries: A Panel Data Investigation";
- Engle, R, Granger, C.W.J. (1987), Co-integration and error correction representation, estimation an testing. *Econometrica*, Vol55;

- Froot, K. Rogoff K., (1995), "Perspectives on PPP and long-run exchange rates." *Handbook of international economics*, Vol. 3, Amsterdam, New York and Oxford, North-Holland;
- Hatzinikolaou, D., and Polasek, M. (2005). "The Commodity-Currency View of the Australian Dollar: A Multivariate Co-integration Approach". *Journal of Applied Economics*, Vol. 3;
- Holmes, M.J, 2000. Does purchasing power parity hold in African less developed countries? Evidence from a panel data unit root test. *Journal of African Economies*;
- International Monetary Fund (IMF). (2006). "International Financial Statistics: Online database" Disponivel no site "<http://ifs.apdi.net/imf/about.asp>";
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52;
- Johansen, Soren.(1988) "Statistical analyses of co-integration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 12;
- Kannebley, S. J, (2003), " Paridade do Poder de Compra no Brazil-1968-1994" Est. Econ., São Paulo, Vol. 33;
- Kargbo, J. M. (2003). " Food price and long-run Purchasing Power Parity in Africa."
- Kargbo, J. M. 2006. "Purchasing Power Parity and Real Exchange Rate Behaviour in Africa."
- Krugman, P., Obstfeld, M., (2001) "Economia internacional": *Teoria e politica*, 5ª edição, Makron Books, São Paulo;
- Mahidavi, S., Zhou, S., (1994), "purchasing power parity in hi inflation courtiers": Further evidence. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16;
- Nagayasu, J, 1998. *Does the long-run PPP hypothesis hold for Africa? Evidence from panel cointegration study*. Working Paper No. WP/98/123. African Department, August. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Odedokun, M.O, 2000. Fulfilment of purchasing power parity conditions in Africa: the differential role of CFA and non-CFA membership. *Journal of African Economies*;

- Perron, P. (1994). "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series". In Rao, B. B. (ed.). *Cointegration for the Applied Economist*. London: McMillan;
- Phillips, P.C.B and Perron, P. 1988. "Testing for a unit root in time series regression";
- Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity puzzle". *Journal of economic literature*, Vol. 34.
- Wickremasinghe, G. B. (2002). "Purchasing Power Parity Hypothesis in Developing Economies: Some Empirical Evidence from Sri Lanka". Department of Economics and Business Statistics, Monash University, Caulfield;
- World Bank, 2000a. *Can Africa claim the 21st century*. Washington, DC: World;
- Zhou, S. (1997), " Purchasing power parity in high inflation countries"; Co-integration analysis of integrated variables with trend breaks. *Southern Economic Journal*, Vol. 64;
- Zita, Samuel; Rangan, Gupta. (2007) "Modeling and forecasting the metical-rand exchange rate". *Department of economics working paper series*, University of Pretoria; February 2007.

ANEXO

Figura 1: Séries em níveis

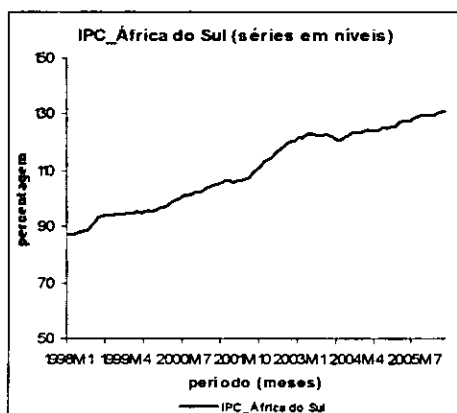
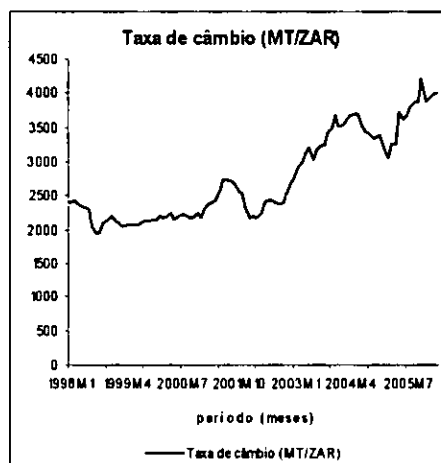
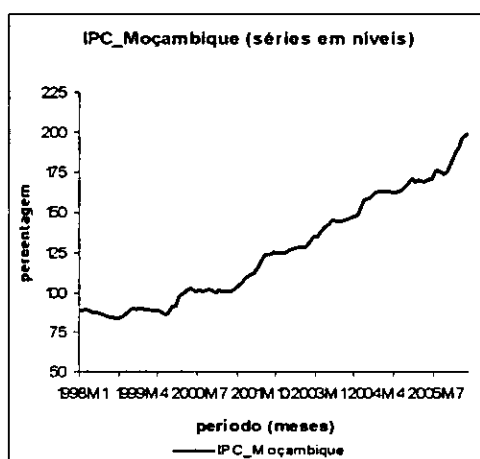


Figura 2: Séries em primeira diferença

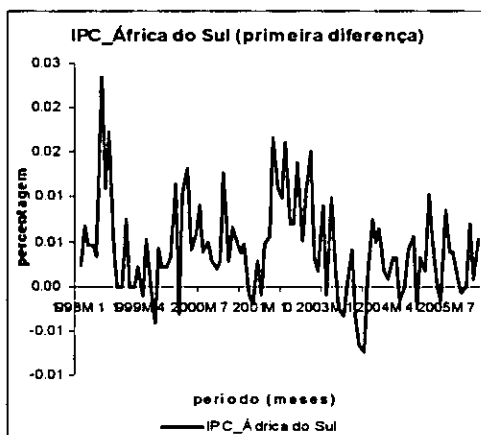
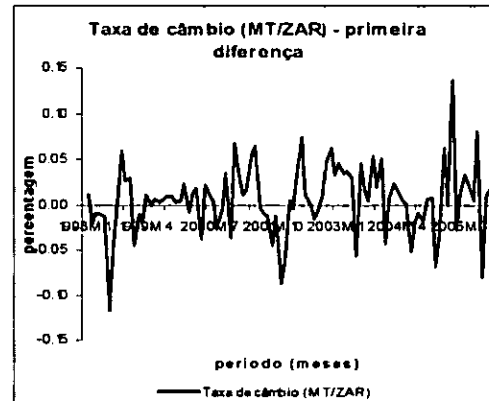
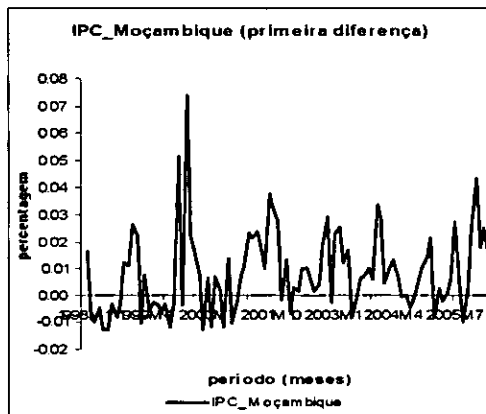


Figura 3: Taxa de Câmbio Nominal e Real e Preços Relativos

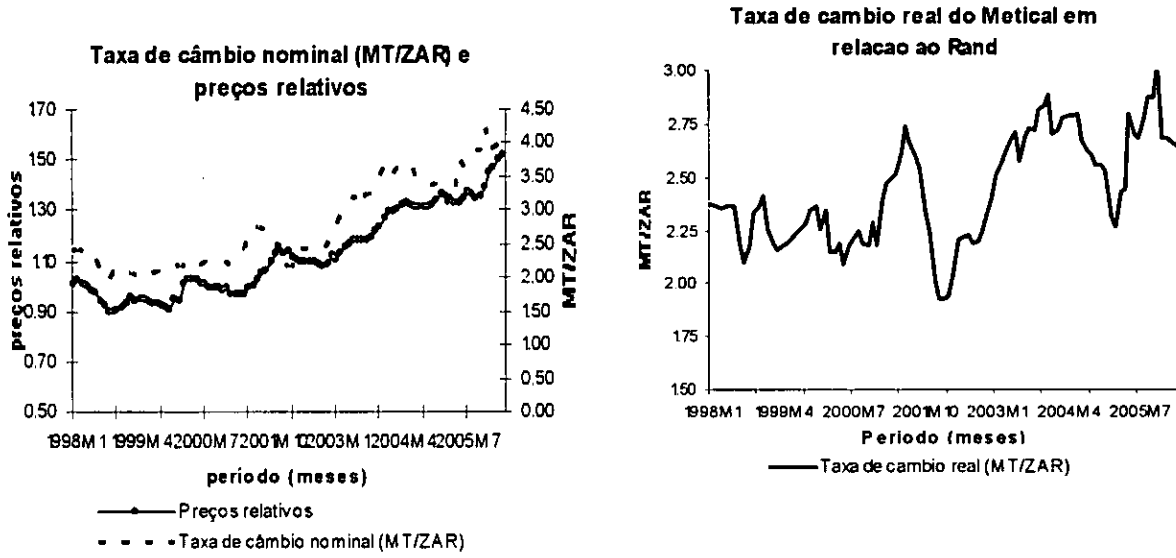


Figura 4: Resíduos da Regressão de Longo Prazo.

