ET-42

Universidade Eduardo Mondlane
Faculdade de Ciências
Departamento de Matemática e Informática

Trabalho de Licenciatura em Estatística

IMPACTO DO NÍVEL DE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS NA INFLAÇÃO DA CIDADE DE MAPUTO NO PERÍODO DE 1998-2004.

AUTOR: MIRANDA ALBINO MARTINS MUAUALO

Universidade Eduardo Mondlane

Faculdade de Ciências

Departamento de Matemática e Informática

Trabalho de Licenciatura em Estatística

IMPACTO DO NÍVEL DE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS NA INFLAÇÃO DA CIDADE DE MAPUTO NO PERÍODO DE 1998-2004.

AUTOR: MIRANDA ALBINO MARTINS MUAUALO

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho aos meus pais **Albino Martins Muaualo** e **Rosalina Amisse**, pelo significado **q**ue têm na minha vida.

- Aos meus irmãos Florência, Feliciano, Maurício, Virgílio e Artemisa Dionilde.
- À minha família Ana Bela Fernando Bernardo Dias, Eunice Jafeth Miranda e Álvares Loureiro Miranda.
- Ao meu inesquecível tio dr. Eusébio Rui e sua esposa.

AGRADECIMENTOS

À Deus pela minha existência, vida e saúde,
Aos meus pais e minha irmã pela força, incentivo, educação, conselho, acompanhamento no meu crescimento fisico, moral, racional e académico,

Ao **Ms. Faizal Ramonje Carsane** e a **Drª Rafica Abdul Razac** de quem serei sempre aprendiz,
Ao dr. Eusébio Rui, Ernesto Vicente, Rita Alfredo Armando, Salvador, Zumbzana Waite, Florência Albino, Missionários Combonianos e da Consolata, Ana Bela Fernando Bernardo Dias pelo apoio material e moral,

Ao meu primo Timóteo, minha sobrinha Cleidimila Waite Armando, minha cunhada Rosa Ernesto Maurício,

Aos meus amigos e colegas – em especial Adelino, Maria Lizete, Rosalina Avilawahua, Momade Juma e Carlos de Sousa pelos conselhos de coragem, pela ajuda espiritual e material para a elaboração e compilação final deste trabalho,

À todos aqueles que, de forma directa e indirecta, contribuíram na minha formação,

Endereço a Minha Gratidão

DECLARAÇÃO DE HONRA

Declaro por minha honra, que o presente trabalho é resultado da minha própria investigação científica e que vai ser apresentado como trabalho para a Licenciatura em Estatística na Universidade Eduardo Mondlane.

Maputo, aos 30 de Julho de 2008.

Miranda A. M. Muaualo

(Miranda Albino Martins Muaualo)

SIGLAS

DW- Durbin-Watson

DPC- Departamento de Preços e Conjuntura

DMI- Departamento de Matemática e Informática

IPC- Índice de Preços no Consumidor

INE-M- Instituto Nacional de Estatística de Moçambique

IPP- Índice de Preços no Produto

INE- Instituto Nacional de Estatística

IAF'S- Inquéritos aos Agregados Familiares

K-S- Kolmogorov-Smirnov

MQO- Mínimos Quadrados Ordinários

MRLS-Modelo de Regressão Linear Simples

MRM-Modelo de Regressão Múltipla

MRLM-Modelo de Regressão Linear Múltiplo

MCRL-Modelo Clássico de Regressão Linear

PNUD- Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento

PIB- Produto Interno Bruto

VIF-Variance Inflation Factor

LISTA DE VARIÁVEIS ENVOLVIDAS NO ESTUDO DA CIDADE DE MAPUTO

IND_X_1- Índice de preço de arroz corrente

IND_X_2 - Índice de preço de arroz extra

IND_X_3 - Índice de preço de farinha de milho branco

IND_X_4 - Índice de preço de alface

IND_X_5 - Índice de preço de cebolas

IND_X_6 - Índice de preço de cenoura

IND_X_7- Índice de preço de couve

IND_X_8 - Índice de preço de banana

IND_X_9 - Índice de preço de coco

IND_X_{10} - Índice de preço de papaia

IND_X_{11} - Índice de preço de maçã

IND_X_{12} - Índice de preço de feijão nhemba

IND_X_{13} - Índice de preço de cacana

IND_X_{14} - Índice de preço de amendoim

IND_X_{15}- Índice de preço de farinha de mandioca e

Y- Índice de Preços no Consumidor.

LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS

Diagramas de Dispersão para a análise da linearidade **Pág.**

ANOVA

Normalidade

ANEXOS

Tabela de preços em Metical da Antiga família do nosso país

Índices Simples de preços

Estatísticas Descritivas

Matríz das Correlações

Parâmetros do Modelo e Testes de Hipóteses sobre os coeficientes

Diagnósticos da Multicolinearidade

EPÍGRAFE

"... Quando poder medir do que fala, e ao mesmo tempo expressa-lo em números, então você sabe algo sobre isso..." (Lord Kelvi).

RESUMO

Em Moçambique a inflação, medida por variações no Índice de Preços no Consumidor aumentou fortemente entre 1989 à 1995 mas à partir de 1996 teve a sua tendência crescente fortemente reduzida. No entanto, em 2006 a inflação em Moçambique não foi ao encontro dos planos do Governo Moçambicano que era de conter a inflação abaixo de 7.5%, tendo-se observado que os produtos agrícolas foram maiores contribuintes na inflação naquele ano. Este trabalho, analisa o impacto do índice de preços dos produtos agrícolas que o Instituto Nacional de Estatística usa para determinar a inflação da cidade de Maputo.

Para atingir este objectivo, primeiro o trabalho utiliza a fórmula de índices simples, para calcular os índices de preços dos produtos agrícolas da cidade de Maputo.

Em segundo lugar, o trabalho utiliza a Regressão Múltipla para estimar as contribuições dos produtos agrícolas na inflação da cidade de Maputo. Uma vez feita esta análise, o trabalho selecciona as mais altas contribuições do nível de preço para indicar que produtos mais impactam a inflação desta cidade.

Os resultados obtidos neste estudo sugerem que a inflação na cidade de Maputo é mais influenciada pelos preços dos seguintes produtos: arroz corrente, farinha de milho branco, cebola, feijão nhemba, coco e papaia.

Palavras-chave: Inflação, Índice de preços e Regressão Múltipla.

ÍNDICE

1.INTRODUÇÃO

Os índices de preços mais antigos que se conhecem surgiram na Europa, na época dos grandes descobrimentos marítimos.[1] Segundo a informação obtida no Instituto Nacional de Estatística (INE), em Moçambique, a estimação do Índice de Preços no Consumidor (IPC) começou em 1989 e na altura era calculado pelo Ministério de Plano e Finanças. O Instituto Nacional de Estatística de Moçambique (INE-M) em coordenação com o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) começou com o processo de compilação do IPC em 1995, ficando a compilação deste indicador a partir de 1997 na responsabilidade do INE.
Os índices de preços são portanto, indicadores que procuram medir a evolução do nível geral de preços durante um certo período de tempo. Segundo Samuelson e Nordhaus (1999) " *o aumento da inflação, de facto, alude-se à evolução de um índice de preços. Um índice de preços é uma média ponderada dos preços de um certo número de bens e serviços. Na elaboração do índice de preços, os economistas ponderam os preços individuais, através da importância económica de cada bem. Para o caso do IPC, a cada bem é atribuído uma ponderação fixa proporcional à sua importância relativa nos orçamentos de despesa do consumidor*". O IPC é de facto, um número que está associado a média ponderada dos preços de um conjunto de produtos, denominado cesta[2], em um determinado período. Assim, se de um mês para o outro, o índice de preços sofre uma elevação de 0.7% por exemplo, significa que os preços que fazem parte da cesta correspondente a esse índice aumentaram, em média, 0.7%. De acordo com o mesmo autor, os índices mais importantes são: o índice de preços no consumidor, o deflactor do Produto Interno Bruto (PIB) e o índice de preços no produtor. Mas, a medida mais usada é o índice de preços no consumidor, também conhecido por IPC.

Para Samuelson e Nordhaus (1999), "o IPC mede o custo de compra de um cabaz[3] de bens em diferentes momentos". Portanto, a correcção monetária, tem o objectivo de minimizar (ou até neutralizar) as distorções causadas pela inflação na economia. Com ela, os valores monetários são

[1] http://www.ai.com.br/pessoal/indices/indh.htm;
[2] Cesta é um conjunto de produtos que uma família média de uma certa população necessita consumir durante um mês. Este conjunto, em geral possui gêneros alimentícios, produtos de higiene pessoal e limpeza (SANDRONI, 2005: 135);
[3] A expressão << cabaz de compra >> designa frequentemente as despesas de consumo corrente das famílias (PAIVA,1978:31).

reajustados com base na inflação ocorrida no período anterior, calculada por índices que procuram medir mudanças que ocorrem nos níveis de preços de um período para o outro.
Em Moçambique, o cálculo destes índices é realizado por entidades credenciadas, como o INE. Na capital do País, em 2006 a taxa de inflação medida no índice de preços no consumidor foi de 9,37 %. A nível nacional, para 2006, o governo tinha anunciado o objectivo de conter a inflação abaixo de 7,5%.

No entanto, *"a julgar pelos resultados na capital, cujo comportamento tem servido como indicador do estado da economia em Moçambique, os objectivos do governo terão falhado em quase dois pontos percentuais. Em 2005, a inflação em Maputo foi de 11,15%, o que representou um agravamento de mais de dois pontos percentuais em relação a 2004."*[4]
Com este trabalho, pretende-se analisar os factores (índice de preços dos produtos agrícolas da cidade de Maputo) que mais contribuem para a inflação da cidade de Maputo.

1.1.Definição de Problema

À semelhança de muitos países do mundo, Moçambique adopta o regime de metas para a taxa de inflação. Actualmente, o governo Moçambicano tem como objectivo manter a inflação a um dígito. Para o ano de 2007, a sua preocupação era de continuar a reduzir a inflação para cerca de 6%.[5]
Portanto, em quase todos os anos, os objectivos do nosso país têm falhado em manter a inflação dentro das suas metas.
Segundo Carsane (2005), a produção agrícola moçambicana (principalmente de produtos alimentares), foi identificada como um dos fortes determinantes da inflação em Moçambique.
Com esta conclusão, pensa-se que esteja em falta no país, a identificação desses fortes factores contribuintes da inflação em particular os produtos agrícolas, por forma a virar a atenção no nível dos seus preços.

[4] http://www.rtp.pt/index.php?article=265802&visual=16&rss=0 ;

[5] http://www.maputo.co.mz/article/articleview/10340/1/9

1.2.Objectivos

1.2.1.Geral

- Analisar o impacto dos preços dos produtos agrícolas na taxa de inflação da cidade de Maputo.

1.2.2.Específicos

- Calcular os índices de preços dos principais produtos agrícolas da cidade de Maputo;
- Achar a correlação entre o índice de preços dos produtos agrícolas e a taxa de inflação da cidade de Maputo; e
- Identificar quais os produtos agrícolas que mais impactam na inflação da cidade de Maputo.

1.3.Justificativa

A inflação alta dificulta a criação de expectativas favoráveis ao crescimento entre os agentes econômicos, desta forma, criando um clima de incerteza quanto ao futuro, ou mesmo podendo significar um excesso de demanda na economia. Com a escolha do tema para a realização deste trabalho, vai proporcionar a melhor compreensão da influência do nível de preços dos produtos agrícolas na inflação da cidade de Maputo.

À sociedade Moçambicana, o mesmo, vai permitir o entendimento do quanto vale um aumento no nível de preços de um certo produto agrícola para precaver situações futuras e compreender a situação da demanda desses bens no período em estudo.

Aos estudantes das áreas econômicas e áreas afins, disciplinas que envolvem o capítulo sobre índices ou inflação lhes são importantes. Com os seus conhecimentos básicos sobre os números-índices, irão consolidar a teoria verificando neste trabalho a aplicação dos mesmos com os dados nacionais, podendo-se também fazer a simbiose dos seus conhecimentos com as mais detalhadas informações sobre os índices, neste trabalho.

À camada mais informada (formuladores de políticas econômicas), ajudará na identificação dos produtos agrícolas que mais impactaram na inflação da cidade de Maputo.

1.4.Limitações

Há que mencionar, as dificuldades enfrentadas relacionadas a falta de meios de trabalho destacando-se como mais notória o difícil acesso das obras ou documentos sobre a inflação no nosso país. Este facto, exigiu a investigação de material publicado pela internet.

1.5.Estrutura do Trabalho

Como forma de abordar o tema com mais abrangência e detalhe, o relatório apresenta a seguinte estrutura:

No primeiro ponto é apresentada a introdução, a definição do problema, os objectivos divididos em geral e específicos, a justificativa, as limitações obtidas ao longo do trabalho e a estrutura do trabalho.

No ponto dois é realizada a revisão da literatura. Neste ponto, em primeiro lugar apresenta-se sobre os números índices, a metodologia do cálculo do IPC, em segundo, a inflação e por último, a Regressão Múltipla.

No ponto três é apresentada em detalhe a metodologia utilizada para o estudo, separada em materiais que foram usados, explicação da obtenção dos índices de preços e testes aplicados para verificar a significância dos parâmetros e para o diagnóstico do modelo estimado.

No ponto quatro faz-se a apresentação dos resultados encontrados e discussões feitas a volta desses resultados. Esta parte está dividida em três secções: caracterização da amostra, resultados e discusões.

No ponto cinco são apresentadas as conclusões e recomendações de estudo. E por último a bibliografia.

2.REVISÃO DA LITERATURA

2.1.Números-índices

Segundo Toledo e Ovalle (1992) "um número-índice pode ser concebido como uma medida estatística destinada a comparar, através de uma expressão quantitativa global grupos de variáveis relacionadas e com diferentes graus de importância".

Para Góes (1980), números-índices ou números relativos "são valores utilizados para observar quantitativamente as variações de um atributo ou fenômeno, ou uma grandeza, de natureza complexa, ao longo do tempo, ou de lugar para lugar, ou outra circunstância de interesse".

Ainda o mesmo autor afirma que "essas grandezas de natureza complexa são normalmente obtidas a partir de um grande número de factores, podendo mesmo constituir um valor central representativo de um conjunto estatístico. Os números-índices são construídos tomando-se o valor correspondente a um determinado ano, mês, lugar, etc., como termo de comparação, ou base. Se se trata de uma série cronológica, que é o mais comum em economia e administração, elege-se o valor correspondente a uma determinada data, como base. Neste caso, os números relativos são de base fixa. Pode-se adoptar outros modos de estabelecer a base: qualquer deles é necessário que se possa visualizar com precisão o elemento que irá servir de comparação. De um modo geral atribui-se à base um valor padrão de referência. O mais comum, entre nós, em dados de natureza econômica, é se atribuir à base o valor 100. Assim a divisão de qualquer outro número-índice do conjunto pela base (100) nos dá imediatamente a variação percentual em relação à base. Mas em muitos casos atribuem-se também outros valores à base, sendo a escolha totalmente arbitrária, ao sabor da conveniência ou do gosto de quem define e constrói os números-índices. Uma base também adoptada com frenquência é a unidade (1), de tal forma que os números-índices transformam-se em factores multiplicativos. Quando se toma a mesma base para séries temporais de números-índices referentes a grandezas diferentes, pode-se efectuar comparação da evolução dessas grandezas por meio dos números-índices respectivos."

A série de números índices chama-se de índices. Contudo, os índices mais usados destinam-se a medir variações ocorridas ao longo do tempo das variáveis preço, quantidade e valor. Neste trabalho, os índices usados destinam-se a medir variações ocorridas ao longo do tempo da variável preço.

2.1.1.Construção de um número-índice

Suponhamos que queremos representar através de números-índices a evolução de preços das variáveis em estudos (produtos agrícolas), tomando como base o ano de 1998. Para simplicidade do exemplo consideraremos preço do mês de Dezembro do mesmo ano na cidade de Maputo. De acordo Góes (1980), a construção de índices certamente reduz-se, á efectivação de regras de três simples directas pois o número-indice do I_i do ano i é obtido pela expressão:

$$I_i = \frac{P_i}{P_0} * 100 \qquad (2.1)$$

Onde P_0 é o preço do ano base (ano de 1998) e P_i preço do ano corrente. Este método podemos considerar aplicável sempre que for necessário fazer um cálculo de um índice simples.

Ao tomar o ano de referência, ou seja, tomar como base um determinado ano estamos a considerar que estejamos perante a uma base fixa. Ainda o mesmo autor, afirma que, na construção dos índices de base fixa é sempre indispensável o cuidado na escolha da base havendo duas condições que devem ser satisfeitas em todos os casos, que são:

- *A base deve ser tipica*, ou seja, não se deve escolher como base um termo da série ou mesmo do conjunto que se possa considerar anómalo em relação os outros. Contudo, a escolha de uma base atípica proporcionaria uma distorção ao nível de índices obtidos;
- *A base não deve ser remota* pois se torna obsoleta. Por exemplo, não pode servir hoje, como base, um índice de preços de 1910, que podia corresponder a uma ordem econômica ultrapassada, e sem significado nos nossos dias.

2.2.Critérios de avaliação de adequação da fórmula de um índice

Segundo Toledo e Ovalle (1992), há variedades de cálculo de índices, entretanto, não existe um índice perfeito. A escolha da fórmula será facilitada se houver critérios que possibilitem salientar as vantagens e as limitações de cada um deles.

Eis os critérios para o caso de índices elementares:

2.2.1.Identidade

Um número índice deve ser igual à unidade quando a época dada (*i*) coincidir com a época básica (*0*), ou seja,

$$I_{(i/i)} = 1 \text{ ou } I_{(0/0)} = 1$$

Para o caso de relativos de preços teremos o seguinte:

$$P_{(i/i)} = \frac{P_i}{P_i} = 1 \text{ ou } 100\%.$$

2.2.2.Reversão (Inversão) do tempo

Permutando dois períodos *i* e *0* os resultados serão o inverso um do outro. Mas não são muitos índices que satisfazem essa condição.

$$I_{(i/0)} * I_{(0/i)} = 1 \text{ ou } I_{(i/0)} = \frac{1}{I_{(0/i)}}$$

Portanto, um índice que mostra ter havido um acréscimo de preços da ordem de 25% entre os períodos *i* e *0*, deverá revelar uma queda de 20% entre os períodos *0* e *i*.

$$I_{(i/0)} * I_{(0/i)} = 1.25 * 0.80 = 1.00$$

2.2.3.Circular

Um índice em que as datas aparecem em progressão aritmética, cujas comparações foram feitas com base nas datas imediatamente anteriores, o valor do índice na última data, com base na primeira, será igual ao produto dos valores da série original:

$$I_{(0/1)} * I_{(1/2)} * \cdots * I_{(i-1,t)} = I_{(0,t)}$$

Ou

$$\frac{I_{(0,1)} * I_{(1,2)} * \cdots * I_{(i-1,t)}}{I_{(0,t)}} = 1$$

Se o índice satisfazer o teste de inversão do tempo: $\frac{1}{I_{(0,t)}} = I_{(t,0)}$

teremos o seguinte:

$$I_{(0,1)} * I_{(1,2)} * I_{(2,3)} * \cdots * I_{(i-1,t)} * I_{(t,0)} = 1$$

O teste circular é uma extensão de inversão do tempo. E é de salientar que os relativos satisfazem o critério circular:

$$P_{1,2} * P_{2,3} * P_{3,4} * P_{4,5} = \frac{P_2}{P_1} * \frac{P_3}{P_2} * \frac{P_4}{P_3} * \frac{P_5}{P_4} = P_{1,5}$$

O aspecto prático do teste circular refere-se ao facto de que, conhecidos os acréscimos de preço ou quantidade nas épocas intermediárias de uma série, o acrescimo de todo o período poderá ser conhecido sem que haja necessidade de se recorrer aos valores que deram origem aos cálculos individuais.

2.2.4.Decomposição das Causas (Inversão de factores)

O produto de um número-índice de preço pelo correspondente número-índice de quantidade deve ser igual ao valor total relativo ou índice de valor.

$$I_{P0,t} * I_{q0,t} = I_{v0,t}$$

Para além dos relativos, poucos índices satisfazem este critério.

$$P_{0,t} * q_{0,t} = \frac{P_t}{P_0} * \frac{q_t}{q_0} = \frac{p_t * q_t}{p_0 * q_0} = v_{0,t}$$

2.3.Emprego de Índices Simples

De acordo Góes (1980) " os índices de base 100 são geralmente expressos com uma casa decimal, mas se for um número muito grande pode-se eliminar a casa decimal, e se muito pequeno pode-se acrescentar casas decimais, de tal forma que se tenha sempre quatro dígitos significativos (nunca menos de 3). No caso de os valores se tornarem muito elevados, uma mudança de base se impõe com maior frequência."

Ainda o mesmo autor, afirma que, considerando dois produtos ser da mesma importância, ou seja, não leva em conta a relação entre as quantidades transacionadas, poderiamos obte-lo o índice de preços por meio da média dos índices simples de preços dos dois produtos, como se segue:

$$I_i = \frac{\frac{P_{i1}}{P_{01}} + \frac{P_{i2}}{P_{02}}}{2} * 100 \qquad (2.2)$$

Podendo considerar 1 e 2 os dois produtos. Porém, estamos perante a índice simples sem ponderação, portanto, uma média de relativos. Generalizando, a expressão da média de relativos para um conjunto de *n* produtos, teremos a chamada fórmula de **Sauerbeck**:

$$I_i = \frac{\sum_{1}^{n} \frac{P_i}{P_0}}{n} * 100 \qquad (2.3)$$

Desta forma, trata-se de uma média aritmética de relativos. Mas também pode-se definir a média geométrica de relativos, pela seguinte expressão:

$$I_i = \sqrt[n]{\frac{P_{i1}}{P_{01}} * \frac{P_{i2}}{P_{02}} *** \frac{P_{in}}{P_{0n}}} * 100 \qquad (2.4)$$

A média harmónica simples de relativos de preços é o inverso da média aritmética dos inversos desses relativos:

$$I_i = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \frac{P_0}{P_i}} \qquad (2.5)$$

A utilização da *média harmónica simples de relativos de preços* é definida não só por apresentar resultados inferiores aos da média aritmética como também em decorrência de se estar calculando uma média de números restantes de relação entre dois outros.

Contudo, as médias de relativos são números-índices simples sem unidades enquanto que os geométricos são mais significativos por ser menos afetados por valores extremais. Deste modo, por se tratar de índices sem ponderação, a sua utilização é limitada aos casos em que se possa permitir homogeneidade ao nível da importância de produtos a considerar. Uma maneira de minimizar as limitações dos índices simples acima definidos é adoção da medida de relativos, que neste caso seria o termo médio da série crescente ou decrescente dos relativos se n for ímpar, ou mesmo a média aritmética dos termos médios se n for par. Isto é aplicável quando temos um grande número de produtos ou quando não há maior importância na heterogeneidade.

Como alternativo às médias de relativos, *o índice agregativo aritmético simples* (**Índice de Bradstreet**) de preços é definido pela seguinte equação:

$$I_i = \frac{\sum P_i}{\sum P_0} * 100 \qquad (2.6)$$

No Índice de Bradstreet, existe o problema de estarmos somando preços unitários de produtos com diferentes unidades de medida tais como: quilo, dúzia e litro, o que de certa forma pode distorcer a real dimensão dos resultados. Também, não leva em consideração a importância relativa de cada um dos vários bens ou serviços que os integram, e estas são as mesmas limitações que se verificam nos índices anteriormente mencionados.

2.4.Índices ponderados

Segundo Toledo e Ovalle (1992), por motivo da falta de ponderação notou-se que até certo ponto os índices simples tem uma limitação. E para além da ponderação, este índice embora seja de fácil aplicação é também afectado por unidades particulares de medidas, ou seja, um item de um preço unitário elevado tende a influenciar o índice agregativo de preços que um de preço unitário baixo.
Este problema é eliminável, através dos índices ponderados. Nos índices ponderados, a fórmula é usada para interpretar as variações de preço e de quantidade dos bens. Mas há o problema do critério para a fixação dos pesos relativos de cada um deles. A ponderação baseia-se na participação de cada bem no valor transaccionado total e é feita, no geral, segundo dois critérios: peso fixo na época básica ou peso variável na época actual.

2.4.1.Índice de Laspeyres ou Método da época básica

Neste trabalho, a que destacar no Índice de Laspeyres, o índice de preço de Laspeyres que é a média aritmética ponderada dos índices relativos de preço, sendo os factores de ponderação determinados a partir de preços e de quantidade da época básica.

$$L_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_i * q_0}{\sum_{i=1}^{n} P_0 * q_0} \qquad (2.7)$$

Onde L_i é o índice de Laspeyres, P_i preço corrente, P_0 e q_0 preço e quantidade ou ponderador no ano base.

O índice de Laspeyres indica quantas vezes o valor dos "n" itens, em quantidades do período base e preços do período de referência, será maior ou menor do que o valor dos mesmos "n" itens, em quantidades e preços do período base.

A variação percentual do mesmo índice de preços é dada pela seguinte equação:

$$VPIPL_{(i/0)} = \left[IPL_{(i/0)} - 1\right] * 100 \qquad (2.8)$$

Com esta equação, teremos a percentagem de variação dos preços dos "n" itens no período corrente, ou seja, variação percentual do valor, somente em função das alterações nos preços.

2.4.1.1.Índice de Preços de Laspeyres Modificado I

No nosso país, a título de exemplo do que aconte a nível do mundo, existe uma preferência para o cálculo de um índice de preços ao consumidor com base em expressões de cálculo que envolvem médias aritméticas ou de peso constante-Laspeyres I- ou de quantidades constantes – Laspeyres II. O índice de preços de Laspeyres Modificado I (IPLMI) é dado pela média aritmética ponderada dos índices relativos de preços, com base fixa de ponderação e base móvel de cálculo. O seu sistema de ponderação é constituído por preços e quantidades referentes a um determinado período, que pode ou não ser o mesmo da base de comparação. No caso de índices de preços ao consumidor ou medidas de custo de vida, os preços e as quantidades são definidos através de IAF'S.

Assim a importância relativa de cada um dos itens que compõem o IPLM I é designada por:

$$W_{(c)}^{i} = \frac{P_{(c)}^{i} * Q_{(c)}^{i}}{\sum_{i=1}^{n} P_{(c)}^{i} * Q_{(c)}^{i}} \qquad (2.9)$$

a soma dessas participações relativas, é igual a 1.

A expressão de cálculo do índice de preços de Laspeyres Modificado I, é dada pela seguinte equação:

$$IPLMI_{(i/0)} = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{P_i * W_{(c)}^{i}}{P_0} \right] \qquad (2.10)$$

De acordo Gualda (1988), fazendo a substituição da equação (2.9) na equação (2.10), obtém-se:

$$IPLMI_{(i/0)} = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{P_i}{P_0} * \frac{P^i_{(c)} * Q^i_{(c)}}{\sum_{i=1}^{n} P^i_{(c)} * Q^i_{(c)}} \right] \qquad (2.11)$$

O índice de preços de Laspeyres Modificado I tem a particularidade de possuir a propriedade da circularidade, mas não responde aos testes da reversibilidade dos tempos e dos factores.

2.4.1.2. Índice de Preços de Laspeyres Modificado II

Segundo Gualda (1988), este índice é uma média aritmética ponderada dos índices relativos de preço com quantidades constantes, onde as bases de cálculo e de ponderação origina-se nos preços do período base que, em geral, é o imediatamente anterior ao período de referência; e nas quantidades fixadas no período base inicial de comparação, ou na média dos períodos selecionados, ou ainda nas pesquisas aos agregados familiares, quando se tratar de um índice de preços no consumidor.

Sendo assim, o peso de cada item componente é definido como:

$$W^i_{(tb/c)} = \frac{P^i_{(tb)} * Q^i_{(c)}}{\sum_{i=1}^{n} P^i_{(tb)} * Q^i_{(c)}} \qquad (2.12)$$

A soma é igual a 1.

A expressão para o cálculo do índice de preços de Laspeyres Modificado II é dada por:

$$IPLMII_{(tr/tb)} = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{P^i_{(tr)} * W^i_{(tb/c)}}{P^i_{(tb)}} \right] \qquad (2.13)$$

Da equação (2.12), na (2.13) teremos a seguinte expressão:

$$IPLMII_{(tr/tb)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} P^i_{(tr)} * Q^i_{(c)}}{\sum_{i=1}^{n} P^i_{(tb)} * Q^i_{(c)}} \qquad (2.14)$$

Onde tr é o período de referência e tb é o período base.

O índice de preços de Laspeyres Modificado II (IPLMII), para além de ser circular e reverso no tempo, apresenta a grande vantagem operacional ao adoptar um conjunto de quantidades fixas.

2.4.2.Índice de Paasche ou Método da época actual

É a média ponderada de relativos sendo os preços calculados com base nos preços e nas quantidades dos bens na época actual.

O índice de Paasche de preço é dado pela seguinte equação:

$$I_{pi_i} = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_i * q_i}{\sum_{i=1}^{n} P_0 * q_i}$$

Onde podemos considerar I_{pi} como sendo o índice de Paasche e P_i e q_i preço e quantidade corrente.

A notação I_{pi}, neste trabalho foi adoptada para efeitos de diferenciação, para que não haja contrariedades com P_i que indica os preços considerados como correntes.

2.4.3.Índice de Erwin-Fischer, ou de Fisher-Walsh (Índice ideal)

Trivialmente conhecido por índice de Fisher. É a média geométrica dos números índices de Laspeyres e de Paasche.

Eis a expressão do índice de Fischer de preço:

$$I_i = \sqrt{L_i * I_{pi}}$$

2.4.4.Índice de Marshall-Edgeworth

É o índice agregativo ponderado onde os pesos dos itens componentes correspondem a média aritmética entre os pesos dos índices de Paasche e Laspeyres. Resulta do quociente entre a média aritmética dos numeradores das formulas de Laspeyres e de paasche e a média aritmética dos denominadores dos mesmos índices.

Índice de Marshall-Edgeworth de preço:

$$M_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_i(q_0 + q_i)}{\sum_{i=1}^{n} P_0(q_0 + q_i)}$$

Onde M_i é o índice de Marshall-Edgeworth.

2.4.5.Índice de Drobish

É conhecido como sendo a média aritmética dos índices de Laspeyres e de Paasche.

O índice de Drobish de preço dá-se pela seguinte equação:

$$D_i = \frac{L_i + P_i}{2}$$

2.5.Manipulação dos números índices

Há necessidade de comparar diferentes séries de números-indices obrigando assim, a certos tipos de manipulações:

2.5.1.Cálculo das alterações percentuais para cada período

No geral, relativamente ao período base, uma série de números-índices permite-nos saber, de imediato, quais as alterações verificadas em cada período. Portanto, é evidente que seja mais útil conhecer as alterações verificadas em relação ao período anterior, o que não é tão imediato.

Mudança percentual entre os períodos i e $i+1$:

$$\Delta = \frac{I_{i+1} - I_i}{I_i} * 100$$

2.5.2.Mudança de base

Quando se pretende comparar séries de índices com diferentes períodos base é necessário proceder a uma transformação das séries de modo a que todas tenham base comum. Nesta ordem de ideia, há que considerar os seguintes passos:

- Definir o novo período base; e
- Dividir o valor da série para esse período por 100 para encontrar o factor de proporcionalidade;
- Dividem-se todos os restantes índices da série pelo mesmo factor de proporcionalidade.

2.5.3.*Ligação de diferentes séries de números-índices*

Para este caso, as séries de números índices publicadas durante períodos longos são objecto de mudança de base de tempos a tempos de modo que os seus valores não se tornem demasiado elevados. Portanto para utilizar na sua totalidade é necessário estabelecer uma ligação de modo a que todas se refiram ao mesmo período base, o que só é possível se existir pelo menos um ano em comum às duas séries.

Para o ano comum calcula-se o quociente entre os valores da série nova e da antiga e utiliza-se o resultado desse quociente para alterar todos os restantes valores de uma das séries.
Para alterar os índices da série antiga, multiplicam-se pelo valor do quociente; para se alterar os valores da série mais recente, faz-se um produto idêntico pelo inverso do resultado desse mesmo produto.

2.6.Inflação

Inflação é o aumento contínuo, persistente e generalizado de preços, podendo envolver toda a economia de um país (Passos e Nogami, 2003). Ainda de acordo com a mesma fonte, podemos considerar três tipos principais da inflação:

2.6.1.Tipos da Inflação

- *Inflação de demanda*: refere-se ao excesso de demanda agregada em relação a produção desponível de bens e serviços na economia. É causada por meio de pagamento, que não é acompanhado pelo crescimento da produção. Ocorre quando apenas a economia está próxima do pleno emprego, ou seja, não pode aumentar substancialmente a oferta de bens e serviços a curto prazo;
- *Inflação de custos*: tem suas causas nas condições de oferta de bens e serviços na economia. O nível de demanda permanece o mesmo mas os custos de certos factores importantes aumentam, levando a retração da oferta e provocando um aumento dos preços do mercado;
- *Inflação Inercial*: é aquela em que a inflação presente é uma função da inflação passada. Se deve a inércia inflacionária, que é a resistência que os preços de uma economia oferecem às políticas de estabilização que atacam as causas primárias da inflação; e

É de salientar que existe outro tipo de inflação a chamada:

- *Inflação estrutural*: a corrente estruturalista supunha que a inflação em países em via de desenvolvimento é essencialmente causada por pressões de custos derivados de questões estruturais como agrícola e a de comércio internacional.

2.6.2. Efeitos da Inflação

Segundo Passos e Nogami (2003), temos os seguintes efeitos:

- **Efeitos Sobre a Distribuição de Renda**

  "A inflação provoca redução do poder aquisitivo dos segmentos da população que dependem de rendimentos fixos com prazo legal de reajuste. Como por exemplo, podemos citar os assalariados que até a chegada de um novo reajuste ficam com seu poder de compra cada vez mais reduzido. Os proprietários de imóveis também ficam prejudicados, apesar de em processos inflacionários os imóveis tenderem a valorizar, normalmente mais do que a inflação. Por outro lado, aqueles que têm renda livre, como as firmas e os especuladores, são favorecidos pelo processo inflacionário. Todos esses factos contribuem para tornar injusta a repartição de renda na economia."

- **Efeitos Sobre a Alocação de Recursos**

  "No tocante à alocação de recursos, verificamos que o processo inflacionário costuma modificar o perfil de investimentos dos agentes econômicos, podendo trazer sérias implicações do cunho social. Isso ocorre em função da resistência que os investidores têm em alocar sem recursos em projectos de longa duração, preferindo os de curto prazo e, até mesmo, os especulativos."

- **Efeitos Sobre a Balança de Pagamentos**

  "Se a elevação dos preços internos se dá em um rítmo superior aos aumentos de preços internacionais, os produtos produzidos internamente podem ficar mais caros do que os bens produzidos externamente. Isso pode dificultar as exportações e estimular as importações, diminuindo o saldo da balança comercial (exportações menos importações). O governo pode então promover desvalorizaçoes cambiais, objectivando aumentar as exportações e reduzir as importações. Tal procedimento, entretanto, pode encarecer importações de produtos essenciais, tais como o petróleo. O encarecimento desses produtos acaba por elevar os custos de produção podendo essa elevação de custos ser repassada para os preços."

2.6.3.Formas de Combate à Inflação

Passos e Nogami (2003), afirmam que o controle de preços e salários pode trazer resultados favoráveis a curto prazo, mas no longo prazo a tendência é que se crie uma inflação reprimida. Ainda os mesmos autores defendem que como a inflação é um problema macroeconômico e que afecta o bem-estar da sociedade com um todo o seu controle torna-se preocupação do próprio governo. Teoricamente são duas soluções para o problema:

- Contração da demanda e controle de preços e salários

Os mesmos autores afirmam que essa contração da demanda pode se obter através de política monetária e fiscal contracionista, que reduz o nível de produção e de emprego.
Na prática a inflação é medida pela variação do IPC (Sachs e Larrain, 2000), dai que, há necessidade de falar do IPC.

2.7.Índice de Preço ao Consumidor

O IPC é um indicador fundamental para acompanhar a variação média de preços, podendo medir a evolução no tempo dos preços de um conjunto de bens e serviços considerados representativos da estrutura de consumo de determinado espaço geográfico e de um ou vários estratos sócio-econômicos.

2.7.1.Metodologia de Cálculo do Índice de Preço ao Consumidor

Dado que o índice de Laspeyres, é um índice ponderado e com ponderações que são obtidas partindo de um painel de consumo estabelecido para o período base este indice é o usado pelo INE no cálculo do IPC.
Começa-se pelas variações de preços verificadas nos diversos produtos que compõem o painel, podendo se escolher para o efeito um período como base de preços (0) e estabelecer uma comparação desses P_0 com os preços do período corrente, ou seja:

$$I_{i/0} = \frac{P_i}{P_0} * 100$$

Onde $I_{i/0}$ é o índice de preços simples do artigo i num período de referência em comparação com um dado período base, P_i é o preço do produto i no período de referência e P_0 preço do produto i no período base.

A partir dos índices simples, calculam-se os índices agregados através do índice de preços de Laspeyres para que se obtenha a evolução de preços de um conjunto de bens e serviços.

$$L_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_i * q_0}{\sum_{i=1}^{n} P_0 * q_0}$$

Pode-se escrever a forma simplificada, sendo necessário multiplicar o numerador da fórmula precedente por P_0/P_0:

$$L_i = \sum_{i=1}^{n} S_{io} * I_i$$

Sendo

$$S_{io} = \frac{P_0 * q_0}{\sum_{i=1}^{n} P_0 * q_0} \quad \text{e} \quad I_i = \frac{P_i}{P_0} * 100$$

Onde S_{io} é o ponderador do produto i no período base , I_i é o índice elementar do produto i no período actual, P_i é o preço do produto i no período actual, P_0 preço do produto i no período base 0, q_0 é a quantidade do produto i consumida no período base 0, n é o número de produtos a agregar.

2.7.1.1.Cálculo dos Preços Médios

Primeiro, calcula-se o preço médio ao nível das cidades, ou seja, a média aritmética simples de preços do produto registados nos estabelecimentos de cada uma delas:

$$PM_{ijk} = \frac{\sum_{k=1}^{k} P_{ijk}}{k}$$

Onde PM_{ij} é o preço médio da cidade j do produto i num determinado período de tempo P_{ijk} é o preço do produto i fornecido por cada estabelecimento k duma cidade j num dado período, e k é o número de preços recolhidos do produto i na cidade j.

2.7.1.2.Cálculo dos Índices

Depois do cálculo do índice de preço médio de cada produto ao nível das cidades, segue-se com o cálculo dos índices simples por produto:

$$I_{ij} = \frac{PM_{ijt}}{PM_{ijt0}} * 100$$

Onde: I_{ij} é o índice do produto i da cidade j no período t, PM_{ijt} é o preço médio do produto i da cidade j no período t, PM_{ijt0} é o preço médio do produto i da cidade j no período t_0.

Posteriormente, são agregados os índices de preços simples a nível de sub-subgrupos, subgrupos, grupos, classes e total, de acordo com a classificação das classes de bens definida previamente.

A nível da Cidade:

$$I_{ig} = \frac{\sum_{i=1}^{n} I_{ij} * W_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} W_{ij}}$$

Onde: I_{ig} é o índice de um conjunto g de produtos i na cidade j, I_{ij} é o índice simples de cada produto i na cidade j, W_{ij} é o ponderador do produto i na cidade j no total do país e n é o número de produtos do conjunto g a agregar a cada nível.

A nível nacional:

$$IPC_{i/0} = \frac{\sum_{j=1}^{k} I_j * W_j}{\sum_{j=1}^{k} W_j} * 100$$

Onde: $IPC_{i/0}$ é o índice de preços ao consumidor à nível nacional, I_j é o índice da classe j a nível da cidade, k é o número de classes a agregar a nível nacional e W_j é o ponderador da classe j a nível nacional.

2.8. Análise de Regressão Múltipla

A maioria das aplicações da análise de regressão baseia-se em modelos mais complexos do que os baseados numa linha de regressão simples. O senso comum assim como a teoria econômica, da mesma forma, indicam a necessidade de analisar e especificar relações multivariadas.

Segundo Anderson et al (2003), a Análise de Regressão Múltipla é o estudo de como uma variável dependente (regressando) y é relacionada com duas ou mais variáveis independentes (regressores).

O objectivo da análise de regressão múltipla é usar as variáveis independentes cujos valores são conhecidos para prever os valores da variável dependente seleccionada pelo pesquisador.

De uma forma geral, vamos usar o k para denotar o número dos regressores. Deste modo, a equação que descreve como a variável dependente y está relacionada com mais do que uma variável independente $x_1, x_2, \ldots, x_k$ e com um valor de erro ε chama-se de modelo de regressão múltipla.

O modelo geral da forma de regressão múltipla é o seguinte:

$$y = \beta_0 + \beta_1 \chi_1 + \beta_2 \chi_2 + \ldots + \beta_k \chi_k + \varepsilon \qquad (1)$$

A introdução do termo de erro ε na expressão da variável dependente y que é representada como função de k de variáveis independentes $x_1, x_2, \ldots, x_k$, torna o modelo probabilístico em véz de determinístico.

Os valores dos coeficientes β_i determinam a contribuição de cada variável independente x_i, e o *coeficiente* β_0 *o intercepto. Os coeficientes* β_i *deveram ser estimados a partir dos dados da amostra* pois eles não são conhecidos por representarem parâmetros.

Os passos para desenvolver um modelo de regressão linear múltiplo são os mesmos usados para um modelo de regressão linear simples e resumem-se em:

- Hipóteses sobre as componentes determinístas no modelo. Em particular ao valor esperado $E(y)$ e das variáveis independentes $x_1, x_2, \ldots, x_k$. Em resumo neste passo determina-se qual a variável dependente e quais as variáveis independentes;
- Usar os dados da amostra para estimar os parâmetros populacionais $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$;
- Especificar a distribuição de probabilidade do termo de erro e estimar o desvio padrão (σ) desta distribuição;
- Verificar se as suposições sobre o termo de erro foram satisfeitas;
- Avaliar a validade estatística do modelo; e
- Caso o modelo seja estatisticamente válido, usá-lo para estimação, previsão e outras aplicações.

2.8.1.Estimação de um Modelo Linear Múltiplo e Interpretação dos Parâmetros β.

O método para conceber um modelo de regressão linear múltiplo assemelha-se ao método para uma regressão linear simples que é o método dos mínimos quadrados. Com base numa amostra aleatória calculam-se, as estatísticas da amostra, os coeficientes $b_0, b_1, \ldots, b_k$ que são usados como estimadores pontuais dos parâmetros $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$. Estas estatísticas fornecem a seguinte equação de regressão múltipla:

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x_1 + \ldots + b_k x_k \qquad (2)$$

Onde:

$\hat{y}$ =valor estimado da variável dependente; e

$b_0, b_1, \ldots, b_k$ são estimativas de $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$.

A definição do critério dos mínimos quadrados é a seguinte:

$\min\sum(yi-\hat{y}i)^2$

Onde:

y_i é o valor observado da variável dependente para a i-ésima observação;

$\hat{y}_i$ é o valor estimado da variável dependente para a i-ésima observação.

Assim como no caso do MRLS, os coeficientes $b_0, b_1, \ldots, b_k$ são calculados a partir de dados amostrais e constituem a solução de um sistema de (k+1) equações lineares.

Desta forma, os valores estimados da variável dependente são calculados através da equação de regressão múltipla estimada:

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \ldots + b_k x_k$$

A interpretação é feita após a estimação dos coeficientes β. Num contexto multivariado e atendendo que todas as variáveis independentes são quantitativas, a interpretação de um MRLS de certa forma, deve ser modificada. Porém, em análise de regressão múltipla, interpreta-se cada coeficiente de regressão como se segue: b_1 representa uma estimativa da mudança em y correspondente a uma mudança de uma unidade em X_1 admitindo que todas variáveis independentes permanecem constantes.

Por exemplo, para um modelo, considerando tratar-se de preços de certos bens influenciando uma inflação:

$$\hat{y}=1.265+0.765x_1+0.235x_2+12.035x_3$$

Os coenficientes terão a seguinte interpretação:

$b_1=0.765$, estima-se que a inflação terá um acréscimo de 0.765 para cada aumento unitário no valor do preço médio do bem X_1, admitindo que os valores correspondentes as variáveis doutros bens ($x_2 e\, x_3$) mantêm-se fixos.

$b_2=0.235$, mantendo fixos os preços dos bens $x_1 e\, x_3$, estima-se que para cada aumento unitário no preço médio do bem x_2 terá um acréscimo de 0.235 na inflação.

$b_3=12.035$, é uma estimativa do aumento esperado na inflação, correspondente ao aumento unitário sobre o preço de um certo bem (X_3) mantendo fixos os valores correspondentes ao conjunto de variáveis $x_1 e\, x_2$.

$b_0=1.265$ é uma estimativa da inflação admitindo que todas variáveis $(x_1, x_2 e\, x_3)$ independentes são nulas.

2.8.2. Suposiçoes Sobre o Modelo

O modelo de regressão múltipla como tendo a forma $y=b_0+b_1x_1+b_2x_2+\dots+b_kx_k+\varepsilon$, o y é composto por duas partes, uma determinísta $b_0+b_1x_1+b_2x_2+\dots+b_kx_k$ e uma aleatória (ε), por conseguinte o y é uma variável aleatória.

Para o MRLS assume-se que o termo de erro deveria ter uma distribuição normal com média 0 e variância constante e igual a σ^2. Da mesma forma, para o MRM, assume-se que os erros (aleatórios) associados a todos e quaisquer pares de valores de y são independentes no sentido probabilístico. As suposições sobre o valor de erro podem ser resumidas no seguinte:

- Para quaisquer conjuntos de valores $x_1, x_2, \dots, x_k$, os erros (aleatórios) têm uma distribuição de probabilidade normal com média zero e variância constante.
- Os erros aleatórios são independentes.

2.8.3. Estimação de σ^2

Dado que σ^2 representa a variância do termo de erro, esta medida desempenha um papel muito importante sobre a avaliação do modelo e a sua aplicação para previsões e estimação. Se $\sigma^2=0$, todos os erros serão iguais a zero e os valores preditos de y,ŷ, serão idênticos a $E(y)$, ou seja, $E(y)$ será estimado sem erro algum. Contrariamente, valores grandes de σ^2 implicam grandes valores de ε e grandes desvios entre os valores preditos e os valores médios esperados $E(y)$.

Consequentemente, valores grandes de σ^2 implicarão grandes erros na estimação dos parâmetros do modelo. Deste modo, σ^2 exerce o mais importante papel tanto na inferência acerca dos parâmetros do modelo $\beta_0, \beta_1,.., \beta_k$, como na estimação dos intervalos de confiança assim como na previsão.

Visto que a variância, σ^2, do erro aleatório, ε, é raramente conhecida, deve-se recorrer aos resultados da análise de regressão para estimar o seu valor.

A estimação de σ^2 será dada por: $SSE = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$

SSE Significa soma dos quadrados devido ao erro. É a medida do erro ao se usar a equação de regressão estimada para estimar o valor da variável dependente da amostra.

3.METODOLOGIA

3.1.Material

Para levar a cabo este trabalho, foram usados dados históricos de uma base de dados secundária fornecida pelo INE no DPC, que consiste em observações que vão desde o período de Janeiro de 1998 até Dezembro de 2004. A base de dados foi criada através do Software Excel 2003. Os preços dos produtos foram especificados em metical da antiga família do nosso país. O processamento das séries (Nível de preços de produtos agrícolas e IPC da cidade de Maputo) foi feito através do SPSS na versão 13.0.

3.2.Obtenção dos índices de preços

Neste estudo, pelo facto de não se ter as ponderações dos preços dos produtos em estudo, o cálculo para a obtenção dos índices de preços de produtos agrícolas foi feito aplicando-se a fórmula dos índices simples (2.1) abaixo:

$$I_i = \frac{P_i}{P_0} * 100$$

Por exemplo, para o preço de amendoim (X_{14}) na tabela 1 em anexo no mês de Janeiro de 1998, foi de 13929 Mts e no mês de Dezembro do mesmo ano de 13330 Mts por Kg, com esses valores o índice de preço simples no mesmo ano de amendoim em Janeiro em relação ao mês de Dezembro foi de:

I= (13929/13330)*100=104.49%

A ser assim, o índice relativo de preço de Janeiro de 1998 em relação ao mês de Dezembro do mesmo ano é de 104.49% e para obter a evolução de preço em relação ao período base acha-se a diferença como se segue:

Variação=(1.0449-1)*100= 4.49%

Este resultado indica que para o mês de Janeiro em relação ao de Dezembro do mesmo ano, o preço de amendoim (X_{14}) foi mais alto em 4.49 pontos percentuais.

Após a obtenção dos índices, dado que o tipo de dados que foram usados neste trabalho para a análise empírica é de séries temporais, a técnica aplicada foi a Análise de Regressão Múltipla baseada no MQO. Cada b_i estimado é um coeficiente de regressão parcial indicando a variação esperada no IPC da cidade de Maputo por cada unidade de variação de um índice de preço de um produto (IND_X), mantendo os outros índices (IND_X_i's) constantes ou com os seus efeitos controlados.

3.3. Testes aplicados

3.3.1. Inferência dos parâmetros

O cerne deste estudo foram os índices de preços de produtos agrícolas, que culminou com a obtenção de um modelo populacional que pode ser escrito na forma $y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k + \varepsilon$ e assumi-se que ele satisfaz as hipóteses do MCRL. Sabemos que o modelo MQO produz estimadores não-viesados de β_j.

Segundo Pestana e Gageiro (2003), a qualidade do ajustamento deve ser analisado por meio de testes de inferência estatística que possa permitir não apenas saber se a relação estimada pode ser realmente inferida para a população, como ainda conhecer a qualidade das predições feitas. Para o efeito foram aplicados os teste t e F.

3.3.1.1. Teste t de Student

De acordo com Pestana e Gageiro (2003), o teste t testa a hipótese dos parâmetros da população individuais serem iguais a um determinado valor fixo. Desta forma, interessa saber se os parâmetros dos índices de preços dos produtos agrícolas envolvidos no modelo são nulos ou não. Portanto as hipóteses para os parâmetros são respectivamente:

H_0: $\beta_0 = 0$, ou seja, a recta de regressão passa na origem

H_a: $\beta_0 \neq 0$

H_0: $\beta_1 = 0$, ou seja, o coeficiente ou o parâmetro é zero;

H_a: $\beta_1 \neq 0$, isto é, o coeficiente é diferente de zero.

Testar β_0=0 equivale a testar que os índices de preços dos produtos agrícolas em estudo, nulas correspondem ao valor médio nulo do IPC da cidade de Maputo (modelo constante). E testar β_1=0 é o mesmo que testar que o índice de preço do arroz corrente na cidade de Maputo (IND_X_1), não influencia o IPC da cidade de Maputo mantendo constantes outros índices (IND_X_i's), ou seja, que X não explica Y (modelo com constante).

Para a definição do nível de significância α em todos testes neste trabalho, aplicou-se o intervalo de confiança de 95% com uma margem de erro de 5%, porém a estatística $t = \frac{b_j - \alpha_j}{S_{bj}}$.

A rejeição ou não rejeição da hipótese nula foi de acordo a regra de decisão seguinte:

$$\text{Rejeitar } H_0 \text{ se } |t_{cal}| > t_{crit}$$

3.3.1.2. Aplicação do teste t

A aplicação do teste t para a validação de cada um dos parâmetros β não é a melhor forma de verificar se o modelo poderá ser ou não usado para predições. Os valores dos níveis de significância dos testes t não devem ser usados para avaliar a contribuição de cada índice de preços de produtos agrícolas da cidade de Maputo, pois se os índices estiverem correlacionados entre si, isso afecta nos níveis de significância. Contudo, como regra, para analisar a contribuição dos índices das variáveis (X's) no modelo atendeu-se aos valores do teste t que mais se afastaram de 2 em valor absoluto o correspondente a situações em que os desvios padrões dos coeficientes de regressão são inferiores a metade do seu valor estimado.

Para o estudo precisou-se igualmente de encontrar uma medida estatística que avaliou o quão o modelo se ajusta aos dados. Desta forma, usou-se o coeficiente múltiplo de determinação R^2.

Onde R^2= Variação explicada/Variação total$=1-\frac{SSE}{SST}=\frac{SST-SSR}{SST}$

O R^2 representa a fracção da variação amostral do IPC da cidade de Maputo explicada pela equação de regressão. Assim se R^2 =0, implica uma ausência total de ajuste do modelo aos dados. Por outro lado se R^2=1, implica um ajuste perfeito do modelo aos dados, ou seja, implica que o modelo passa por todos os pontos de dados. Geralmente valores grandes de R^2 implicam um grau de ajuste forte do modelo aos dados. Como alternativa ao R^2 pode-se usar como medida de ajuste o coeficiente múltiplo de determinação ajustado, denotado por R^2_a. Os coeficientes R^2 e R^2_a têm uma interpretação similar.

O coeficiente de determinação múltiplo é dado por:

$$R^2_a = 1 - \left[\frac{n-1}{n-(k+1)}\right]\left(\frac{SSE}{SST}\right) = 1 - \left[\frac{n-1}{n-(k+1)}\right](1-R^2)$$

3.3.1.3. Teste F

Dado que R^2 e R_a^2 são ambas estatísticas amostrais, é de certo modo perigoso proceder ao ajuste global do modelo aos dados baseando-se apenas nestes dois valores. A melhor forma de avaliar o grau de ajuste do modelo consiste na realização de um teste de hipóteses envolvendo todos os parâmetros β do modelo em simultâneo, a excepção do β_0.

Segundo Pestana e Gageiro (2003), o teste F valida em termos globais o modelo e não cada um dos parâmetros individualmente. Neste trabalho, a utilização do teste F permitiu validar os parâmetros β dos índices de preços e pode-se por conseguinte desenvolver as suas hipóteses do modo seguinte:

Hipóteses:

H_0: $\beta_1=\beta_2=\beta_3=....=\beta_i=0$, ou seja, os coeficientes (contribuições) são iguais a zero

H_a: Pelo menos um dos coeficientes é diferente de zero.

O teste estatístico usado para estas hipóteses é de facto um teste F e é dado pela seguinte fórmula:

$$F = \frac{MSR}{MSE} \quad \text{onde}$$

MSR= Soma dos quadrados devido à regressão/número de variáveis independentes

MSE= Soma dos quadrados devido ao erro/n-número de parâmetros

O teste F é o quociente entre a variação explicada pelo modelo dividida pelo número de graus de liberdade de regressão, pela variação residual dividida pelo número de graus de liberdade devido ao erro. Desta forma, quanto maior for a proporção da variação explicada pelo modelo maior será o valor da estatística F.

Para verificar quando é que a proporção é considerada o suficiente por forma a rejeitarmos a hipótese H_0 e concluirmos que o modelo é valido para previsões, devemos comparar o valor de F calculado com o F da tabela (Fisher) com K graus de liberdade no numerador e $[n-(k+1)]$ no denominador.

Onde n é o tamanho da amostra e k+1 é o número de parâmetros no modelo.

Regra de decisão: Rejeitar a hipótese H_0 se $F_{cal}>F_{crit}$

3.4.Diagnóstico do modelo estimado

De aludir que neste trabalho, foi feita a análise separada das hipóteses da homocedasticidade, da normalidade, da independência das variáveis aleatórias residuais e da multicolinearidade entre as variáveis independentes, pois não temos a certeza de que essas suposições feitas ao modelo sejam satisfeitas. Portanto, em casos dessas suposições não se verifiquem, as análises e previsões feitas com base no modelo poderão ser enganadoras. Porém, a primeira suposição é que o erro seja igual a zero.

3.4.1. Homocedasticidade

A variância constante das variáveis aleatórias residuais é designada por homocedasticidade. Quando há violação desta suposição, os parâmetros estimados do modelo embora sejam centrados são desta forma, não eficientes.

Para a análise da homocedasticidade foi feita através de dois processos alternativos, que consistiu em observar as relações primeiro entre os resíduos estudantizados e os resíduos estandardizados e de seguida entre os resíduos estandardizados e os valores estimados do IPC, nos gráficos, após a transformação de dados.

3.4.2. Covariância nula

Para analisar a existência da independência entre as variáveis aleatórias residuais, isto é, se a sua covariância é nula ou da sua não autocorrelação (ρ) $E(\varepsilon_i\ \varepsilon j)=0$, $i\neq j$ foi mediante o teste de Durbin-Watson com as seguintes hipóteses:

H_0: $\rho=0$, ou seja, não existe autorrelação dos resíduos

H_a: $\rho\neq 0$, ou seja, existe autorrelação dos resíduos

Onde ρ é autocorrelação dos resíduos

A violação da hipótese nula, faz com que a estimativa dos parâmetros do modelo pareçam mais precisas, porque o erro padrão da regressão tem um valor inferior quando existe autocorrelação causando intervalos de confiança para β_i de menor amplitude do que certamente são.

A autocorrelação dos resíduos depende do valor do teste de Durbin-Watson que tem a seguinte interpretação:

- Para valores próximos de 2 não existe autocorrelação dos resíduos;
- Para valores próximos de 0 significa uma autocorrelação posetiva; e
- Para valores próximos de 4 existe uma autocorrelação negativa.

Quando não existe autocorrelação o valor do teste pertence a região de aceitação.

3.4.3. Normalidade

A análise mais fundamental em análise multivariada é da normalidade dos resíduos, segundo a qual, nem todos os produtos com o mesmo índice de preços tem o mesmo IPC mas existe uma distribuição normal do IPC para cada índice de preços. Desta forma, embora as distribuições tenham diferentes médias mantêm a mesma variância σ^2. Isso é o mesmo que supor com a não existência de observações incluídas na variável residual, para as quais se considera existir uma influência mais forte ou excessiva no IPC. A normalidade é inferida através dos testes K-S ou Shapiro Wilks. Este último se aplica quando a dimensão da amostra é inferior a 50.

Neste estudo, a análise da normalidade foi feita usando o teste K-S e os desvios a normalidade foram observados nos gráficos Q-Q e de Detrended Q-Q plot.

O teste K-S tem as seguintes hipótese:

H_0: Os resíduos seguem uma distribuição normal

H_a: Os resíduos não seguem uma distribuição normal.

Regra de decisão: Rejeita-se H_0 se o $sig < \alpha$.

É de salientar que, se a variação em relação a distribuição normal for grande, todos os testes estatísticos resultantes são inválidos uma vez que a normalidade é exibida no emprego das estatísticas F e t.

Os gráficos Normal Q-Q plot e Detrended Normal Q-Q plot, permitem analisar os resíduos que se desviam da normalidade. O gráfico Normal Q-Q plot baseia-se na distribuição de probabilidades dos valores observados e esperados enquanto que o Detrended Normal Q-Q plot sugere a normalidade se as observações se distribuem aleatoriamente à volta da linha horizontal zero.

3.4.4. Multicolinearidade

A multicolinearidade é o grau em que uma variável pode ser explicada pelas outras variáveis na análise.

Segundo Pestana e Gageiro (2003) o modelo de regressão múltipla, pressupõe que as variáveis independentes são linearmente independentes, ou seja, que não se verifica a multicolinearidade. De certo, se as variáveis forem independentes cada coeficiente obtém-se à custa das observações de apenas uma variável, pelo que se outra variável for adicionada ou retirada do modelo não se verificam modificações nas estimativas dos restantes parâmetros do modelo. Quando tal não acontece aumenta o grau da multicolinearidade e maiores são as modificações nas estimativas dos coeficientes em consequência das alterações das variáveis introduzidas no modelo.

Para fazer a análise da intensidade da multicolinearidade neste trabalho, ou seja, para verificar se os índices de preços do produtos agrícolas em estudo são linearmente independentes foi essencialmente feita através da:

- Correlação entre as variáveis independentes;
- Tolerância e VIF;
- Condition Index e proporção de variância.

3.4.4.1. Correlação entre as variáveis independentes

Para a verificação das correlações recorreu-se à matriz das correlações, como uma das formas preliminares de verificação da multicolinearidade. Nesta análise, quando os coeficientes de correlação entre as variáveis independentes são elevados (em termos absolutos superiores a 0.9) indicam a possibilidade de existência da multicolinearidade. Contrariamente, o facto de não existirem elevados coeficientes de correlação entre as variáveis independentes, é insuficiente para garantir a não multicolinearidade, na medida em que esta pode ser o resultado do efeito combinado de duas ou mais variáveis.

3.4.4.2. Tolerância e VIF

A tolerância mede o grau em que a variável X_i é explicada por todas as outras variáveis independentes. Esta é uma outra forma que foi aplicada para verificar a existência da multicolinearidade. Portanto, ela é dada por:

Tolerância de $X_a = 1 - R_i^2$

onde X_a é um índice de preços de produto agrícola da cidade de Maputo (variável independente) e R_i^2 corresponde ao coeficiente de determinação entre X_a e os restantes indices de preços dos produtos em estudo (variáveis independentes). Desta forma, a tolerância mede a proporção da sua variação que não é explicada pelas restantes variáveis independentes.

A tolerância varia entre zero a um e quanto mais próxima estiver de zero, maior será a multicolineridade. Por conseguinte, quanto mais próxima estiver de um, menor será a multicolinearidade. O valor considerado como limite abaixo do qual existe multicolinearidade é 0.1 (onde R^2=0.9 e R=0.95). As variáveis com valores baixos de tolerância devem ser excluídas no modelo.

O inverso da tolerância designa-se por VIF (variance inflation factor)

$$VIF = \frac{1}{tolerancia}$$

Quando o valor da VIF estiver mais próximo de zero, menor será a multicolinearidade. O valor considerado como o limite, acima do qual existe multicolinearidade é 10.

3.4.4.3. Condition Index e proporção de variância.

Os valores próprios (Eigenvalue) dão uma indicação de quantas dimensões distintas, que incluem constantes e termos independentes existem entre as variáveis X's. Quando há muitos valores próprios perto de zero significa que existe uma forte correlação entre as variáveis, levando a que pequenas variações nos dados possam conduzir a grandes variações nos coeficientes estimados.

O condition index é a raíz quadrada do quociente entre o maior valor próprio e cada valor próprio. Um valor no condition index maior do que 15 indica um possível problema de multicolinearidade, enquanto que um index maior do que 30 levanta sérios problemas de multicolinearidade.

A variance proportion é a proporção de variância explicada por cada componente principal, ou seja, é a proporção de variância para cada um dos parâmetros estimados que é atribuida a cada valor próprio.

Segundo Pestana e Gageiro (2003), a intensidade da multicolinearidade é elevada quando simultaneamente o condition index é maior que 30, quando numa componente contribui substancialmente (em 90% ou mais) para a variância de duas ou de mais variáveis e ainda quando a tolerância dessas variáveis é inferior a 0.1.

Esta afirmação do Pestana e Gageiro foi aplicada para a decisão, se se verificou ou não a multicolinearidade nas variáveis em estudo.

4.RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1.Caracterização da Amostra

A amostra consiste em dados mensais de dezasseis séries temporais em anexo, para o período que vai desde Janeiro do ano 1998 até Dezembro de 2004. A mesma, perfaz um total de oitenta e quatro observações para cada série, podendo-se encontrar três séries (X_{11}, X_{12} e X_{13}) em anexo com setenta e três observações para cada, pelo facto delas apresentarem dados desde o mês de Novembro do ano de 1998 à Dezembro de 2004, como se pode observar na tabela 3 em anexo.

Das dezasseis variáveis, quinze representam os produtos agrícolas da cidade de Maputo e uma é o IPC da mesma cidade. Estes dados, foram recolhidos no INE. Para o cálculo dos índices foi tomado como período base Dezembro do ano de 1998.

4.2.Resultados

Diagramas de dispersão para a análise da linearidade

Gráfico 1

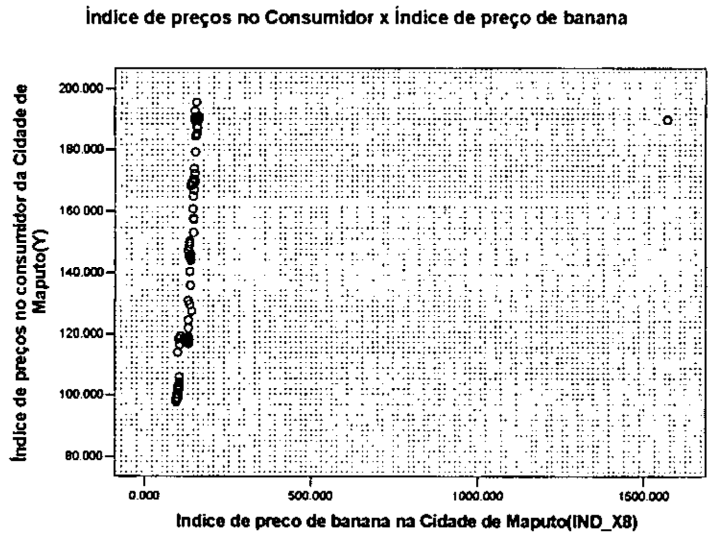


Gráfico 2

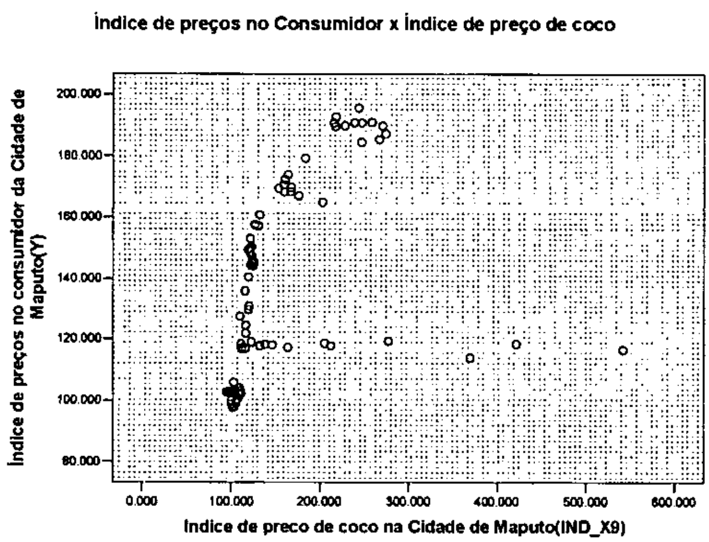


Gráfico 3

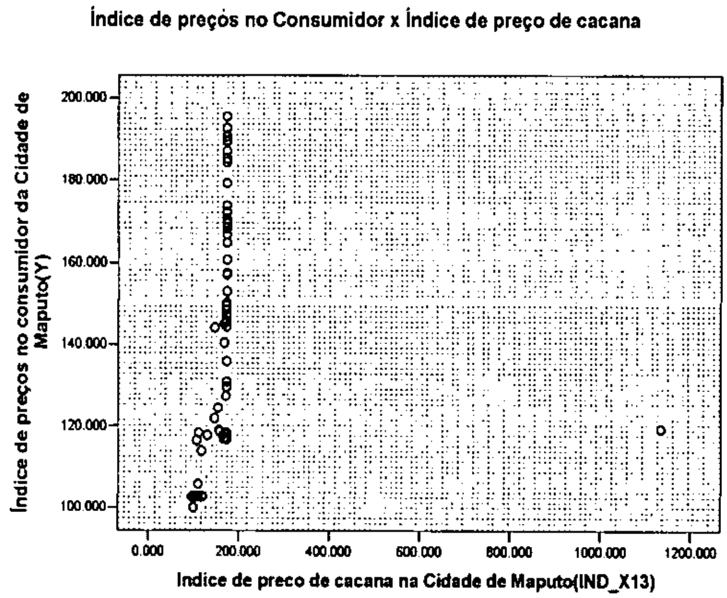


Gráfico 4

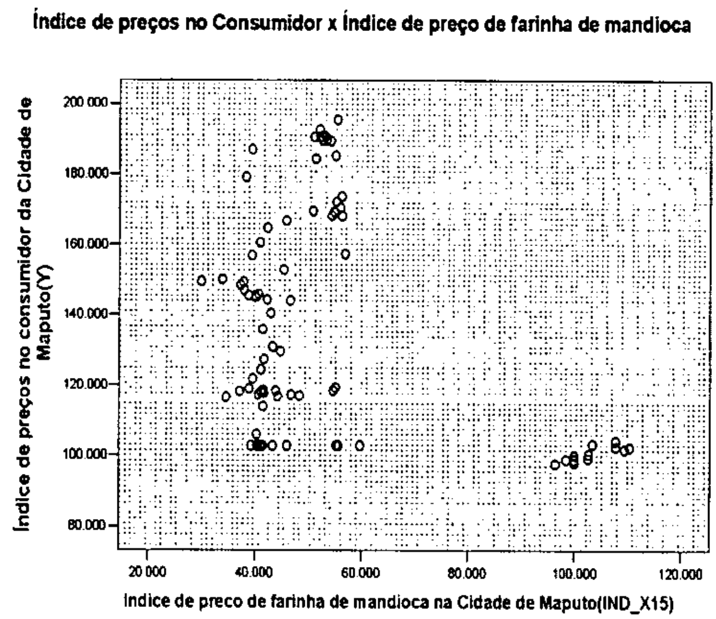


Gráfico 5

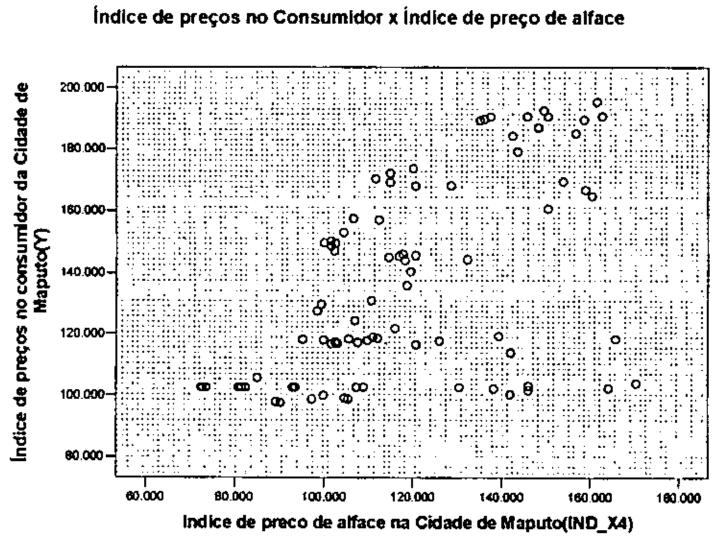


Gráfico 6

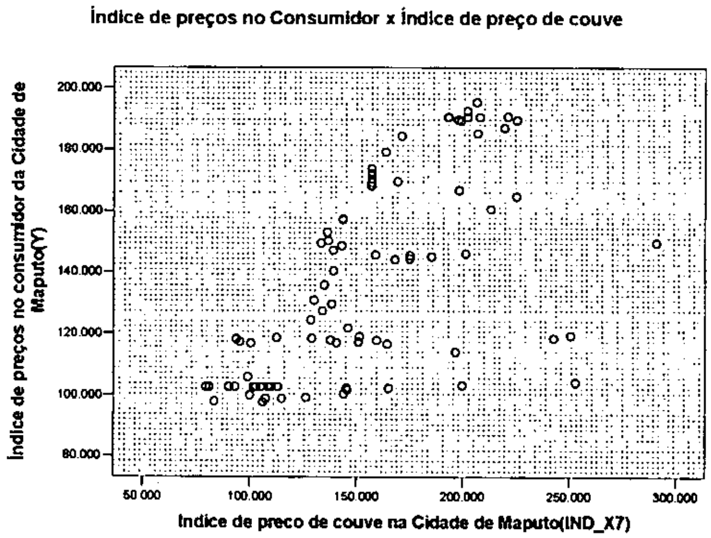


Gráfico 7

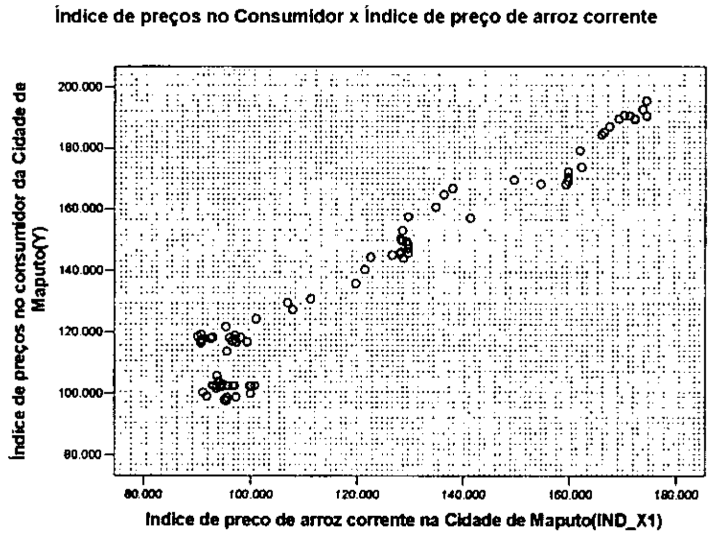


Gráfico 8

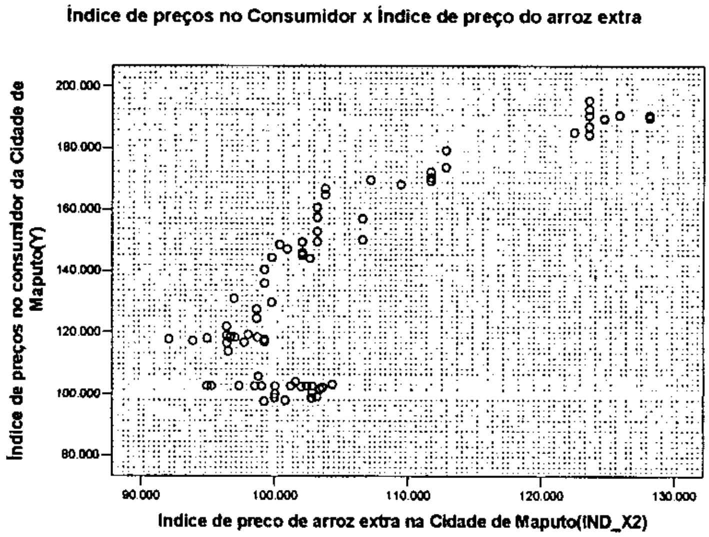


Gráfico 9

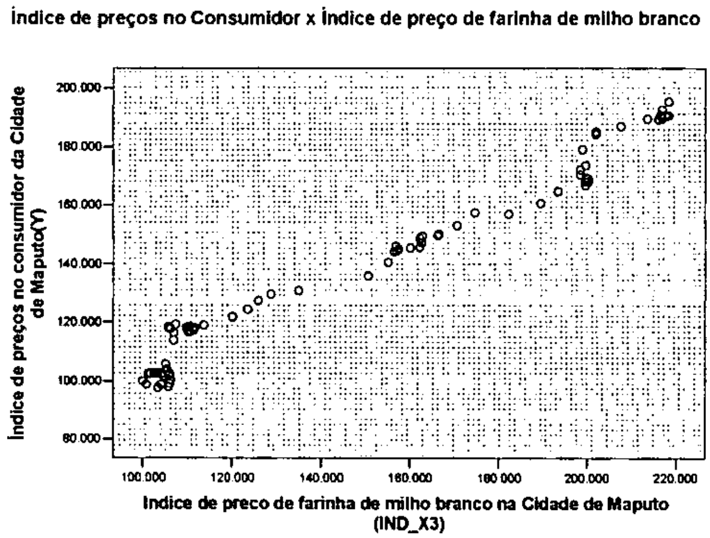


Gráfico 10

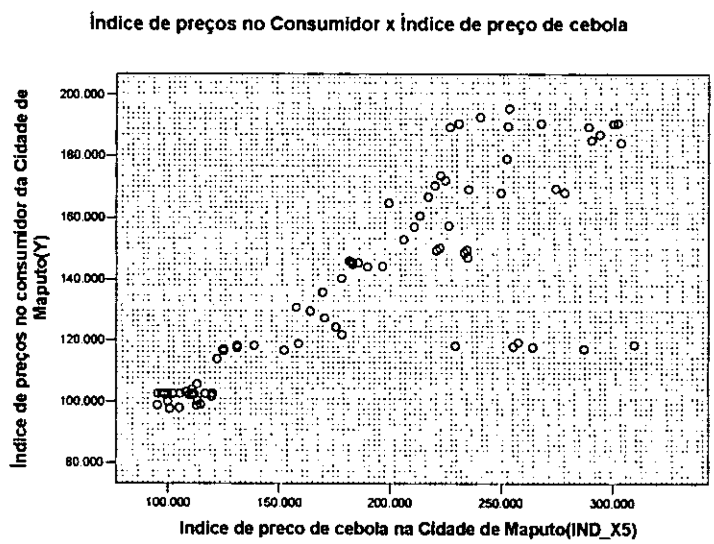


Gráfico 11

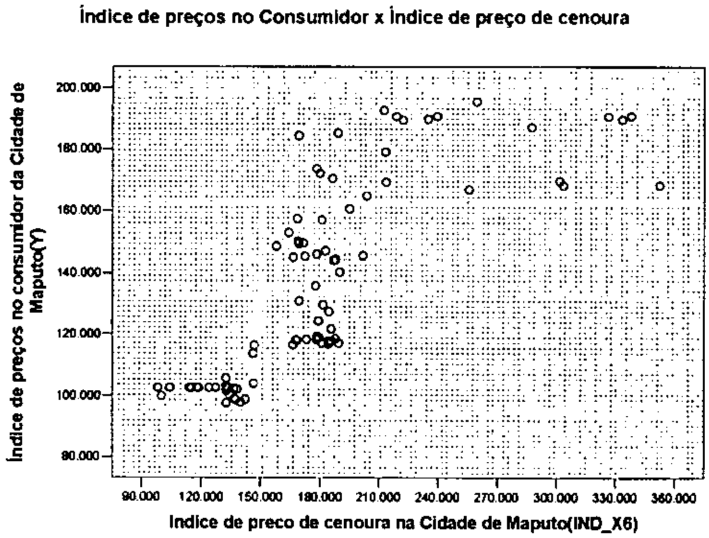


Gráfico 12

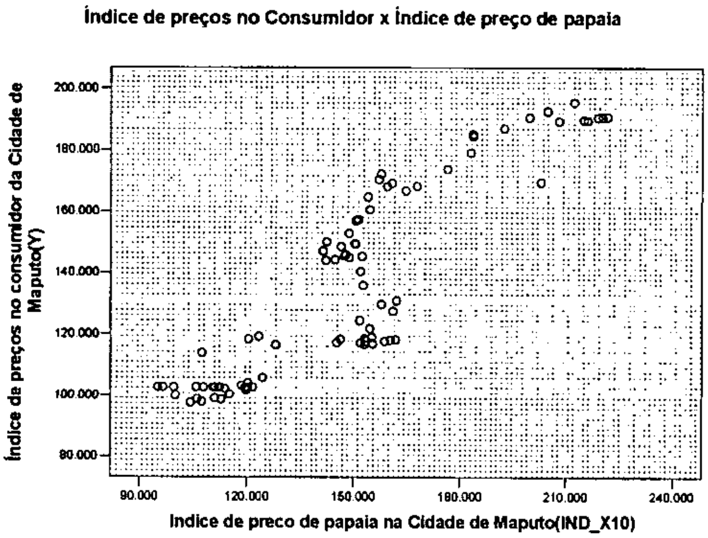


Gráfico 13

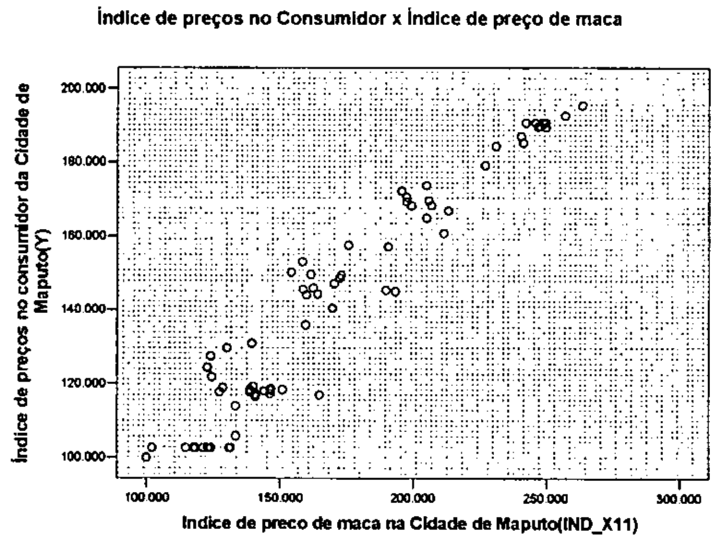


Gráfico 14

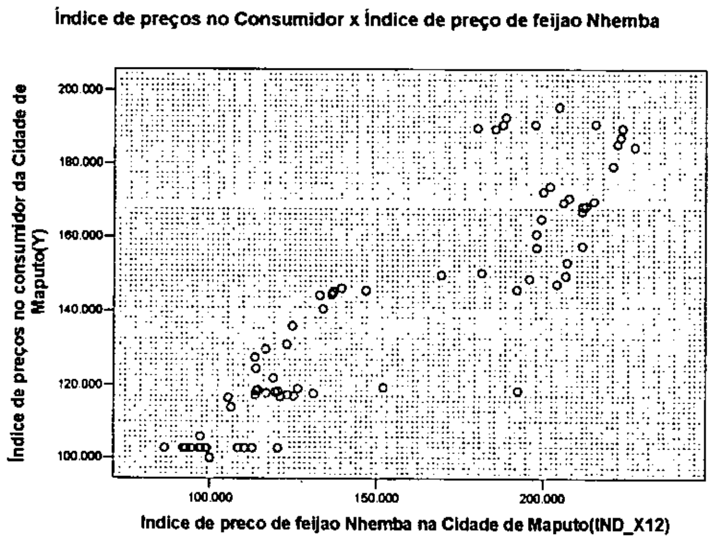
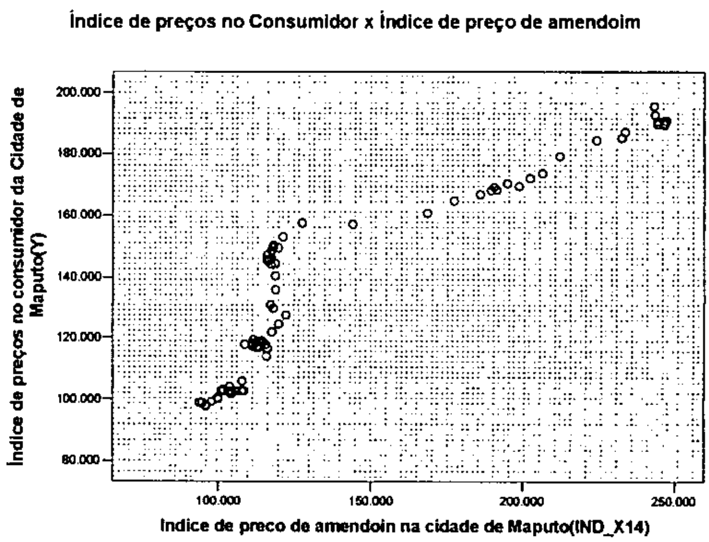


Gráfico 15



Homocedasticidade

Gráfico 16

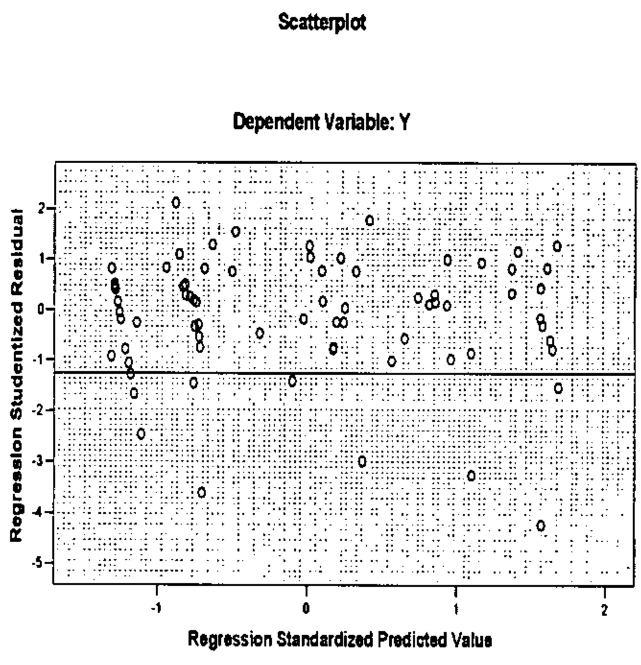
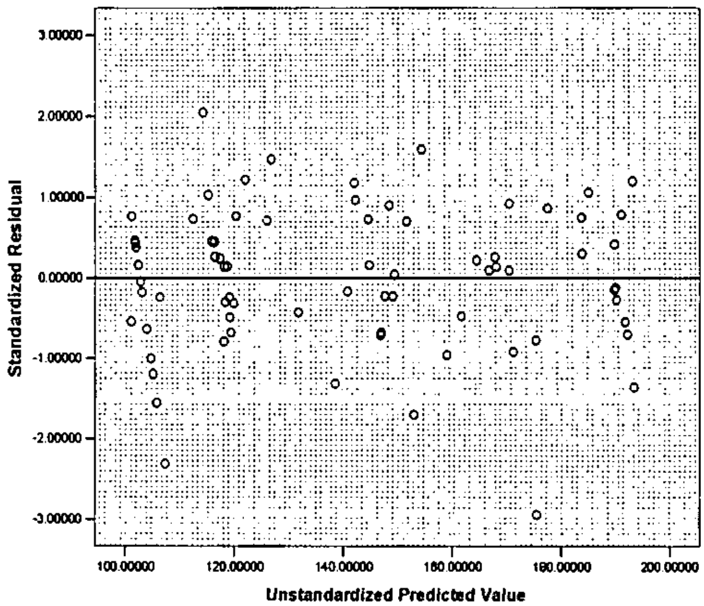


Gráfico 17



Normalidade

Gráfico 18

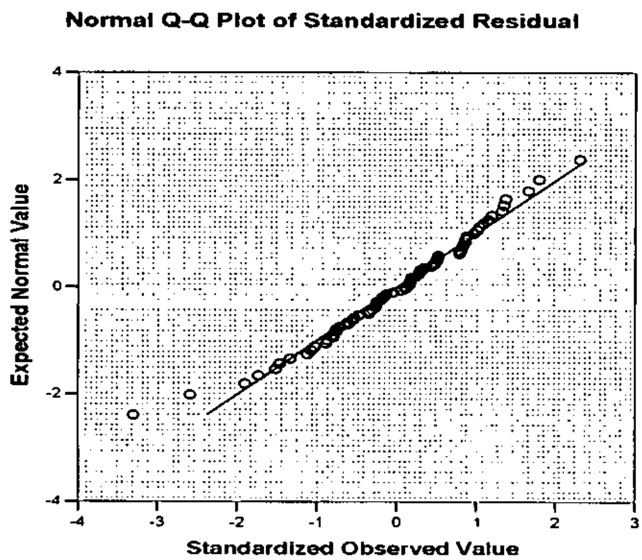


Gráfico 19

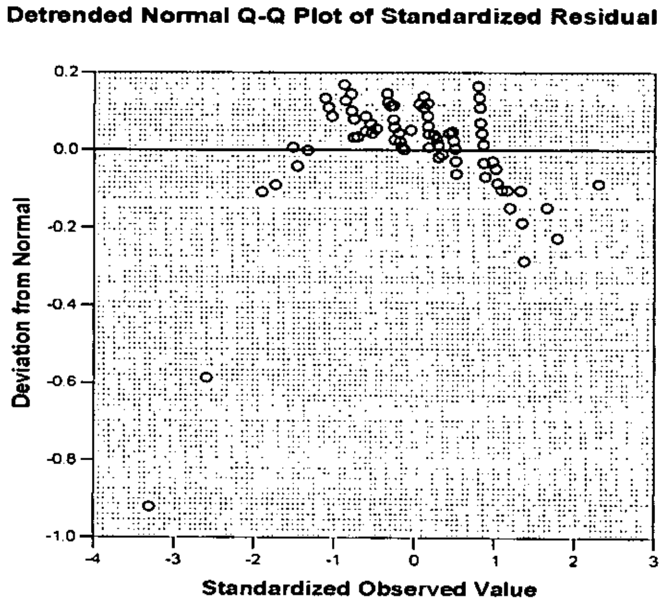


Tabela 1: **Medidas De Grau De Ajuste**

Model Summary[b]

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics					Durbin-Watson
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	.998[a]	.997	.996	2.003475	.997	1136.469	15	57	.000	1.666

a. Predictors: (Constant), IND_X15, IND_X5, IND_X8, IND_X13, IND_X9, IND_X7, IND_X2, IND_X6, IND_X12, IND_X4, INE X11, IND_X14, IND_X1

b. Dependent Variable: Y

Tabela 2: **ANOVA**

ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	68425.263	15	4561.684	1136.469	.000[a]
	Residual	228.793	57	4.014		
	Total	68654.056	72			

a. Predictors: (Constant), IND_X15, IND_X5, IND_X8, IND_X13, IND_X9, IND_X7, IND_X2, IND_X6, IND_X12, IND_X4, IND_X10, IND_X3, IND_X11, IND_X14, IND_X1

b. Dependent Variable: Y

Normalidade

Tabela 3. Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov(a)			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Standardized Residual	.062	73	.200(*)	.979	73	.249

* This is a lower bound of the true significance.

a Lilliefors Significance Correction

4.3.Discussões

4.3.1.Evolução de preços dos produtos agrícolas em análise na cidade de Maputo

Os resultados em anexo da tabela 2 dos índices calculados através da fórmula simples 2.1 sugerem a existência de uma evolução de preços em quase todos os produtos agrícolas em estudo e em quase todos os anos.

4.3.2.Relação entre os índices de preços dos produtos agrícolas e o IPC da cidade de Maputo

Sendo o modelo de regressão linear múltipla uma técnica estatística, descritiva e inferencial, que permite a análise de relação entre uma variável dependente (Y), e um conjunto de variáveis independentes (X's), utilizou-se para analisar a relação entre o IPC da cidade de Maputo (Y) e cada índice, dos preços de produto agrícola envolvido no estudo (X_i's) em anexo no ponto 1. As suposições a serem abordadas para as variáveis individuais são a linearidade que é observada através dos diagramas de dispersão, variância constante e a normalidade.

Os diagramas de dispersão permitem ver se existe alguma relação linear ou não linear entre as variáveis independentes (X_i's): índice de preço de: farinha de milho branco na cidade de Maputo, alface, cebolas, arroz corrente, arroz extra, cenoura, couve, banana, coco, papaia, maçã, feijão nhemba, cacana, amendoim, farinha de mandioca na Cidade de Maputo.

Os gráficos 1, 2, 3 e 4 , indicam relações não lineares entre o índice de preço de bananas (índice de X_8), índice de preço de coco (índice de X_9), índice de preço de cacana (índice de X_{13}), índice de preço de farinha de mandioca (índice de X_{15}) e o índice de preço no Consumidor (Y), respectivamente.

Os gráficos 5 e 6 dos índices de preço de alface (IND_X_4) com o IPC (Y) e de índice de preço de couve (IND_X_7) com IPC (Y) respectivamente, sugerem que tirando alguns outliers não indicam relações não lineares com o índice de preço no Consumidor (Y).

Contudo, os restantes diagramas de dispersão dos gráficos 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14 e 15 de índices de preços de : arroz corrente (IND_X_1), arroz extra (IND_X_2), farinha de milho branco (IND_X_3), cebola (IND_X_5), cenoura (IND_X_6), papaia (IND_X_{10}), maçã (IND_X_{11}), feijão nhemba (IND_X_{12}) e amendoim (IND_X_{14}) e o IPC da Cidade de Maputo (Y) mostram que existe uma associação linear positiva.

Para Pestana e Gageiro (2003), caso exista uma associação não linear entre algum(s) X e Y e se pretenda aplicar o MRLM, deverá linearizar-se essa relação antes de aplicar o modelo de regressão linear. Desta forma, sendo este trabalho, centrado na análise do contributo dessas variáveis e não para estimar e aplicar o modelo e sendo que maior parte destas variáveis não mostram a não linearidade pode-se avançar deste modo, com a análise do MRLM.

4.3.3. Estimação do Modelo

Pretende-se com base nos resultados obtidos a partir da amostra estimar os parâmetros do modelo, que mostraram o quanto cada produto agrícola contribuiu no IPC da cidade de Maputo, ou seja, estimar uma equação com a fórmula (2). O método de estimação usado foi o Enter para a obtenção da tabela 4 em anexo, onde se verifica que a primeira variável independente a entrar no modelo é o índice de preço de farinha de milho branco (IND_X_3), pelo facto dela ter o maior coeficiente de correlação em valor absoluto |0.988|.

A tabela 1, mostra que 99.7% da variação no IPC da cidade de Maputo no modelo1 é explicado pelos IND_X_1, IND_X_2, IND_X_3, IND_X_4, IND_X_5, IND_X_6, IND_X_7, IND_X_8 , IND_X_9 , IND_X_{10} , IND_X_{11} , IND_X_{12} , IND_X_{13} , IND_X_{14} e IND_X15. A tabela 2 da ANOVA confirma este resultado, dado que a soma total dos quadrados 68654.056, na sua maior parte 68425.263 (99.7%) é explicada pelas variáveis independentes do modelo. Para o modelo com os produtos agrícolas em estudo, o erro padrão de regressão é igual a 2.003475 % o correspondente à diferença entre os índices observados e os estimados. A variação no coeficiente de determinação (R Square Change) com a entrada do conjunto de variáveis IND_X_1, IND_X_2, IND_X_3, IND_X_4, IND_X_5, IND_X_6, IND_X_7, IND_X_8 , IND_X_9 , IND_X_{10} , IND_X_{11} , IND_X_{12} , IND_X_{13} , IND_X_{14} e IND_X15, é igual ao coeficiente de determinação múltiplo (R^2) pois antes da entrada destas variáveis o R^2 era nulo. De igual modo alteração do valor do teste F (F change) usado na ANOVA aquando da introdução do conjunto de variáveis é igual ao valor do teste F.

O teste F observado na tabela 2, está associado um nível de significância 0.000 que é inferior a 0.05, o que leva a rejeição da nulidade do conjunto dos coeficientes dos parâmetros independentes considerados. Para saber quais os coeficientes que são significativamente diferentes de zero deve-se proceder ao teste t (Tabela 5 em anexo).

A tabela 5 em anexo, apresenta os coeficientes não estandardizados, os seus desvios padrões, os coeficientes estandardizados (Beta), os testes t, os intervalos de confiança e as tolerâncias de cada variável, para o procedimento Enter. Contudo, as correlações de ordem zero correspondem ao R de Pearson.

Os testes t permitem testar as hipóteses nulas de inexistência de uma relação linear entre Y com cada uma das variáveis X_i's bem como com as constantes consideradas. Estes, são úteis para decidir se certas variáveis explicativas podem ou não ser eliminadas da equação de regressão. Entretanto, o modelo verificado na tabela 5 em anexo, sugere que os testes t que têm associado um nível de significância inferior a 0.05, são os dos índices de: preço de arroz corrente (IND_X_1), preço de farinha de milho branco (IND_X_3), preço de cebolas (IND_X_5), preço de cenoura (IND_X_6), preço de coco (IND_X_9), preço de papaia (IND_X_{10}) e preço de feijão nhemba (IND_X_{12}), pelo que se pode concluir que cada uma destas variáveis independentes têm poder explicativo no IPC da Cidade de Maputo (Y), pois os coeficientes de cada X são diferentes de zero. A mesma conclusão se pode tirar pela análise dos intervalos de confiança, onde nenhuma dessas variáveis contem o valor zero, levando portanto a rejeição das hipóteses nulas.

Com um erro de 5% pode concluir-se que para o índice de preço de papaia (IND_X_{10}), o valor médio deste índice se situa entre 0.155 e 0.239 pontos percentuais.

Para o modelo a ser estimado, as variáveis mais importantes para explicação do IPC da cidade de Maputo são por ordem de importância: IND_X_3, IND_X_{10}, IND_X_6, IND_X_9, IND_X_1, IND_X_5 e IND_X_{12}.

O modelo estimado que sugere a contribuição dos índices de preço de produtos agrícolas da cidade de Maputo é:

$$Y=0.395IND\_X_3+0.197IND\_X_{10}-.037IND\_X_6+0.021IND\_X_9+0.259IND\_X_1+0.023IND\_X_5+0.031IND\_X_{12}$$

$$t= (9.398) \quad (9.365) \quad (-4.487) \quad (4.425) \quad (3.954) \quad (2.992) \quad (2.271)$$

Com o resultado da estatística F, todas variáveis em estudo deveriam entrar no modelo de regressão múltiplo estimado. No entanto, na óptica deste trabalho, as variáveis presentes neste modelo, são as que mais contribuem (têm maior poder explicativo) na inflação da cidade de Maputo, atendendo aos valores da estatística t que mais se afastaram de 2 em valor absoluto.

Porém, as variáveis excluidas neste modelo, têm uma contribuição no IPC da cidade de Maputo, mas elas não são estatisticamente significativas.

Os coeficientes estimados neste modelo têm a seguinte explicação: Para cada aumento unitário no índice de preço de farinha de milho branco(IND_X_3), mantendo constantes os restantes índices, o IPC da Cidade de Maputo cresce (aumenta) em 0.395 pontos percentuais.

Para b_2=0.197 significa que, estima-se que o IPC da cidade de Maputo terá um acrescimo de 0.197 para cada aumento unitário no valor do índice de preço de papaia, admitindo que os outros valores mantêm-se fixos.

b_3= -0.037, é uma estimativa do decrescimo esperado do IPC correspondente do aumento em unidade sobre o valor do índice de preço de cenoura. Embora este resultado seja estatisticamente significativo, não apresenta significado econômico. Pois para uma explicação prática, pode-se afirmar que com a subida de preços de cenoura (IND_X_3) os compradores deixam de demandar este produto e passam a comprar a beterraba. Dai que, segundo os resultados deste trabalho, a cenoura influencia para um decrescimo da inflação da cidade de Maputo, mantendo tudo constante;

b_4= 0.021, para cada aumento unitário do índice de preço de coco, mantendo fixo as outras variáveis constantes ou fixas o IPC da cidade de Maputo aumenta em 0.021;

b_5= 0.259, é a contribuição do índice de preço de arroz corrente no IPC da cidade de Maputo, mantendo constantes os outros índices de produtos agricolas do modelo;

b_6=0.023, mantendo constante ou fixo os restantes índices de produtos o índice de preço de cebolas irá contribuir em 0.023 no IPC; e

b_7=0.031, significa que, estima-se que o IPC terá um acrescimo de 0.031 para cada aumento unitário no valor do índice de preço de feijão nhemba, admitindo que os outros índices restantes matêm-se fixos.

4.3.4. Validação das suposições ao modelo estimado

Na análise da homocedasticidade, o resultado do gráfico 17 ilustra que a amplitude das variações dos resíduos em torno de zero não apresentam qualquer relação com os valores estimados do IPC da Cidade de Maputo.

Contudo, os gráficos 16 e 17, mostraram que os resíduos mantêm uma amplitude aproximadamente constante em relação ao eixo horizontal zero, ou seja, não mostram tendências crescentes ou decrescentes, pelo que, sugerem a não rejeição da hipótese da homocedasticidade.

Na tabela 1, o valor de teste é de 1.67 o que leva a concluir-se que não existe autocorrelação entre os resíduos, pois este está próximo de 2.

Quanto a análise da normalidade, a tabela 3, apresenta os testes de K-S com a correlação de lilliefors e o Shapiro-Wilks. Mas o teste de Shapiro-Wilks é aplicado sempre que a dimensão da amostra é inferior a 50. No teste K-S o nível de significância é igual a 0.200. Deste modo, a um nível de significância de 0.05, não se rejeita a hipótese de que os resíduos seguem uma distribuição normal.

No gráfico 18 apresenta-se o Normal Q-Q plot que se baseia na distribuição de probabilidades dos valores observados e esperados numa distribuição normal enquanto que o gráfico 19 apresenta o Detrended Normal Q-Q plot, onde se assume a normalidade quando as observações se distribuem aleatoriamente à volta da linha horizontal zero. Ambos gráficos mostram que as observações se dispoêm a volta das rectas oblíqua e horizontal, portanto, indiciam a não violação da normalidade.

A outra análise que se pode fazer é que no gráfico 19 existem duas observações que mais se desviam da normalidade. Com estas observações por exemplo, pode-se verificar que na base dos índices (IND_X_i's) em anexo, para o índice de preço de cebola na cidade de Maputo (IND_X_5), nos meses de Maio e Junho de 2004 tem os valores de 302.26% e 300.39% nos respectivos meses, em relação ao período básico, ou seja, Dezembro de 1998.

Para a análise da multicolinearidade recorreu-se primeiro à matríz das correlações apresentada na tabela 4 em anexo, como uma das formas preliminares para a verificação da multicolinearidade. Verificou-se que as variáveis IND_X_1, IND_X_3, IND_X_{11} e IND_X_{14} tem coeficientes de correlação superiores a 0.9. Mas esse facto ainda não é suficiente para garantir a multicolineariedade.

Analisando a tolerância que mede o grau em que uma variável X é explicada por todas outras variáveis independentes, na tabela 5 em anexo os valores da tolerância sugerem que exista multicolinearidade, aceitando o valor de 0.1 para a tolerância como o valor abaixo do qual existe multicolinearidade. O valor mais baixo é de 0.015 correspondente ao índice de preço de arroz corrente (IND_X_1) (1.5% da variabilidade no índice de preço de arroz corrente não são explicadas pelos restantes índices), o que pode indicar a multicolinearidade, mas ainda não é satisfeita a condição de Pestana e Gageiro.

Para os valores de VIF na mesma tabela nas variáveis IND_X_1, IND_X_2, IND_X_3, IND_X11 e IND_X_{14} são superiores a 10 o que indica, que há multicolinearidade. O mesmo se confirma com a presença de valores de Condition Index acima de 30 de certas variáveis na tabela 6 em anexo. Uma componente contribui substancialmente, acima de 90%, para a variância de apenas uma variável (IND_X_2). Não existe muitos valores próprios próximos de zero, o que indica não existência de uma forte correlação entre as variáveis. Portanto, esses resultados não satisfazem a condição de Pestanha e Gageiro (2003) para a existência da intensidade elevada da Multicolinearidade. A ser assim, conclui-se que existe um possível problema da multicolinearidade que não é de intensidade elevada, facto que leva a validar os resultados deste estudo.

5.CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES FINAIS

5.1.Conclusões

De acordo com os objectivos traçados e os resultados obtidos neste trabalho, conclui-se que:

- Os índices simples de preços calculados dos produtos agrícolas para os anos de 1998 à 2004 indicam não haver uma grande evolução, nos preços do arroz corrente (X_1) na cidade de Maputo, podendo-se notar que nos primeiros meses do ano 1998 os preços deste produto eram relativamente baixos em comparação com os do mês de Dezembro;
- Ainda os mesmos índices indicam uma redução nos preços de farinha de mandioca (X_{15}) na cidade de Maputo desde Janeiro de 1999 até Dezembro de 2004;
- Contudo, o preço de cebola na cidade de Maputo em Maio e Junho de 2004 foi três vezes maior em relação a de Dezembro de 1998; e
- Os resultados da análise de regressão múltipla que envolveram a análise das correlações, sugerem que os preços dos produtos agrícolas que mais impactaram no IPC da cidade de Maputo no período de 1998 à 2004 são de: arroz corrente (X_1) com b_5=0.259, farinha de milho branco (X_3) com a contribuição de b_1=0.395, cebola (X_5) com a contribuição de b_6 =0.023, feijão nhemba (X_{12}) com b_7=0.031, coco (X_9) com b_4= 0.021 e papaia (X_{10}) com uma contribuição de b_2=0.197.

5.2.Recomendações

Com base nas conclusões obtidas neste estudo, pode-se apresentar as seguintes recomendações:

- A utilização da metodologia utilizada neste trabalho ao INE para efeitos de determinação e estimação das variáveis determinantes do IPC;
- A especial atenção por parte das entidades responsáveis na gestão e control dos preços dos produtos agrícolas , principalmente dos produtos identificados neste estudo como fortes influenciadores da inflação no país; e
- A realização de um estudo similar ao realizado neste trabalho que envolva outras variáveis potenciais explicativas do processo inflacionário no país e que aplique técnicas estatísticas e econométricas mais avançadas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anderson, David R., Sweeney, Dennis J. e Williams, Thomas A.(2003). Estatística Aplicada à Administração e Economia.Tradução de 2ª edição. São Paulo. Brazil;
- Carsane, Faizal Ramonje (2005) . Os Determinantes da Inflação em Moçambique: Um estudo econométrico (1994-2004). Dissertação (Mestrado em Economia). Brasil, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre;
- Góes, Luís A. C.(1980). Estatística: Uma Abordagem Decisorial.1ª edição. São Paulo. Brazil;
- Gualda, Neio L. P.(1988) Índices de Preços ao Consumidor: um estudo sobre sua determinação no Brasil.Dissertação(Mestrado em Economia). Faculdade de Economia/Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre;
- http://www.ai.com.br/pessoal/indices/indh.htm, (Acesso em :25.04.2007 às 11: 26 horas);
- http://www.rtp.pt/index.php?article=265802&visual=16&rss=0, (Acesso em:24 de Abril de 2007 às 12:45horas);
- Notícias o País (2007). Inflação de 2006, Notícias-arquivo de Maputo.co.mz- o portal da TV Cabo Moçambique. http://www.maputo.co.mz/article/articleview/10340/1/9 e http://www.arquivo.maputo.co.mz/article/articleview/10340/1/9 (Acessos: no dia 4 de Abril de 2007 às 12:20 horas e 26 de Junho de 2008 às 10:10horas respectivamente);
- Paiva, Manuel (1978). Dicionário da Economia. Portugal;
- Passos, Carlos Roberto Martins e Otto, Nogami (2003). Princípios de Economia. 4ª Edição Revista e Aplicada. São Paulo. Brazil;
- Pestana, Maria Helena e Gageiro, João Nunes (2003). Análise de dados para Ciências Sociais. 3ª edição. Lisboa. Portugal;
- Samuelson, Paul A. e Nordhaus, William D.(1999). Economia. 16ª Edição. Portugal;
- Sandroni, Paulo (2005).Dicionário de Economia do Século XXI. Rio de Janeiro. Brazil;
- Sachs, Jeffrey D. e B., Felipe Larrain (2000). Macroeconomia: Em uma Economia Glogal. Edição Revisada e Actualizada. São Paulo. Brazil; e
- Toledo, Geraldo Luciano e Ovalle, Ivo Isidoro (1992). Estatística Básica. 2ª edição. São Paulo. Brazil.

ANEXOS

1. Séries ou Variáveis Envolvidas na Base de dados

Y = Índice de preços no consumidor da Cidade de Maputo

X_1= Preço do arroz corrente na Cidade de Maputo

X_2=Preço do arroz extra na Cidade de Maputo

X_3= Preço de farinha de milho branco na Cidade de Maputo

X_4= Preço de alface na Cidade de Maputo

X_5= Preço de cebolas na Cidade de Maputo

X_6= Preço de cenoura na Cidade de Maputo

X_7= Preço de couve na Cidade de Maputo

X_8=Preço de banana na Cidade de Maputo

X_9=Preço de coco na Cidade de Maputo

X_{10}=Preço de papaia na Cidade de Maputo

X_{11}=Preço de macã na Cidade de Maputo

X_{12}=Preço de feijão nhemba na Cidade de Maputo

X_{13}= Preço de cacana na Cidade de Maputo

X_{14}= Preço de amendoim na Cidade de Maputo

X_{15}= Preço de farinha de mandioca na Cidade de Maputo.

2. Tabelas

Tabela 1

Tabela de Preços em Metical da Antiga Família do nosso país.

ANO	MÊS	X1	X2	X3	X4	X5	X6
1998	J	5277	12848	7658	16857	6911	14211
1998	F	5268	12795	7725	17500	6839	15267
1998	M	5305	13143	7733	15000	6679	13813
1998	A	5288	13050	7783	14200	6768	14385
1998	M	5238	13026	7675	15000	7393	13833
1998	J	5103	12950	7792	14583	7000	14000
1998	J	5141	13000	7775	10750	7089	14250
1998	A	5350	12950	7633	10000	6982	14333
1998	S	5327	12700	7758	9167	6500	14583
1998	O	5349	12500	7583	9273	6232	13833
1998	N	5450	12600	7392	10833	5893	14833
1998	D	5599	12600	7333	10267	6181	10412
1999	J	5591	12000	7441	11026	6093	10853
1999	F	5644	11957	7425	13403	6856	10214
1999	M	5605	12261	7575	11189	6009	12923
1999	A	5609	12600	7533	8295	6517	11956
1999	M	5431	12600	7458	9614	6100	12000
1999	J	5355	12409	7517	8463	7217	13902
1999	J	5413	12474	7542	7553	6322	12316
1999	A	5363	12750	7625	8375	6068	13262
1999	S	5214	12600	7583	8314	6167	12364
1999	O	5204	12900	7542	7436	5900	12000
1999	N	5244	12900	7467	7474	5900	11880
1999	D	5299	12950	7772	9553	7424	12273
2000	J	5249	12444	7711	8733	6991	13813
2000	F	5354	12158	7844	14595	7545	15242

2000	M	5079	12146	7848	12402	7728	15294
2000	A	5204	12435	7759	17020	8105	18051
2000	M	5084	12348	7881	14321	15917	18605
2000	J	5095	11596	7792	11280	16322	19350
2000	J	5048	12182	8117	11518	19150	19565
2000	A	5081	11824	8175	10536	17750	18844
2000	S	5180	11958	8195	10268	15783	17542
2000	O	5382	12176	8058	9788	14167	17480
2000	N	5452	12309	8108	10447	9408	17342
2000	D	5497	12222	8090	10851	8580	18579
2001	J	5408	12500	8108	11061	7729	19750
2001	F	5566	12500	8081	10588	7706	19213
2001	M	5438	12500	8162	12949	8106	19208
2001	A	5441	12143	8343	11410	9808	18707
2001	M	5344	12143	8816	11923	11019	19354
2001	J	5660	12429	9065	10994	10846	18681
2001	J	6045	12429	9241	10128	10529	19238
2001	A	5993	12571	9443	10224	10135	18935
2001	S	6233	12214	9903	11378	9750	17660
2001	O	6705	12500	11051	12190	10471	18511
2001	N	6799	12500	11378	12276	11000	19788
2001	D	6861	12571	11519	13590	12135	19583
2002	J	7205	12929	11475	12144.	11721	19459
2002	F	7182	12857	11508	12097	11212	18574
2002	M	7086	12857	11550	11770	11308	17343
2002	A	7164	12857	11744	12007	11462	17954
2002	M	7255	12857	11897	12388	11269	21017
2002	J	7255	12714	11931	10515	14500	19036
2002	J	7255	12643	11903	10440	14404	16452
2002	A	7236	12857	11944	10536	13635	17630

2002	S	7199	13000	12200	10280	14481	17873
2002	O	7177	13429	12214	10432	13725	17591
2002	N	7196	13000	12519	10728	12731	17108
2002	D	7258	13000	12811	10953	13981	17561
2003	J	7911	13429	13370	11546	13019	18849
2003	F	7548	13000	13895	15459	13173	20316
2003	M	7633	13071	14183	16469	12308	21212
2003	A	7724	13071	14635	16319	13404	26606
2003	M	8372	13500	14648	15802	16954	31394
2003	J	8653	13786	14685	13209.46	17201.92	36676.56
2003	J	8917	13786	14635	12385.94	15432.69	31587.23
2003	A	8940	14071	14673	11799.81	14527.27	22227.13
2003	S	8940	14071	14548	11465.54	13589.77	19404.75
2003	O	8940	14071	14550	11802.08	13877.35	18745.02
2003	N	9082	14214	14638	12328.67	13747.6	18571.42
2003	D	9066	14214	14588	14747.92	15595.98	22196.44
2004	J	9296	15571	14813	14638.23	18774.94	17636.52
2004	F	9323	15429	14813	16096.6	17957.17	19703.9
2004	M	9379	15571	15225	15231.15	18182.62	29926.15
2004	A	9476	15714	15663	16288.85	17871.48	34718.35
2004	M	9533	15857	15885	16705.54	18682.65	35184.88
2004	J	9589	15857	16010	15455.54	18567.4	33975.63
2004	J	9589	16143	15960	14974.77	16549.29	24930.46
2004	A	9644	16143	15910	13981.15	15627.32	24460.02
2004	S	9644	15714	15848	13885	14011.94	23129.83
2004	O	9769	15571	15960	14125.38	14257.08	22781.23
2004	N	9728	15571	15910	15359.38	14857	22124.46
2004	D	9764	15571	16010	16577.37	15657.46	27013.33

Tabela de preços(Continuação)

ANO	MÊS	X7	X8	X9	X10
1998	J	9583	6581	2017	6571
1998	F	16667	6586	2000	6619
1998	M	13167	6400	2017	6522
1998	A	10889	6645	2033	6261
1998	M	9600	6459	2000	6591
1998	J	9500	6094	1958	6333
1998	J	8333	6225	1941	6111
1998	A	7083	5943	1851	6211
1998	S	5500	5914	1902	5912
1998	O	7000	6000	1867	5737
1998	N	7583	6324	1850	5842
1998	D	6594	6333	1833	5500
1999	J	6732	6257	1833	5227
1999	F	7247	6413	1857	5304
1999	M	7464	6520	1828	6179
1999	A	7156	6500	1797	6083
1999	M	6935	6343	1800	5933
1999	J	6711	6300	1733	6182
1999	J	5952	6419	1817	5818
1999	A	6137	6372	1792	5474
1999	S	5938	6390	1808	6615
1999	O	5339	6442	1758	6167
1999	N	5237	6488	1771	6110
1999	D	6794	6585	1898	6692
2000	J	6538	6563	1882	6847
2000	F	12956	6250	6762	5909

2000	M	10846	6667	9929	7050
2000	A	16000	6469	7719	6629
2000	M	16526	6788	5080	6791
2000	J	9091	8036	3882	8448
2000	J	7433	7500	3759	8429
2000	A	6294	7800	3000	7995
2000	S	6182	8143	2679	8823
2000	O	6181	8306	2527	8903
2000	N	6635	8353	2045	8424
2000	D	8516	8417	2032	8050
2001	J	9960	8194	2054	8362
2001	F	9279	8414	2127	8549
2001	M	10523	8379	2423	8733
2001	A	9992	8355	2250	8538
2001	M	9637	8321	2135	8506
2001	J	8491	8296	2135	8351
2001	J	8837	8963	2019	8867
2001	A	9127	8571	2192	8688
2001	S	8580	8250	2202	8922
2001	O	8895	8643	2118	8400
2001	N	9186	8581	2186	8363
2001	D	11538	8710	2235	7967
2002	J	11083	8792	2284	7825
2002	F	13273	8750	2269	8134
2002	M	12216	8656	2281	8184
2002	A	11546	8594	2298	8385
2002	M	10483	8375	2280	8110
2002	J	9179	8219	2260	7779
2002	J	9438	8438	2212	8061
2002	A	8802	8533	2183	8287

2002	S	19186	8500	2221	8272
2002	O	9019	8500	2255	7837
2002	N	8994	9310	2231	8185
2002	D	9475	9303	2324	8331
2003	J	9475	9333	2392	8292
2003	F	14042	9199	2422	8504
2003	M	14837	9194	3713	8471
2003	A	13055	9361	3221	9056
2003	M	11154	9603	3067	11153
2003	J	10332.65	8916.67	3048.08	9227.73
2003	J	10354.85	8722.22	2923.08	8769.17
2003	A	10354.85	9000	2807.69	8843.35
2003	S	10354.85	9340.19	2913.46	8641.53
2003	O	10354.85	9527.78	2932.69	8676.35
2003	N	10354.85	9374.67	3000	9701.73
2003	D	10791.25	9611.11	3355.77	10063.15
2004	J	11286.87	9694.44	4519.23	10101.58
2004	F	13639.1	9972.22	4884.62	10100.65
2004	M	14467.54	10000	5019.23	10582.25
2004	A	14852.15	10222.22	4951.92	11876.63
2004	M	14563.69	10333.33	4730.77	12182.7
2004	J	13698.31	10222.22	4519.23	12034
2004	J	12721.92	9888.89	4375	12105.15
2004	A	13025.23	99611.11	4173.08	11813.45
2004	S	13121.38	9555.56	3980.77	11429.9
2004	O	13313.69	9555.56	3951.92	10972.58
2004	N	13313.69	9555.56	3990.38	11253.8
2004	D	13602.15	9833.33	4461.54	11664.55

Tabela de Preços(Continuação)

ANO	MÊS	X11	X12	X13	X14	X15
1998	J				13929	16195
1998	F				13819	16195
1998	M				13550	15538
1998	A				13842	16588
1998	M				13908	16444
1998	J				13295	15423
1998	J				13027	15412
1998	A				12634	14791
1998	S				12804	15023
1998	O				12777	14489
1998	N				12509	15020
1998	D	19472	6442	11563	13330	15020
1999	J	19872	6384	11440	13936	5897
1999	F	22928	7756	12791	14098	6154
1999	M	23923	7263	11154	14357	6225
1999	A	23960	6987	11429	14455	6081
1999	M	24058	7111	12151	14411	8356
1999	J	24163	5986	11509	13893	8968
1999	J	25500	6083	12264	13821	6136
1999	A	22898	6239	13889	13777	6176
1999	S	23037	6364	12453	13446	6503
1999	O	23608	5570	12222	13509	8299
1999	N	22333	5926	12182	13455	6058
1999	D	25600	6272	13023	13882	6909
2000	J	25985	6263	12708	14373	6056
2000	F	25979	6860	13571	15432	6233

2000	M	27431	6797	12314	15480	5192
2000	A	29382	12389	12857	14990	8205
2000	M	27222	9788	131148	14866	8269
2000	J	24790	7525	15091	14482	6167
2000	J	28532	7366	18182	15089	6236
2000	A	27410	7315	20000	15045	6100
2000	S	28044	7700	19821	14955	6170
2000	O	28511	7752	20000	14821	5569
2000	N	27358	7806	20000	15000	6643
2000	D	27019	7336	20000	15000	6581
2001	J	28492	7934	19464	14816	7016
2001	F	32089	8059	19216	15105	7257
2001	M	27008	8438	19038	15395	6244
2001	A	25024	8139	18077	15237	5837
2001	M	24228	7668	16923	15684	5938
2001	J	23898	7330	17821	15974	6169
2001	J	24148	7308	19808	16289	6257
2001	A	25333	7513	20000	15737	6716
2001	S	27157	7925	20000	15605	6500
2001	O	31092	8038	20000	15825	6229
2001	N	33048	8630	19423	15816	6450
2001	D	31929	8792	20000	15816	6346
2002	J	31122	8563	16969	15632	7004
2002	F	31620	8982	19808	15632	6107
2002	M	37614	8819	19423	15500	6016
2002	A	36922	9454	20000	15553	6015
2002	M	30869	12375	20000	15421	5818
2002	J	33147	13147	20000	15474	5698
2002	J	33557	12617	20000	15658	5594
2002	A	33670	13316	20000	15947	5673

2002	S	31441	10910	20000	15737	4485
2002	O	30012	11693	20000	15737	5082
2002	N	30830	13345	20000	16158	6809
2002	D	34191	13639	20000	17000	8534
2003	J	37086	12755	20000	19212	5912
2003	F	41156	12755	20000	22476	6145
2003	M	39911	12847	20000	23642	6351
2003	A	41490	13638	20000	24794	6883
2003	M	40046	13858	20000	26491	7634
2003	J	40264.92	13715.75	20000	25521	8163.92
2003	J	38795.89	13654.73	20000	25264	8450.6
2003	A	38448.67	13275.77	20000	25400	8237.35
2003	S	38448.67	13377.27	20000	25976	8406.48
2003	O	38077.56	12879.77	20000	26970	8284.27
2003	N	39879.33	13008.5	20000	27515	8436.25
2003	D	44172	14226.98	20000	28273	5737.83
2004	J	44968.78	14652.56	20000	29894	7700.25
2004	F	46988.67	14315.35	20000	31000	8259.56
2004	M	46810.19	14378.94	20000	31152	5914.42
2004	A	48059.5	14412.21	20000	32561	7891.27
2004	M	48416.44	13892.69	20000	32961	7972.35
2004	J	47881.03	12727.52	20000	32870	7825.31
2004	J	47167.14	12102.5	20000	32870	7890.42
2004	A	48214.75	11605.46	20000	32870	8012.88
2004	S	48623.44	11952.92	20000	32870	8128.08
2004	O	48623.44	12094.98	20000	32567	7664.46
2004	N	50044.22	12156.69	20000	32461	7817.02
2004	D	51293.53	13190.08	20000	32400	8317.71

Tabela 2

Índices simples de preços

ANO	MÊS	IND_X1	IND_X2	IND_X3	IND_X4	IND_X5	IND_X6
1998	J	94.25	101.97	104.43	164.19	111.81	136.49
1998	F	94.09	101.55	105.35	170.45	110.65	146.63
1998	M	94.75	104.31	105.45	146.10	108.06	132.66
1998	A	94.45	103.57	106.14	138.31	109.50	138.16
1998	M	93.55	103.38	104.66	146.10	119.61	132.86
1998	J	91.14	102.78	106.26	142.04	113.25	134.46
1998	J	91.82	103.17	106.03	104.70	114.69	136.86
1998	A	95.55	102.78	104.09	97.40	112.96	137.66
1998	S	95.14	100.79	105.80	89.29	105.16	140.06
1998	O	95.53	99.21	103.41	90.32	100.83	132.86
1998	N	97.34	100.00	100.80	105.51	95.34	142.46
1998	D	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1999	J	99.86	95.24	101.47	107.39	98.58	104.24
1999	F	100.80	94.90	101.25	130.54	110.92	98.10
1999	M	100.11	97.31	103.30	108.98	97.22	124.12
1999	A	100.18	100.00	102.73	80.79	105.44	114.83
1999	M	97.00	100.00	101.70	93.64	98.69	115.25
1999	J	95.64	98.48	102.51	82.43	116.76	133.52
1999	J	96.68	99.00	102.85	73.57	102.28	118.29
1999	A	95.78	101.19	103.98	81.57	98.17	127.37
1999	S	93.12	100.00	103.41	80.98	99.77	118.75
1999	O	92.95	102.38	102.85	72.43	95.45	115.25
1999	N	93.66	102.38	101.83	72.80	95.45	114.10
1999	D	94.64	102.78	105.99	93.05	120.11	117.87
2000	J	93.75	98.76	105.15	85.06	113.10	132.66
2000	F	95.62	96.49	106.97	142.15	122.07	146.39
2000	M	90.71	96.40	107.02	120.79	125.03	146.89

2000	A	92.95	98.69	105.81	165.77	131.13	173.37
2000	M	90.80	98.00	107.47	139.49	257.51	178.69
2000	J	91.00	92.03	106.26	109.87	264.07	185.84
2000	J	90.16	96.68	110.69	112.18	309.82	187.91
2000	A	90.75	93.84	111.48	102.62	287.17	180.98
2000	S	92.52	94.90	111.76	100.01	255.35	168.48
2000	O	96.12	96.63	109.89	95.33	229.20	167.88
2000	N	97.37	97.69	110.57	101.75	152.21	166.56
2000	D	98.18	97.00	110.32	105.69	138.81	178.44
2001	J	96.59	99.21	110.57	107.73	125.04	189.68
2001	F	99.41	99.21	110.20	103.13	124.67	184.53
2001	M	97.12	99.21	111.31	126.12	131.14	184.48
2001	A	97.18	96.37	113.77	111.13	158.68	179.67
2001	M	95.45	96.37	120.22	116.13	178.27	185.88
2001	J	101.09	98.64	123.62	107.08	175.47	179.42
2001	J	107.97	98.64	126.02	98.65	170.34	184.77
2001	A	107.04	99.77	128.77	99.58	163.97	181.86
2001	S	111.32	96.94	135.05	110.82	157.74	169.61
2001	O	119.75	99.21	150.70	118.73	169.41	177.79
2001	N	121.43	99.21	155.16	119.57	177.96	190.05
2001	D	122.54	99.77	157.08	132.37	196.33	188.08
2002	J	128.68	102.61	156.48	118.28	189.63	186.89
2002	F	128.27	102.04	156.93	117.82	181.39	178.39
2002	M	126.56	102.04	157.51	114.64	182.95	166.57
2002	A	127.95	102.04	160.15	116.95	185.44	172.44
2002	M	129.58	102.04	162.24	120.66	182.32	201.85
2002	J	129.58	100.90	162.70	102.42	234.59	182.83
2002	J	129.58	100.34	162.32	101.69	233.04	158.01
2002	A	129.24	102.04	162.88	102.62	220.60	169.32
2002	S	128.58	103.17	166.37	100.13	234.28	171.66

2002	O	128.18	106.58	166.56	101.61	222.05	168.95
2002	N	128.52	103.17	170.72	104.49	205.97	164.31
2002	D	129.63	103.17	174.70	106.68	226.19	168.66
2003	J	141.29	106.58	182.33	112.46	210.63	181.03
2003	F	134.81	103.17	189.49	150.57	213.12	195.12
2003	M	136.33	103.74	193.41	160.41	199.13	203.73
2003	A	137.95	103.74	199.58	158.95	216.86	255.53
2003	M	149.53	107.14	199.75	153.91	274.29	301.52
2003	J	154.55	109.41	200.26	128.66	278.30	352.25
2003	J	159.26	109.41	199.58	120.64	249.68	303.37
2003	A	159.67	111.67	200.10	114.93	235.03	213.48
2003	S	159.67	111.67	198.39	111.67	219.86	186.37
2003	O	159.67	111.67	198.42	114.95	224.52	180.03
2003	N	162.21	112.81	199.62	120.08	222.42	178.37
2003	D	161.92	112.81	198.94	143.64	252.32	213.18
2004	J	166.03	123.58	202.00	142.58	303.75	169.39
2004	F	166.51	122.45	202.00	156.78	290.52	189.24
2004	M	167.51	123.58	207.62	148.35	294.17	287.42
2004	A	169.24	124.71	213.60	158.65	289.14	333.45
2004	M	170.26	125.85	216.62	162.71	**302.26**	337.93
2004	J	171.26	125.85	218.33	150.54	**300.39**	326.31
2004	J	171.26	128.12	217.65	145.85	267.74	239.44
2004	A	172.25	128.12	216.96	136.18	252.83	234.92
2004	S	172.25	124.71	216.12	135.24	226.69	222.15
2004	O	174.48	123.58	217.65	137.58	230.66	218.80
2004	N	173.75	123.58	216.96	149.60	240.37	212.49
2004	D	174.39	123.58	218.33	161.46	253.32	259.44

Tabela 2 (Continuação)

ANO	MÊS	IND_X7	IND_X8	IND_X9	IND_X10	IND_11	IND_12
1998	J	145.33	103.92	110.04	119.47		
1998	F	252.76	103.99	109.11	120.35		
1998	M	199.68	101.06	110.04	118.58		
1998	A	165.13	104.93	110.91	113.84		
1998	M	145.59	101.99	109.11	119.84		
1998	J	144.07	96.23	106.82	115.15		
1998	J	126.37	98.29	105.89	111.11		
1998	A	107.42	93.84	100.98	112.93		
1998	S	83.41	93.38	103.76	107.49		
1998	O	106.16	94.74	101.85	104.31		
1998	N	115.00	99.86	100.93	106.22		
1998	D	100.00	100.00	100.00	100.00	100	100
1999	J	102.09	98.80	100.00	95.04	102.05	99.10
1999	F	109.90	101.26	101.31	96.44	117.75	120.40
1999	M	113.19	102.95	99.73	112.35	122.86	112.74
1999	A	108.52	102.64	98.04	110.60	123.05	108.46
1999	M	105.17	100.16	98.20	107.87	123.55	110.38
1999	J	101.77	99.48	94.54	112.40	124.09	92.92
1999	J	90.26	101.36	99.13	105.78	130.96	94.43
1999	A	93.07	100.62	97.76	99.53	117.59	96.85
1999	S	90.05	100.90	98.64	120.27	118.31	98.79
1999	O	80.97	101.72	95.91	112.13	121.24	86.46
1999	N	79.42	102.45	96.62	111.09	114.69	91.99
1999	D	103.03	103.98	103.55	121.67	131.47	97.36
2000	J	99.15	103.63	102.67	124.49	133.45	97.22
2000	F	196.48	98.69	368.90	107.44	133.42	106.49
2000	M	164.48	105.27	541.68	128.18	140.87	105.51

2000	A	242.64	102.15	421.11	120.53	150.89	192.32
2000	M	250.62	107.18	277.14	123.47	139.80	151.94
2000	J	137.87	126.89	211.78	153.60	127.31	116.81
2000	J	112.72	118.43	205.07	153.25	146.53	114.34
2000	A	95.45	123.16	163.67	145.36	140.77	113.55
2000	S	93.75	128.58	146.15	160.42	144.02	119.53
2000	O	93.74	131.15	137.86	161.87	146.42	120.34
2000	N	100.62	131.90	111.57	153.16	140.50	121.17
2000	D	129.15	132.91	110.86	146.36	138.76	113.88
2001	J	151.05	129.39	112.06	152.04	146.32	123.16
2001	F	140.72	132.86	116.04	155.44	164.80	125.10
2001	M	159.58	132.31	132.19	158.78	138.70	130.98
2001	A	151.53	131.93	122.75	155.24	128.51	126.34
2001	M	146.15	131.39	116.48	154.65	124.42	119.03
2001	J	128.77	131.00	116.48	151.84	122.73	113.78
2001	J	134.02	141.53	110.15	161.22	124.01	113.44
2001	A	138.41	135.34	119.59	157.96	130.10	116.63
2001	S	130.12	130.27	120.13	162.22	139.47	123.02
2001	O	134.90	136.48	115.55	152.73	159.68	124.77
2001	N	139.31	135.50	119.26	152.05	169.72	133.96
2001	D	174.98	137.53	121.93	144.85	163.97	136.48
2002	J	168.08	138.83	124.60	142.27	159.83	132.92
2002	F	201.29	138.17	123.79	147.89	162.39	139.43
2002	M	185.26	136.68	124.44	148.80	193.17	136.90
2002	A	175.10	135.70	125.37	152.45	189.62	146.76
2002	M	158.98	132.24	124.39	147.45	158.53	192.10
2002	J.	139.20	129.78	123.30	141.44	170.23	204.08
2002	J	143.13	133.24	120.68	146.56	172.33	195.86
2002	A	133.48	134.74	119.09	150.67	172.91	206.71
2002	S	290.96	134.22	121.17	150.40	161.47	169.36

2002	O	136.78	134.22	123.02	142.49	154.13	181.51
2002	N	136.40	147.01	121.71	148.82	158.33	207.16
2002	D	143.69	146.90	126.79	151.47	175.59	211.72
2003	J	143.69	147.37	130.50	150.76	190.46	198.00
2003	F	212.95	145.26	132.13	154.62	211.36	198.00
2003	M	225.01	145.18	202.56	154.02	204.97	199.43
2003	A	197.98	147.81	175.72	164.65	213.08	211.70
2003	M	169.15	151.63	167.32	202.78	205.66	215.12
2003	J	156.70	140.80	166.29	167.78	206.78	212.91
2003	J	157.03	137.73	159.47	159.44	199.24	211.96
2003	A	157.03	142.11	153.17	160.79	197.46	206.08
2003	S	157.03	147.48	158.94	157.12	197.46	207.66
2003	O	157.03	150.45	159.99	157.75	195.55	199.93
2003	N	157.03	148.03	163.67	176.40	204.80	201.93
2003	D	163.65	151.76	183.08	182.97	226.85	220.85
2004	J	171.17	153.08	246.55	183.67	230.94	227.45
2004	F	206.84	157.46	266.48	183.65	241.31	222.22
2004	M	219.40	157.90	273.83	192.40	240.40	223.21
2004	A	225.24	161.41	270.15	215.94	246.81	223.72
2004	M	220.86	163.17	258.09	221.50	248.65	215.66
2004	J	207.74	161.41	246.55	218.80	245.90	197.57
2004	J	192.93	156.15	238.68	220.09	242.23	187.87
2004	A	197.53	1572.89	227.66	214.79	247.61	180.15
2004	S	198.99	150.89	217.17	207.82	249.71	185.55
2004	O	201.91	150.89	215.60	199.50	249.71	187.75
2004	N	201.91	150.89	217.70	204.61	257.01	188.71
2004	D	206.28	155.27	243.40	212.08	263.42	204.75

Tabela 2 (Continuação)

ANO	MÊS	IND_X13	IND_X14	IND_X15	Y
1998	J		104.49	107.82	102.40
1998	F		103.67	107.82	104.08
1998	M		101.65	103.45	103.19
1998	A		103.84	110.44	102.23
1998	M		104.34	109.48	101.71
1998	J		99.74	102.68	100.37
1998	J		97.73	102.61	99.13
1998	A		94.78	98.48	98.83
1998	S		96.05	100.02	97.98
1998	O		95.85	96.46	97.67
1998	N		93.84	100.00	98.86
1998	D	100.00	100.00	100.00	100.00
1999	J	98.94	104.55	39.26	102.69
1999	F	110.62	105.76	40.97	102.69
1999	M	96.46	107.70	41.44	102.69
1999	A	98.84	108.44	40.49	102.69
1999	M	105.09	108.11	55.63	102.69
1999	J	99.53	104.22	59.71	102.69
1999	J	106.06	103.68	40.85	102.69
1999	A	120.12	103.35	41.12	102.69
1999	S	107.70	100.87	43.30	102.69
1999	O	105.70	101.34	55.25	102.69
1999	N	105.35	100.94	40.33	102.69
1999	D	112.63	104.14	46.00	102.69
2000	J	109.90	107.82	40.32	105.85
2000	F	117.37	115.77	41.50	113.90
2000	M	106.49	116.13	34.57	116.50

2000	A	111.19	112.45	54.63	118.37
2000	M	1134.20	111.52	55.05	119.27
2000	J	130.51	108.64	41.06	117.80
2000	J	157.24	113.20	41.52	118.61
2000	A	172.97	112.87	40.61	117.25
2000	S	171.42	112.19	41.08	118.02
2000	O	172.97	111.19	37.08	118.22
2000	N	172.97	112.53	44.23	116.75
2000	D	172.97	112.53	43.81	118.36
2001	J	168.33	111.15	46.71	117.21
2001	F	166.19	113.32	48.32	116.93
2001	M	164.65	115.49	41.57	117.70
2001	A	156.33	114.31	38.86	118.96
2001	M	146.35	117.66	39.53	121.83
2001	J	154.12	119.83	41.07	124.41
2001	J	171.31	122.20	41.66	127.42
2001	A	172.97	118.06	44.71	129.65
2001	S	172.97	117.07	43.28	130.90
2001	O	172.97	118.72	41.47	135.87
2001	N	167.98	118.65	42.94	140.43
2001	D	172.97	118.65	42.25	144.33
2002	J	146.75	117.27	46.63	144.09
2002	F	171.31	117.27	40.66	145.99
2002	M	167.98	116.28	40.05	145.03
2002	A	172.97	116.68	40.05	145.39
2002	M	172.97	115.69	38.74	145.60
2002	J	172.97	116.08	37.94	147.13
2002	J	172.97	117.46	37.24	148.60
2002	A	172.97	119.63	37.77	149.42
2002	S	172.97	118.06	29.86	149.58

2002	O	172.97	118.06	33.83	150.19
2002	N	172.97	121.22	45.33	152.99
2002	D	172.97	127.53	56.82	157.49
2003	J	172.97	144.13	39.36	157.08
2003	F	172.97	168.61	40.91	160.72
2003	M	172.97	177.36	42.28	164.87
2003	A	172.97	186.00	45.83	166.92
2003	M	172.97	198.73	50.83	169.67
2003	J	172.97	191.46	54.35	168.34
2003	J	172.97	189.53	56.26	168.28
2003	A	172.97	190.55	54.84	169.36
2003	S	172.97	194.87	55.97	170.59
2003	O	172.97	202.33	55.15	172.30
2003	N	172.97	206.41	56.17	173.82
2003	D	172.97	212.10	38.20	179.25
2004	J	172.97	224.26	51.27	184.42
2004	F	172.97	232.56	54.99	185.26
2004	M	172.97	233.70	39.38	187.11
2004	A	172.97	244.27	52.54	189.62
2004	M	172.97	247.27	53.08	190.81
2004	J	172.97	246.59	52.10	190.67
2004	J	172.97	246.59	52.53	190.69
2004	A	172.97	246.59	53.35	189.76
2004	S	172.97	246.59	54.12	189.45
2004	O	172.97	244.31	51.03	190.62
2004	N	172.97	243.52	52.04	192.66
2004	D	172.97	243.06	55.38	195.50

Tabela 3: Estatísticas Descritivas:

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
Indice de preco de arroz corrente na Cidade de Maputo(IND_X1)	120.30061	29.318176	84
Indice de preco de arroz extra na Cidade de Maputo(IND_X2)	104.62557	9.294065	84
Indice de preco de farinha de milho branco na Cidade de Maputo(IND_X3)	145.42203	43.551985	84
Indice de preco de alface na Cidade de Maputo(IND_X4)	118.91293	24.881998	84
Indice de preco de cebola na Cidade de Maputo(IND_X5)	183.35297	66.985557	84
Indice de preco de cenoura na Cidade de Maputo(IND_X6)	179.85192	54.904572	84
Indice de preco de couve na Cidade de Maputo(IND_X7)	152.76241	45.859479	84
Indice de preco de banana na Cidade de Maputo(IND_X8)	144.19915	159.156364	84

	Mean	Std. Deviation	N
Indice de preco de coco na Cidade de Maputo(IND_X9)	155.08304	77.108723	84
Indice de preco de papaia na Cidade de Maputo(IND_X10)	147.93166	32.801240	84
Indice de preco de maca na Cidade de Maputo(IND_X11)	169.70790	45.206423	73
Indice de preco de feijao Nhemba na Cidade de Maputo(IND_X12)	155.10109	45.997127	73
Indice de preco de cacana na Cidade de Maputo(IND_X13)	168.19496	117.980464	73
Indice de preco de amendoin na cidade de Maputo(IND_X14)	140.28105	50.635322	84
Indice de preco de farinha de mandioca na Cidade de Maputo(IND_X15)	53.67054	21.442042	84
Índice de preços no consumidor da Cidade de Maputo(Y)	136.22071	31.959396	84

Tabela 4: Matríz das Correlações:

Correlations

		Y	IND_X1	IND_X2	IND_X3	IND_X4	IND_X5	IND_X6	IND_X7	IND_X8	IND_X9	IND_X10	IND_X11	IND_X12	IND_X13	IND_X14	IND_X15
Pearson Correlation	Y	1.000	.973	.868	.988	.711	.784	.759	.677	.285	.357	.868	.961	.890	.088	.913	.182
	IND_X1	.973	1.000	.906	.980	.638	.690	.699	.594	.284	.275	.799	.939	.857	.014	.924	.261
	IND_X2	.868	.906	1.000	.849	.585	.596	.631	.540`	.351	.374	.790	.893	.693	.017	.942	.346
	IND_X3	.988	.980	.849	1.000	.667	.738	.740	.636	.275	.275	.816	.942	.891	.047	.893	.193
	IND_X4	.711	.638	.585	.667	1.000	.580	.677	.796	.159	.639	.649	.742	.678	.211	.717	.174
	IND_X5	.784	.690	.596	.738	.580	1.000	.739	.524	.193	.357	.779	.739	.741	.286	.684	.055
	IND_X6	.759	.699	.631	.740	.677	.739	1.000	.582	.187	.361	.816	.750	.685	.135	.737	.140
	IND_X7	.677	.594	.540	.636	.796	.524	.582	1.000	.176	.575	.563	.672	.637	.356	.586	.056
	IND_X8	.285	.284	.351	.275	.159	.193	.187	.176	1.000	.115	.327	.296	.153	.012	.314	.095
	IND_X9	.357	.275	.374	.275	.639	.357	.361	.575	.115	1.000	.336	.416	.333	.176	.440	.094
	IND_X10	.868	.799	.790	.816	.649	.779	.816	.563	.327	.336	1.000	.865	.676	.071	.850	.118
	IND_X11	.961	.939	.893	.942	.742	.739	.750	.672	.296	.416	.865	1.000	.833	.076	.934	.196
	IND_X12	.890	.857	.693	.891	.678	.741	.685	.637	.153	.333	.676	.833	1.000	.149	.755	.163
	IND_X13	.088	.014	.017	.047	.211	.286	.135	.356	.012	.176	.071	.076	.149	1.000	.040	.085
	IND_X14	.913	.924	.942	.893	.717	.684	.737	.586	.314	.440	.850	.934	.755	.040	1.000	.322
	IND_X15	.182	.261	.346	.193	.174	.055	.140	.056	.095	.094	.118	.196	.163	.085	.322	1.000
Sig. (1-tailed)	Y	.	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.007	.001	.000	.000	.000	.231	.000	.061
	IND_X1	.000	.	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.007	.009	.000	.000	.000	.453	.000	.013
	IND_X2	.000	.000	.	.000	.000	.000	.000	.000	.001	.001	.000	.000	.000	.443	.000	.001
	IND_X3	.000	.000	.000	.	.000	.000	.000	.000	.009	.009	.000	.000	.000	.347	.000	.051
	IND_X4	.000	.000	.000	.000	.	.000	.000	.000	.089	.000	.000	.000	.000	.037	.000	.071
	IND_X5	.000	.000	.000	.000	.000	.	.000	.000	.051	.001	.000	.000	.000	.007	.000	.323
	IND_X6	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.	.000	.056	.001	.000	.000	.000	.127	.000	.118
	IND_X7	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.	.068	.000	.000	.000	.000	.001	.000	.320
	IND_X8	.007	.007	.001	.009	.089	.051	.056	.068	.	.167	.002	.005	.098	.460	.003	.212
	IND_X9	.001	.009	.001	.009	.000	.001	.001	.000	.167	.	.002	.000	.002	.068	.000	.215
	IND_X10	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.002	.002	.	.000	.000	.275	.000	.160
	IND_X11	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.005	.000	.000	.	.000	.262	.000	.048
	IND_X12	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.098	.002	.000	.000	.	.105	.000	.085
	IND_X13	.231	.453	.443	.347	.037	.007	.127	.001	.460	.068	.275	.262	.105	.	.367	.237
	IND_X14	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.003	.000	.000	.000	.000	.367	.	.003
	IND_X15	.061	.013	.001	.051	.071	.323	.118	.320	.212	.215	.160	.048	.085	.237	.003	.
N	Y	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X1	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X2	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X3	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X4	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X5	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X6	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X7	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X8	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X9	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X10	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X11	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X12	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X13	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X14	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
	IND_X15	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73

Tabela 5. Parâmetros do Modelo e Testes de Hipótese Sobre os Coeficientes

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95% Confidence Interval for B		Correlations			Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Lower Bound	Upper Bound	Zero-order	Partial	Part	Tolerance	VIF
1	(Constant)	13.030	7.607		1.713	.092	-2.203	28.262					
	IND_X1	.259	.065	.247	3.954	.000	.128	.390	.973	.464	.030	.015	66.983
	IND_X2	.007	.099	.002	.072	.943	-.191	.205	.868	.010	.001	.058	17.192
	IND_X3	.395	.042	.557	9.398	.000	.311	.479	.988	.780	.072	.017	60.093
	IND_X4	.016	.024	.013	.671	.505	-.032	.065	.711	.088	.005	.165	6.075
	IND_X5	.023	.008	.048	2.992	.004	.008	.039	.784	.368	.023	.223	4.486
	IND_X6	-.037	.008	-.068	-4.487	.000	-.054	-.021	.759	-.511	-.034	.253	3.952
	IND_X7	.021	.011	.031	1.863	.068	-.002	.043	.677	.240	.014	.217	4.598
	IND_X8	-.001	.002	-.006	-.753	.455	-.004	.002	.285	-.099	-.006	.823	1.215
	IND_X9	.021	.005	.055	4.425	.000	.012	.031	.357	.506	.034	.377	2.653
	IND_X10	.197	.021	.204	9.365	.000	.155	.239	.868	.779	.072	.123	8.139
	IND_X11	.004	.023	.006	.189	.851	-.043	.051	.961	.025	.001	.049	20.221
	IND_X12	.031	.014	.047	2.271	.027	.004	.059	.890	.288	.017	.138	7.223
	IND_X13	.003	.003	.011	1.172	.246	-.002	.008	.088	.153	.009	.628	1.591
	IND_X14	-.036	.023	-.060	-1.560	.124	-.082	.010	.913	-.202	-.012	.039	25.399
	IND_X15	-.022	.030	-.007	-.742	.461	-.082	.038	.182	-.098	-.006	.692	1.445

a. Dependent Variable: Y

Tabela 6.

Collinearity Diagnostics[a]

Mode	Dimensi	Eigenvalue	Condition Index	Variance Proportions															
				Constant	IND_X1	IND_X2	IND_X3	IND_X4	IND_X5	IND_X6	IND_X7	IND_X8	IND_X9	IND_X10	IND_X11	IND_X12	IND_X13	IND_X14	IND_X15
1	1	14.735	1.000	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00
	2	.514	5.355	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.82	.00	.00	.00	.00	.02	.00	.00
	3	.315	6.841	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.05	.00	.00	.00	.00	.55	.00	.00
	4	.158	9.656	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.38	.00	.00	.00	.02	.00	.00
	5	.117	11.202	.00	.00	.00	.00	.00	.02	.01	.00	.00	.01	.00	.00	.00	.02	.00	.07
	6	.042	18.736	.00	.00	.00	.00	.00	.18	.08	.08	.00	.02	.01	.00	.01	.01	.00	.00
	7	.038	19.703	.00	.00	.00	.00	.01	.00	.02	.14	.01	.06	.00	.00	.00	.08	.03	.14
	8	.027	23.282	.00	.00	.00	.00	.00	.14	.29	.02	.01	.04	.00	.00	.08	.01	.01	.01
	9	.020	27.078	.00	.00	.00	.00	.00	.00	.13	.01	.04	.00	.03	.01	.12	.06	.01	.34
	10	.013	33.430	.00	.00	.00	.00	.00	.40	.19	.32	.01	.10	.00	.00	.14	.16	.00	.23
	11	.008	41.754	.00	.00	.00	.01	.57	.00	.08	.15	.01	.15	.00	.00	.01	.00	.01	.01
	12	.004	57.777	.01	.01	.00	.01	.04	.19	.11	.00	.01	.01	.67	.02	.28	.00	.02	.09
	13	.004	63.757	.00	.00	.01	.06	.05	.01	.00	.17	.00	.10	.00	.25	.30	.03	.34	.09
	14	.002	77.212	.00	.02	.01	.11	.06	.03	.06	.03	.00	.13	.24	.65	.05	.03	.01	.00
	15	.001	153.311	.22	.61	.04	.50	.11	.01	.03	.01	.00	.00	.03	.00	.00	.00	.36	.01
	16	.000	224.893	.76	.34	.94	.31	.16	.00	.00	.06	.02	.01	.01	.06	.00	.00	.20	.00

a. Dependent Variable: Y