



UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE
FACULDADE DE CIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA E INFORMÁTICA
CURSO DE ESTATÍSTICA

TRABALHO DE LICENCIATURA

TEMA

CO-INTEGRAÇÃO DO MERCADO DE AÇÚCAR EM MOÇAMBIQUE



UNIVERSIDADE EDUARDO MONDLANE
FACULDADE DE CIÊNCIAS
DEPARTAMENTO DE MATEMÁTICA E INFORMÁTICA
CURSO DE ESTATÍSTICA

TRABALHO DE LICENCIATURA

CO-INTEGRAÇÃO DO MERCADO DE AÇÚCAR EM MOÇAMBIQUE

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho à toda a comunidade académica do Departamento de Matemática e Informática da Faculdade de Ciências e em especial ao falecido Dr. Milagre Mula que muito contribuiu para o meu sucesso no processo de aprendizagem, a minha família que me deu força para não vacilar; que lhe seja um contributo útil em suas missões!

AGRADECIMENTOS

Ao meu supervisor **Dr. Bonifácio José**, em especial aos professores **Dr. Alberto Mulenga** e **Dr. Cassiano Chipembe**, pela sabedoria e conhecimentos na condução da realização deste trabalho.

A todo corpo docente do DMI, muito em particular aos docentes da secção de **Estatística**, pelo seu empenho e profissionalismo.

A todos os meus colegas do curso de **Estatística**, pelas criticas, sugestões e pelo companheirismo durante os quatro anos de caminhada.

Ao Ministério da Indústria e Comércio, pelo suporte e apoio prestado.

Aos meus pais, **Antonio Nhabanga** e **Berta Chivite** exemplo de vida, pela educação, pelos valores e, principalmente, pela presença constante nos momentos mais importantes da minha vida.

Aos meus filhos, pelo apoio incondicional e pela amizade verdadeira.

A todas as pessoas que directa ou indirectamente colaboraram nas várias fases de elaboração deste trabalho meus sinceros agradecimentos.

DECLARAÇÃO DE HONRA

Declaro por minha honra, que este trabalho é resultado da minha profunda investigação, e que não foi submetido para outro grau que não seja o indicado, “**Licenciatura em Estatística**”, pela **Universidade Eduardo Mondlane**.

Maputo, Abril de 2010

(Boaventura António Nhabanga)

RESUMO

No presente trabalho são apresentados análises que descrevem o comportamento dos principais mercados do açúcar no país das três regiões (Maputo, Beira e Nampula), os quais se classificam como mercados de concorrência perfeita por se apresentarem como mercados com vários compradores e vendedores.

Para alcançar os objectivos propostos, foi aplicada uma abordagem econométrica baseada em modelos de cointegração de Johansen e causalidade à Granger. Foram também introduzidos os conceitos de integração de mercados e Lei de Preço Único que constituem uma base teórica para a análise conjunta do comportamento desses mercados.

Os resultados sugerem que as três variáveis Preço de Açúcar na Cidade de Maputo (PACM), Preço de Açúcar na Cidade da Beira (PACB) e Preço de Açúcar na Cidade de Nampula (PACN) são todas integradas de primeira ordem, procedeu-se aos testes de causalidade, cointegração, exogeneidade e de proporcionalidade adequados ao contexto.

As relações de causalidade que se estabelecem entre as variáveis revelam que o mercado de Maputo é o que causa à Granger os mercados de Beira e Nampula unilateralmente. Verifica-se também, que o mercado da Beira causa à Granger Nampula. Os resultados apontam para a existência de um único vector co-integrante. O PACB é o único índice que aparece claramente endógeno, portanto, o PACB é o líder no condutor para a variação dos preços nos outros mercados.

ABREVIATURAS

ADF	Augmented Dickey-Fuller test
AIC	Schwarz Information Criterion
DW	Durbin – Watson
F.A.C	Função de Auto-Correlação
F.A.C.P	Função de Auto-Correlação Parcial
PACB	Preço do Açúcar na Cidade da Beira
PACM	Preço do Açúcar na Cidade de Maputo
PACN	Preço do Açúcar na Cidade de Nampula
LPU	Lei do Preço Único
MQO	Mínimos Quadrados Ordinais
SIC	Akaike Information Schwarz
VAR	Vector Auto-Regressivo
VEC	Vector de Correção de Erros
WN	White Noise

Índice

LISTA DE TABELAS	10
LISTA DE GRÁFICOS	10
1. Introdução	11
1.1. Perguntas de pesquisa	12
1.2. Objectivos	12
1.2.1. Geral	12
1.2.2. Específicos	12
1.3. Relevância do estudo	13
1.4. Delimitação do estudo	13
2. Revisão da Literatura.....	14
2.1. Mercados	14
2.1.1. Estrutura do mercado.....	15
2.1.2. Mercados Competitivos.....	15
2.1.2.1. Mercados de Concorrência Perfeita.....	16
2.1.2.2. Mercados de Concorrência Imperfeita	17
2.1.2. Preços	18
2.2. Integração de Mercados.....	19
2.3. Lei de um Preço Único - LPU	20
2.4. Análise Econométrica.....	24
2.4.1 Estacionariedade e Regressão Espúria	24
2.4.2. Estacionariedade de uma série temporal	24
2.4.3. Fenómeno de Regressão Espúria	28
2.4.4. Teste de Raiz Unitária	31
2.4.5. Lei Do Preço Único e Co-integração.....	32
2.4.5.1. Co-integração.....	34
2.4.6. Causalidade de Granger.....	40

3. Metodologia	42
3.1. Fonte de dados	42
3.2. Procedimentos	42
3.2.1. Estacionariedade.....	42
3.2.2. Teste de Causalidade de Granger	44
3.2.3. Co-integração.....	45
3.2.4. Teste de hipóteses sobre os parâmetros α e β	49
4. Resultados e Discussão	51
4.1 Análise Descritiva	51
4.2 Estacionariedade.....	55
4.2.1. Testes de Raiz Unitária.....	56
4.2.2. Teste de Causalidade de Granger	58
4.2.3. Teste de Co-integração e Modelo VEC	60
4.2.4. Teste de Exogeneidade	62
4.2.5. Lei de Um Preço Único – Perfeita Integração dos Mercados.....	63
4.3. Discussão dos Resultados.....	64
5. Conclusões e Recomendações	65
5.1. Conclusões.....	65
5.2. Recomendações e Estudos Futuros.....	65
Referências Bibliográficas	67
Anexos	Error! Bookmark not defined.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Relação entre os preços do PACM, PACB e PACN	54
Tabela 2: Correlograma amostral do Log (PACM) em nível.....	55
Tabela 3: Correlograma amostral da PACM em diferenças.....	55
Tabela 4: Teste de raiz unitária das séries	56
Tabela 5: Modelo linear geral: PACM explicado pelo PACB e o PACN.....	58
Tabela 6: Teste de causalidade de Granger	59
Tabela 7: Teste de Co-integração de Johansen	60
Tabela 8: Modelo vectorial de correcção do erro - VEC.....	61
Tabela 9: Testes de exogeneidade	62
Tabela 10: Testes de proporcionalidade	63

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Distribuição do nível de preços no mercado de Maputo.....	51
Gráfico 2: Distribuição do nível de preços no mercado de Beira.....	52
Gráfico 3: Distribuição do nível de preços no mercado de Nampula.....	52
Gráfico 4: Evolução Cronológica dos preços do açúcar em Logaritmos e em nível	52
Gráfico 5: Perfil Médio Anual de Preços do Açúcar em Maputo	53
Gráfico 6: Perfil Médio Anual de Preços do Açúcar em Beira	53
Gráfico 7: Perfil Médio Anual de Preços do Açúcar em Nampula	54

1. Introdução

Desde meados dos anos 90 e após mais de 25 anos de declínio na produção de açúcar, Moçambique decidiu empreender um grande esforço para modernizar e reabilitar a indústria do açúcar. Tal esforço requeria consideráveis investimentos, uma vez que muito do equipamento que ainda se encontrava nas empresas açucareiras era antigo, obsoleto e foi grandemente danificado pela guerra, e a mão-de-obra especializada e semi-especializada necessitava pelo menos de um programa de reciclagem com base nas novas tecnologias actualmente utilizadas na indústria.

Dada a natureza do mercado internacional do açúcar, a privatização, por si só, não seria suficiente para incentivar investidores para a indústria açucareira moçambicana. O açúcar é um dos produtos agrícolas mais protegidos a nível mundial, e quase todos os países produtores de açúcar, com excepção do Brasil e Austrália, que beneficiam de uma protecção natural, adoptam algumas medidas directas/indirectas de protecção.

Sendo assim, uma vez estabelecido que a reabilitação da indústria açucareira é uma importante componente do processo de reconstrução pós-guerra da economia moçambicana, dois fortes argumentos justificam de algum forma a protecção do mercado interno de açúcar.

De acordo com Gaborone (2003), a elaboração de políticas harmonizadas e a convergência macroeconómica constitui um processo crucial de integração económica regional. Contudo, este facto só poderá ocorrer com eficiência caso os países membros e integrantes aumentem a capacidade dos seus sistemas, estruturas e políticas nacionais com vista a fornecer dados estatísticos necessários para uma integração regional. E Moçambique como membro da SADC, precisa de crescer exponencialmente de forma que venha convergir com o crescimento regional e buscar lucros neste acordo.

A questão de integração económica entre diferentes mercados tem sido um dos principais debates económicos entre as sociedades. Os economistas procuram analisar o comportamento dos mercados existentes a partir de modelos económicos que verificam a uniformidade nos preços de produtos entre vários mercados existentes (Margarido, 2004).

Segundo Ferreira (1997), a classificação da integração económica pode ser vista de acordo com dois critérios: critério do âmbito económico e critério político geográfico. Critério

político geográfico subdivide-se em três partes principais, integração nacional, mundial e internacional. A integração económica nacional, a qual é o nosso objecto de reflexão, se processa entre regiões de um mesmo país, e esta tem sido praticada por diversos estados ou nações que surgiram na época moderna, tais como os EUA.

1.1. Perguntas de pesquisa

A comercialização de açúcar em Moçambique, encontra-se subdividida em três principais mercados: norte, centro e sul, que se apresentam de forma diferenciada, pois as zonas centro e sul apresentam melhores condições de produção e detêm as quatro fábricas produtoras de açúcar do país. Mas tem se verificado uma fraca comercialização deste produto na zona norte na medida em que há barreiras de transporte o que encarece o produto ao consumidor final (Fernando, 2006).

Pelo que surgem as seguintes questões:

- Os mercados norte, centro e sul de Moçambique poderão ser considerados co-integrados, isto é, a longo prazo os preços de açúcar convergirem, de tal forma que se tornem homogéneos?
- Existirá entre eles algum mercado que influencia os outros mercados nos preços de comercialização do açúcar?

1.2. Objectivos

1.2.1. Geral

- De acordo com o problema que se coloca, define-se como objectivo geral, estudar o comportamento do preço de açúcar nos principais mercados (norte, centro e sul) de Moçambique

1.2.2. Específicos

- Verificar qual a relação de causalidade entre os mercados (norte, centro e sul) do país;
- Verificar se os preços do açúcar nos mercados (norte, centro e sul) convergem para o equilíbrio a longo prazo;
- Identificar qual o mercado que actua como condutor ou líder na variação do preço de açúcar;
- Verificar a validade da Lei de Preço Único entre os preços do açúcar nos mercados moçambicanos.

1.3. Relevância do estudo

A relevância teórica e prática da integração económica entre os mercados é ainda um tema bastante falado e actual entre econométricos. Compreender os mecanismos de co-integração entre os mercados, como os mercados podem conjuntamente interagir de modo a exercer influências em outros mercados geograficamente espaçados, resultou na motivação pessoal para a investigação da técnica ou metodologia de co-integração.

A integração económica é um instrumento para aumentar o bem-estar económico das economias participantes.

Portanto, uma vez verificada a integração desses mercados, nos levaria a altos níveis de eficiência que na produção como na comercialização, reduziria a necessidade de um determinado investidor nesta área ter que se deslocar para investir num outro mercado fora do seu meio habitual de origem.

Caso estes mercados não sejam perfeitamente integrados, os que se apresentassem deficientes poderiam estar em alerta para tomar novas decisões relativamente a sua produção e comercialização.

1.4. Delimitação do estudo

O presente trabalho está delimitado geograficamente em três principais mercados de Moçambique, Maputo que é a capital económica do país, Beira e Nampula, que são os maiores mercados de açúcar das províncias centro e norte, respectivamente. Isto devido a restrições na obtenção e organização dos dados nos restantes mercados.

Mediante essas limitações da pesquisa, o estudo conserva a sua importância e relevância, uma vez que estes mercados constituem os principais mercados de cada região do país. Importa realçar que este trabalho estuda aspectos relacionados com o comportamento de apenas preços de açúcar e como estes se relacionam nesses mercados.

2. Revisão da Literatura

No presente Capítulo pretende-se abordar a fundamentação teórica referente a pesquisa, os conceitos de Mercados, Mercados Perfeitamente Integrados, a Lei do Preço Único e sobre o Método de Co-integração de Johansen.

2.1. Mercados

Samuelson e Nordhaus (1998), definem o mercado como sendo o mecanismo pelo qual compradores e vendedores se confrontam para determinar o preço e a quantidade de um determinado bem ou serviço. O preço determina o valor monetário de um determinado bem, representa as condições em que os indivíduos e as empresas trocam as diferentes mercadorias.

Galbaith, citado por Rossetti (2006), define o mercado de forma mais ampla, como sendo uma “abstracção”, nesta base, já não existe uma conotação geográfica. Tomando como exemplo, as grandes empresas industriais ou de sector financeiro, que sempre discutem das dificuldades com que eles se defrontam no mercado, não se referindo a nenhum lugar, mas a uma abstracção económica.

Desta forma, o mercado define-se pela existência de forças aparentemente antagónicas: Procura e Oferta. Dai que, quando ambas ocorrem em simultâneo, definem um mercado (Rossetti, 2006). A título de exemplo, consideremos hipotético, quando há procura por trabalhadores e pessoas dispostas a trabalhar.

Os mercados surgem como forma de atender as necessidades de suprimentos económicos em seus domínios e de facilitar, pela centralização das transacções, tais como transacções de cobranças de atributos (Rossetti, 2006).

Quando são oferecidos ou procurados os recursos humanos, financeiros e de capital, pode-se dizer que há um mercado de recursos, mais especificamente, mercados de trabalho, mercado financeiro, de capitais sintetizados como abstracções que dizem respeito à oferta e à procura de recursos correspondentes. No caso onde há procura por bens primários ou industrializados ou por serviços como transportes, comunicações, seguros e a hotelaria dizemos que há mercado por esses diferentes tipos de bens e serviços, genericamente, mercado de produtos (Rossetti,2006).

Este ressalta ainda que, nos vários mercados existentes, há forças que estabelecem padrões de desempenho. Em determinadas circunstâncias, quando as forças da procura parecem superiores às de oferta, diz-se que o mercado está firme. Contrariamente, quando as forças de procura parecem ser menos rigorosas que a capacidade de oferta, os mercados em tais condições são denominados “frouxos”. E em casos em que as forças se mantêm em equilibrados o mercado é considerado estável.

2.1.1. Estrutura do mercado

Segundo Gregory (2001), os mercados apresentam-se de diferentes formas, uns mais organizados em relação aos outros, tais como os Commodities Agrícolas¹. Nos mercados não organizados, o vendedor pode fixar os preços de acordo com as suas políticas de vendas.

Conforme Rossetti (2006) a estrutura dos mercados pode ser definida através de um conjunto de elementos diferenciados:

- O número de agentes envolvidos;
- As formas de comportamento dos agentes;
- A natureza do factor de produção ou do produto.

2.1.2. Mercados Competitivos

A existência de grupo de vendedores, que fixa seus preços de acordo com as suas Políticas de venda, cria um ambiente de concorrência entre os mesmos, e apesar da falta de organização eles formam um mercado. Este tipo de mercados chama-se “Mercados Competitivos” dada a diversidade de preços para diferentes compradores (Samuelson e Nordhaus, 1998).

Varian (2003), percebe os mercados como sendo competitivos, se em cada agente económico considerar-se o mercado como fora do seu controle. Este justifica-o na

¹ Commodities Agrícolas: mercados onde os compradores e vendedores se encontram em horários e locais específicos (Gregory, 2001)

perspectiva de cada consumidor ou produtor ter um efeito desprezível no preço de um dado produto no mercado.

Um mercado Competitivo, é um mercado no qual há muitos compradores e vendedores, de modo que cada um deles exerce um impacto negligenciável sobre os preços do mercado (Gregory, 2001). A concorrência entre os mercados pode ser caracterizada de duas formas distintas:

- Concorrência Perfeita;
- Concorrência Imperfeita.

2.1.2.1. Mercados de Concorrência Perfeita

A concorrência perfeita significa que todos os bens e serviços têm o mesmo preço a que são transaccionados nos mercados (Samuelson e Nordhaus, 1998). Portanto, de acordo com este autor, entende-se que nenhuma empresa, comprador (consumidor) ou vendedor, é suficientemente forte para afectar o preço do mercado.

Salvatore (1997), define mercados perfeitamente competitivos, com base em quatro principais características;

- Existência de um grande número de vendedores e compradores, de modo que as acções de um indivíduo não possam afectar no preço de um produto;
- Os produtos de todas as firmas do mercado são homogéneos;
- Existência de perfeita mobilidade dos recursos;
- Os consumidores, os proprietários dos recursos e as firmas no mercado devem ter perfeito conhecimento dos preços e dos custos presentes e futuros.

Samuelson e Nordhaus (1998), resumem esta definição em apenas duas características: todos os bens oferecidos a venda são iguais e os compradores e vendedores são tão numerosos que nenhum outro comprador ou vendedor pode influenciar no preço do mercado.

Em mercados perfeitamente competitivos, o preço de um produto é determinado exclusivamente pela intersecção da curva da procura e da oferta de um produto no

mercado². E portanto, a firma perfeitamente competitiva, é denominada “tomadora de preços” Salvatore (1997).

Em suma, quando os compradores e vendedores aceitam o preço que o próprio mercado assim o determina, diz-se que eles são tomadores do preço (Rossetti, 2006).

Smith citado por Samuelson e Nordhaus (1998), “reconheceu que as virtudes do mecanismo de mercado são completamente realizadas apenas quando se verificam confrontos e os equilíbrios da concorrência perfeita”.

Embora esta concorrência seja “desejável” os mercados de muitos bens e serviços não são perfeitamente competitivos (Gregory, 2001). Pois existem mercados com apenas um único vendedor, e este é o que determina o preço. Este tipo de vendedores constitui um Monopólio.

De acordo com Samuelson e Nordhaus (1998), existem mercados com poucos vendedores que nem sempre competem agressivamente, e este tipo de mercado denomina-se por Oligopólio. Existem também mercados nos quais encontramos muitos vendedores oferecendo produtos ligeiramente diferentes, assim sendo, cada vendedor pode determinar, em certa medida o preço do seu produto, no geral estes mercados se designam de Mercados Monopolisticamente Competitivos. Portanto, esta definição entra em conformidade com a classificação clássica de Stockelberg.

Samuelson e Nordhaus (1998), destacam entre as várias formas dos mercados se afastarem da concorrência perfeita, três formas principais: Concorrência imperfeita, Exterioridades e Bens Públicos.

2.1.2.2. Mercados de Concorrência Imperfeita

Enquanto nos mercados de concorrência perfeita nenhuma empresa, ou consumidor pode influenciar os preços, a concorrência imperfeita ocorre quando um comprador ou vendedor, influencia no preço de um bem (Samuelson e Nordhaus, 1998).

² Existe uma relação precisa entre o preço de mercado de um bem e a quantidade procurada desse bem, mantendo o resto constante. Esta relação entre o preço e a quantidade comprada é designada por função ou curva da procura. A curva da oferta de um bem mostra a relação entre o seu preço de mercado e a quantidade dessa mercadoria que os produtores estão dispostos a produzir e a vender, mantendo o resto constante. Quando, as curvas da procura e a oferta se intersectam num ponto C, ocorre o preço de equilíbrio de mercado (Samuelson e Nordhaus, 1998).

Ainda de acordo com Samuelson e Nordhaus (1998), concorrência imperfeita produz baixos níveis de eficiência³, pois, esta leva os preços a crescerem acima dos custos, e conduz as compras dos consumidores a baixos níveis de eficiência, o que significa que os preços são demasiados altos e a produção do mesmo relativamente baixo.

O presente trabalho, irá procurar tratar de forma mais detalhada, os mercados perfeitamente competitivos. Dado a sua relevância teórica, pois, a aplicação das técnicas no trabalho pressupõem que os mercados sejam de perfeita concorrência.

2.1.2. Preços

Segundo Guedes (1993), para que um bem qualquer tenha algum valor, duas condições devem ser preenchidos:

- Ele deve corresponder à alguma utilidade, convergir para algum fim, satisfazer alguma necessidade;
- Além de corresponder à alguma utilidade, sua obtenção deve ter esborado em alguma dificuldade económica.

Os preços funcionam também como sinais para produtores e consumidores. Pois, quando os consumidores querem mais um determinado bem, o preço do mesmo tende a aumentar, transmitindo um sinal aos produtores que, é necessário aumentar a oferta do produto (Samuelson e Nordhaus, 1998).

Ainda de acordo com Samuelson e Nordhaus (1998), “os preços coordenam as decisões dos produtores e dos consumidores num mercado. Preços mais elevados tendem a reduzir as compras dos consumidores e a estimular a produção, os preços são o pêndulo do mecanismo de mercado”.

Rossetti (2006), define os preços como sendo expressões monetárias do valor dos produtos. E o valor varia, segundo a tradição teórica microeconómica, e da utilidade

³ Eficiência: Quando todos os ramos de possibilidade de produção se encontram sujeitos ao confronto e ao equilíbrio da concorrência perfeita, de modo que uma economia se encontre sobre a respectiva fronteira de possibilidades de produção.

avaliada pelas necessidades do produto. Os Produtores procuram satisfazer as necessidades dos custos de produção calculados, a partir dos lucros pela oferta.

2.2. Integração de Mercados

O processo de liberalização económica tem sido adoptado com satisfação por diversos sistemas de mercados. A competitividade nos mercados transmite alterações nas políticas comerciais, pela influência dos mercados globais (Guedes, 1993).

A medição do grau de integração de mercados regionais é de grande relevância para a determinação de políticas reguladoras de mercado e para a tomada de decisão de comercialização dos agentes de mercado, sendo essa relevância tanto maior quanto mais importante for o mercado estudado para a economia nacional (Ravallion, 1986).

Goodwin e Schroeder (1991), ressaltam que “Mercados que não estejam integrados podem carregar informações imprecisas de preços que podem distorcer as decisões de comercialização dos produtores e contribuir para movimentação ineficiente de produtos”.

Em sistema de mercados, onde os preços são determinados de maneira interdependentes, de tal forma que as alterações no preço em um mercado se transmitem aos outros, chamam-se mercados integrados. O grau de integração entre estes, pode ser medida por meio da co-movimentação dos preços em diferentes locais, mediante a correlação entre os preços (Barbosa *et al.* 2002).

Segundo Baele *et al.* (2004), para quantificar o grau de integração dos mercados existem duas formas: a primeira é baseada na comparação a longo prazo do diferencial de preços dos instrumentos e a segunda, de averiguar a reacção pontual dos activos a nova informação que é transmitida ao mercado. O primeiro caso, justifica-se pelo facto de que, em mercados integrados, instrumentos com características similares apresentarem preços iguais. O último caso foi proposto, para casos dos títulos de dívida pública, que propõem o diferencial entre as taxas de juros observadas em cada país e as “*yields*” (produções) respectivas que prevaleceriam num mercado totalmente integrado.

De acordo com Ferreira (1997), a integração económica pode ser considerada de acordo com duas perspectivas distintas:

- Dinâmica – neste caso a integração económica analisa o processo no decurso, através do qual as diferentes economias se vão aproximando e interligando no sentido da unificação. Portanto, nesta perspectiva a integração económica é vista em movimento, a análise da dinâmica, verifica a relação entre o processo de integração e o crescimento económico, procura observar o que o processo de integração produz sobre os factores de crescimentos económicos.
- Estática – neste caso, supõe-se que a economia está a funcionar sobre a fronteira das suas possibilidades de produção⁴ sem causar efeitos sobre o crescimento da mesma.

A análise estática foi a primeira a ser utilizada e é ainda utilizada para à análise básica. Perante a insuficiência para captar a globalidade dos efeitos da integração, com base na teoria estática, a teoria económica estendeu a sua análise recorrendo aos efeitos dinâmicos de crescimento, relacionados com processo de abertura e interligação que a integração económica pressupõe.

Segundo Chiodi (2006), os mercados podem estar integrados pela busca dos lucros, que resultam de actividades que envolvem a compra de um produto em determinada área onde o preço é mais baixo, para revender em mercados onde o seu preço seja mais elevado. Portanto, a questão de integração de mercados está bastante relacionada a arbitragem de mercados.

Juselius (2000), ressalta, que os mercados para um activo ou grupos de activos, estão integrados se os preços subjacentes se movem proporcionalmente ao longo do tempo, definindo assim a lei do Preço Único (LPU).

2.3. Lei do Preço Único - LPU

Segundo Barbosa *et al.* (2002), a origem de integração de mercados está na Lei do Preço Único (LPU), que diz “na ausência de custos de transportes, barreiras comerciais e outras restrições, bens e serviços idênticos devem ser vendidos por preços equivalentes por causa das operações de arbitragem”. A validade da lei do Preço Único está directamente

⁴ Representa as quantidades máximas de produção que podem ser obtidas por uma economia, dado o seu conhecimento tecnológico e a quantidade de factores de produção disponíveis (Samuelson e Nordhaus, 1998).

relacionada ao processo de arbitragem entre os mercados. Este processo, tende a igualar os preços entre os mercados a longo prazo.

A arbitragem, induz a uma elevação do preço nos mercados com os preços mais baixos, relativamente a mercados com preços mais elevados, em função do aumento da quantidade procurada. Consequentemente, provoca uma queda do preço, em mercados com preços mais elevados, devido ao excesso da quantidade oferecida (Krugman & Obstfeld, 2001). Este processo continua até que os preços entre esses mercados se tornem homogéneos, ou se igualem com o tempo.

As operações de arbitragem, provêm das imperfeições do mercado. Estas imperfeições estão particularmente ligadas aos custos de translações e aos custos de informação, (Guedes, 1993). Pois, de acordo com Krugman e Obstfeld (2001), os agentes económicos ao se aperceberem de certos desvios das cotações, ou desvios de taxas de juro (entre activos expressos em termos de moedas diferentes) podem tirar proveitos desses desvios a partir de operações de arbitragem, que modificam as características dos mercados.

De acordo com Krugman e Obstfeld (2001), a LPU estabelece que nos mercados de concorrências livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos vendidos em países (mercados) diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda.

Segundo Sexton, Kling e Cármen citados por Barbosa *et al.* (2002), a falha de duas ou mais regiões em aderir a LPU pode ser explicada em parte pelas seguintes considerações:

- As regiões não estarem ligadas por arbitragem, isto é, elas apresentarem mercados autárquicos;
- Haver impedimentos para arbitragens eficientes, tais como barreiras comerciais, informação imperfeita, ou aversão ao risco;
- Haver competição imperfeita em um ou mais mercados.

Esta lei, confirma, em termos de moedas um princípio considerado relevante à teoria do comércio, pois, conforme ressaltam Krugman e Obstfeld (2001), quando o comércio é aberto e não dispendioso, bens idênticos devem ser comercializados aos mesmos preços relativos, independentemente do lugar onde estes são vendidos.

Formalmente esta Lei pode ser estabelecida simplesmente pela seguinte expressão:

$$P_i = r P_i^* \quad (1)$$

Onde, r - mede o efeito da taxa de juro, ou seja, o preço do bem i , no País (mercado A) doméstico é dado pelo desvio da taxa de câmbio e taxa de juros (r), ou ainda, pelo, custo da transação pelo preço do mesmo bem no País estrangeiro (mercado B).

Segundo Guedes (1993), a LPU assenta no princípio de que em cada mercado os consumidores compararem o preço doméstico com o preço estrangeiro e fazerem a arbitragem, isto é, compram no mercado onde o preço de (um determinado) bem é mais baixo em relação ao outro. Este facto, ao longo do tempo vai conduzindo à instauração da LPU a todos os bens de consumo.

O conceito de LPU, é ainda amplamente estudado por vários pesquisadores. Das várias definições propostas por estes economistas proeminentes como o Cassel (2000), Krugman e Obstfeld (2001), entende-se que esta Lei esteja relacionada com os preços de bens e serviços nos mercados de concorrência perfeita onde nenhum vendedor ou comprador é suficientemente forte para afectá-los e que tendem a ser iguais.

Segundo a lei descrita por Cassel (2000) a LPU é uma relação determinística entre preços de activos geometricamente espaçados. Esta lei é dada pela fórmula:

$$P_{yt} = \theta (P_{xt})^\beta, \quad (2)$$

onde: P_{yt} e P_{xt} - representam os preços de um determinado bem ou serviço nos respectivos mercados, que se pretende comparar;

β - representa o grau de linearidade entre as variáveis P_{yt} e P_{xt} , quando:

- $\beta = 0$, significa que não existe relação entre as variáveis, que as variações no preço P_{yt} não conduzem qualquer tipo de reacção em relação ao P_{xt} . Este caso ocorre quando os mercados são independentes;

- $\beta = 1$, existe uma relação de proporcionalidade entre as variáveis, e o parâmetro θ representa a constante de proporcionalidade, ou seja que as variações no âmbito inter-regional são plenamente transmitidas.
- $\beta \neq 1$ e $\beta \neq 0$ observa-se uma relação de não proporcionalidade ao longo do tempo, sendo m^β o factor multiplicativo de P_{yt} quando P_{xt} vem multiplicado por m .

θ – este parâmetro mede a relação intertemporal entre os preços, a interpretação económica é apenas no caso em que $\beta = 1$, quando existe uma relação de proporcionalidade entre as variáveis, neste caso verifica-se a LPU. Paralelamente a esta relação de proporcionalidade, a LPU só verifica-se com a igualdade dos preços no caso em que $\beta = 1 = \theta$, pois, o parâmetro θ pode variar com tempo, no caso em que $\beta = 1$, θ_t tende para 1 quando $t \rightarrow \infty$, os preços convergem para igualdade.

Podemos ainda observar casos em que $\beta = 1$ e $\theta \neq 1$, porém estes casos diferem apenas no sentido dos preços estarem associados aos custos de transportes, qualidades, entre outros, mas mantem-se ainda a relação de proporcionalidade nos preços.

O grande problema encontrado na equação (2) apresentada, reside no facto desta não levar em conta outro tipo de informações que podem ser observadas, tais como, custos de transporte e custos de transação que muitas vezes não são disponíveis. Para além dos distúrbios aleatórios, que podem influenciar na integração desses mercados, pois, se reflecte na proporcionalidade dos preços.

Assim como forma de captar essas informações e distúrbios aleatórios, tanto em modelos multiplicativos como em modelos aditivos, pode-se envolver um parâmetro que reflita a proporcionalidade ou uma constante em relação ao preço.

Portanto, a equação (2) passa a escrever-se da seguinte forma:

$$P_{yt} = \theta(P_{xt})^\beta e_t \quad (3)$$

Logaritmisando os dois membros, como forma de captar a elasticidade dos preços, temos o seguinte:

$$\ln P_{yt} = \ln \theta + \beta \ln P_{xt} + \ln e_t \quad (4)$$

Sendo verificada a LPU, quando o parâmetro $\beta = 1$, e que θ seja proporcional ao preço.

2.4. Análise Econométrica

2.4.1 Estacionariedade e Regressão Espúria

O Conceito de estacionariedade é de extrema importância no estudo de séries temporais, dado que a não verificação da estacionariedade em modelos de regressão produz um viés na especificação dos testes T e F nos quais a maioria das séries económicas se baseia. O método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pressupõe que as séries subjacentes sejam estacionárias e quando este facto não se verifica as previsões são inúteis (regressões sem sentido). Para além da sua extensa utilidade no uso das diversas técnicas aplicadas nas séries temporais, pelo que torna imprescindível que se faça a sua abordagem teórica, ainda que de forma superficial.

2.4.2. Estacionariedade de uma série temporal

Antes de abordar o conceito de estacionariedade, importa introduzir o conceito de um processo estocástico ou aleatório (PE). Ao conjunto de variáveis aleatórias ordenados no tempo denomina-se por Processo Aleatório (Gujarati, 2006).

Seja, τ um conjunto arbitrário. Um processo estocástico é uma família $\{X_{(t)}, t \in \tau\}$, tal que, para cada $t \in \tau$, $X_{(t)}$ é uma variável aleatória. Portanto, um PE é uma família de variáveis aleatórias (V.A), que supõem-se que sejam definidas num espaço de probabilidades (Ω, A, P) estas podem ser quer reais ou complexas (Morettin, 2004).

Segundo Morettin (2004), denomina-se por PE estritamente estacionário, aos PE $\{X_{(t)}, t \in \tau\}$, com todas as distribuições finitas dimensionais, que permanecem nas mesmas condições sob translação ao longo do tempo tais que:

$$F(x_1, \dots, x_n; t_{1+\tau}, \dots, t_{n+\tau}) = F(x_1, \dots, x_n; t_1, \dots, t_n) \quad (5)$$

para todo $t_1, \dots, t_n, \tau \in \Gamma$, isto é, todas as distribuições unidimensionais não variam ao longo do tempo, portanto, a média $\mu_{(t)}$ e a variância $\sigma_{(t)}^2$ são constantes, algebricamente:

- $E\{X_{(t)}\} = \mu_{(t)} = \mu$ Para todo $t \in \tau$
- $Var\{X_{(t)}\} = \sigma_{(t)}^2 = \sigma^2$, para todo $t \in \tau$

Sem limitar a essência do processo descrito acima considera-se o caso, onde todas as distribuições bidimensionais, dependem apenas das diferenças de tempo. Pois, para t_1 e t_2 $t \in \tau$,

$$\gamma_{(t_1,t_2)} = \gamma_{(t_1+t,t_2+t)} \tag{6}$$

e fazendo $t = -t_2$, temos:

$$\gamma_{(t_1,t_2)} = \gamma_{(t_1-t_2,0)} = \gamma_{(t_1,t_2)} = Cov\{X_{(t_1-t_2)}; X_{(0)}\} \tag{7}$$

Esta, pode ser estendida de forma genérica para uma função de auto-covariância, tal que:

$$\gamma_{(t)} = Cov\{X_{(t)}, X_{(t+\tau)}\} = Cav\{X_{(0)}, X_{(t)}\}, \text{ Para } t, \tau \in Z \tag{8}$$

Um PE $\{X_{(t)}, t \in \tau\}$, é dito fracamente estacionário (ou de segunda ordem), se somente se:

- $E\{X_{(t)}\} = \mu_{(t)} = \mu$ Para todo $t \in \tau$
- $E\{X_{(t)}^2\} < \infty$, para todo $t \in \tau$
- $\gamma_{(t_1,t_2)} = Cov\{X_{(t_1)}, X_{(t_2)}\}$ é uma função apenas de $|t_1 - t_2|$.

Similarmente Gujarati (2006), ressalta que um processo estocástico é estacionário (PEE), quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo, e quando o valor da co-variância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre dois períodos de tempo e, não do próprio tempo em que a co-variância é calculada.

Este tipo de PE, é conhecido na literatura de séries temporais como fracamente estacionária, ou estacionária em co-variância, ou estacionária de segunda ordem ou ainda PE em sentido amplo.

Importa, citar como um exemplo de um PE estacionário, a um tipo de PE especial e teoricamente conhecido como processo puramente aleatório, também conhecido como

ruído branco (do inglês *White Noise* ou simplesmente WN). Diz-se que um processo estocástico é puramente aleatório se, a sua média é zero, a variância é constante, e este não exhibe uma correlação serial (Gujarati, 2006).

A aplicação prática deste tipo de processo estocástico, é verificado no modelo clássico de regressão linear normal. O uso do modelo clássico de regressão linear normal, suporta-se do pressuposto de que, o termo do erro $\varepsilon_{(t)} \sim iidn(0, \sigma^2)$, isto é, $\varepsilon_{(t)}$ é distribuído de forma independente e idêntica com uma distribuição normal com média zero e a variância constante.

Um outro tipo de processo estocástico não menos importante, é denominado passeio aleatório. Embora o interesse é de que o PE seja estacionário. Existem séries que não gozam desta propriedade de estacionariedade, séries económicas (preços de activos), tais como preços de acções ou taxas de câmbio não são estacionárias na maioria das vezes (Gujarati, 2006).

Seja $\varepsilon_{(t)}$ um termo de erro de ruído branco, com média zero e variância σ^2 . Então, diz-se que a série X_t é um passeio aleatório sem deslocamento se:

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

No modelo de passeio aleatório sem deslocamento, o valor de X no tempo t é igual ao seu valor no período $(t - 1)$ mais um choque aleatório, portanto este modelo é representado como um modelo auto regressivo de ordem 1 (ou simplesmente AR (1)), ou seja o valor de X dado como uma relação em função do tempo com o seu valor desfasado em um período.

Segundo Gujarati (2006), o modelo de passeio aleatório pode ser visto como um caso específico dos que acreditam na hipótese de um mercado de capital eficiente, estes argumentam que os preços das acções sejam essencialmente aleatórios, e portanto, não há margem para especulação lucrativa na bolsa de valores.

Substituindo os valores de t , tais que: $t = 0, 1, 2, \dots, t$

Onde $t = 0$ representa o início do processo com valor X_0 no período t , a expressão (9) do seguinte modo:

$$X_t = X_0 + \sum \varepsilon_t \quad (10)$$

O valor esperado e a variância de X_t será dado por:

- Média $E(X_t) = E(X_0 + \sum \varepsilon_t) = X_0$;
- A variância também aumenta indefinidamente, violando assim a condição de estacionariedade. Variância $Var(X_0) = t\sigma^2$.

A média de X_t é igual ao seu valor inicial X_0 , que é constante, mas a medida que o tempo aumenta, a sua variância também aumenta indefinidamente, violando assim a condição de estacionariedade. Uma característica importante neste modelo, é o facto dos choques aleatórios persistirem com o tempo, ou seja, é soma de X_0 mais o somatório dos choques aleatórios (um passeio aleatório se lembra dos choques para sempre, portanto o passeio aleatório tem uma memória infinita) (Gujarati, 2006).

É interessante notar que, quando escrevemos a expressão (9) como:

$$X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = \varepsilon_t \quad (11)$$

Onde: Δ é o operador de primeiras diferenças, facilmente nota-se que, embora, X_t seja não estacionário, em primeiras diferenças esta torna-se estacionário. Daí que, um modelo de passeio aleatório é estacionário em primeiras diferenças.

Modificando a expressão (9) como tal que:

$$X_t = \delta + X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Neste caso, o PE é conhecido por passeio aleatório com deslocamento, onde, δ é conhecido como o parâmetro de deslocamento (do inglês *drift*), o termo deslocamento, vem pelo facto de escrever-se a expressão em primeiras diferenças como se segue:

$$X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = \delta + \varepsilon_t \quad (13)$$

Portanto, X_t desloca-se em função do parâmetro de deslocamento de modo que:

- $E(X_t) = X_0 + t\delta$;

- $Var(X_t) = t\sigma^2$

Nota-se, que este também é não estacionário, dado que a média e a variância aumentam com o tempo, violando deste modo a condição de estacionariedade (fraca).

O modelo de passeio aleatório, é um caso específico de uma classe de PE conhecido como processo integrado. No modelo de passeio aleatório sem deslocamento, apreciado anteriormente, vimos que este era não estacionário, contudo a sua primeira diferença era estacionária. Por isso o modelo de passeio aleatório diz-se, que é integrada de ordem 1, denotado por $I(1)$. De modo similar esta denotação pode ser estendida, se um PE, tem de ser diferenciada d vezes para que se torne estacionário, diz-se que ela é integrada de ordem d . Um PE, integrado de ordem d é denotado como $X_t \sim I(d)$. No entanto, se um PE é estacionário desde o início (não há necessidade de diferenciá-la para que se torne estacionária), diz-se que é integrada de ordem zero, ou seja, $X_t \sim I(0)$.

No que diz respeito aos PE de ordem económica, no geral estes são $I(1)$, isto é, temos que diferenciá-las somente uma vez, para que se tornem estacionários (Gujarati, 2006).

Segundo ainda Gujarati (2006), as distinções entre processos estacionários e não estacionários, reside no facto de que a tendência (a lenta evolução de longo prazo da série temporal considerada) nas séries temporais económicas ser determinísticas ou estocásticas, ou seja, se a tendência da série temporal for totalmente previsível (tendência determinística), e quando esta não é previsível ao longo do tempo diz-se tendência estocástica.

2.4.3. Fenómeno de Regressão Espúria

Os primeiros trabalhos empíricos que buscavam testar a validade de LPU nos mercados, baseavam-se na relação linear simples dos preços de activos, sem portanto verificar, questões de estacionariedade das séries subjacentes. Depois de nos debruçarmos a cerca de PE estacionários, importa agora, analisar a seguinte hipótese:

- Sejam X_t e Y_t ambas $I(1)$, a combinação linear destas gera um outro PE Z_t também $I(1)$, e portanto Z_t exhibe uma tendência estocástica. Em muitos casos, nesta combinação é possível encontrar um R^2 elevado ($R^2 > 0.9$), e concluir que existe

uma relação muito forte entre as variáveis, quando na verdade não existe. Este fenómeno é conhecido por regressão espúria (ou regressão sem sentido), o qual foi estudado e tratado pela primeira vez por Granger e Newbold (1974).

- Um indicador, de presença de regressão espúria é o Durbin-Watson (DW), um valor extremamente baixo de DW sugere uma forte auto-correlação de primeira ordem (Gujarati, 2006). Um $R^2 > DW$ é um bom método de suspeita de que a regressão estimada seja espúria.

O modelo de passeio aleatório é também conhecido na literatura, como um exemplo de um processo de raiz unitária, seja:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

Um modelo de passeio aleatório com $-1 \leq \rho \leq 1$,

- Se, $\rho = 1$, torna-se um modelo de passeio aleatório (sem deslocamento). O modelo de passeio aleatório é não estacionário, assim sendo, diz-se que exhibe uma raiz unitária.
- Se, $|\rho| < 1$, isto é, se o valor absoluto ρ é menor que um (1), pode se mostrar que o PE é estacionário.

a) Função de auto-covariância

Seja $\{X_t, t \in Z\}$ um processo estocástico real discreto, de média zero e de auto-covariância:

$$\gamma_t = E\{X_t, X_{t+\tau}\} \quad (15)$$

Satisfazendo as seguintes propriedades:

- $\gamma_0 > 0$
- $\gamma_{t-\tau} = \gamma_\tau$
- $|\gamma_\tau| < \gamma_0$

γ_τ é não negativa, definida no sentido que:

$$\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \alpha_j \alpha_k \gamma_{(j-k)} \geq 0, \quad (16)$$

Para quaisquer números reais $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ e τ_1, \dots, τ_n de Z .

A função de auto-correlação (f.a.c) do processo é definida por:

$$\rho_\tau = \frac{\gamma_\tau}{\gamma_0} \quad (17)$$

$\tau \in Z$, a f.a.c tem as propriedades de γ_τ excepto para $\gamma_0=1$, como a co-variância e a variância são mensuradas nas mesmas unidades de medida, γ_τ é um número sem unidades de medida situa-se entre -1 e 1, ou seja, $-1 \leq \rho_\tau \leq 1$, como qualquer coeficiente de correlação.

Se substituirmos ρ_τ em função de τ , o gráfico obtido é conhecido como função de auto-correlação populacional.

Porque na prática tem-se apenas a realização (ou amostra) de um PE, pode-se calcular a função de auto-correlação amostral, para tal a co-variância amostral com defasagem τ e a variância amostral definidas como segue:

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum (X_t - \bar{X})(X_{t-\tau} - \bar{X})}{n} \quad (18)$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\sum (X_t - \bar{X})^2}{n} \quad (19)$$

Onde, n é o tamanho da amostra \bar{X} a média amostral, o gráfico assim obtido é conhecido como correlograma amostral.

O cálculo das auto-correlações e auto-correlações parciais é também usado para a identificação do comportamento da série. Enquanto a função de auto-correlação parcial, ajuda também no que diz respeito ao número de defasagens a ser influenciado no processo auto-regressivo, a função de auto-correlação ou correlograma é um indicativo de estacionariedade da série.

Quando a função de auto-correlação tende rapidamente para zero é um indicativo de que esta é estacionária, contrariamente, quando este decresce muito lentamente, sugere existência de uma raiz unitária. Porém este processo de verificação de estacionariedade de série não é muito sugestivo embora seja uma ferramenta útil para se fazer o uso. Portanto, um dos mais frequentes testes usados pelos pesquisadores é o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller - DF ou teste Aumentado de Dickey e Fuller – ADF em homenagem aos seus descobridores (Dickey e Fuller, 1979 e 1981).

De acordo com Gujarat (2006), a f.a.c. tem a propriedade de se atenuar a medida que a ordem k aumenta e apresenta comportamentos semelhantes em muitos casos, sendo por isso difícil distinguir entre processos de ordem diferente. Portanto, normalmente é usada a função de auto-correlação parcial, que leva em conta a história do processo até ao desfasamento de ordem k correspondente.

Segundo Gujarati (2006) a f.a.c. permite capturar a extensão temporal e a robustez da memória do processo, ao medir a correlação dos valores actuais do processo, em relação aos seus valores passados.

2.4.4. Teste de Raiz Unitária

Para, verificar a estacionariedade (ou não-estacionariedade) de um PE, um teste que se tornou muito popular, é o teste de raiz unitária. Seja, o seguinte modelo auto-regressivo de ordem 1, denotado por Ar (1), como segue.

$$X_t = \varphi_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ com } -1 \leq \varphi \leq 1 \quad (20)$$

Onde, ε_t representa o termo de erro ou de ruído branco. Sabe-se que, quando $\varphi = 1$, o modelo torna-se um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, e portanto, é não estacionário.

Segue-se:

$$\Delta X_t = \varphi^* X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

No qual, $\varphi^* = \varphi - 1$ e Δ é o operador de primeiras diferenças. De onde se postula a hipótese seguinte:

$H_0: \varphi^* = 0$ (tem raiz unitária);

$H_1: \varphi^* < 0$ (não tem raiz unitária).

Quando $\varphi^* = 0$, então, $\varphi = 1$, isto é, temos uma raiz unitária, o que significa que a série temporal em estudo é não estacionária.

O teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF) é um dos mais preferidos pelos pesquisadores, conhecido como teste de τ (tau), o qual baseia-se na seguinte regressão:

$$\Delta X_t = \theta_0 + \mu_{1t} + \varphi_t^* X_{t-1} + \sum_{k=1}^p \gamma_{t-k} \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Onde: μ_0 é uma constante e o termo μ_{1t} captura a tendência determinística existente nos dados. O número de *lags* (desfasamentos) do modelo escolhido de modo que o termo dos resíduos $\varepsilon_{(t)} \sim iidn(0, \sigma^2)$. Fazendo $\mu_{1t} = \gamma_t = 0$, a equação de reduz-se ao modelo AR (1), descrito em (20).

O procedimento usual dos testes de ADF consiste na hipótese postulada anteriormente, este testa a existência de uma raiz unitária para a variável em níveis (X_t) assim como em primeiras diferenças (ΔX), contra a hipótese alternativa de que esta seja estacionária.

2.4.5. Lei Do Preço Único e Co-integração

Diversos estudos empíricos tem sido realizados, na tentativa de verificar a veracidade da LPU em diferentes mercados de commodities agrícolas, para apreciar, até que ponto os preços em diferentes regiões convergem à preços homogêneos. A maior parte destes estudos, são feitos nos mercados que estão virados para o mercado internacional (Chiod, 2006).

Nos estudos iniciais de transmissão de preços e integração de mercados, para a verificação da LPU fazia-se análises de correlações e regressões simples entre os preços dos respectivos mercados. Os preços de um mercado eram regredidos contra os mercados da mesma commodity no mercado externo.

Contudo o uso do modelo de regressões pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), apresenta premissas, provocando um viés na especificação do modelo, assim como para as análises, quando os pressupostos não são verificados.

Morettin (2004), ressalta que a teoria usual de MQO aplica-se a séries integradas de $I(1)$, e quando não se verifica este pressuposto os resultados estatísticos usuais não são válidos.

De acordo com Gujarati (2006), ao se estimar uma regressão para uma variável que é uma série temporal, em relação a outra série temporal, obtemos com frequência um R^2 muito elevado ($R^2 > 0.9$), embora não exista uma relação que faça sentido (regressão com variáveis que não tem nenhuma relação entre si). Estas situações ocorrem, quando estamos perante uma regressão espúria.

Geralmente, as séries temporais financeiras como preço das acções, exibem o que é conhecido como fenómeno de passeio aleatório (*Random Walk*). O que significa que a melhor previsão do preço de uma acção, amanhã, é igual ao preço de hoje mais um choque puramente aleatório (termo de erro). Desta forma ao utilizar estes modelos para previsões de preços de acções, este exercício seria inútil (Gujarati, 2006).

Similarmente Chiodi (2006), afirma que, geralmente as séries de preços de produtos agrícolas apresentam uma correlação serial. Ignorar esta correlação em um teste empírico de integração produz testes vulneráveis à inferências inconsistentes e viesadas (Goodwin e Schroeder, 1991).

Todavia, estas afirmações não eram levadas em conta por alguns pesquisadores, que buscavam verificar a validade LPU, entre os mercados, produzindo conclusões não credíveis.

Chiodi (2006), aponta para alguns especialistas que, tiveram a falta de atenção nestes aspectos, tais como, Protopapakis e Stoll, que testaram a verificação da LPU para preços no mercado de várias *commodities*, os quais, encontraram estatísticas de Durbin–Watson menores do que o R^2 , onze dos quinze casos. Estes resultados mostram que as regressões por estes estimados eram espúrias.

O fenómeno de regressão espúria, foi tratado por Granger e Newbold (1974). Estes, verificaram através de simulações, que dadas duas séries completamente não estacionárias, mas integradas de ordem um $I(1)$, as regressões de uma sobre a outra tenderá a produzir uma relação aparentemente significativa.

Daí que surge a necessidade de desenvolver técnicas para analisar relações entre séries não estacionárias.

Porém, o método proposto por Engle e Granger (EG), para testar a verificação da LPU, consiste em testar a existência de uma combinação linear das variáveis (não estacionárias ou integradas) que seja estacionária. Mas também apresenta várias restrições: como os testes estatísticos não tem distribuições limites bem definidas, torna-se complicado testar eficientemente hipóteses sobre os parâmetros, principalmente quando o sentido de causalidade entre as variáveis não é evidente, ou quando entre elas não existem interações mútuas.

2.4.5.1. Co-integração

Vimos que um processo X_t é integrado de ordem d se $\Delta^d X_t$ for estacionário, e escrevemos $X_t \sim I(d)$. E em particular, um processo é estacionário se $I(0)$. A teoria usual dos MQO, assim como em modelos auto-regressivos vectoriais (VAR), baseiam-se na especificação de regressões envolvendo séries estacionárias. No caso de modelos de regressão em que as variáveis sejam $I(1)$, os resultados estatísticos usuais, em geral não são válidos, ou seja são espúrios.

Granger e Newbold estudando o comportamento de duas séries completamente não correlacionadas, mas integradas de ordem um, $I(1)$, a regressão de uma sobre a outra tenderá a produzir uma relação aparentemente significativa. Estes resultados, trouxeram a necessidade de desenvolver técnicas para analisar a relação entre séries não estacionárias (Alves, 2002).

É normal e frequente, que pesquisadores estejam interessados em analisar modelos para descrever co-movimentações dinâmicas de duas ou mais séries temporais. No geral as séries económicas tais como séries de preço de activos, apresentam uma tendência comum no longo prazo, ou sejam elas são cointegradas.

Sejam X_t e Y_t , processos $I(d)$, então a combinação linear em Z_t ,

$$Z_t = Y_t - \alpha X_t, \quad (23)$$

No geral, (a série Z_t) é também integrado de ordem $I(d)$. Mas é possível que Z_t seja integrada de ordem menor, tal que, esta seja $I(d - b)$, $b > 0$. Se $d = b = 1$, então X_t e Y_t serão integradas de ordem de um, $I(1)$ e Z_t será $I(0)$.

Segundo a definição de Morettin (2004), seja X_t um vector no qual as componentes são co-integradas de ordem (d, b) e escrevemos, $X_t \sim CI(d, b)$ se:

- i. Todas as componentes de X_t são $I(d)$;
- ii. Existe um vector $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_n)$, não nulo, tal que:

$$X_t = \beta_1 X_{1t} + \dots + \beta_n X_{nt} \sim I(d-b), d \geq b > 0 \quad (24)$$

O vector β , de ordem $n \times 1$, é chamado vector co-integrado (ou vector de co-integração).

Gujarat (2006), citando Stock e Watson, ressalta que as séries de preços co-integrados têm uma tendência estocástica comum entre elas, ou seja, elas caminham juntos no longo prazo porque a combinação linear entre elas é reversível à média (estacionária).

Se duas séries são co-integradas, então, existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Muitas variáveis económicas apresentam relação de equilíbrio. A título de exemplo, Morettin (2004) cita preços de um mesmo bem ou produto em diferentes mercados que podem apresentar equilíbrios de longo prazo.

Embora, as séries dos preços não sejam estacionárias, se no entanto, a combinação linear entre elas for estacionária, diz-se que estas são co-integradas. Do ponto de vista económico, duas ou mais variáveis são cointegradas se tiver entre elas uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio (Gujarati, 2006).

Dadas duas séries de preços, não estacionárias, mas co-integradas de mesma ordem, pode-se usar como ferramentas para analisar a relação entre os preços e inferir a cerca da integração dos mercados (Cassel, 2000).

Contudo, de acordo com Caiado (1997), o facto de duas séries serem co-integradas não significa que elas apresentem alta correlação.

Consideremos agora os seguintes modelos:

$$X_{1t} + \beta X_{2t} = u_t, \quad (25)$$

$$u_t = \varphi_1 u_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad (26)$$

$$X_{1t} + \alpha X_{2t} = v_t, \quad (27)$$

$$v_t = \varphi_2 v_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad (28)$$

Onde supõem-se que os termos ε_{it} independentes e normais, com média zero e com $E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = 0, j = 1, 2$. Suponhamos que $\varphi_i \neq 0, i = 1, 2$. Então temos os seguintes casos por analisar: $\varphi_i < 1$ (para $i = 1, 2$) ou $\varphi_1 = \varphi_2$, nestes casos, X_{1t} e X_{2t} serão I (0) e I (1) respectivamente, mas em ambos os casos, os parâmetros não são identificados. No caso em que, $\varphi_1 = 1, \varphi_2 < 1$, ou $\varphi_1 < 1, \varphi_2 = 1$, X_{1t} e X_{2t} serão I (1) e portanto, $(1, \alpha)'$ e $(1, \beta)'$ são os vectores co-integrados e as equações (25) e (27) podem ser identificadas.

No geral o vector de co-integração β é normalizado fixando o seu coeficiente igual a 1, e usualmente torna-se $\beta = (1, -\beta_2, \dots, -\beta_n)'$ de modo que:

$$\beta' X_t = X_{1t} - \beta_2 X_{2t} \dots - \beta_n X_{nt} \quad (29)$$

De acordo com Margarido (2004), os testes de co-integração assumem uma grande importância na área das ciências económicas. Importância, que reside no facto de permitirem verificar se existe equilíbrio, ou relacionamento, de longo prazo entre as variáveis económicas.

Existem no entanto três principais tipos de testes de co-integração. Sendo que um dos mais frequentes e utilizados, logicamente pela sua facilidade de aplicação, é o teste denominado de Engle-Granger, o qual foi desenvolvido por Engle e Granger (1987). Paralelamente a este, um outro teste utilizado é o teste de Phillips-Ouliaris, o qual foi originalmente apresentado por Phillips e Ouliaris em 1990. Mais recentemente, o teste de Johansen, desenvolvido por Johansen e Juselius (1992), passou a ser amplamente utilizado com o aperfeiçoamento de diversos softwares.

Ainda que complexo o uso do procedimento de Johansen, pela sua abordagem teórica mais exigente, a aplicação e análise dos resultados usando este método tem como principal vantagem, comparativamente aos dois primeiros, pelo facto de poder determinar um grande número de vectores de co-integração, ou seja, enquanto os testes de Engle-Granger e Phillips-Ouliaris permitem, somente, verificar se as variáveis são co-integradas ou não, o teste de Johansen permite identificar quantos vectores de co-integração existem entre as variáveis (Margarido, 2004).

Para se concluir se duas ou mais séries são cointegradas, é necessário usar testes formais, de co-integração entre elas. O teste proposto por Engle e Granger (1987), ou EG, apresenta algumas limitações. Um outro método para inferir a cerca de co-integração de duas ou mais séries, é o método proposto por Johansen (1988, 1995) suponhamos que X_t , seja um vector de $n \times 1$ componentes e todas integradas de ordem 1, $I(1)$. Destacam-se então duas situações para testar a co-integração de duas ou mais séries:

- a) Há, no máximo, um vector de co-integração, este caso foi tratado por EG. Mas, o teste proposto por EG, testa a co-integração de apenas duas variáveis.
- b) Há r , $0 \leq r < n$, vectores de co-integração, caso considerado por Johansen (1988).

O modelo de co-integração Johansen, é uma especificação de um Vector Auto-Regressivo (VAR) não restrito. Consideremos um modelo auto regressivo de ordem p , AR (p), tal que:

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Pode-se agora considerar um vector de colunas, com n variáveis diferentes, de modo que,

$X_t = [X_{1t}, \dots, X_{nt}]'$ e modelar em termos dos seus valores passados. O resultado é um auto regressão vectorial ou VAR. tal que:

$$X_t = \varphi_0 + \varphi_1 X_{t-1} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Os φ_i são matrizes de coeficientes do tipo $n \times n$, φ_0 é um vector de constantes de dimensão $n \times 1$ e ε_t é um termo de ruído branco, com as seguintes propriedades: $E(\varepsilon_t) = 0$ para todo t e $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = \Omega$ para $s = t$ e $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = 0$ para $s \neq t$.

Onde se assume que a matriz de covariância Ω é definida positiva. Assim, os ε_t não estão correlacionados em série, mas podem estar contemporaneamente correlacionados.

O modelo descrito em (31), diz-se co-integrado de posto r se $\Pi = I_n - \varphi_1 \dots - \varphi_p$, tiver posto r e portanto ser escrito como:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (32)$$

Onde, α é uma matriz de ordem $n \times r$ e representa o grau, ou a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo. O parâmetro β é uma matriz de coeficientes de co-integração ou de vectores co-integrados de longo prazo.

O termo β' , representa as $n - 1$ relações de co-integração no modelo multivariado, assegurando que X_t venha convergir para uma solução de equilíbrio no longo prazo (Margarido, 2004). Ainda de acordo com o mesmo autor, quando o posto de Π é menor que n ($0 < r < n$), isto equivale a testar quais colunas de α são iguais a zero, ou seja, dado que Π pode ser formulado como (32). Isto implica que $\beta' X_t$ é estacionário, o que leva a conclusão de que existam r vectores co-integrantes que correspondem exactamente as r colunas de β .

Se $r = 0$, então ΔX_t tem uma representação VAR ($p - 1$) estacionário, e se $r = n$, então o vector X_t tem uma representação VAR (p) estacionário. Portanto, podemos especificar o seguinte:

$$\Delta X_t = \varphi_0 + D_1 \Delta X_{t-1} + \dots + D_{p-1} \Delta X_{t-p} - \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{33}$$

Com $D_i = -(I_1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_i)$ $i = 1, 2, \dots, p - 1$

O modelo VAR, especificado em (34), pode ser modelado como um vector de correcção de erro (VECM), e escrito da seguinte forma:

$$X_t = \varphi_0 - \alpha \beta' X_{t-1} + F_1 \Delta X_{t-1} + \dots + F_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \varepsilon_t \tag{34}$$

Onde $F_i = -(\varphi_{i+1} + \dots + \varphi_p)$ $i = 1, 2, \dots, p - 1$, como os $\Delta X_t \sim I(0)$ e $\beta' X_{t-1} \sim I(0)$, estes têm média constante, ou seja, $E(\Delta X_t) = C$ e este representa um vector de ordem $n \times 1$, representa também taxas de crescimento. $E(\beta' X_{t-1}) = \mu$ um vector $r \times 1$, e representa interceptos na relação de co-integração.

$$\varphi_0 = (I - F_1 - \dots - F_{p-1})c + \alpha \mu \tag{35}$$

O termo constante, é uma soma de duas parcelas, uma relacionada com o crescimento dos dados e a outra relacionada com os interceptos na relação de co-integração. E podemos escrever o seguinte modelo de correcção de equilíbrio:

$$\Delta X_t - c = \sum_{i=1}^{p-1} F_i (\Delta X_{t-i} - c) - \alpha (\beta' X_{t-i} - \mu) + \varepsilon_t \quad (36)$$

Tem interesse, observar que neste modelo temos duas formas de correcção de equilíbrio: uma de crescimento dos dados em relação à sua média e, outra dos vectores de co-integração à sua média.

Segundo Cassel (2000), este modelo tem uma vantagem relativamente ao primeiro, pelo facto de conter informação tanto dos ajustamentos de curto prazo quanto a informação de equilíbrio de longo prazo, a partir das variações de X_t . Estes ajustes são dados pelas estimativas dos parâmetros Γ_i .

A matriz Π , fornece também o número de auto valores não nulos $\lambda_i > 0$ tal que: $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$, visto que as séries não são cointegradas quando o posto de Π é zero e portanto os auto valores não nulos. Johansen e Juselius (1992) desenvolveram testes sobre os vectores de co-integração o de razão (ou rácio) de verosimilhança e o de máximo auto valor.

O teste de razão (ou rácio) de verosimilhança baseia-se na estatística de traço, algebricamente tem-se:

$$\hat{\lambda}_{traco}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i), \quad (37)$$

Sendo λ_i os auto valores estimados de Π e testa as seguintes hipóteses:

$H_0: r \leq r_0$ (tem no máximo r_0 vectores co-integrantes);

$H_1: r > r_0$

Johansen (1988) desenvolveu com base na estatística de máximo auto valor:

$$\hat{\lambda}_{Max}(r_0) = -T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad (38)$$

para testar:

$H_0: r = r_0$ (tem r_0 vectores co-integrantes);

$$H_1: r = r_0 + 1$$

O método de co-integração de Johansen permite efectuar um grande número de hipóteses envolvendo os coeficientes das matrizes α e β , usando testes de rácio de verosimilhança desenvolvidos por (Johansen e Juselius, 1992). Entre eles o teste de exogeneidade fraca, efectuado para testar a proporcionalidade entre as variáveis.

Segundo Cassel (2000), o teste de exogeneidade da informação acerca de qual das variáveis comporta-se como um condutor para a variação das demais. O vector α contém informação a cerca da exogeneidade fraca.

Quando todos elementos da matriz α são estatisticamente diferentes de zero, indica uma relação bilateral de uma à outra variável, ou seja, indica uma causalidade em ambas as direcções e os preços podem ser modeladas como um sistema. Contudo, se um dos elementos da matriz for igual a zero, então não existirá nenhuma causalidade de longo prazo entre as variáveis no sistema, e a respectiva variável diz-se “exógena fraca” dentro do sistema.

As outras variáveis no sistema são denominadas exógenas fracas, e assim sendo, os choques de curto prazo não são afectados pelas restantes variáveis dentro do sistema. Deste modo, o mercado pode ser considerado como autónomo, pois, este não sofre influência externa (Cassel, 2000).

2.4.6. Causalidade de Granger

O conceito de causalidade à Granger, inicialmente introduzido por Granger em 1969 e posteriormente popularizado por Sims em 1972, é a de que X_t causa Y_t se a informação passada da variável X_t permite melhorar as predições da variável Y_t , isto é, se Y_t for melhor previsto com base nos valores passados de X_t e Y_t juntos do que apenas com os valores passados de Y_t (Caiado, 1997).

A elucidação de relações de causalidade entre variáveis económicas continua a ser um dos principais problemas em pesquisas empíricas. Granger define causalidade em termos de previsibilidade, ou seja, uma variável X causa um efeito na variável Y , com respeito a um

dado universo de informação. De modo que Y pode ser previsto mais eficientemente usando valores passados de X , em relação a toda sua informação passada disponível.

De acordo com Morettin (2004), em virtude a esta definição segue-se que:

a) $X_t \rightarrow Y_t$: X_t causa Y_t no sentido de Granger se:

$$\sigma^2(Y_t | \bar{A}_t) < \sigma^2(Y_t | \bar{A}_t - \bar{X}_t) \tag{39}$$

Ou seja, Y_t pode ser melhor prevista usando toda informação disponível, incluindo a informação passada de Y_t e X_t . Dizemos então que X_t é exógena ou antecedente a Y_t .

b) $X_t \rightarrow Y_t$: X_t causa instantaneamente Y_t no sentido de Granger se:

$$\sigma^2(Y_t | A_t, \bar{X}) < \sigma^2(Y_t | \bar{A}_t) \tag{40}$$

O valor presente de Y_t é melhor previsto se o valor presente de for incluído.

c) $X_t \leftrightarrow Y_t$: neste caso há feedback, quando X_t causa Y_t e Y_t causa X_t .

Onde, A_t (com $t \in Z$) é um conjunto de informação relevante até o instante t , contendo X_t, Y_t , define-se $\bar{A}_t = \{A_s: s < t\}$, $\bar{X} = \{X_s : s < t\}$

Esta definição estende-se também para vectores aleatórios. Para $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{pt})'$ e $Y_t = (Y_{1t}, \dots, Y_{qt})'$.

Em sistemas multivariados co-integrados, o teste de causalidade de Granger pode ser efectuado a partir de uma reparametrização do modelo VEC. No caso de duas variáveis (Meneses, 2007):

$$\Delta X_t = \varphi_1 \Delta X_{1,t-1} + \varphi_2 \Delta X_{2,t-j} + \hat{u} \hat{u}_t + \varepsilon_t \tag{41}$$

Onde φ_i são matrizes do tipo $(2 \times p)$, e $\Delta X_{1,t-i}$ e $\Delta X_{2,t-j}$ com $i = 1, \dots, p$ e $j = 1, \dots, q$ são vectores do tipo $p \times 1$ e $q \times 1$ respectivamente. \hat{u} e ε_t são vectores do tipo 2×1 e \hat{u}_t são os resíduos gerados pela equação de longo prazo, em que $\varepsilon_t \sim I(0)$. O teste de causalidade de Granger pode ser efectuado com base na hipótese de que:

$H_0: \beta_{k1} = \dots = \beta_{kq} = 0$, e os coeficientes correspondem em linha k de φ_2 .

3. Metodologia

Consoante os objectivos traçados no presente trabalho, para a materialização do mesmo ir-se-á aplicar análise econométrica para as séries temporais dos preços de açúcar nos mercados (norte, centro e sul), com aplicação da metodologia de co-integração de Johansen VEC (vector de mecanismo e erro) e causalidade de Granger.

3.1. Fonte de dados

A fonte de dados é secundária e estes, foram fornecidos pelo Departamento de Estudos e Planificação do Ministério da Indústria e Comercio.

3.2. Procedimentos

Os procedimentos empíricos para a estimação dos vectores de co-integração das séries económicas em relação ao modelo, são constituídos basicamente por três passos:

- 1) Testes de estacionariedade das séries temporais, as quais no presente trabalho foram realizados com base nos testes de Dickey-Fuller (DF) e o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), com o fim de determinar o grau de diferenciação da série;
- 2) Testes de Causalidade de Granger;
- 3) Testes de co-integração para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo nas séries;
- 4) Testar as hipóteses sobre os parâmetros α e β , para verificar a sensibilidade de resposta ou o grau de ajustamento desses mercados a desequilíbrios de curto prazo e da sua participação na relação de equilíbrio de longo prazo a fim de inferir a cerca da perfeita integração desses mercados.

3.2.1. Estacionariedade

Segundo Gujarati (2006), a análise gráfica e o teste de correlograma desempenham também um papel fundamental para identificar ou especular sobre a estacionariedade ou não de um PE. No presente trabalho foram inicialmente feitas análise dos diagramas referentes às funções de correlograma ou função de auto-correlação (f. a. c.).

O teste de estacionariedade usando o correlograma é baseado na função de auto-correlação com k desfasamentos, e denotada como ρ_k e definido como:

$$\rho_\tau = \frac{\gamma_\tau}{\gamma_0} \quad (48)$$

A f.a.c. permite descobrir se uma série particular é estacionária quando as observações acima do eixo vertical do diagrama encontram-se dentro do seu intervalo de confiança (ou quando estes decrescem rapidamente em torno do eixo vertical).

Foram utilizados em paralelo os testes de Dickey-Fuller (DF) e ADF propostos por Dickey e Fuller e testes de KPSS⁵ para testar a presença ou não de raiz unitária, isto é, se as séries subjacentes são não estacionárias ou o são, respectivamente.

Baseada no seguinte modelo de regressão:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \eta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (49)$$

Onde $\eta = \sum \rho_i - 1$ $i = 1, 2, \dots, p$, X_t representa a variável dependente e Δ o operador de primeiras diferenças. α , β e η são parâmetros a serem estimados. Sob a hipótese nula $\eta = 0$, a estatística t calculado de modo convencional conhecida como estatística τ (tau), cujos valores críticos foram tabulados por Dickey e Fuller com base em simulações de Mackinnon em pacotes econométricos (Gujarati, 2006).

Para tal, foram testadas as seguintes hipóteses:

H₀: $\rho = 1$ (tem raiz unitária);

H₁: $\rho < 1$ (é estacionária).

A hipótese nula é rejeitada quando o valor absoluto calculado da estatística $|\tau|$ exceder os valores críticos nas estatísticas de Mackinnon e neste caso diz-se que a série é estacionária.

⁵ O teste KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) difere de tantos outros testes de raiz unitária, no sentido em que este a hipótese nula assume que a série subjacente seja estacionária. Este baseia-se na especificação do seguinte modelo $Y_t = X_t' \delta + \varepsilon_t$, define-se a estatística de $LM = \sum_t S_{(t)}^2 / (T^2 f_0)$,

onde f_0 é o estimador do termo residual com frequência zero e $S_{(t)} = \sum_{i=1}^t \hat{\varepsilon}_i$, $\hat{\varepsilon}_t = Y_t - X_t' \hat{\delta}_{(0)}$

Para testar a não estacionariedade das séries foram utilizados os testes de DF, os quais pressupõe que o termo ε_t seja não correlacionado, e quando apresenta esta condição, incorpora-se na equação anterior valores defasados da variável endógena (X_t) a fim de se eliminar a auto-correlação entre os termos do erro. Conhecido como teste Aumentado de Dickey e Fuller, pode-se então, especificar o modelo anterior como:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \eta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde $\lambda_i = -\sum_{j=i+1}^p \rho_j$ e p representa a ordem do modelo auto regressivo ou o número de defasamentos suficientes para que os resíduos resultantes sejam não correlacionados (white-noise).

3.2.2. Teste de Causalidade de Granger

Para testar a relação de causalidade foram utilizados dois modelos com duas equações onde as variáveis são X_t e Y_t com n e m defasamentos, respectivamente.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (50)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (51)$$

Onde pressupõe-se que as perturbações aleatórias ε_{1t} e ε_{2t} não estão correlacionadas entre si. O teste de Causalidade à Granger permite distinguir quatro casos:

- 1) Causalidade Unidireccional de Y para X : se o conjunto dos coeficientes ou parâmetros estimados das variáveis defasadas Y em (50) são estatisticamente diferentes de zero (ou $\sum \beta_i \neq 0$) e o conjunto dos coeficientes estimados do X defasado em (51) não é estatisticamente diferente de zero (isto é, $\sum \lambda_j = 0$).
- 2) Causalidade unidireccional de X para Y : quando o conjunto de coeficientes Y defasados em (50) não é estatisticamente diferente de zero (isto é, $\sum \beta_i = 0$) e o

conjunto dos coeficientes dos X defasados em (51) é estatisticamente diferente de zero ($\sum \delta_j \neq 0$).

- 3) *Feedback*, ou causalidade bilateral: quando os conjuntos dos coeficientes de Y e X são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.
- 4) Independência: quando os conjuntos dos coeficientes de Y e X não são estatisticamente diferentes de zero nas duas regressões.

Foi testada a hipótese:

$\sum \beta_i = 0$ (isto é, os termos defasados de Y não são significativos)

Aplicou-se o teste F com m e $n - k$ graus de liberdade com base na seguinte estatística:

$$F = \frac{(SQRr - SQR\epsilon r) / m}{SQR\epsilon r / (n - k)}$$

Decisão: Se o valor do teste F calculado for maior que o valor crítico de F no nível de significância seleccionado, rejeita-se a hipótese nula. Portanto, pode-se dizer que Y_t causa (no sentido de Granger) o X_t . Em seguida repetimos as hipóteses para os casos acima citados.

Quando os resíduos das regressões consideradas no modelo de causalidade de Granger apresentam-se auto-correlacionados entre si, pode-se retirar algum significado aos testes de significância individuais (testes t) e ao próprio teste global F (Manso, 2005). Para se verificar como os resíduos encontram-se correlacionados entre si, foi introduzido um modelo de regressão baseado no MQO:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (52)$$

Um valor extremamente baixo de DW sugere uma forte auto-correlação de primeira ordem, ($R^2 > DW$) o que sugere que a regressão estimada seja espúria

3.2.3. Co-integração

Para testar a co-integração das séries nos índices dos preços, no presente trabalho utilizou-se o método proposto por Johansen, pela sua vantagem em permitir determinar em simultâneo dois ou mais vectores co-integrantes. O procedimento proposto por Johansen

baseado no método de máxima verosimilhança, é uma especificação de um VAR sem restrição com k defasas (k lags).

$$X_t = \varphi_0 + \varphi_1 X_{t-1} + \dots + \varphi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \tag{53}$$

Onde φ_i , com $i > 0$ São matrizes de coeficientes do tipo $k \times k$, φ_0 um vector do tipo $k \times 1$ e ε_t é o termo de ruído branco. Assim, um Var com três variáveis pode ser escrito como:

$$X_{1t} = \varphi_{10} + \varphi_{11} X_{1,t-1} + \varphi_{12} X_{2,t-2} + \varphi_{13} X_{3,t-3} + \varepsilon_{1t}$$

$$X_{2t} = \varphi_{20} + \varphi_{21} X_{2,t-1} + \varphi_{22} X_{3,t-2} + \varphi_{23} X_{3,t-3} + \varepsilon_{2t}$$

$$X_{3t} = \varphi_{30} + \varphi_{31} X_{3,t-1} + \varphi_{32} X_{3,t-2} + \varphi_{33} X_{3,t-3} + \varepsilon_{3t}$$

O comportamento dos X 's depende das propriedades da matriz φ_i , consideram-se os valores próprios da matriz φ_i dada por:

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_2 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_3 \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} : & : \\ c_1 & c_2 \\ : & : \end{bmatrix}$$

Se os valores próprios forem distintos, os vectores próprios são linearmente independentes e C é uma matriz regular e segue-se:

$C^{-1}AC = \Lambda$, e define-se um novo vector de variável Z_t como $Z_t = C^{-1}X_t$. Multiplicando a esquerda na equação (53) por C^{-1} obtêm-se $Z_t = \varphi^* + \Lambda Z_{t-1} + \eta_t$ onde $\varphi^* = C^{-1}\varphi$ e $\eta_t = C^{-1}\varepsilon_t$, é um vector ruído branco. Assim:

$$Z_{1t} = m_1^* + \lambda_1 Z_{1,t-1} + \eta_{1t}$$

$$Z_{2t} = m_2^* + \lambda_2 Z_{2,t-1} + \eta_{2t}$$

$$Z_{3t} = m_3^* + \lambda_3 Z_{3,t-1} + \eta_{3t}$$

A variável Z_t segue isoladamente um processo AR (1) e é estacionária, I (0), se o valor próprio tiver módulo inferior a 1; é um passeio aleatório com tendência, I(1), se o valor

próprio for 1; e é explosiva se o valor próprio exceder 1 em valor numérico, sendo estas irrelevantes economicamente podendo ser ignoradas. Portanto o primeiro caso $|\lambda_i| < 1$, a variável Z_t é então I(0), que é a combinação linear de cada Y_t que são também I(0). Igualmente pode-se investigar o equilíbrio estático do sistema. O processo iguala a zero o vector das perturbações na equação (53) e assume-se um vector de equilíbrio \bar{X} conduz a $(I - \varphi) \bar{X} = \varphi_0$ ou $\Pi \bar{X} = m$.

Se a matriz Π for regular então esta equação admite uma solução única não nula \bar{X} . Tem-se que:

- Os valores próprios μ e de Π são completamente dos valores próprios λ de φ , isto é, $\mu = 1 - \lambda_i$.
- Os vectores próprios de Π são obviamente os mesmos φ .

Deste modo, Π é regular e existe uma solução única de equilíbrio estático, dado por $\bar{X} = \Pi^{-1}m$. os valores de λ_i garantem que os desvios em relação ao vector de equilíbrio tendem a anular-se com o tempo.

O modelo (53) pode ser reescrito como um modelo de co-integração de n potenciais variáveis endógenas X_t , tal que.

$$\Delta X_t = \varphi_0 + D_1 \Delta_{t-1} + \dots + D_{p-1} \Delta X_{t-p} - \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{54}$$

Onde, D_t representa termos determinísticos tais como tendência linear, *dummies* sazonais e de intervalos ou qualquer outro regressor que não sejam consideradas como fixos e não estocásticos, e o termo ε_t segue uma distribuição Gaussiana e identicamente independentes.

A equação foi reformulada como um vector de correcção de erros por subtracção da X_{t-1} em ambos os membros:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i X_{t-i} + \varphi D_t + \mu + \varepsilon_t \tag{55}$$

Onde:

$$\Gamma_i = -(\varphi_1 - \dots - \varphi_i) \quad i=1, 2, \dots$$

$$\Pi = -(I - \varphi_1 - \dots - \varphi_k)$$

O rank da matriz Π denotado por r determina o número de combinações lineares de X_t que sejam estacionárias.

A matriz de Π pode ser vista como sendo:

$$\Pi = \alpha\beta'$$

Onde α representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matriz no curto prazo, enquanto β é a matriz de coeficientes de co-integração (relação de equilíbrio de longo prazo). Segundo Cassel (2002), podem ser considerados três casos distintos em relação ao posto r da matriz Π :

Se o posto da matriz for completo, isto é, $r = n$ então, as variáveis em X_t são $I(0)$;

Se o posto da matriz for nulo ($r = 0$), o que sugere consequentemente a não existência de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Os dois casos para o presente trabalho não têm muito interesse no estudo;

O ultimo caso considera que o posto da matriz $r < n$, ou seja, a existência de no máximo $n - 1$ vectores de co-integração. Portanto o posto da matriz neste caso, indica o número de relações co-integrantes.

Para testar o número de relações co-integrantes com base nos testes desenvolvido por Johansen e Juselius foi considerado o terceiro caso proposto por Johansen o qual apresenta uma constante irrestrita, $\mu_t = \mu_0 = \alpha\rho_0$, $\rho_1 = 0$, sugerido no caso em que as séries são todas $I(1)$ sem *drift* e as relações de co-integração podem ter médias diferentes de zero. Onde foram postuladas hipóteses nos parâmetros de co-integração da matriz Π . Estes foram feitos com base nos testes de razão (ou rácio) de verosimilhança. Baseado na estatística de traço, algebricamente tem-se:

$$\hat{\lambda}_{\text{traco}}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (56)$$

Sendo λ_i os auto valores estimados de Π e testa as seguintes hipóteses:

H₀: $r \leq r_0$ (tem no máximo r_0 vectores co-integrantes);

H₁: $r > r_0$

A decisão foi tomada, comparando o valor do logaritmo da função de verosimilhança do modelo com restrição relativamente ao logaritmo da função de verosimilhança do modelo sem restrição. Mas também os valores críticos podem ser encontrados em Cassel (2000). Foram utilizados em paralelo à estatística de máximo auto valor também proposto por Johansen:

$$\hat{\lambda}_{Max}(r_0) = -T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad (57)$$

Onde foi testada a seguinte hipótese:

H₀: $r = r_0$ (tem r_0 vectores co-integrantes);

H₁: $r = r_0 + 1$

Cassel (2000), refere que, existem casos, ainda que não sejam comuns, que os resultados destes dois testes venham a divergir, ou seja, não indicarem o mesmo numero de vectores co-integrantes, facto que pode acontecer como consequência de amostras pequenas, estes sugerem o uso do teste de máximo valor.

3.2.4. Teste de hipóteses sobre os parâmetros α e β

O modelo proposto por Johansen permite também testar a exogeneidade fraca das séries, isto é, a participação individual dos preços de cada mercado. Visto que a matriz $\Pi = \alpha\beta'$, contem informações de sobre as relações de longo prazo e dos ajustes dos desequilíbrios de curto prazo.

A característica co-integrantes do sistema fornece uma indicação importante sobre a forma matricial assumida por α e por β . No caso concreto do presente trabalho, distinguimos três mercados (norte, centro e sul), temos um sistema com três variáveis daí que esperamos existirem dois vectores co-integrantes, então α e β são matrizes do tipo $(n \times r)$, onde n representa o número de variáveis e p o número de relação de vectores co-integradas.

Conforme Juselius (2000), para testar a hipótese de que uma potencial variável influencia na variação das outras que se encontram dentro dos mesmos sistema, e esta por sua vez

não influenciada pelas mesmas. Pode-se impor restrições sobre os parâmetros do vector α e testar a hipótese de exogeneidade fraca:

$$H_0: \alpha_i = 0 \quad i = 1, 2, \dots, k, r$$

Onde, foram testados sobre os parâmetros do vector $\alpha_i = 0$ para $i = 1, 2$ e 3 correspondentes aos três mercados, os níveis de significância para a rejeição da hipótese nula seguem distribuições χ^2 com $(r \times (n - m))$ graus de liberdade, sendo que $(n - m)$ referem ao número de linhas restritas sobre α .

Para verificar se existe perfeita integração no longo prazo entre os mercados do norte, centro e sul do país, em relação ao mercado do açúcar, o procedimento de Johansen permite ainda fazer a imposição de restrições sobre o parâmetro β .

Foi testado a hipótese de que $\beta_i = -\beta_j$, conforme a definição de que dois mercados são perfeitamente integrados quando os preços da mesma *Commodities* forem iguais quando estes se encontram geometricamente espaçados e isentos de custos de transporte. E portanto, a LPU é verificada quando $\beta_i = -\beta_j$ mantendo ao demais parâmetros constantes (nulos). Sob a restrição que se segue: $H_0: \beta = H * \varphi$,

Onde H é uma matriz de ordem $n \times r$ e expressa, em termos económicos, a hipótese de perfeita integração entre os dois mercados. E φ é um vector de parâmetros a serem estimados na i -ésima relação de co-integração e que tem ordem $r \times 1$, de mesma forma, este parâmetro (β) também segue a distribuição χ^2 .

4. Resultados e Discussão

Este capítulo reflecte, os aspectos tratados na metodologia e apresenta os resultados práticos descritos na teoria referente. Como primeiro passo, iremos analisar a evolução cronológica das séries de preço do açúcar no mercado retalhista, e posteriormente as análises das mesmas de forma a alcançar os objectivos do trabalho.

4.1 Análise Descritiva

No presente trabalho foram utilizados três séries de preços de açúcar no mercado retalhista praticado em Maputo, Beira e Nampula representados por PACM, PACB e PACN respectivamente. As séries foram recolhidas no Departamento de Estudos e Planificação do Ministério da Indústria e Comercio, as observações são dadas em períodos mensais num intervalo que varia desde Janeiro de 2004 a de Junho de 2009, totalizando 66 observações por série.

Das figuras abaixo, observa-se o comportamento das três séries, as quais apresentam médias de 20.65 para o mercado da Beira, 21.64 para Maputo e 21.68 no mercado Nampula, cujos valores máximos registados foram de cerca de 24 Mt para as três cidades. Observa-se No geral, de acordo com teste de normalidade de Jarque-Bera para as variáveis PACB, PACM e PACN não se rejeita a hipótese de que estas tenham uma distribuição normal, hipótese que não é rejeitada a 5%.

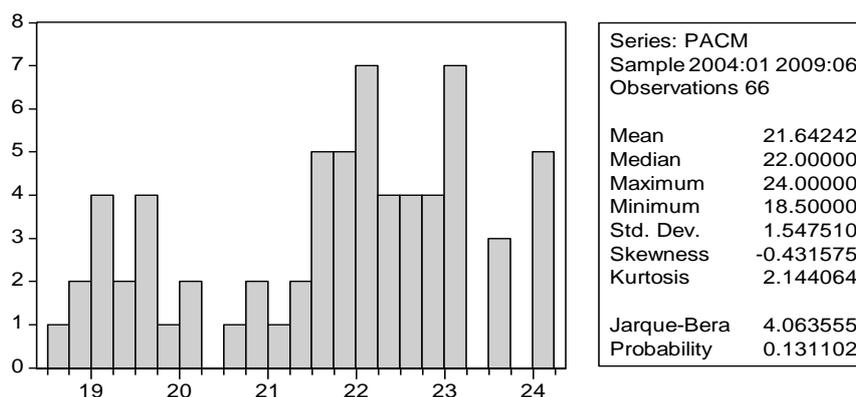


Gráfico 1: Distribuição do nível de preços no mercado de Maputo

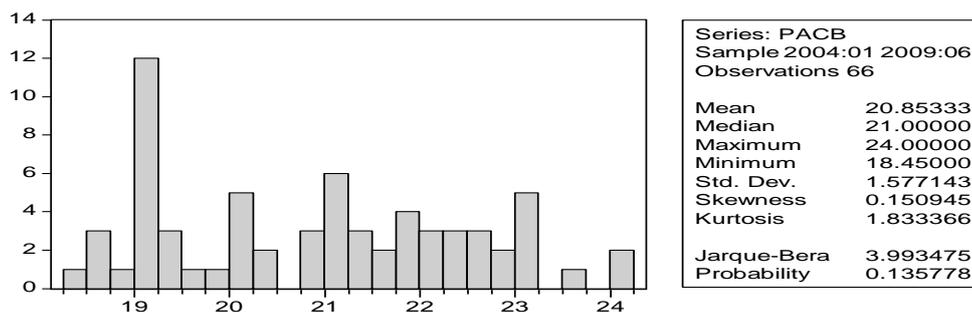


Gráfico 2: Distribuição do nível de preços no mercado de Beira

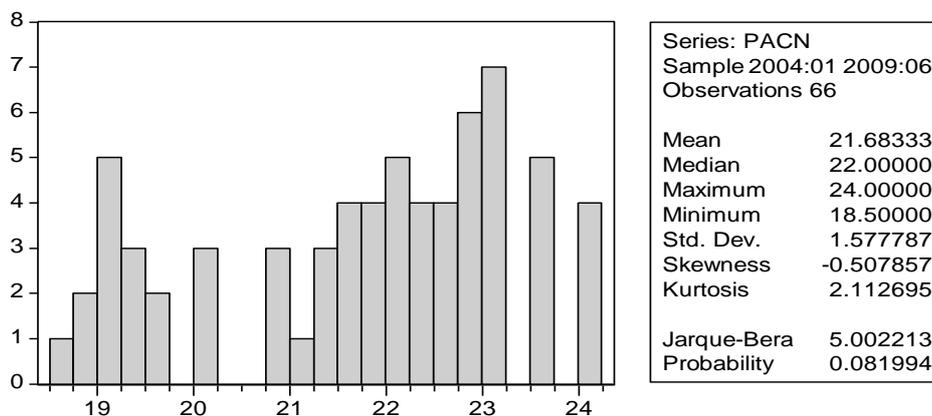


Gráfico 3: Distribuição do nível de preços no mercado de Nampula

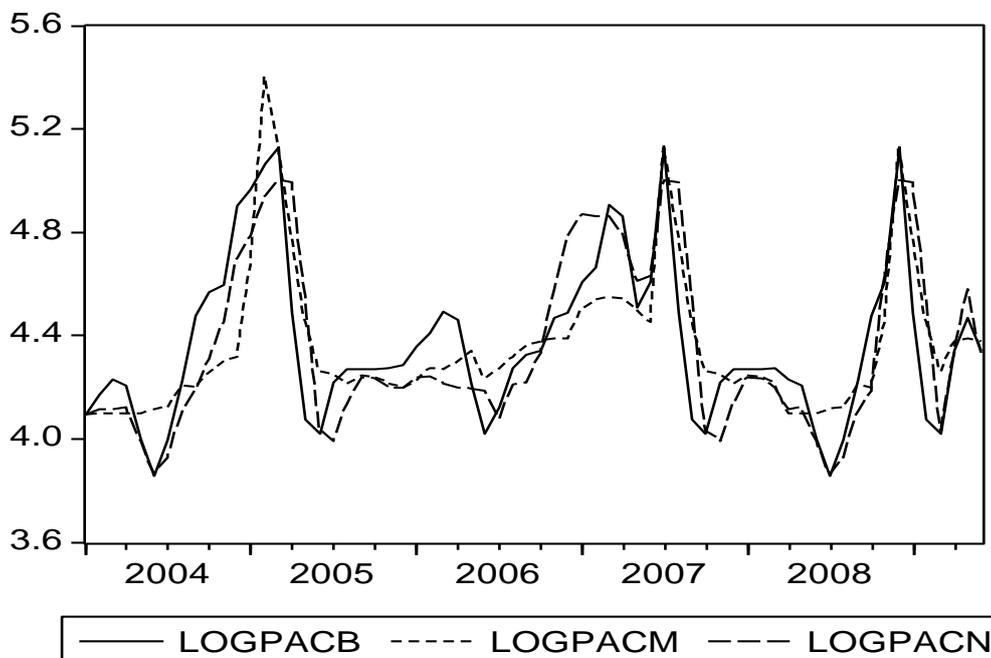


Gráfico 4: Evolução Cronológica dos preços do açúcar em Logaritmos

O gráfico acima descrito, representa a evolução temporária dos preços de açúcar dos três principais mercados norte, centro e sul do país (Maputo, Beira e Nampula respectivamente). Partindo de Janeiro de 2004 à Dezembro de 2009. Podemos observar uma leve subida dos preços do açúcar em meados de Junho de 2004, seguida por queda decrescente do nível dos preços para os três mercados nos princípios de Janeiro de 2005, oscilando em torno de um certo valor até meados de 2006. Embora, o nível geral desses preços tenha tido uma variação aproximadamente constante entre o período que variou desde os princípios de Outubro de 2007 a Agosto 2008.

Fazendo uma análise comparativa entre as séries, pode-se observar que existe uma diferença nos níveis de preços entre esses mercados. No geral, os níveis de preços do açúcar feitos no mercado da cidade de Maputo, tendem a ser mais elevados em relação aos outros, este facto que provavelmente pode ser justificado pelo nível do poder de compra da população residente, Fernando (2005).

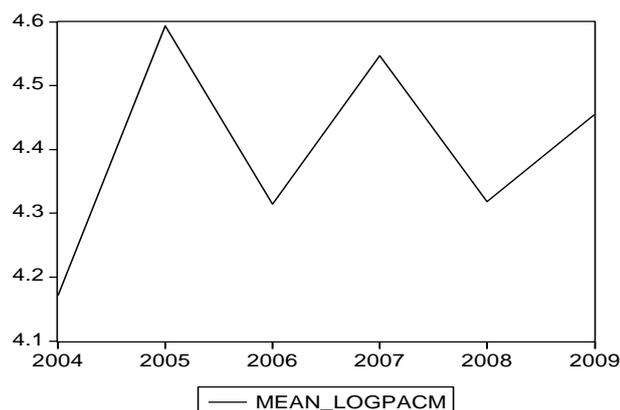


Gráfico 5: Perfil Médio Anual de Preços do Açúcar em Maputo

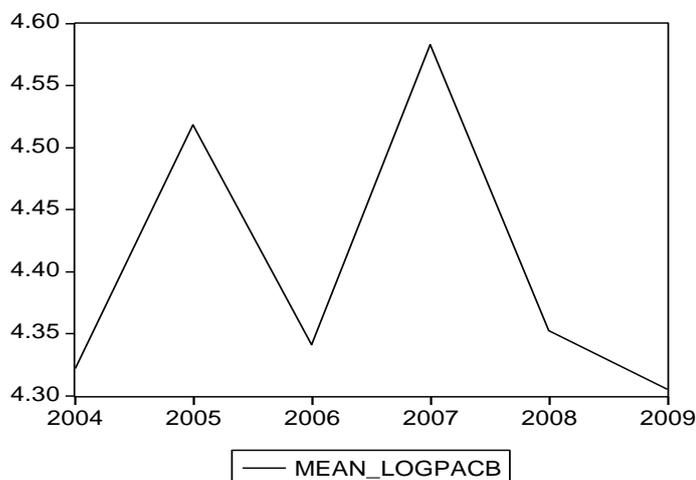


Gráfico 6: Perfil Médio Anual de Preços do Açúcar em Beira

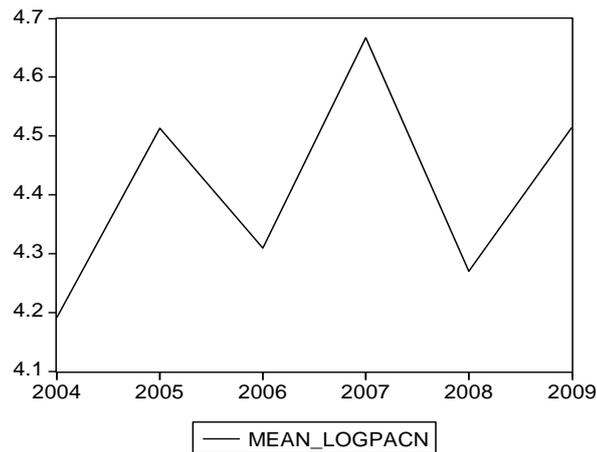


Gráfico 7: Perfil Médio Anual de Preços do Açúcar em Nampula

As figuras acima mostram a evolução do comportamento médio anual. No geral observa-se que de 2004 a 2005 foram épocas marcadas por um crescimento do nível de preços com um marco histórico registado pela queda no ano 2005. Dos gráficos 5,6 e 7 observa-se que o preço de açúcar na Cidade de Maputo atingiu o preço médio mais alto em 2005 em quanto que nas Cidades da Beira e Nampula este fenómeno foi observando em média durante o ano de 2007.

Tabela 1: Relação entre os preços do PACM, PACB e PACN

Correlations

		logipcm	logipcb	logipcn
logipcm	Pearson Correlation	1	**	**
	N	73		
logipcb	Pearson Correlation	.831**	1	**
	Sig. (2-tailed)	.000		
	N	73	73	
logipcn	Pearson Correlation	.890**	.860**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	
	N	73	73	73

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

A tabela acima apresenta o grau de associação entre as variáveis PACM, PACB e PACN. As correlações são todas positivas, fortes e significativas sugerindo uma forte dependência no nível de preços entre os mesmos. Observa-se ainda que o mercado da Beira esta mais correlacionado com o mercado de Nampula e este facto pode se constatado primeiro pela distancia que as separa, uma vez que estes estão mais próximos e segundo por serem mercados com similaridades em termos do nível de preços.

4.2 Estacionariedade

A dinâmica das séries levanta a uma questão, que era de se esperar uma vez que estas não têm propriedades constantes no que concerne a média e variância. Este facto, é tido como um indicador de possibilidade de não estacionariedade das mesmas, uma vez que, todas as séries apresentam tendência para cima, sugerindo que a média destas varia com o tempo. Pode-se notar ainda que as dispersões no gráfico 4 tendem a aumentar também a medida que o tempo varia. Portanto, de acordo com Gujarati (2006), as séries apresentam uma tendência crescente, embora, com algumas flutuações nos levam a especular a cerca da não estacionariedade das mesmas.

Tabela 2: Correlograma amostral do Log (PACM) em nível

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.966	0.966	70.951	0.000
. *****	** .	2	0.919	-0.204	136.13	0.000
. *****	. * .	3	0.881	0.140	196.86	0.000
. *****	. * .	4	0.838	-0.164	252.53	0.000
. *****	. * .	5	0.787	-0.063	302.42	0.000
. *****	. .	6	0.737	-0.020	346.84	0.000
. *****	. .	7	0.691	0.010	386.44	0.000
. *****	. * .	8	0.652	0.090	422.23	0.000

Os resultados da F.A.C e F.A.C.P, apresentado sugerem que provavelmente seja não estacionária em nível. Visto que em até 8 defasagens mostra um comportamento similar a um correlograma de um passeio aleatório, observa-se que o coeficiente de auto-correlação começa com um valor muito elevado na primeira defasagem (0.966) e vai decaindo muito lentamente até a defasagem 8 com um valor significativamente diferente de zero (0.652). Contrariamente, as auto-correlações parciais começam com um valor muito elevado na defasagem 1 (0.966) decaindo rapidamente na defasagem 2 para -0.204. Observa-se o mesmo padrão para as restantes séries em níveis (Log (PACB) e Log (PACN) patentes nos anexos). O que na leva a concluir que todas as séries são não estacionárias em nível, ou seja, estas podem não ser estacionárias na média, na variância ou em ambas e provavelmente integradas de ordem 1.

Tabela 3: Correlograma amostral da PACM em diferenças

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. *****	1	0.966	0.966	70.951	0.000
. * .	** .	2	0.919	-0.204	136.13	0.000
. .	. * .	3	0.881	0.140	196.86	0.000

. .	.* .	4	0.838	-0.164	252.53	0.000
. .	.* .	5	0.787	-0.063	302.42	0.000
.* .	. .	6	0.737	-0.020	346.84	0.000
** .	. .	7	0.691	0.010	386.44	0.000
** .	.* .	8	0.652	0.090	422.23	0.000

Nota-se que os coeficientes das auto-correlações decaem rapidamente, embora com alguns pontos (defasagens), sejam estatisticamente diferentes de zero (nas defasagens 7 e 8), contudo observa-se que a maior parte das defasagens se encontram em torno de zero, sugerindo deste modo a estacionariedade desta. Analogamente, conclui-se um padrão similar para as outras séries (ver em anexos).

4.2.1. Testes de Raiz Unitária

Importa ressaltar que a análise gráfica e da F.A.C e F.A.C.P. simplesmente sugerem uma ideia da existência da raiz unitária da série, sendo portanto necessário confirmar com base nos testes de raiz unitária. Dai que iremos aplicar os testes de ADF e KPSS de forma a identificar a ordem de integração das séries subjacentes e em seguida proceder-se a relação de equilíbrio no longo prazo.

Tabela 4: Teste de raiz unitária das séries

Série	KPSS	Sig 5%	ADF	Prob.
Log (PACM)	0.931821*	0.46300	-1.2595	0.6439
Log (PACB)	0.766438*	0.46300	- 2.157811	0.2234
Log (PACN)	0.666368*	0.46300	- 1.867167	0.3458
D(Log (PACM))	0.091862	0.46300	- 6.06694*	0.0000
D(Log (PACB))	0.058522	0.46300	- 6.50013*	0.0000
D(Log(PACN))	0.102157	0.46300	- 6.09709*	0.0000

Fonte: Adaptação do autor

Note: Valor Critico -2.89 a 5%, * rejeitar H₀ a 5%

Para verificar a estacionariedade das séries, o teste de ADF pressupõem a hipótese nula de existência de raiz unitária. Comparando com os valores críticos da tabela de Mackinnon dados na tabela acima, e com o número de *lags* a serem seleccionados a partir dos critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SIC)⁶. Postula-se a seguinte hipótese:

$H_0: \rho = 1$ (tem raiz unitária);

$H_1: \rho < 1$ (é estacionária).

Como era de se esperar, verifica-se que todas as séries em níveis apresentam uma raiz unitária, isto é, não se rejeita a hipótese nula de que estas sejam não estacionárias. Contudo ao diferenciarmos as mesmas, com base nos testes de ADF e KPSS é clara a estacionariedade das mesmas, uma vez que os valores críticos da tabela de Mackinnon são superiores que críticos a 5%. Porém, poderíamos também observar a partir das probabilidades, visto que em nível estas excessivamente superiores aos valores crítico. Contrariamente, em diferenças temos prob. Iguais a 0.000 valor inferior ao nível de significância de 5%.

Relativamente ao teste de raiz unitária KPSS, a hipótese nula testa a estacionariedade da série, rejeitando em este nível e não em diferenças, a um nível de significância de 5%.

Portanto, torna claro que todas as séries são I (1), confirmando deste modo o facto da maioria das séries temporais económicas (tais como activos de preços, taxas de juros, etc.) serem integradas de ordem um conforme Gujarati (2006).

⁶ Os critérios de informação, normalmente, apenas se diferenciam no que respeita ao termo que captura a penalização do processo, sendo os dois mais populares os seguintes:

$$\begin{aligned} \text{AIC } p &= \ln |\hat{\Omega}_p| + pN^2 \frac{2}{T} \\ \text{SBC } p &= \ln |\hat{\Omega}_p| + pN^2 \frac{\ln T}{T} \end{aligned}$$

AIC (p) denota o critério de informação Akaike (1974); SIC (p) denota o critério de informação Bayesiano proposto por Schwarz (1978). Onde Ω é a matriz de covariâncias, p é a ordem do processo (ou número de *lags*) e T o número de observações corrigido pelo número de desfasamentos. pN^2 representa o número total de parâmetros a estimar.

4.2.2. Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger, pressupõe que os termos dos resíduos sejam não correlacionados entre si. O teste de causalidade de Granger testa a combinando bi-variada, das variáveis que integram cada um dos modelos mencionados na metodologia. Sob hipótese nula de que, x_{it} não causa à Granger x_{jt} .

Quando os resíduos das regressões consideradas no modelo de causalidade de Granger apresentam-se auto-correlacionados entre si, pode retirar algum significado aos testes de significância individuais (testes t) e ao próprio teste global F (Manso, 2005).

Tabela 5: Modelo linear geral: PACM explicado pelo PACB e o PACN

Dependent Variable: LOGPACM				
Variable	Coefficien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
t				
C	0.144938	0.008963	16.17075	0.0000
LOGIPACB	0.222743	0.091774	2.427079	0.0178
LOGIPACN	0.537014	0.081446	6.593491	0.0000
R-squared	0.808670	Mean dependent var		0.128483
Adjusted R-squared	0.803204	S.D. dependent var		0.166523
S.E. of regression	0.073873	Akaike info criterion		-
				2.332719
Sum squared resid	0.382002	Schwarz criterion		-
				2.238591
Log likelihood	88.14424	F-statistic		147.9302
Durbin-Watson stat	0.374194	Prob(F-statistic)		0.000000

Para verificar como os resíduos encontram-se correlacionados entre si, é apresentado o modelo (tabela 6) cujos coeficientes significativos. Entretanto, pode-se observar que, os termos dos resíduos estão correlacionados positivamente, dado que o DW = 0.374194 e com o $R^2 = 80.86\%$ sugerindo que o modelo estimado seja uma regressão espúria. Os dados confirmam também a presença de multicolinearidade com alguma importância nos dados.

A tabela 6 apresenta os testes de causalidade de Granger, para determinar o sentido de causalidade. O modelo apresentado, incorpora 3 defasamentos das três variáveis endógenas⁷, de modo a remover qualquer tipo de auto-correlação remanescente nos resíduos. Este modelo serve de base à análise empírica para a verificação da relação de

⁷ O número de termos defasados a serem incluídos nos testes de causalidade é uma questão de grande importância prática. Pois, a direcção da causalidade pode depender fundamentalmente do número de lags incluídos. No caso de modelos de defasagens distribuídas, pode ser necessário recorrer aos critérios de informação de Akaike ou de Schwarz (Gujarati, 2006).

longo prazo e teste de exogeneidade entre as variáveis, a ser apresentada na próxima secção.

Tabela 6: Teste de causalidade de Granger

Pairwise Granger Causality Tests			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOGPACM does not Granger Cause LOGPACB	70	3.05925	0.03457*
LOGPACB does not Granger Cause LOGPACM		1.36004	0.26315
LOGPACN does not Granger Cause LOGPACB	70	1.12346	0.34638
LOGPACB does not Granger Cause LOGPACN		6.48505	0.00068**
LOGPACN does not Granger Cause LOGPACM	70	1.45669	0.23489
LOGPACM does not Granger Cause LOGPACN		6.06343	0.00108**

Nota: * Rejeitar H_0 a 5%. ** Rejeitar H_0 a 1%

A relação entre o PACM e o PACB indica a rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5% no sentido unidireccional, isto é, o PACM causa à Granger o PACB, e recíproco não é verdadeiro. Relativamente ao PACB e PACN observa-se que existe uma causalidade também no sentido unidireccional a um nível de significância de 5%. De igual modo se observa, na relação PACM e PACN a hipótese nula é rejeitada somente no sentido unidireccional do PACM causar à Granger o PACN. Curiosamente, observa-se que ainda que o mercado de Maputo seja potencial produtor, este apresenta-se como uma variável provavelmente exógeno em relação aos mercados de Beira e Nampula. Portanto, observa-se uma tendência de escadaria entre os mercados, de forma que o PACM causa a Granger PACB e PACN, e o PACB causa a Granger o PACN.

De acordo com Meneses (2007), tem interesse ressaltar que apesar da evidência do teste, os resultados da causalidade à Granger acabados de descrever devem ser interpretados com alguma precaução, dado que as relações de causalidade entre variáveis não estacionárias apenas podem ser estabelecida se as variáveis estiverem co-integradas. No entanto, em caso de Co-integração, estes testes fornecem uma indicação importante sobre o tipo de exogeneidade (forte ou fraca) que se estabelece entre as variáveis.

4.2.3. Teste de Co-integração e Modelo VEC

Depois de ter-se verificado que as séries eram integradas de mesma ordem, isto é $I(1)$, tem interesse em realizar o teste de cointegração de Johansen para verificar a relação de longo prazo entre as séries. A verificação dos termos determinísticos incluídos no modelo, foi feita considerando o terceiro caso proposto por Johansen (1988), sendo considerado uma constante irrestrita no modelo de cointegração dado que as séries são $I(1)$ e sem *drift*. Este modelo incorpora 2 desfasamentos das variáveis endógenas.

Os resultados dos testes de cointegração são apresentados na tabela 7. Os resultados obtidos indicam a existência de um único vector co-integrante no modelo, de acordo com as estatísticas de traço e de valor máximo. Para $r = 0$, a estatística do traço (35.61528) é rejeitada a hipótese nula de a nível de significância de 5% (29.68), de igual modo estatística do valor próprio máximo (26.79221) rejeita a hipótese nula 5% e 1%. Portanto, ambos os testes apontam para a existência de 1 único vector de cointegração dado que para $r=1$, ambos os testes não rejeitam a hipótese nula indicando desta forma a existência de 1 vector co-integrante.

Tabela 7: Teste de Co-integração de Johansen

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. Of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None *	0.318014	35.61528	29.68	35.65
At most 1	0.105217	8.823069	15.41	20.04
At most 2	0.014760	1.040921	3.76	6.65
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. Of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.318014	26.79221	20.97	25.52
At most 1	0.105217	7.782148	14.07	18.63
At most 2	0.014760	1.040921	3.76	6.65

Para a validação da hipótese de existência de um única relação de co-integração, procedeu-se a uma análise dos resíduos gerados pelo respectivo VAR (ver tabela 17 em anexos), o qual efectua o teste de Portmanteau. Foram usadas 8 desfasamentos da série dos resíduos,

todos os coeficientes até a última defasagem são estatisticamente significativos, portanto não se rejeita a hipótese nula de que os resíduos sejam não correlacionados entre si.

Tabela 8: Modelo vectorial de correcção do erro - VEC

Vector Error Correction Estimates			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(PACM(-1))	1.000000		
LOG(PACB(-1))	-0.814565		
	(0.17358)		
	[-4.69272]		
LOG(PACN(-1))	-0.239156		
	(0.14446)		
	[-1.65546]		
C	-0.326801		
Error Correction:	D(LOG(PACM))	D(LOG(PACB))	D(LOG(PACN))
))
CointEq1	-0.035039	0.516279	0.204073
Erro	(0.06320)	(0.11897)	(0.10172)
T-Stat	[-0.55438]	[4.33945]	[2.00613]
R-squared	0.203202	0.456253	0.381694
Akaike AIC	-2.074197	-0.809137	-1.122392

A tabela 8 apresenta os resultados do vector de co-integração β referem-se ao primeiro desfasamento de cada uma das variáveis (normalizada em função do PACB) e dos coeficientes dos resíduos da equação de curto prazo α expressos em relação à primeira diferença da variável correspondente. No que refere aos coeficientes β da relação de longo prazo, observa-se que o PACN é estatisticamente não significativo a 5%, relativamente a variável PACB a um nível de 5% aponta mostra-se ser significativo a 5%.

No que respeita aos coeficientes de ajustamento α , os coeficientes das relações endógenas de curto prazo não são apresentados mas, em quase todas as equações dos sistemas, resulta que os índices $\Delta(\text{PACB})$ e $\Delta(\text{PACN})$ aparecem significativos a níveis a 5%, indicando que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis. De acordo com Meneses (2007) estes resultados significam também que as variáveis em causa deverão ser endógenas, sendo que $\Delta(\text{PACM})$ uma variável exógena.

Em relação a auto-correlação dos resíduos, de igual modo, para a validação do modelo foi realizado um teste de especificação dos resíduos, o qual não rejeitou a hipótese dos resíduos serem não correlacionados (tabela 18 em anexos).

4.2.4. Teste de Exogeneidade

Uma vez determinado o vector de correcção de erro (modelo VEC) que relaciona as séries dos preços do açúcar nos três mercados, importa nesta secção proceder à análise confirmatória da exogeneidade das variáveis modeladas, através da determinação da sua exogeneidade fraca, recorrendo a testes de restrições dos parâmetros α .

Estes testes baseiam-se nas estatísticas de χ^2 com q graus de liberdade, onde a hipótese nula, no nosso caso, é $\alpha_{i1} = 0$. Os resultados obtidos encontram-se na Tabela que se segue.

Tabela 9: Testes de exogeneidade

Variável	Modelo		
	$\chi^2(1)$	p -value	Signif.
PACM	0.334937	0.562766	
PACB	17.05831	0.000036	**
PACN	3.424197	0.064247	

Notas: $H_0: \alpha_{i1} = 0$. ** Significância a 1%.

Os resultados dos testes de exogeneidade fraca, mostram que somente para o PACB ($p = 0.000036$), rejeita a hipótese nula. Sendo que os restantes índices PACM ($p = 0.562766$) e PACN ($p = 0.064247$) não rejeitam a hipótese a 5% respectivamente. Relativamente ao PACM, embora era de se esperar que esta fosse endógena este facto não se verificou, visto a não rejeição da hipótese nula confirma-se a sua exogeneidade. O PACB mostra-se claramente endógeno, em relação aos restantes, este resultado pode ser confirmado pelo resultado obtidos nos testes de causalidade à Granger. Pois, foi constatado que o PCB causa à Granger o PACN (a qual se mostrou exógena).

Constatou-se também no modelo de correcção de erro que o coeficiente de ajustamento de curto prazo na variável PACM que este era não significativo, e portanto provavelmente exógena, sendo agora confirmado pelo teste exogeneidade. Conclui-se desta forma que o PACN e PACM são exógenos no sentido forte do termo, e que o PACB é endógeno, que o mercado “Beirense” apresenta-se como potencial líder condutor para a variação dos preços do açúcar no mercado nacional.

4.2.5. Lei de Preço Único – Perfeita Integração dos Mercados

Para a verificação da LPU, são apresentados os resultados do teste, com a hipótese nula de que $\beta_{1j} = 1$ e $\beta_{1k} = -1$ ($j \neq k$), uma vez que o sistema não incorpora taxas de câmbio, pois os preços de açúcar estão expressos em mesma moeda. Este teste tal como descrito na metodologia, também se baseia no teste χ^2 com q graus de liberdade.

Os testes de proporcionalidade apresentados nesta secção apenas fazem sentido quando pelo menos uma das variáveis incluídas no teste é endógena. Daí o sentido na apresentação das variáveis na tabela 10.

A hipótese nula é apenas não rejeitada nas relações entre o PACB e o PACM ($p = 0.453212$), e portanto há evidência de validade da lei do preço único. Por um lado, nas restantes combinações analisadas não mostram evidências de validade da Lei de Preço único entre os mercados subjacentes, dado que a hipótese nula é rejeitada. Deste modo, constata-se que o mercado de Maputo e Beira são mercados perfeitamente integrados e que obedecem a LPU, relativamente aos restantes mercados ainda não se pode afirmar evidências da LPU, e que portanto são mercados perfeitamente integrados. Importa realçar que entre os mercados de Nampula e Maputo, uma vez que entre estes nenhuma é endógeno este resultado não surpreende, pois de acordo com Meneses (2007) a proporcionalidade entre os preços de açúcar fazem sentido quando uma das variáveis é endógena.

Tabela 10: Testes de proporcionalidade

Variável 1 (β_{1j})	Variável 2 (β_{1k})	$\chi^2(q)$	p -value
PACB	PACM	0.562607	0.453212
PACN	PACM	12.89237	0.000330**
PACB	PACN	18.07697	0.000021**

Notas: $H_0: \beta_{1j} = 1, \beta_{1k} = -1$ ($j \neq k$). 2 lags. ** Significância a 1%.

4.3. Discussão dos Resultados

O presente trabalho, procurou analisar o comportamento dos três principais mercados do açúcar (Maputo, Beira e Nampula), os quais são classificados no contexto de mercados competitivos como mercados de concorrência perfeita. Para analisar o comportamento conjunto das séries realizaram-se testes de causalidade de Granger e de co-integração de Johansen. Foram utilizados séries dos preços dos respectivos mercados, em seguida realizados testes de raiz unitária tais como ADF e KPSS para verificar grau de integração das séries, onde foi constatado que todas as séries eram de I (1). Posteriormente foi aplicado o teste de causalidade de Granger, o qual aponta que o mercado da Maputo é o que causa à Granger os mercados de Beira e Nampula unilateralmente, verifica-se também que o mercado de Beira causa à Granger o mercado de Nampula. Este resultado era de se esperar dado que o mercado de Maputo actua como principal mercado nacional e com maior poder de compra em relação aos outros.

Ainda de acordo com a metodologia referida no presente trabalho, foi em seguida realizado o teste de Johansen, no qual foi verificado a existência de um único vector de co-integração, o qual representa a relação de longo prazo entre os mercados.

Foram também realizados testes de especificação dos parâmetros nos vectores de co-integração, os quais sugerem que o PACB é o único índice que aparece claramente endógeno e que os restantes mercados são exógenos. Relativamente ao mercado de Maputo embora cause à Granger os mercados de Beira e Nampula segundo Gujarati (2006) esta afirmação não é necessária e nem suficiente para estabelecer a exogeneidade, o que confirma com o teste de exogeneidade.

De igual modo, no presente trabalho foi discutida a questão da uniformidade ou proporcionalidade dos preços. Os resultados do teste de proporcionalidade sugerem à não verificação da Lei de Único entre o PACB e PACN, PACM e PACN, este facto, embora, contradiz a afirmação de Ferreira (1997), pois segundo este autor a questão de integração económica está bastante ligado à distância geográfica entre os mercados. Entretanto, pode-se afirmar a validade da LPU entre os mercados de Maputo e Beira, definindo deste modo mercados perfeitamente integrados.

5. Conclusões e Recomendações

No presente capítulo faz-se a apresentação das principais conclusões do estudo, considerando as análises empíricas e posteriormente recomendações para estudos futuros.

5.1. Conclusões

Tendo sido feitas as análises dos resultados no presente trabalho de acordo com os objectivos concernentes, foram tratados aspectos relacionados com a questão da integração dos principais mercados do país considerados como mercados de concorrência perfeita, devido às suas características relativamente aos confrontos das forças da procura e da oferta. Nesse sentido, os resultados deste estudo permitiram fazer uma análise chegando-se às seguintes conclusões:

- Foi verificado que o mercado de Maputo causa à Granger os mercados da Beira e Nampula unilateralmente. De igual modo verificou-se também que o mercado da Beira causa à Granger o mercado de Nampula;
- Verificou-se a existência de um único vector de longo prazo entre os três mercados;
- Verificou-se que o PACB era fortemente endógeno em relação ao PACM e PACN, os quais são exógenos. Portanto, o PACB exerce uma influência fundamental sobre todas as variáveis, e é o potencial líder condutor na variação dos preços dos mercados de Maputo e Nampula;
- A verificação da Lei de Um Preço, apontou que somente entre o PACB e PACM é válida a LPU, formando mercados perfeitamente integrados. Em relação aos restantes combinações ainda se pode afirmar a validade da LPU.

5.2. Recomendações e Estudos Futuros

Para estudos futuros recomenda-se:

- Um maior entendimento do processo de produção do açúcar no mercado moçambicano. A aplicação de outras abordagens metodológicas diferenciadas com as apresentadas no presente estudo, efectuar a estimação das elasticidades de transmissão de preços a curto e longo prazo.

- A inclusão de outras cidades que não sejam produtoras de açúcar de modo a estudar o efeito destas sobre as grandes cidades, como exemplo pode-se englobar Nacala-Porto, Pemba e outras em franco crescimento. Outro aspecto a considerar é a influência dos preços do mercado externo também é um factor importante que pode ser analisado em estudos posteriores
- Que Trabalhos posteriores, que sejam mais abrangentes (com maior numero de mercados) para estudar a integração dos mercados nacionais, facto este que não foi possível no presente trabalho, dado as dificuldades de obtenção de dados organizados para o estudo. Recomenda-se de igual modo que sejam utilizados os testes de ajustamento TAR e M-TAR para verificar as assimetrias nas variáveis, pois estes testes confirmam as movimentações de simetrias nas variáveis estudadas.

Referências Bibliográficas

- Alves, L. R. (2002). *Transminssao de preços entre os produtos do sector sucroalcoeirodo Estado do Sao Paulo*. Sao Paulo: Dissertação de mestrado em economia aplicada: Universidade de Sao Paulo.
- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., & Krylova, E. M. (2004). Measuring Financial Integration in the Euro Area. *ECB Occasional Paper series* , 14.
- Barbosa Marisa Z., M. M. (2002). Análise da elasticidade de transmissão de preços. *nova Economia_Belo Horizonte* , 79-108.
- Caiado, j. (1997). *taxas de juro e a inflação em portugal, tese de mestrado*. lisboa: iseg/utl.
- Cassel, j. (2000). *cointegração e causalidade entre as taxas de juro e a inflação em portugal*. lisboa: iseg/utl.
- Chiodi, L. (2006). *integração espacial no mercado brasileiro de milho*. Piracicaba: Universidade de sao paulo.
- Engle, R., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica, Chicago* , 257-276.
- Fernando Tadeu Pongelupe Nogueira, D. R. (2005, maio-agosto 15 (2)). Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. *nova Economia_Belo Horizonte* , pp. 91-112.
- Ferreira, G. I. (1997). *A teoria integração económica interancional e o modelo de integração d espaço económico europeu*. Porto: Legis Editora.
- Gaberone. (2003). *Plano Estratégico Indicativo de Desenvolvimento Regional*. SADC .
- Goodwing, B. K., & Schroeder, T. C. (1991). Cointegration tests and spacial prices linkages in regional cattle markets. *American Jornal of Agricultural economics* , 452-464.
- Gregory, M. N. (2001). *Introdução à economia*. Rio de Janeiro : 2 edição.
- Guedes, F. C. (1993). *Economia Internacioal: actualização e complementação analítica 2 edição*. São Paulo: Planeta editora.

- Gujarati, D. (2006). *Econometria Básica 4 edição*. Rio de Janeiro: Editora Campos.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control, London* , 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood estimation and inference on cointegration. *Oxford Bulletin of economics and Statistics* , 169-210.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analyses of the PPP and the UIP for UK. *journal of econometrics, Amsterdam* , 211-244.
- Juselius, D. F. (2000, novembro 12). Explaining Cointegration Analysis. *Part II* , p. 33.
- Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2001). *Economia Internacional: Teoria e Política 5 edição*. São Paulo: Markon Books.
- Manso, J. R. (2005). Relações de Causalidade Entre Consumo de Energia, Evolução da Produtividade e Crescimento do Produto. *Departamento de Gestão e Economia* , 0-22.
- Margarido A. Mario. (2004, Janeiro). Teste de co-integração de Johaneses . p. 101.
- Marques, L. P. (2003). *Teste de Cointegração para Paridade de Poder de Compra para Brasil- Evidências do Efeito Balassa-Samuelson*. São Paulo: FEA/USP.
- Morettin, P. A. (2004). *Econometria Financiera*. São Paulo: Universidade de São Paulo.
- Morettin, P. A., & Tolo, C. M. (2004). *Análise de séries temporais*. São Paulo: Edgard Blucher.
- Rossetti, J. (2006). *introdução à economia*. São Paulo: Editora Atlas.
- Salvatore, D. (1997). *Microeconomia 3 edição*. São Paulo: Makron Books I.
- Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D. (1998). *Economia*. São Paulo.
- Varian, H. R. (2003). *Microeconomia Principios basicos*. Sao Paulo: 6 edicao americana editora campus.

ANEXOS

Tabela 1: Correlograma Amostral da PACB em nível

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.883	0.883	59.297	0.000
. *****	**** .	2	0.674	-0.479	94.351	0.000
. ****	. **	3	0.501	0.254	113.95	0.000
. ***	. .	4	0.391	-0.008	126.07	0.000
. ***	. *	5	0.346	0.151	135.69	0.000
. **	. *	6	0.318	-0.119	143.95	0.000
. **	. .	7	0.282	0.057	150.56	0.000
. **	. *	8	0.265	0.136	156.48	0.000

Tabela 2: Correlograma Amostral da PACN em nível

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.919	0.919	64.214	0.000
. *****	*** .	2	0.794	-0.323	112.87	0.000
. *****	. .	3	0.668	-0.008	147.75	0.000
. ****	. .	4	0.556	0.016	172.32	0.000
. ****	. *	5	0.477	0.108	190.68	0.000
. ***	. .	6	0.421	0.004	205.17	0.000
. ***	. .	7	0.379	0.011	217.08	0.000
. ***	. **	8	0.372	0.201	228.72	0.000

Tabela 3: Correlograma amostral da PACB em diferença

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. ***	. ***	1	0.415	0.415	12.904	0.000
. *	*** .	2	-0.150	-0.388	14.605	0.001
** .	. *	3	-0.290	-0.061	21.111	0.000
** .	** .	4	-0.292	-0.227	27.776	0.000
. *	. *	5	-0.063	0.108	28.089	0.000
. .	. *	6	0.033	-0.175	28.179	0.000
. *	. *	7	-0.084	-0.153	28.752	0.000
** .	** .	8	-0.243	-0.302	33.670	0.000

Tabela 4: Correlograma amostral da PACN em diferenças

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. **	1	0.287	0.287	6.1744	0.013
. .	. *	2	0.013	-0.076	6.1868	0.045
. *	. *	3	-0.096	-0.085	6.8943	0.075
** .	. *	4	-0.212	-0.175	10.428	0.034
. *	. .	5	-0.124	-0.021	11.657	0.040
. *	. *	6	-0.088	-0.069	12.279	0.056
** .	** .	7	-0.223	-0.242	16.339	0.022
** .	** .	8	-0.249	-0.215	21.509	0.006

Tabela 5: Teste ADF Log (PACM) em nível

Null Hypothesis: LOGPACM has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.259564	0.6439
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 6: Teste KPSS Log (PACM) em nível

Null Hypothesis: LOGPACM is stationary		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.931821
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 7: Teste ADF Log (PACM) em nível

Null Hypothesis: D(LOGPACM) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.066945	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 8: Teste KPSS Log (PACM) em primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOGPACM) is stationary		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.091862
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 9: Teste ADF Log (PACB) em nível

Null Hypothesis: LOGPACB has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.157811	0.2234
Test critical values:		
1% level	-3.527045	
5% level	-2.903566	
10% level	-2.589227	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 10: Teste KPSS Log (PACB) em nível

Null Hypothesis: LOGPACB is stationary		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.766438
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 11: Teste ADF de Log (PACB) em primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOGPACB) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.500132	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.527045	
5% level	-2.903566	
10% level	-2.589227	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 12: Teste KPSS de Log (PACB) em primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOGPACB) is stationary		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.058522
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 13: Teste de ADF de Log (PACN) em nível

Null Hypothesis: LOGPACN has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.867167	0.3458
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 14: Teste de KPSS de Log (PACN) em nível

Null Hypothesis: LOGPACN is stationary		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.666368
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 15: Teste de ADF de Log (PACN) em primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOGPACN) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.097092	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.525618	
5% level	-2.902953	
10% level	-2.588902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 16: Teste de KPSS de Log (PACN) em primeiras diferenças

Null Hypothesis: D(LOGPACN) is stationary		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.102157
Asymptotic critical values*:		
1% level		0.739000
5% level		0.463000
10% level		0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Tabela 17: Teste dos Resíduos do VAR

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
H0: no residual autocorrelations up to lag h					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Df
1	2.751712	NA*	2.791022	NA*	NA*
2	10.19124	NA*	10.44619	NA*	NA*
3	15.31902	0.0825	15.80020	0.0712	9
4	23.71105	0.1647	24.69325	0.1336	18
5	31.52985	0.2499	33.10438	0.1936	27
6	44.69319	0.1517	47.48279	0.0954	36
7	46.58201	0.4071	49.57820	0.2957	45
8	54.00404	0.4742	57.94271	0.3320	54

Tabela 18: Teste dos Resíduos do VEC

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
H0: no residual autocorrelations up to lag h					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	Df
1	0.669631	NA*	0.679336	NA*	NA*
2	3.259728	NA*	3.345612	NA*	NA*
3	9.685706	0.3765	10.05932	0.3457	9
4	18.56363	0.4191	19.47531	0.3631	18
5	27.76025	0.4234	29.37935	0.3427	27
6	35.27844	0.5027	37.60237	0.3957	36
7	37.47740	0.7795	40.04566	0.6814	45
8	41.92070	0.8843	45.06229	0.8016	54

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution