

**UNIVERSIDADE DA AMAZÔNIA**

**JOSÉ ALBERTO FERREIRA SEABRA**

**PREÇOS DE CACAU NO MERCADO FUTURO DE NOVA YORK,  
PARÁ E BAHIA: ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE.**

BELÉM-Pa  
2006

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**UNIVERSIDADE DA AMAZÔNIA**

**JOSÉ ALBERTO FERREIRA SEABRA**

**PREÇOS DE CACAU NO MERCADO FUTURO DE NOVA YORK,  
PARÁ E BAHIA: ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE.**

Dissertação apresentada ao Programa de  
Mestrado em Economia da Universidade da  
Amazônia como requisito para obtenção de  
Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Mário Miguel Amin Garcia Herreros

BELÉM-Pa  
2006

**UNIVERSIDADE DA AMAZÔNIA**

**JOSÉ ALBERTO FERREIRA SEABRA**

**PREÇOS DE CACAU NO MERCADO FUTURO DE NOVA YORK,  
PARÁ E BAHIA: ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE.**

Dissertação apresentada ao Programa de  
Mestrado em Economia da Universidade da  
Amazônia como requisito para obtenção de  
Mestre em Economia.

**BANCA EXAMINADORA**

Prof. Dr. Mário Miguel Amin Garcia Herreros  
Orientador, UNAMA

Prof. Dr. Antônio Cordeiro de Santana  
UFRA/UNAMA

Profa. Dr. Ana Paula Bastos  
UFPA

BELÉM-Pa  
2006

Dedico este trabalho ao meu mestre maior,  
Deus, e aos meus três tesouros, Miguel  
Macedo Seabra (pai), Naiza Ferreira Seabra  
(mãe) e Quéren Meireles Seabra (filha).

## **AGRADECIMENTOS**

Primeiramente meu agradecimento a Deus, por me conceder a oportunidade de realizar este trabalho e pela sua companhia incondicional. Meu muito obrigado.

Aos meus pais, grandes mestres da vida, que me ensinaram o “caminhar” e me deram a melhor educação que podiam oferecer, baseada no amor na dignidade, na honestidade, na simplicidade, e na qual procurei me espelhar. Aos meus irmãos, pelo companheirismo e força que me concederam ao longo desta caminhada. Aos meus colegas de mestrado pelo companheirismo.

Ao professor Mário Miguel Amin, pela orientação e dedicação segura e cuidadosa na transmissão do conhecimento e acima de tudo pelo amigo e companheiro que ganhei.

Aos meus colegas de trabalho, Águida, Nazaré, Lilia, Sônia e Lilian pelo apoio, incentivo e compreensão e por sempre acreditarem na minha capacidade.

À PLA, por me incentivar e acreditar no meu potencial, além da constante presença e ajuda ao longo desta caminhada.

A todos os amigos que contribuíram para a concretização deste “sonho”.

## LISTA DE TABELAS

1 Estatística descritiva dos preços de cacau (US\$/t) nos mercados selecionados, no período de 1994 – 2004.	59
2 Matriz de correlação dos preços de cacau (US\$/t) nos mercados selecionados, no período de 1984 a 2004.	62
3 Teste de co-integração de Johansen para os preços de cacau	68
4 Teste de causalidade de Granger para os preços de cacau dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Futuros de Nova Iorque, 1984 a 2004.	74
5 Teste de causalidade de Granger para os preços de cacau dos Estados do Pará e Bahia, 1984 a 2004.	76

## LISTA DE QUADROS

- 1 Resultados dos testes de raiz unitária (ADF) e (PP), em nível e primeira diferença para os municípios selecionados no período de 1984 a 2004. 66
- 2 Resultados do vetor de correção do erro para as séries de preços de cacau dos municípios dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Futuros de Nova Iorque, 1984 a 2004. 71



## **LISTA DE FIGURAS**

1 Canais de comercialização e fluxo de informações na formação do preço de cacau.	23
2 Preços mensais de cacau nos mercados do Estado do Pará, Bahia e Nova Iorque.	56
3 Correlograma dos preços médios de cacau do município de Alenquer, 1984 a 2004.	65

## LISTA DE SIGLAS

AIC	Akaike Information Criterion
ADF	Dickey-Fuller Aumentado
BNY	Bolsa de Nova York
BM&F	Bolsa de Mercadoria & Futuros
CEPLAC	Comissão Executiva do Plano da Lavoura Cacaueira
DF	Dickey-Fuller
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPA	Índice de Preço Atacado (USA)
IPC	Índice de Preço Consumidor (USA)
LPU	Lei do Preço Único
PP	Phillips-Perron
SIC	Schwarz Information Criterion
USA	United States of America

## RESUMO

Esta pesquisa procurou analisar o sentido de precedência (causalidade) entre os preços dos produtores de cacau do Estado do Pará, Bahia e dos preços internacionais da Bolsa de Nova Iorque, por meio do teste de causalidade de Granger. Os municípios definidos para o estudo foram Altamira, Alenquer, Cametá, Castanhal, Itaituba, Rurópolis, Santa Isabel e Tomé-Açu, no Pará, Ilhéus, na Bahia, e o mercado internacional, representado pela Bolsa de Nova Iorque. Realizaram-se testes de co-integração com objetivo de captar relações de longo prazo, o que foi confirmado pelo teste de Johansen. Para evitar relações espúrias, realizaram-se os testes ADF, PP, com objetivo de detectar a presença de raiz unitária, o que foi confirmado. Portanto, procedeu-se às diferenças para tornar as séries estacionárias. Os resultados obtidos mostram que existe precedência (causalidade) entre os preços dos municípios analisados e a Bolsa de Nova Iorque, com predominância de relações unidirecionais da Bolsa de Nova Iorque para os municípios do Estado do Pará e da Bahia. A causalidade, em nível regional, foi estimada, visando verificar a predominância no fluxo de informações. Os resultados indicam uma causalidade unidirecional a partir do município de Ilhéus para sete municípios produtores de cacau e uma causalidade bidirecional com o município de Tomé-Açu. A Bolsa de Nova Iorque aparece como centro de convergência das informações e importante formadora de preço, indicando, portanto, uma relação predominante unidirecional, sendo que os preços rumam da Bolsa de Nova Iorque para as demais regiões.

**Palavras-chave:** Preço cacau, co-integração, causalidade, Pará, Bahia, Bolsa de Nova Iorque.

## ABSTRACT

This study analyzes the precedence (causality) between the prices of the cocoa producers in the State of Pará and the State of Bahia and the international cocoa as quoted in the New York Exchange Market (CSCE), through the Granger causality test. The selected counties, for the study, in the State of Pará were Altamira, Alenquer, Cametá, Castanhal, Itaituba, Rurópolis, Santa Izabel, Tomé-Açu and Ilhéus, in the State of Bahia. The international market represented by the New York Exchange Market (CSCE). Co-integration tests were used with the objective of identifying the long run relationships that was confirmed by the Johansen test. To avoid some spurious relations, the ADF and PP tests were applied with the objective of detecting unit roots that were also confirmed. After that, first differences were estimated to turn the series stationary. The results showed that exist causality (precedence) between the counties analyzed and the New York Exchange Market (CSCE), with certain predominance for unidirectional relations: from New York to the selected counties. The causality at the regional level was estimated trying to identify the flow of information between the markets. The result indicated that exist a unidirectional flow of information from Ilhéus to seven counties and a bi-directional flow with the county of Tomé-Açu. The New York Exchange Market (CSCE) appears as an important convergence center of information and price formation; there is predominant unidirectional relation flow o information from the New York Exchange Market to all producing markets.

**Key words:** Cocoa price, co-integration, causality, Pará, Bahia, New York Exchange Market,

## SUMÁRIO

**LISTA DE TABELAS**

**LISTA DE QUADROS**

**LISTA DE FIGURAS**

**LISTA DE SIGLAS**

**RESUMO**

**ABSTRACT**

**SUMARIO**

<b>1 INTRODUÇÃO</b>	<b>13</b>
1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA	15
1.2 OBJETIVO GERAL	19
<b>1.2.1 Objetivos específicos</b>	<b>20</b>
1.3 HIPOTESE	20
<b>2 MARCO TEÓRICO</b>	<b>21</b>
2.1 FORMAÇÃO DOS PREÇOS INTERNACIONAL DE CACAU	21
2.2 INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS	26
2.3 CAUSALIDADE NA FORMAÇÃO DOS PREÇOS	27
2.4 REVISÃO DE LITERATURA	28
<b>3 METODOLOGIA</b>	<b>33</b>
3.1 ÁREA DE ESTUDO	33
3.2 FONTE DOS DADOS	34
3.3 INSTRUMENTAL ANALÍTICO	34
<b>3.3.1 Procedimento para as Séries Temporais</b>	<b>34</b>
<b>3.3.2 Teste de Raiz Unitária</b>	<b>35</b>
3.3.2.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	36
3.3.2.2 Teste de Phillips-Perron	40
3.4 DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS E DOS TERMOS DETERMINÍSTICOS	42
3.5 CO-INTEGRAÇÃO	42
<b>3.5.1 Teste de Co-integração de Engle &amp; Granger</b>	<b>45</b>
<b>3.5.2 Teste de Co-integração de Johansen</b>	<b>46</b>

<b>3.5.3 Estimação do Vetor de Correção de Erros (VEC)</b>	<b>49</b>
<b>3.5.4 Causalidade de Granger</b>	<b>50</b>
3.6 MODELO ANALÍTICO	52
<b>4 ANALISE DOS RESULTADOS</b>	<b>55</b>
4.1 ANÁLISE GRÁFICA	55
4.2 ANALISE ESTATISTICA	57
4.3 ANALISE DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO	60
4.4 CORRELOGRAMA	63
4.5 TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO	65
4.6 INTEGRAÇÃO E VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO NO CURTO PRAZO	69
4.7 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	72
<b>4.7.1 Teste de Causalidade de Granger em Nível Internacional</b>	<b>73</b>
<b>4.7.2 Teste de Causalidade de Granger em Nível Nacional</b>	<b>75</b>
<b>5 CONCLUSÃO</b>	<b>78</b>
<b>REFERÊNCIAS</b>	

## **1 INTRODUÇÃO**

O processo de abertura econômica por que o Brasil vem passando desde 1990 tem aumentado a exposição à competitividade internacional, provocando sérias alterações em diversos setores. O setor agrícola, como os demais setores da economia brasileira, vem sofrendo mudanças, estando cada vez mais sob a influência dos chamados mercados globais. A consequência desse processo deve ser uma maior relação entre os mercados regionais e destes com os principais mercados internacionais.

O setor agrícola é um dos que apresenta maior grau de resposta diante de choques de oferta e de demanda em razão de suas próprias especificidades. No caso relacionado com a oferta, fatores de ordem climática, tais como: geadas, excesso de chuvas, incidência de pragas, etc., podem contribuir para alteração na quantidade disponível de produtos agrícolas e, conseqüentemente, ter reflexos sobre o nível de preços da economia, o que, por sua vez, pode afetar os produtores. Quanto à demanda, os preços do setor agrícola também são influenciados pelas mudanças dos rumos da política econômica, tais como: alterações nas alíquotas de importações, taxa de câmbio, políticas monetárias e também mudanças na carga tributária.

Em termos regionais, a atividade agrícola, além da absorção de muitos empregos, exerce um relevante papel como fonte de arrecadação de impostos e se destaca como uma importante parcela na participação no agribusiness mundial.

Segundo Alves (1996), a falta de políticas agrícolas apropriadas, a inexistência de maiores incentivos à produção agrícola, a ineficiência do sistema de comercialização no sentido de maior

participação do produtor no preço final da sua mercadoria, entre outros fatores, podem contribuir para uma renda instável e incerta, em nível de produtor rural.

Um dos produtos mais tradicionais da agricultura brasileira é o cacau, que, ao longo das décadas de 60, 70 e 80 do século passado, impulsionado pelo PROCACAU, contribuiu para a obtenção de divisas internacionais. Por outro lado, a cacauicultura é uma atividade peculiar que absorve e utiliza mão-de-obra intensiva, e que, portanto, emprega e fixa o homem no campo, dadas as suas características produtivas. Todavia, nas últimas duas décadas, o país deixou de ser um dos principais exportadores de cacau para passar a ser importador de cerca de 150 mil toneladas/ano.

O preço do cacau, como todas as *commodities*, é definido na Bolsa de Coffee, Sugar, Cocoa Exchange (CSCE) de Nova Iorque e na Bolsa LIFFE de Londres. Tal preço é formado pela oferta e demanda do produto, com a influência dos agentes que negociam na Bolsa, como os hedgers, os especuladores, os fundos de pensão e os fundos de investimento.

Amin (1994), estudando os obstáculos à competitividade da cacauicultura da Amazônia no mercado internacional, confirma a grande quantidade de agentes que influenciam o preço final pago ao produtor, gerando, assim, uma perda anual significativa na receita do produtor devido ao elevado número de agentes que atuam no processo de comercialização do cacau.

Julgou-se necessário, portanto, conhecer o sentido ou o fluxo da informação na determinação dos preços entre os principais municípios envolvidos na produção de cacau nos Estados do Pará e Bahia e na Bolsa de Nova Iorque, o que permite identificar a causalidade (precedência) dos preços. A partir da análise de causalidade pode-se inferir sobre a relação de causa e efeito, ou seja, sobre a precedência temporal entre as variáveis, detectando, estatisticamente, a direção de causalidade, quando houver, temporariamente, uma relação entre as duas variáveis.



## 1.1 PROBLEMA E JUSTIFICATIVA

O processo de abertura da economia para o resto mundo e a liberalização do comércio fizeram com que a economia brasileira tivesse uma crescente participação nos fluxos do comércio internacional de alguns produtos agrícolas. Essa maior interação com o exterior parece contribuir para que instabilidades nos preços dos produtos no mercado internacional sejam também transmitidas para o mercado interno.

Essa variação é função direta de choques sobre esses mercados. Tais choques são bastante complexos, pois podem afetar os preços tanto da oferta por meio de efeitos climáticos (geada, excesso ou escassez de chuvas, pragas etc...) quanto da demanda mediante modificações nos instrumentos de política econômica, os quais são capazes de mudar o nível de renda, hábitos de consumo dentre outros. Além disso, observa-se que a formação dos preços internacionais das *commodities*, nos mercados futuros, decorre, além da contribuição dada pelas tradicionais forças do mercado, de três atividades conjuntas, que não são objeto de nosso estudo, mas que são de fundamental importância na formação de preços das *commodities*, são elas: a administração do risco pelos hedgers (produtores, *traders*, processadores, distribuidores, indústrias etc); a especulativa, agentes altamente especializados (pessoas físicas, corretoras, empresas e outros); a arbitragem, que aproveita a diferença entre os mercados futuros (AMIN, 2001).

Como a maior parte dos produtos agrícolas é fonte de receita para muitos produtores do terceiro mundo, as desigualdades incorporadas pela atividade especulativa, entre o preço final nos mercados futuros e o correspondente preço recebido pelos produtores, devem refletir significativos prejuízos no nível de renda para milhares de produtores de cacau (AMIN, 1993).

Vale ressaltar que a lógica da teoria econômica que explica a formação de preço como sendo o confronto da oferta e demanda é aceita em parte no mercado futuro, pois outras variáveis influenciam a determinação de preço das *commodities*. Amin (1993) verificou que o volume de contratos trocados anualmente pode chegar a representar até quatro vezes a produção mundial de cacau. Caso os mercados de Nova Iorque e Londres sejam combinados, o total aumenta para quase dez vezes a produção mundial.

Por isso, as informações quanto ao sentido de causa e efeito sobre os preços são de grande importância para as tomadas de decisões tanto dos agentes de mercado como da iniciativa privada, pois proporcionarão melhores condições e maiores conhecimentos para atuarem nesse mercado, assim como na definição de políticas públicas do governo.

O conhecimento dos movimentos dos preços e de suas causas se torna importante, pois possibilitará fazerem-se previsões mais seguras e propicia ao produtor, ao agente comercializador e ao governo tomada de decisões de maneira racional. Para o produtor, o conhecimento do comportamento dos preços permite-lhe selecionar racionalmente seus empreendimentos, dimensionar suas vendas e melhor planejar o volume de seus estoques. Aos agentes de comercialização, ou seja, atacadistas e varejistas, propicia a possibilidade de planejamento, para que possam, de maneira racional, decidir acerca do volume de transações a serem efetuadas, fundamentados nos conhecimentos que eles têm dos preços.

Já para o setor governamental é imprescindível conhecer como ocorre o processo de movimento dos preços dos produtos agrícolas e como eles se relacionam com os demais níveis de mercado, para que possa melhor alicerçar as suas políticas agrícolas. Vale ressaltar que, se o produtor se sentir estimulado a produzir, ou seja, se o preço recebido pelo seu produto for compensador, o Estado também se beneficia, pois haverá aumento na arrecadação tributária por

conta do aumento do valor da produção de cacau, o que gera benefício para toda a economia do Estado.

A região amazônica registrou, segundo os dados do IBGE para o ano de 2002, uma produção de 53 mil toneladas de cacau seco e uma área plantada de 83 mil hectares de cacauzeiros, sendo que os Estados do Pará e Rondônia possuem, juntos, mais de 90% do total plantado, o que corresponde aproximadamente a 30% da produção nacional, ocupando, respectivamente, a posição de segundo e terceiro lugar na produção nacional de cacau (AMIN, 2001).

O sistema de produção e comercialização de cacau na Amazônia é extremamente complexo, em decorrência do grande número de produtores dispersos por toda a região e também pelas grandes distâncias entre as áreas produtoras e os centros de escoamento. Soma-se a esta situação a incapacidade estrutural e financeira dos produtores em comercializar a mercadoria por conta própria, permitindo e facilitando, portanto, a excessiva participação dos agentes intermediários ao longo da cadeia produtiva do cacau (AMIN, 2001).

Atuam no processo de comercialização de cacau vários grupos importantes de instituições: exportadores, indústrias e agentes comerciantes. O primeiro compra a matéria-prima do produtor e/ou de outros comerciantes que mantêm firmas estabelecidas nas sedes dos municípios produtores de cacau. Este fato revela que a comercialização de cacau é controlada integralmente pela iniciativa privada, com uma excessiva intermediação entre produtores, compradores e consumidores finais no mercado externo, colocando o produto em uma verdadeira ciranda de preços que, geralmente, são desconhecidos pelos produtores.

Daí entende-se que os produtores de cacau poderão não ter estímulo para melhorar as técnicas e nem ampliar as áreas plantadas, pois os preços recebidos pelo seu produto poderão não compensar os custos incorridos nas operações produtivas, em virtude da grande quantidade de

agentes, principalmente nos municípios do Estado do Pará. Na sua maioria, os produtores não têm conhecimentos dos preços vigentes nas regiões produtoras. Este fato indica que o grande beneficiário neste processo poderá ser o intermediário, o exportador ou representante de firmas internacionais instalados nessas regiões produtoras, como mostra Amin (1984). Em última análise, são os industriais, exportadores ou seus representantes que “ditam” os preços no mercado do cacau.

No Pará, destacam-se como produtores de cacau os municípios de Altamira, Alenquer, Cametá, Castanhal, Itaituba, Rurópolis, Santa Isabel e Tomé-Açu, que serão objeto de estudo. Os produtores de cacau do Estado do Pará poderão estar em desvantagens, recebendo um percentual bastante pequeno do preço final do produto devido à grande quantidade de agentes envolvidos na comercialização do cacau.

Tal situação pode atingir níveis críticos devido aos produtores não terem informação atualizada sobre nível dos preços nacionais e internacionais, ficando à mercê dos agentes compradores, situação que reduz drasticamente a sua renda familiar.

O Estado do Pará vem ganhando espaço na produção nacional de cacau. Entretanto, a estrutura atomizada dos ofertantes e a localização distante dos grandes centros consumidores poderão criar um processo de comercialização pouco competitivo para o produto, sendo pertinente o conhecimento mais atualizado a respeito do processo de formação dos preços de cacau.

No Estado da Bahia, por ser historicamente um pólo importante de produção de cacau no âmbito internacional, o impacto relacionado com a formação de preços, em nível do produtor, deve acontecer em menor grau. O fato de a Bahia estar na vanguarda da produção de cacau, mais organizado comercialmente e recebendo de forma mais rápida as informações sobre as cotações no principal centro formador dos preços internacionais de cacau, a Bolsa de Nova Iorque,

contribui para que os produtores de cacau desse Estado consigam melhores preços do que os do Pará.

A incorporação do Estado da Bahia no estudo se justifica por ser o principal produtor do país, além de ter sido o segundo Estado exportador mundial de cacau durante a década de 80 e início da década de 90. Mais organizado em sua estrutura produtiva, na comercialização e na exportação deve possuir maior grau de interligação entre os produtores e a Bolsa de Nova Iorque. As informações fluem mais rapidamente garantindo, assim, melhores preços aos produtores.

Por todas as razões expostas acima e devido à grande quantidade de agentes no canal de comercialização, é fundamental conhecer qual o sentido de causa e efeito dos preços de cacau nos mercados da Bolsa de Nova Iorque, Pará e Bahia.

## 1.2 OBJETIVO GERAL

Analisar as relações de co-integração e causalidade existentes entre os preços de cacau das regiões produtoras do Estado do Pará e do Estado da Bahia e do mercado internacional representado pela Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE), no período de 1984 a 2004.

### 1.2.1 Objetivos específicos

a) Verificar se os mercados representados pelos municípios produtores de cacau do Estado do Pará e do Estado da Bahia e pela Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE) estão co-integrados;

b) Identificar a direção de causalidade (precedência) entre os preços de cacau dos municípios produtores dos Estados do Pará e da Bahia e a Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE).

### 1.3 HIPOTESE:

Os municípios que enfrentam problemas de estrutura logística e de comercialização apresentam um baixo nível de integração com a Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE) quando comparados a municípios próximos dos portos de exportação.

## 2 MARCO TEÓRICO

No presente capítulo será abordada a formação dos preços de cacau nos municípios selecionados do Estado do Pará e do Estado da Bahia e na Bolsa de Mercadorias e Futuros, de Nova Iorque (CSCE). Em seguida, abordar-se-á a integração de mercados e a análise da causalidade na formação dos preços.

### 2.1 FORMAÇÃO DOS PREÇOS INTERNACIONAL DE CACAU

Existe uma carência para muitas questões envolvendo políticas para o cacau, com relação ao mercado internacional. Uma das áreas em que a pesquisa pode contribuir para fundamentar ações e para melhorar o conhecimento e entendimento do mercado internacional de cacau inclui a necessidade de se monitorar mais adequada e formalmente as tendências e variáveis que influenciam a posição presente e futura do mercado de cacau, assim como os prováveis cenários do futuro (MENEZES, 1985).

A política brasileira de produção de cacau tem sido percebida como dependente dos acontecimentos do mercado internacional, o que pode ser mais bem compreendido por meio da análise da estrutura do comércio de cacau, cuja discussão focaliza a existência de vários agentes ao longo dos canais de comercialização do mercado mundial de cacau e mostra como esses agentes afetam seu preço.

As cotações de cacau no mercado internacional sofrem muitas variações ao longo do tempo. Como toda *commodity* agrícola, o cacau está sujeito às especulações do mercado, sendo um dos fatores mais importantes para isso os níveis dos estoques mundiais. O cacau tem seu

preço regulado pelas cotações das Bolsas de Nova Iorque e Londres, que influenciam diretamente no preço físico do produto.

Para explicar o mecanismo de formação de preços, deve-se partir do conhecimento estrutural do mercado que está sendo analisado. De acordo com Barros et. al. (1997), o mecanismo de formação e determinação de preços e produção opera sob a dependência de uma estrutura institucional. Essa estrutura condiciona um mecanismo de causa e efeito entre os preços do produtor e varejo, e vice-versa, através do setor de intermediação.

Vários fatores podem causar oscilações nos preços de cacau. Primeiro, após uma seqüência de anos de produção crescentes ou decrescentes, ocorrerá também uma elevação ou uma diminuição na oferta internacional desse produto, o que leva a uma baixa ou alta do preço. Segundo, o preço pode sofrer flutuações decorrentes do ciclo natural do cacau e da ocorrência de adversidades climáticas. Terceiro, variações sazonais nos períodos de safra e entressafra, além de variações de curto prazo, que são imprevisíveis.

Um dos fatores mais importantes na formação do preço de cacau são os níveis dos estoques mundiais. Quanto menor os estoques, mais altos são os preços. Outro fator que interfere nas cotações de cacau é a própria produção mundial do produto. Isto se reflete principalmente quando é divulgada a previsão de safra, provocando reações que tanto podem ser de alta como de baixa dos preços, pois, como já foi dito, os preços estão sujeitos às especulações do mercado e às intempéries, como geada e secas (MENEZES, 1985).

O fluxograma da Figura 1 ilustra os canais de comercialização e o fluxo da informação, determinados pelo nível de participação dos produtores e dos diversos agentes intermediários que atuam na formação do preço regional, nacional e internacional de cacau.



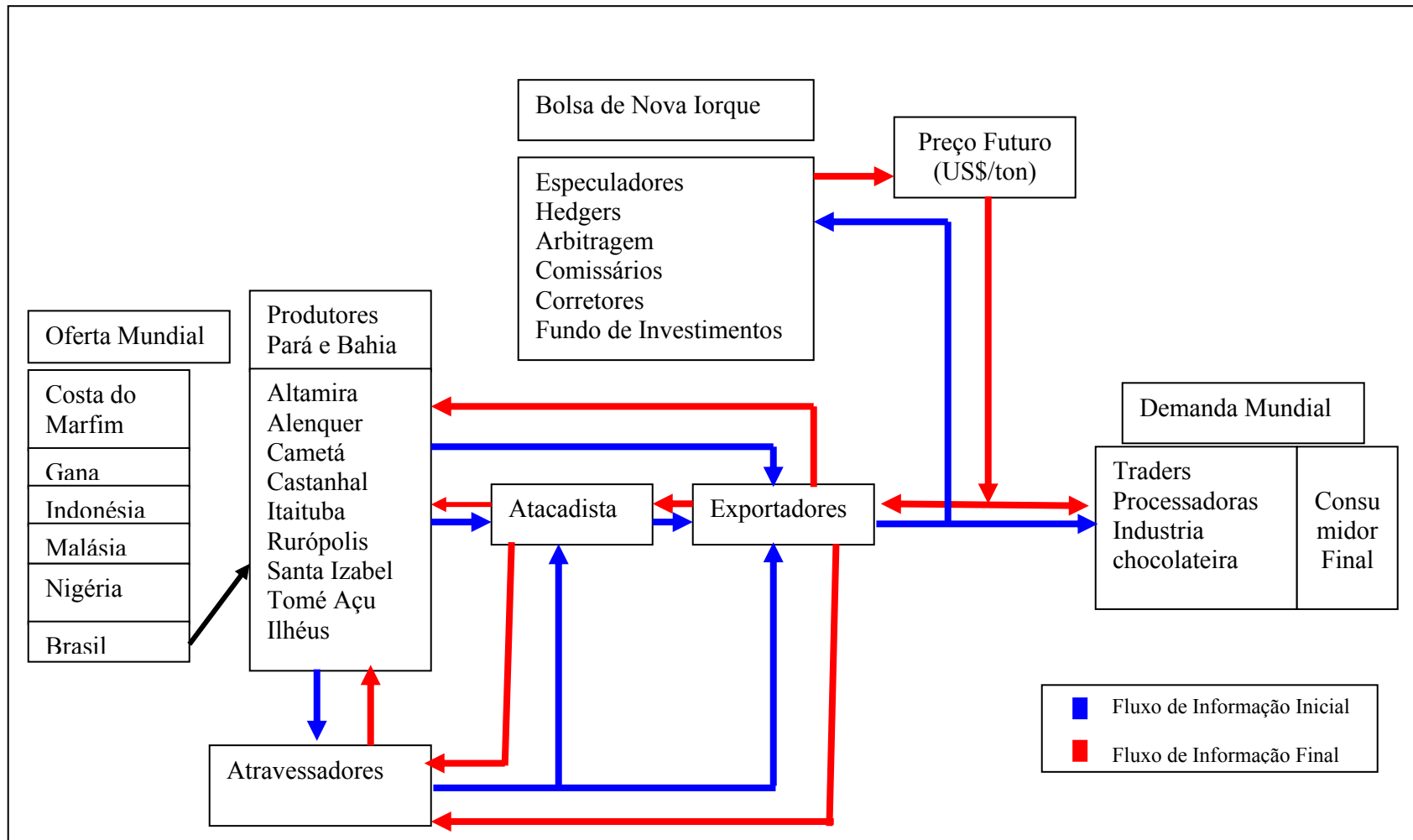


Figura 1. Canais de comercialização e fluxo de Informações na formação do preço de cacau.  
 Fonte: Elaboração própria.

O primeiro agente é o **produtor**, que é o responsável pela produção do produto e que está localizado no início da cadeia. Os demais são os intermediários atacadistas, varejistas, exportador, corretores, comissários, indústrias, especulador. Os **varejistas** constituem um grande número de indivíduos que operam com grandes variedades de mercadorias. Já os **atacadistas** constituem um grupo pequeno de indivíduos que operam com grandes quantidades da mesma mercadoria ou um pequeno grupo de mercadorias de características semelhantes.

O **exportador** executa funções tipo atacadista e provavelmente é o que mais se beneficia com a comercialização do cacau. Os **hedgers** são os agentes que procuram um “seguro” contra as variações futuras de preços. Eles entram no mercado, efetivamente, comprando ou vendendo contratos referentes a uma quantidade física do produto. Os **corretores** são profissionais legalmente autorizados a intermediar o contrato de seguro entre a seguradora e o segurado. Orientam e esclarecem o segurado sobre as coberturas que se encaixam ao seu perfil, todavia não têm posse física ou não vêm a mercadoria com que operam. Ganham porcentagem sobre o preço estabelecido pelo dono da mercadoria. Os **comissários** assumem responsabilidades (posse física) sobre os produtos que compram ou vendem. As **indústrias** são as responsáveis pela transformação do produto (REZENDE; AAD NETO, 1981).

O **especulador** executa funções semelhantes às dos demais intermediários, mas com a diferença de que atua sob condições de incerteza e risco, ou seja, é aquele agente que, antecipando-se a uma mudança futura de preços, procura tirar proveito de situações de flutuações elevadas destes, de curto prazo, comprando quando os preços estão baixos e vendendo quando estão altos. Entra no mercado para realizar lucro comprando ou vendendo contratos, não se interessando pelas *commodities* físicas propriamente ditas.

Outro agente que se utiliza da Bolsa são os **fundos de investimentos**, ou seja, a reunião de recursos individuais de pessoas físicas ou jurídicas sob a forma de condomínio aberto, sem

limite máximo de participantes, administrado com a finalidade de aplicar estes recursos no mercado e rentabilizar o capital de cada investidor (cotista). A soma das aplicações individuais constitui o patrimônio do fundo que, aplicado em títulos ou *commodities*, compõe a carteira e por fim a Bolsa de Nova Iorque, que é o local onde atuam os vários agentes citados acima, os quais negociam o cacau e formam o preço do produto.

Percebe-se, pela análise da Figura 1, que o centro formador dos preços de cacau é a Bolsa de Nova Iorque, que recebe o fluxo de informações iniciais de oferta, ou seja, do volume de produção por parte dos produtores, e que passa pelos diversos agentes comercializadores, como atravessadores, atacadistas e exportadores. Por outro lado, a Bolsa de Nova Iorque recebe também o fluxo de informações iniciais sobre a quantidade de amêndoas de cacau de que a indústria chocolateira necessita, representado pelas setas azuis.

De posse das informações sobre as condições da oferta e da demanda, os agentes hedgers, especuladores, comissários, corretores e fundos de investimentos, que operam na Bolsa de Nova Iorque, processam essas informações e determinam o preço internacional do cacau. Posteriormente, essas informações são enviadas aos agentes de comercialização na forma do preço final, representado, na Figura 1, pelas setas vermelhas, passando tais informações pelos diversos agentes até chegar ao produtor, que se torna um simples tomador de preços.

O preço do cacau é formado na Bolsa de Nova Iorque e é resultado da interação da oferta e demanda de cacau, além da influência dos diversos agentes que operam ao longo dos canais de comercialização, como os hedgers, especuladores, fundos de investimentos, corretores, atacadistas e varejistas, entre outros.

## 2.2 INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS

O estudo da transmissão de preços envolvendo o comércio internacional de uma “*commodity*” está inserido na vasta literatura sobre análise espacial de preços (*spatial price analysis*). Fackler e Goodwin (2001) dizem que a análise espacial de preços estuda as relações entre os preços nos diferentes mercados com o objetivo de avaliar sua integração e performance. A análise espacial pode ser realizada tanto dentro de uma mesma região como entre países.

A maior parte da literatura envolvendo produtos agrícolas é dirigida à verificação do teste da chamada Lei do Preço Único (LPU). Isard (1977) abordou a arbitragem no mercado de *commodities*, assegurando que cada bem tenha um preço único, definido numa moeda comum, em qualquer parte do mundo. Isto é o que ele denomina de Lei de Preço Único. Já Fackler e Goodwin (2001) enfatizam o papel dos custos de transação e afirmam que, abstraindo esses custos, a LPU assegura que mercados regionais ligados pelo comércio e arbitragem apresentarão um preço único para seus bens. Estes autores definem duas versões para a LPU. A primeira, conhecida como versão Fraca da Lei do Preço Único, estabelece que a diferença entre os preços de um bem em dois mercados deve ser menor ou igual ao custo de mover este bem da região com menor preço para a região com preço maior. Já a chamada Versão Forte da Lei do Preço Único estabelece que esta condição, conhecida como condição de arbitragem espacial, deva se manter como uma igualdade. Eles enfatizam, entretanto, que este é um conceito de equilíbrio, ou seja, os preços podem diferir desta relação, mas a ação de arbitragem levará a diferença de preços a se igualar ao valor dos custos de transação, admitindo esta distinção entre curto e longo prazo por meio da análise de co-integração.

Vale ressaltar a diferença entre o conceito de integração de mercado e a Lei do Preço Único. Faminow e Benson (1990) estabelecem que a integração de mercado é o processo pelo

qual ocorre a interdependência de preços. Já Goodwin e Pigott (2001) aperfeiçoaram esta definição ao propor que integração de mercados deve ser entendida como a medida do grau no qual os choques de oferta e demanda em uma região são transmitidos para outra região.

Portanto, o conceito de integração de mercado é menos restritivo que a LPU, pois é possível que dois mercados sejam integrados, mas que a LPU não seja observada. Isto pode acontecer devido a custos de transação elevados, à assimetria de informação ou à existência de barreiras comerciais ou de entrada de novos concorrentes. Também é possível que ambos os mercados sejam integrados e que a LPU seja observada. Dessa forma, mercados perfeitamente integrados são aqueles nos quais uma variação no preço de um mercado é transmitida de maneira completa ao outro mercado. No contexto de co-integração, em que a preocupação é o equilíbrio entre as variáveis no longo prazo, perfeita integração de mercado e a Lei do Preço Único são equivalentes.

### 2.3 CAUSALIDADE NA FORMAÇÃO DOS PREÇOS

Para verificar a existência de alguma relação entre os preços da Bolsa de Nova Iorque (CSCE), Pará e Bahia, será utilizado o teste de causalidade de Granger. Granger (1969) estruturou um conceito formal de causalidade baseado em três premissas principais:

- 1 – As variáveis testadas resultam de processos estocásticos;
- 2 – As variáveis são estacionárias;
- 3 – O futuro não pode causar o passado.

O conceito de causalidade apresentado por Granger (1969) é definido como: a variável  $Y$  causa a variável  $X$  (denotado como  $Y \rightarrow X$ ) se o valor presente de  $X$  pode ser previsto com maior precisão pela incorporação de valores passados de  $Y$  do que sem eles, mantidas as demais

informações constantes. Portanto, se  $Y$  causa  $X$ , então mudanças em  $Y$  precedem mudanças em  $X$ . Isto quer dizer que  $Y$  contribui para prever valores presentes de  $X$ , ou seja, torna-se necessário incluir valores passados (defasados) de  $Y$  como variáveis de entrada na equação de regressão que tem  $X$  como variável de saída, dado que os primeiros ajudam a prever o comportamento de  $X$ .

Neste teste, têm-se duas séries temporais,  $X$  e  $Y$ , e pretende-se saber se  $X$  precede  $Y$ , ou se  $Y$  precede  $X$ , ou se  $X$  e  $Y$  ocorrem simultaneamente. Esta é a essência do teste de causalidade de Granger, que não se propõe a identificar uma relação de causalidade de endogeneidade e sim de precedência (MADDALA, 1992).

Considerando-se duas séries de tempo,  $X_t$  e  $Y_t$ , o teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis  $X$  e  $Y$  está apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis.

## 2.4 REVISÃO DE LITERATURA

Os primeiros trabalhos sobre transmissão de preços e integração de mercados no setor agrícola usavam, em sua maioria, análises de correlação de preços ou regressões simples relacionando os preços pesquisados.

Fackler e Goodwin (2001) citam o estudo de Mohendru (1937) como o primeiro a utilizar a análise de correlação de preços para investigar a integração de mercados agrícolas, no caso os mercados de trigo na Índia. A simplicidade desta ferramenta foi responsável pela sua popularidade durante décadas e vários estudos a utilizaram para medir a integração de mercados. Formalmente, o que estes estudos possuíam em comum era o cálculo de coeficiente de correlação entre dois preços de uma mesma *commodity* em mercados diferentes.

Caso se encontrasse valor próximo a um (1), estes estudos concluíam que havia uma forte relação entre os preços em diferentes mercados e assim eles poderiam ser considerados como mercados integrados. A questão de liderança de preços era resolvida analisando o tamanho dos mercados. Caso os valores fossem próximo de zero (0), estes mercados eram considerados não-integrados ou independentes.

Esta abordagem passou a ser criticada pela negligência em reconhecer o papel dos componentes comuns que poderiam causar variações em ambos os preços, como a inflação e os problemas climáticos (HARRIS, 1979). Além disso, não havia qualquer cuidado em identificar as propriedades das séries de tempo analisadas e em se precaver contra os problemas trazidos pela não-estacionariedade das séries, como o caso de correlações espúrias, ou seja, correlações sem qualquer sentido econômico e que refletem apenas a presença de tendência estocástica nas variáveis. Assim, os resultados desses estudos, como o de Mohendru (1973), não permitiam afirmar se efetivamente ocorria a transmissão de preços entre os mercados diferentes ou se as correlações observadas apenas refletiam a existência de componentes comuns ou de uma tendência estocástica que tornava as séries não-estacionárias.

Outro método bastante utilizado era a regressão simples entre os dois preços de uma mesma *commodity* em mercados diferentes. No Brasil, os trabalhos de Homem de Melo (1978) e Barros e Graham (1978) apresentam regressões simples entre preços internacionais e preço ao produtor para vários produtos agrícolas. Sua expectativa era de que, para os produtos de mercado externo, os coeficientes se mostrassem significantes, enquanto para os produtos domésticos, eles fossem estatisticamente iguais a zero.

As críticas a esta formulação são basicamente as mesmas em relação à análise de correlação. Em primeiro lugar, não havia muita preocupação em identificar a estacionariedade das séries analisadas. A não-estacionariedade das variáveis no contexto de regressão linear

simples invalida as inferências baseadas nos teste  $t$  e  $F$  e impede o correto estabelecimento de equilíbrio entre elas. Além disso, o uso de variáveis não-estacionárias no contexto de regressões simples permite o aparecimento de regressões espúrias, ou seja, regressões em que se obtêm teste  $t$  altamente significante e altos coeficientes de determinação ( $R^2$ ), indicando uma relação significante entre as séries examinadas, mesmo que elas não apresentem qualquer tipo de relação (GRANGER; NEWBOLD, 1986).

Nesse contexto, Ardeni (1989) ressalta a presença de regressões espúrias em estudos como o de Protopapadaks e Stoll (1993), que procuravam identificar as relações entre os preços atuais e futuros de *commodities* agrícolas. Nesse estudo, os testes  $t$  são altamente significantes e os valores da estatística Durbin-Watson são menores que o  $R^2$  em onze dos quinze casos examinados, um indício forte da presença de regressões espúrias.

Alguns pesquisadores, conscientes deste problema, procuravam evitá-lo por meio da diferenciação das séries de preços analisados, tornando-as estacionárias (ISARD, 1977). Entretanto, este procedimento restringe a análise a um contexto de curto prazo e não é uma solução satisfatória em muitos casos em que se lida com variáveis não-estacionárias.

Outra crítica à maior parte desses modelos é a sua natureza estática e a omissão de defasagens, que não permitem que ajustamentos ao longo do tempo sejam estabelecidos. Isso dificulta qualquer exame da validade da LPU, a longo prazo, e representa uma hipótese implícita de que todos os ajustamentos devem ocorrer imediatamente.

No Brasil, alguns autores realizaram estudos sobre integração espacial e causalidade. Nogueira, Aguiar e Lima (2005), ao estudarem o mercado brasileiro de café arábico das regiões do Cerrado e do Sul de Minas (Estado de Minas Gerais) e de Mogiana Paulista (Estado de São Paulo), no período de setembro de 1996 a outubro de 2000, constataram que se mostrava bastante integrado.



Azevedo, Castro Júnior e Fontes (2003) estudaram a elasticidade e a causalidade na transmissão de preços do café entre localidades de Minas Gerais, São Paulo e a Bolsa de Mercadoria & Futuros (BM&F). Eles concluíram que a relação de causalidade entre a BM&F e as praças estudadas é bicausal, ou seja, ambos os mercados influenciam na formação do preço, mesmo tendo uma análise teórica apontando para uma relação unidirecional, apenas da BM&F para as demais localidades produtoras.

O estudo de Margarido, Fagundes e Vicente (2002) sobre análise de causalidade de preços no mercado de sardinha, pós-plano Real, por meio do teste de causalidade de Granger, indicou que o preço recebido pelos pescadores do produto *in natura* causa os preços no atacado, que por sua vez causam os preços no varejo tanto para o produto industrializado como para o produto *in natura*. O preço no varejo da sardinha *in natura* apresentou causalidade sobre o preço da sardinha industrializada, e esta apareceu causando os preços recebidos pelo pescador para o produto *in natura*. O preço do produto importado não causou e nem foi causado por qualquer dos outros preços.

Na mesma linha de pesquisa, Gomes e Santana (2002), ao estudarem a integração de mercado e causalidade dos preços e da produção da agropecuária de corte, no Brasil, para o período de 1980 a 2001, concluíram que há integração de mercados a longo prazo, em nível de significância de 1%, ou seja, os preços estão diretamente relacionados entre si e com o número de animais abatidos e vice-versa.

Santana (1999), ao realizar um estudo sobre o teste de co-integração e de causalidade na avicultura brasileira e ao aplicar o teste de hipótese convencional para causalidade de Granger, mostrou que o plantel de galinhas poedeiras, no Brasil, causa a quantidade de ovos férteis, e o teste de co-integração indica que as séries são co-integradas.

No Pará, o estudo de Santana e Meyer (2001) analisou a integração espacial e a causalidade dos preços no mercado de boi gordo. Os resultados indicaram que o mercado paraense de carne bovina ainda permanece isolado, relativamente às demais áreas estudadas, quando se consideram as transmissões de preços em curto prazo. Há, porém, sinais de integração a longo prazo, especialmente com os Estados de Tocantins, Goiás e Minas Gerais.

Os estudos acima apresentados permitem obter uma idéia sobre a importância que tem o conhecimento do sentido da causalidade na formação dos preços, em nível do produtor, e especialmente na determinação do crescimento das economias regionais. Sendo o cacau um dos produtos agrícolas mais importantes na pauta da economia do Estado do Pará, o conhecimento do sentido da formação dos preços e a rapidez do fluxo dessa informação representam um importante fator para reduzir os riscos ao produtor e fornecer orientação na formulação de políticas agrícolas.

### 3 METODOLOGIA

Neste capítulo, abordam-se a área de estudo e a fonte dos dados. Descreve-se, também, o instrumental analítico que aborda os procedimentos para análise de séries temporais e os testes de raiz unitária ADF e o PP. A teoria de co-integração, como apresentada por Engle e Granger e Johansen, identifica e explica a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis consideradas. Complementado a análise de co-integração, será discutido o Teorema de Representação de Granger, que descreve, por meio do modelo de correção de erro (MCE), a divergência com respeito ao equilíbrio de longo prazo. Por fim, apresenta-se o modelo analítico.

#### 3.1 ÁREA DE ESTUDO

A área de estudo abrange o mercado internacional de cacau, representado pela Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE), e o mercado nacional, representado pelos municípios de Ilhéus na Bahia e por oito municípios no Estado do Pará: Altamira, Alenquer, Cametá, Castanhal, Itaituba, Rurópolis, Santa Isabel do Pará e Tomé-Açu, abrangendo o período de 1984 a 2004.

## 3.2 FONTE DOS DADOS

Os dados são de fontes secundárias referentes aos preços mensais de cacau. As séries de preços utilizadas são coletadas e divulgadas pelos escritórios da CEPLAC em Belém e na Bahia. Todas as séries de preço foram expressas em dólar e deflacionadas pelo índice de preço do atacado dos Estados Unidos (IPA/USA), com base no ano de 2001, e logaritmizadas.

Em virtude de os escritórios regionais da CEPLAC, no Estado do Pará, não disponibilizarem, para o período de 1984 a 2004, os dados dos preços de cacau para os municípios de Medicilândia, Uruará e Brasil Novo, assume-se que os preços do município de Altamira, considerado um importante centro de comercialização de cacau na região, são representativos de todo o eixo da transamazônica, onde estão localizados importantes produtores de cacau do Estado. O mercado de Ilhéus, por ser o principal centro de comercialização de cacau, no país, completa o grupo de municípios que serão considerados no estudo.

Os preços internacionais de cacau foram coletados na Bolsa de Nova Iorque (NYBOT), que cota diariamente os preços de café, cacau, açúcar e suco de laranja. Todos os preços de cacau foram transformados em médias mensais, representando, assim, uma série de 252 observações.

## 3.3 INSTRUMENTAL ANALÍTICO

### 3.3.1 Procedimento para as Séries Temporais

Para atender aos objetivos da pesquisa, é necessário que um conjunto de métodos seja aplicado. Inicialmente, para verificar a estacionariedade das séries mensais dos preços de cacau

dos municípios selecionados e da Bolsa de Nova Iorque (CSCE), são aplicados os testes de raiz unitária. Para este fim, são utilizados os testes propostos por Dickey e Fuller (1979, 1981) e Phillips-Perron (1988). O conceito de co-integração entre as séries, como proposto por Granger (1981), será verificado por meio dos métodos de Johansen (1988, 1991, 1995) e de Engle e Granger (1987), entre outros. Esses métodos representam a base teórica para estimar e identificar as relações de equilíbrio a longo prazo entre as séries estacionárias integradas, assim como a transmissão gradual do ajuste a curto prazo. Como a presença de co-integração não explica a direção de causalidade entre as séries, é necessário verificar o sentido da causalidade usando-se o método proposto por Granger (1969).

### **3.3.2 Teste de Raiz Unitária**

Quando se analisa a relação entre variáveis em períodos sucessivos de tempo, está se tratando do estudo de séries temporais. Exemplos de tais variáveis são o preço dos produtos, o câmbio, a inflação e o consumo.

Quando se define um período de tempo no qual se pretende estudar o comportamento de uma determinada série de tempo, diz-se tratar de um estudo de uma amostra de processo estocástico. O objetivo do estudo de uma determinada variável é identificar inferências sobre as particularidades do processo aleatório que caracterizam o comportamento dessa variável ao longo do tempo (BALTAGI, 1998). Existem, na teoria econômica, modelos que estabelecem relações entre diferentes séries temporais. Portanto, deve-se utilizar técnicas estatísticas que permitam

estimar esses modelos teóricos, ou seja, permitam estimar o valor dos parâmetros que façam a mediação entre as séries temporais.

Ao se trabalhar com séries de tempo, o primeiro passo para análise de co-integração e causalidade é a verificação da existência ou não de raiz unitária nas séries temporais, o que pode ser feito por diversos testes. Neste trabalho será utilizado o teste Dickey e Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), e o teste de Phillips-Perron (PP). Estes testes têm como objetivo principal verificar se as séries dos preços de cacau, são estacionárias em nível ou tornam-se estacionárias nas diferenças. Uma relação significativa entre os preços de cacau só será estabelecida se as séries são integradas. Uma vez determinado que as séries sejam  $I(1)$ , verifica-se se as séries são co-integradas, ou seja, se as séries compartilham uma relação de longo prazo.

### 3.3.2.1 Testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

O teste Dickey-Fuller (DF) parte do pressuposto de que o resíduo  $\varepsilon_t$  das equações estimadas são ruídos brancos. Quando esse pressuposto é violado, o valor estimado de  $\theta$  na equação (2) deverá ser extraído de outras especificações (ENDERS, 1995).

O teste DF envolve a suposição de que o processo gerador dos dados é um processo auto-regressivo de ordem 1[AR(1)]. Entretanto, nas séries econômicas, é bastante provável que as variáveis sigam processos auto-regressivos de ordem maior do que um (1). Caso isso venha a ocorrer, o uso de uma representação AR (1) tornará os erros autocorrelacionados, devido à falha na especificação dos modelos  $Y_t$ , o que levará a autocorrelação a invalidar o uso da distribuição

DF, pois ela tem como hipótese que  $\varepsilon_t$  é um ruído branco. Assim, no caso de  $Y_t$  seguir um processo auto-regressivo de ordem  $p$  [AR( $p$ )],  $p > 1$ , é necessário utilizar o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

Suponha que  $Y_t$  siga um processo auto-regressivo de ordem  $p$ . Assim:

$$Y_t = \rho_1 Y_{t-1} + \rho_2 Y_{t-2} + \dots + \rho_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Com algumas transformações é possível representar (1) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que:

$$\theta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

$$\delta_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

O teste ADF consiste na estimação da equação (2), por Mínimos Quadrados Ordinários.

As hipóteses do teste são as seguintes:

$$H_0 : \theta = 0$$

$$H_a : \theta < 0$$

A não-rejeição da hipótese nula indica presença de uma raiz unitária na série  $Y_t$ . Na realidade, a equação (2) indica o modelo mais simples, sem constante e sem termo de tendência.

As outras especificações possíveis são:

$$\Delta Y_t = \alpha + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Portanto, para cada especificação deve-se calcular o valor da estatística  $t$  relativo à hipótese nula e comparar com o valor crítico da estatística tabulada por Dickey-Fuller (1979). As estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau_\tau$  correspondem ao teste  $t$  para a estimativa do coeficiente da variável  $Y_{t-1}$  sob  $H_0$  nas equações (2) (3) e (4) respectivamente. Além disso, podem-se realizar os testes conjuntos e os testes de significância sobre os termos determinísticos.

Vale ressaltar que um aspecto importante no teste ADF é a determinação do número de defasagens, ou seja, do valor de  $p$  em (2), pois, ao incluir muitas defasagens, reduz-se o poder do teste, há necessidade de se estimar parâmetros adicionais e, portanto, ocorre uma perda de graus de liberdade. Por outro lado, incluir poucas defasagens impede a correta estimação de  $\theta$ , pois o termo de erro  $\varepsilon_t$  deixa de ser um ruído branco (ENDERS, 1995).

Existem diversos métodos para determinar o número de defasagens adequado; entretanto, nenhum deles é isoladamente superior aos demais. Este estudo trabalhará com os dois métodos mais utilizados na determinação das defasagens: o correlograma e os critérios de Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Information Criterion (SIC).

A primeira inspeção dos dados é com intuito de detectar a presença de autocorrelação dos resíduos. Neste sentido, o correlograma dos resíduos deve-se assemelhar a um ruído branco. Para um melhor diagnóstico, pode-se usar o teste Ljung-Box, que verifica se há qualquer autocorrelação significativa entre os resíduos. A estatística do teste é calculada por:

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^l r_k^2 / (T-K) \sim \chi^2_{-L} \quad (5)$$

Como:  $H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_L$



$$r_k = \sum \frac{\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-k}}{\hat{\varepsilon}_t} \quad (6)$$

A rejeição de  $H_0$  indica que se deve usar defasagens para tornar os resíduos um ruído branco. Outro método usado é iniciar o modelo com um grande número de defasagens e analisar a significância estatística da última defasagem. Caso ela não seja estatisticamente significativa, deve-se diminuir o número de defasagens e repetir a operação com a penúltima defasagem. Este processo é realizado até encontrar uma defasagem que seja estatisticamente significativa. Ender (1995) diz que, num caso puramente auto-regressivo, este procedimento indicará o número adequado de defasagens com uma probabilidade assintótica de um, desde que a escolha inicial contemple o número correto de defasagens.

Outro método possível de ser utilizado são os critérios de informação, especificamente o Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Information Criterion (SIC), (ENDERS, 1995). Quanto menores os valores dos critérios de informação, mais adequado se mostra o modelo e seu número de defasagens. Seu cálculo se dá da seguinte forma:

$$AIC = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + (2/T)(R) \quad (7)$$

$$SIC = \ln \hat{\sigma}_\varepsilon^2 + [( \ln T ) / T](R) \quad (8)$$

em que:

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  = variância dos resíduos;

T = número de observações;

R = número de parâmetros.

É bom destacar, entretanto, que experimentos de Monte Carlo já demonstraram que o poder dos testes de raiz unitária é muito baixo, ou seja, estes testes freqüentemente indicam a

presença de raiz unitária quando se sabe de antemão que isto não é verdade (ENDERS, 1995). Portanto, realizar-se-á complementarmente o teste de Phillips-Perron (PP), com o intuito de ratificar e proporcionar maior robustez ao teste ADF.

### 3.3.2.2 Teste de Phillips-Perron (PP)

Outro teste de raiz unitária é o chamado teste Phillips-Perron (PP), cuja diferença principal em relação aos dois testes anteriores é o fato de que ele pode ser feito sem a pressuposição de que o resíduo  $\varepsilon_t$  possui o comportamento de um ruído branco. Mais especificamente, o teste PP é uma extensão do teste DF. As equações estimadas para o cálculo da estatística  $t$  são idênticas às equações do teste DF. A diferença é que Phillips e Perron propõem uma correção das estatísticas  $t$  calculadas, levando em consideração o fato de que os resíduos podem ser autocorrelacionados e apresentar heterocedasticidade. Dessa forma, o teste PP calcula uma *estatística*  $z$  para a realização do teste de raiz unitária tendo como “ponto de partida” a estatística  $t$  do teste DF. Os valores críticos do teste PP, ou seja, os valores  $\tau$ , são os mesmos tabelados pelas simulações de Dickey-Fuller, podendo ser usados também os valores críticos de Mackinnon (ENDERS, 1995).

Segundo Santana (2003), o teste PP propõe para corrigir a autocorrelação de alta ordem um método não paramétrico. Em se tratando de um modelo auto-regressivo de primeira ordem, o teste é realizado com base na seguinte regressão:

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

sendo que a estatística  $t$  pode ser escrita como em (10):

$$t_{pp} = \frac{\varphi_0^{1/2} t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2 - \varphi_0) T \cdot s_b}{2\omega\sigma} \quad (10)$$

em que:

$$\omega^2 = \varphi_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \varphi_j$$

$$\varphi_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}$$

onde:

$q$  é o número de defasagem;

$t_b$  é a estatística  $t$  do parâmetro  $\beta$ ;

$s_b$  é o desvio padrão do parâmetro  $\beta$ ;

$\sigma$  é o desvio padrão da regressão.

Para o caso de uma série integrada de ordem um,  $I(1)$ , a regressão é escrita da seguinte maneira:

$$\Delta^2 X_t = \alpha + \beta \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Assim, esses testes de raiz unitária são utilizados para que se possa identificar a estacionariedade de séries temporais; neste caso, os preços de cacau. Como mencionado anteriormente, caso uma série seja estacionária, é possível realizar inferências sobre seu comportamento de longo prazo, ou seja, sobre o processo estocástico do qual a série temporal foi extraída.

### 3.4 DETERMINAÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS E DOS TERMOS DETERMINÍSTICOS

Assim como nos testes de raiz unitária, a correta determinação do número de defasagens e dos termos determinísticos é essencial para a realização dos testes de co-integração. Os testes de co-integração são bastante sensíveis a número de defasagens selecionados. Em geral, a escolha se dá pelo modelo com número de defasagens que apresentar o menor valor nos critérios escolhidos. Neste trabalho, serão usados dois critérios: Akaike Information Criterion (AIC) e Schwarz Information Criterion (SIC), descritos anteriormente. A inclusão de termos determinísticos também é fundamental para a correta implementação do procedimento de Johansen. De forma geral, pode-se representar a inclusão destes termos em (12) por:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

sabendo-se que  $D_t$  pode representar tanto uma constante como uma tendência e/ou uma variável Dummy. A escolha dos termos determinísticos deve ser feita com o auxílio de uma inspeção visual nos dados e também através de testes apropriados sobre a significância dos termos deterministas, como especificados nas equações (3) e (4).

### 3.5 CO-INTEGRAÇÃO

Uma questão relevante na análise de séries temporais é o estudo de distintas séries analisadas conjuntamente. Os testes de estacionariedade referem-se ao comportamento individual

da série, sem levar em consideração as possíveis influências que sua trajetória possa sofrer devido às trajetórias de outras séries temporais. Para analisar essas possíveis relações entre séries temporais distintas, Enders (1995) explicita o conceito de “equilíbrio de longo prazo” atribuído a Engle e Granger. Entende-se por esse conceito que séries temporais cujas trajetórias possuem alguma relação apresentam um equilíbrio de longo prazo. A condição para que essas séries temporais ( $Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt}$ ) mostrem esse equilíbrio é de que exista uma combinação linear entre elas da qual resulte a seguinte equação:

$$\beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt} = 0 \quad (13)$$

Essa condição estabelece que existem relações mútuas entre as trajetórias das séries temporais consideradas acima. É importante ficar claro que essas relações mútuas não significam, necessariamente, relações de causalidade. O equilíbrio de longo prazo apenas indica que as séries possuem trajetórias comuns ao longo do tempo. No entanto, esse conceito não poderia deixar de incorporar a possibilidade de que exista um componente aleatório na determinação da trajetória das séries. A presença de um componente aleatório pode reforçar ou minimizar a influência das outras variáveis na trajetória de uma série temporal. A questão importante a ser ressaltada é que a condição (13) é necessária e suficiente para garantir um equilíbrio de longo prazo, desde que esse componente aleatório seja estacionário com média zero. Assim, as variáveis continuam apresentando um equilíbrio de longo prazo mesmo se a combinação linear entre elas resultar em uma variável estritamente aleatória:

$$\beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt} = \varepsilon_t \quad (14)$$

Essa combinação entre as variáveis significa que, além de elas apresentarem um equilíbrio de longo prazo, também existe um componente aleatório que representa o desvio que as variáveis possuem em relação ao seu “caminho de equilíbrio”, ou seja, as trajetórias não são determinadas

única e exclusivamente pelas influências mútuas exercidas umas sobre as outras. O componente  $\varepsilon_t$  é denominado por Enders (1995) como “erro de equilíbrio”. Por hipótese, o erro de equilíbrio é uma variável estacionária.

É importante ressaltar que esse “equilíbrio de longo prazo” não significa que as variáveis tenderão a um valor constante quando o tempo tender ao infinito, ou que o comportamento das variáveis oscila em torno de uma média. Variáveis não estacionárias, que não tendem a um valor constante no longo prazo e também não oscilam em torno de uma média, podem estar em equilíbrio de longo prazo desde que possuam tendências comuns, ou seja, tenham um “caminho comum” ao longo do tempo. Deve-se enfatizar que o conceito de “equilíbrio de longo prazo” postulado por Engle e Granger não significa que necessariamente as variáveis possuam uma trajetória de equilíbrio determinada pela teoria econômica (ENDERS, 1995).

Após explicitar o conceito de equilíbrio de longo prazo, Enders (1995) define o conceito de co-integração da seguinte forma:

Um conjunto de variáveis  $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$  são co-integradas de ordem  $d, b$ , se:

1. Todos os componentes de  $Y_t$  são integradas de ordem  $d$ .
2. Existe um conjunto de parâmetros  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  cuja combinação linear  $\beta Y_t$   $\beta_t = \beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt}$  é integrada de ordem  $d - b$ , com  $b > 0$ .

Os testes mais utilizados para verificar a presença de co-integração entre variáveis são os testes de Engle and Granger (ENGLE and GRANGER, 1987) e de Johansen (JOHANSEN, 1988, 1991).

### 3.5.1 Teste de co-integração de Engle e Granger

Tomando como base o conceito de Engle e Granger (1987), ao testar a co-integração, procura-se verificar se as variáveis  $y_t$  e  $x_t$  têm caminho temporal ligado  $[I(0)]$ . Portanto, é preciso constatar se tanto  $y_t$  como  $x_t$  são integradas de mesma ordem. Se ambas forem caracterizadas por um processo  $I(1)$ , por exemplo, para se testar se essas variáveis são co-integradas ou não, estima-se a seguinte equação:

$$Y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

Posteriormente, testa-se o resíduo estimado ( $\varepsilon_t$ ) para verificar se é estacionário  $[I(0)]$  ou não, através da aplicação do teste de raiz unitária. Os valores críticos para os testes de raiz unitária sobre os resíduos da equação de co-integração podem ser encontrados em Engle e Granger (1987).

A vantagem deste teste é a sua simplicidade na estimação dos parâmetros do modelo. Por outro lado, é limitado no número de vetores ao permitir apenas a inclusão de um vetor de co-integração, assim como não possibilita a estimação dos parâmetros neste vetor. Para superar esta dificuldade, Johansen (1988) generalizou o teste de Engle and Granger para identificar múltiplas relações de co-integração num modelo (CHAREMZA & DEADMAN, 1992).

### 3.5.2 Teste de co-integração de Johansen

Neste estudo, para identificar a existência de co-integração de longo prazo entre as séries dos preços de cacau nos mercados do Estado do Pará e Bahia e na Bolsa de Nova Iorque, será usado o procedimento de Johansen (1988). Este procedimento, ao contrário de outros métodos, utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só um único vetor de co-integração (JOHANSEN, 1988, 1991). Além disso, pode-se realizar teste sobre a significância dos parâmetros que compõem os vetores de co-integração, o que será fundamental para estabelecer a existência ou não da causalidade entre os preços do mercado externo e interno e o grau de integração entre eles.

Seja  $X_t$  um vetor com  $n$  variáveis ( $n \times 1$ ),  $n \geq 2$ , integradas de ordem  $I[1]$ . Se se deseja identificar a co-integração entre estas variáveis, o primeiro passo é especificar o processo gerador de  $X_t$  como um vetor auto-regressivo (VAR) envolvendo  $k$  defasagens de  $X_t$ :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (16)$$

sendo que:

$\Pi$  = matriz de parâmetro de ordem ( $n \times n$ )

$\varepsilon_t$  = termo de erro com  $\varepsilon_t \sim IN(0, \Omega)$

A equação (16) pode ser transformada na expressão:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

em que:

$$\Pi = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I$$



$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j$$

I = matriz identidade

O formato da equação (17) é conhecido como modelo de correção de erro. Engle e Granger (1987) provaram que, se existe um vetor de variáveis  $X_t$  com  $X_t \sim CI(1,1)$ , então  $X_t$  pode ser representada sob a forma de um modelo de correção de erros. A principal vantagem dessa forma de especificação do sistema é que, nesse formato, são incorporadas informações sobre os ajustamentos de curto e longo prazo (HARRIS, 1995). Na realidade, a matriz  $\Pi$  ( $n \times n$ ) pode ser representada pelo produto das seguintes matrizes:

$$\Pi = \alpha\beta' \quad (18)$$

A matriz  $\alpha$  é chamada de matriz de ajustamento e os seus elementos representam a velocidade de ajustamento das variáveis de interesse a desequilíbrios no curto prazo. A matriz  $\beta$  é chamada de matriz de co-integração e contém os coeficientes que exprimem as relações de longo prazo entre as variáveis. Ambas as matrizes possuem dimensão  $n \times r$ , em que  $r$  é o número de vetor de co-integração.

Logo, para se determinar o número de vetores de co-integração analisa-se o posto (rank) da matriz  $\Pi$ . Caso o posto ( $\Pi$ )=0, todos os elementos  $\Pi$  são zero ( $\Pi=0$ ), e a equação (17) se transforma em um VAR em primeira diferença. Portanto, não há nenhuma combinação linear estacionária entre as variáveis de  $X_t$  e, conseqüentemente, não existe co-integração. No entanto, se o posto é cheio, ou seja, se o posto ( $\Pi$ ) =  $n$ , há  $r=n$  colunas linearmente independentes em  $\Pi$  e a equação (17) representa um sistema de equações a diferença convergentes. Assim, as variáveis de  $X_t$  são, na realidade, estacionárias, não cabendo qualquer análise de co-integração. Caso o posto ( $\Pi$ ) =  $r$ , com  $0 < r < n$ , então existe  $r$  vetores de co-integração, ou seja, as relações

de longo prazo entre as variáveis de  $X_t$  são representadas pelas  $r$  colunas da matriz de co-integração  $\beta$  multiplicadas por  $X_{t-1}(\beta \cdot X_{t-1})$ .

Uma das maneiras de determinar o posto de uma matriz é observar o número de raízes características (ou autovalores) que são diferentes de zero. Assim, é possível determinar o número de vetores de co-integração através do exame da significância das raízes características estimadas  $\Pi$ . Se as variáveis não são co-integradas, o posto de  $\Pi$  é zero e todas as raízes características serão estatisticamente iguais a zero. Se o posto ( $\Pi$ ) = 1 e ordenando as  $n$  raízes características de forma que  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ , a primeira raiz característica estimada ( $\hat{\lambda}$ ) será estatisticamente maior que zero e as demais raízes serão estatisticamente iguais a zero. Partindo desse princípio, Johansen e Juselius (1990) desenvolveram dois testes capazes de determinar o posto da matriz  $\Pi$ . O primeiro é conhecido como teste do traço ( $\lambda_{\text{trace}}$ ) e é usado para testar a hipótese nula de que existem no máximo  $r$  vetores de co-integração:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad r=0,1,2,\dots,n-2,n-1. \quad (19)$$

em que:

$\hat{\lambda}$  = valor estimado dos autovalores obtidos de matriz  $\beta$ ;

$T$  = número de observações.

A hipótese nula é a seguinte:

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r+1, \dots, n$$

A não-rejeição de  $H_0$  indica a presença de no máximo  $r$  vetores de co-integração. Se  $H_0$  for rejeitada, devemos repetir o teste para  $r+1$  e determinar se existem  $r+1$  vetores de co-integração.

Outro procedimento desenvolvido por Johansen e Juselius (1990) é o teste do máximo autovalor que testa a existência de exatamente  $r$  vetores de co-integração contra a alternativa de existência de  $r+1$  vetores. Ele é definido por:

$$\lambda_{Max}(r, r+1) = -T \ln \left( 1 - \hat{\lambda}_{r+1} \right) \quad (20)$$

Com a hipótese nula dada por:

$$H_0: \lambda_{r+1} = 0$$

A não-rejeição de  $H_0$  indica a presença de exatamente  $r$  vetores de co-integração. É recomendável a realização de ambos os testes para a correta determinação do valor de  $r$ .

### 3.5.3 Estimação do Vetor de Correção de Erros (VEC)

De acordo com o Teorema de Representação de Granger, se duas séries são individualmente  $I(1)$  e co-integradas, uma relação causal existe ao menos numa direção (ENGLE and GRANGER, 1987).

Para determinar essa causalidade é necessário que os fatores de ajustamento de curto prazo sejam incorporados às relações co-integradas de longo prazo. Isto é possível por meio da estimação do vetor de correção de erros (VEC), que explica a relação das séries entre longo prazo (estática) e curto prazo (dinâmica). O VEC explica, portanto, a dinâmica do comportamento dos vetores co-integrados ao diferenciar as flutuações das variáveis a longo e a curto prazo, sem perder as informações contidas nas variáveis em nível. Ignorar esta relação implica uma especificação errada do modelo (ENDERS, 1995; HARRIS, 1995; BANERJEE et al, 1993).

Quando duas variáveis  $p_t^i$  e  $p_t^j$  são co-integradas, o modelo de correção de erros, em sua forma mais geral, pode ser expresso da seguinte maneira:

$$\Delta p_t^i = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_k \Delta p_{t-k}^j + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta p_{t-k}^i + \gamma_1 EC_{t-1} + \mu_t \quad (21)$$

$$\Delta p_t^j = \phi_0 + \sum_{k=1}^m \phi_k \Delta p_{t-k}^i + \sum_{k=1}^m \delta_k \Delta p_{t-k}^j + \gamma_2 EC_{t-1} + \nu_t \quad (22)$$

onde  $k$  representa as defasagens,  $\Delta$  são as primeiras diferenças,  $\mu_t$  e  $\nu_t$  são erros aleatórios, e o termo de correção de erro é representado pelo  $EC_{t-1}$ , que assume a seguinte forma:

$$EC_{t-1} = p_{j,t-1} - \alpha - \beta p_{i,t-1} \quad (23)$$

A equação (21) captura o desvio do equilíbrio de longo prazo, enquanto o coeficiente  $\gamma$ , como indica a teoria, deve ser negativo e cujo valor mede a velocidade de ajustamento com a qual o mercado retorna ao equilíbrio, no período  $t+1$ , depois de um shock ou intervenção exógena, no período  $t-1$ . É importante observar que a velocidade com a qual o mercado retorna a seu equilíbrio de longo prazo depende da proximidade do coeficiente  $\gamma$  a 1. Os coeficientes  $\alpha_k$ ,  $\beta_k$ ,  $\phi_k$ ,  $\delta_k$ , por outro lado, representam as respostas de curto prazo à solução de longo prazo nas equações (21) e (22) (HAMILTON, 1994; ENDERS, 1995; RAMANATHAN, 1995).

### 3.5.4 Causalidade de Granger

Com relação ao sentido da causalidade entre preços agrícolas, diversos autores consideram que este seja dos preços de compra para os preços de venda (do produtor para o

varejista), entretanto, outros consideram que a relação ocorra dos preços de venda para os preços de compra, devido à influência do consumidor. Por outro lado, há aqueles que acreditam que o sentido da causalidade deva ser testado empiricamente, devido à possibilidade de mudança no sentido de causalidade entre períodos de tempo, já que a estrutura dos mercados pode variar, assim como os mecanismos de intervenção governamental (AGUIAR, 1990).

Observado o comportamento das séries, o passo seguinte é, por meio do teste empírico de causalidade, analisar o sentido de causa e efeito entre os preços nos diversos níveis de mercado.

Para o procedimento do sentido de causalidade, foi utilizado o teste estatístico desenvolvido por Granger (1969). O procedimento baseia-se no fato de que a causalidade entre duas variáveis econômicas ocorre se, e somente se, valores correntes e passados de uma variável ajudarem na previsão de outra.

Suponham-se duas séries de tempo  $X$  e  $Y$ . O teste de Granger admite que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis  $X$  e  $Y$  esteja contida apenas nas séries de tempo dessas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária  $X$  causa, no sentido de Granger, outra série estacionária  $Y$ , se melhores predições estaticamente significativas de  $Y$  puderem ser obtidas ao incluir valores defasados de  $X$  aos valores defasados de  $Y$ . Embora “previsibilidade de Granger” seja um termo mais preciso do que “causalidade de Granger”, este último foi incorporado ao jargão da econometria (STOCK & WATSON, 2004).

Para testar se  $X$  causa  $Y$ , procede-se da seguinte maneira. Primeiramente, testa-se a hipótese nula de que “ $X$  não causa  $Y$ ”, como a estimativa de duas regressões; uma irrestrita e outra restrita:

$$\text{Regressão irrestrita} \quad Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (24)$$

$$\text{Regressão restrita} \quad Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (25)$$

em que os termos de erro  $\varepsilon_{1t}$  e  $\varepsilon_{2t}$  são não-autocorrelacionados e  $m$  representa o número de defasagens. Usa-se a soma dos quadrados dos resíduos de cada regressão para calcular a estatística  $F$  e testar se o grupo de coeficientes  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$  é significativamente diferente de zero. Em caso afirmativo, pode-se rejeitar a hipótese de que “ $X$  não causa  $Y$ ”.

No segundo momento, testa-se a hipótese nula “ $Y$  não causa  $X$ ” pelo mesmo procedimento das regressões já mencionada anteriormente, mas trocando de lugar  $X$  com  $Y$  e testando se os valores defasados de  $Y$  são significativamente diferentes de zero. Para afirmar que  $X$  causa  $Y$ , rejeita-se a hipótese de que “ $X$  não causa  $Y$ ” e aceita-se a hipótese “ $Y$  não causa  $X$ ” (ENDERS, 1995; PINDYCK & RUBINFELD, 2004).

A equação (24) postula que valores correntes de  $X$  estejam relacionados com valores passados do próprio  $X$ , assim como com os valores defasados de  $Y$ , e a equação (25) postula um comportamento análogo para a variável  $Y$ . De maneira geral, desde que o futuro não possa prever o passado, se a variável  $X$  causasse a variável  $Y$ , então mudanças em  $X$  deveriam preceder, temporariamente, mudanças em  $Y$ .

### 3.6 MODELO ANALÍTICO

O modelo de correção de erros, como especificado nas equações (21) e (22), permite verificar o nível de relação causal existente entre os mercados regionais do Estado do Pará, do Estado da Bahia e da Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE). Para atender a esse objetivo, serão usadas as séries temporais dos preços mensais de cacau, contemplando o período de 1984 a 2004.

O modelo bivariado, expresso em logaritmos, que estima a direção da transmissão de preços entre o mercado regional ( $P_R$ ) e o mercado internacional ( $P_I$ ), em sua forma reduzida com o mecanismo de correção de erros, pode ser definido da seguinte forma:

$$\Delta \log P_{R,t}^z = \alpha_R + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \log P_{R,t-i}^z + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta \log P_{I,t-j} + \gamma_R EC_{t-1} + \mu_t \quad (26)$$

$$\Delta \log P_{I,t} = \alpha_I + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \log P_{R,t-i}^z + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta \log P_{I,t-j} + \gamma_I EC_{t-1} + v_t \quad (27)$$

onde:

$P_{R,t}^z$  representa o preço de cacau, no período  $t$ , do mercado regional  $z$ ;

$P_{I,t}$  representa o preço internacional de cacau, no período  $t$ , da Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE);

$z$  representa os mercados regionais do Estado do Pará e do Estado da Bahia,  $z = 1, \dots, 8$ ;

$i$  e  $j$  representam o número de defasagens;

$\Delta P_{R,t}^z$  diferença dos preços de cacau, no período  $t$ , no mercado regional  $z$ ;

$\Delta P_{I,t}$  diferença dos preços de cacau, no período  $t$ , na Bolsa de Mercadorias e Futuros de Nova Iorque (CSCE);

$EC_{t-1}$  é o termo de correção de erros;

$\alpha_R, \alpha_I, \beta_i, \delta_j, \gamma_R, \gamma_I$  coeficientes a serem estimados;

$\mu_t$  e  $v_t$  erros aleatórios.

Com base nas equações (26) e (27) é possível identificar a presença de causalidade de Granger, assim como a velocidade do processo de ajustamento de curto prazo que ocorre nas séries dos preços mensais de cacau.

A partir do teste de causalidade será possível, também, identificar até que ponto a atual estrutura regional de comercialização de cacau, no Estado do Pará, caracterizada por um grande número de intermediários, compromete o nível de integração competitiva no mercado regional e internacional de cacau.



## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo, apresenta-se a análise dos resultados. Inicia-se com a análise gráfica dos preços de cacau, depois vem a análise estatística das séries de preços de cacau, juntamente com a análise da matriz de correlação e o correlograma. Apresentam-se, também, o teste de raiz unitária, utilizado para identificar o nível de estacionariedade das séries, e o teste da co-integração dos mercados de cacau, usado para verificar o comportamento de longo prazo das séries de preço, bem como a dinâmica da velocidade de ajustamento, no curto prazo. Finalmente, apresentam-se os resultados sobre os testes de causalidade de Granger.

### 4.1 ANÁLISE GRÁFICA

A partir da análise gráfica das séries de preços de cacau dos municípios selecionados dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Nova Iorque, observam-se, na Figura 2, cinco períodos distintos de comportamento das séries. No primeiro período, que vai de 1984 a 1993, os preços de cacau dos municípios do Pará e Ilhéus, na Bahia, apresentam uma tendência decrescente, acompanhando, de certa forma, o comportamento dos preços da Bolsa de Nova Iorque. Nota-se, neste período, que os preços de cacau dos municípios do Estado do Pará estão aquém dos preços praticados no Estado da Bahia e na Bolsa de Nova Iorque.

No segundo período, que vai de 1990 a 1994, os preços de cacau apresentam uma certa estabilidade, assim como também a diferença entre os preços, observada anteriormente, diminuiu significativamente. No terceiro período, que inicia em 1995, os preços tornam-se mais homogêneos, exibindo aumento até 1998 e uma trajetória decrescente que perdura até 2002.

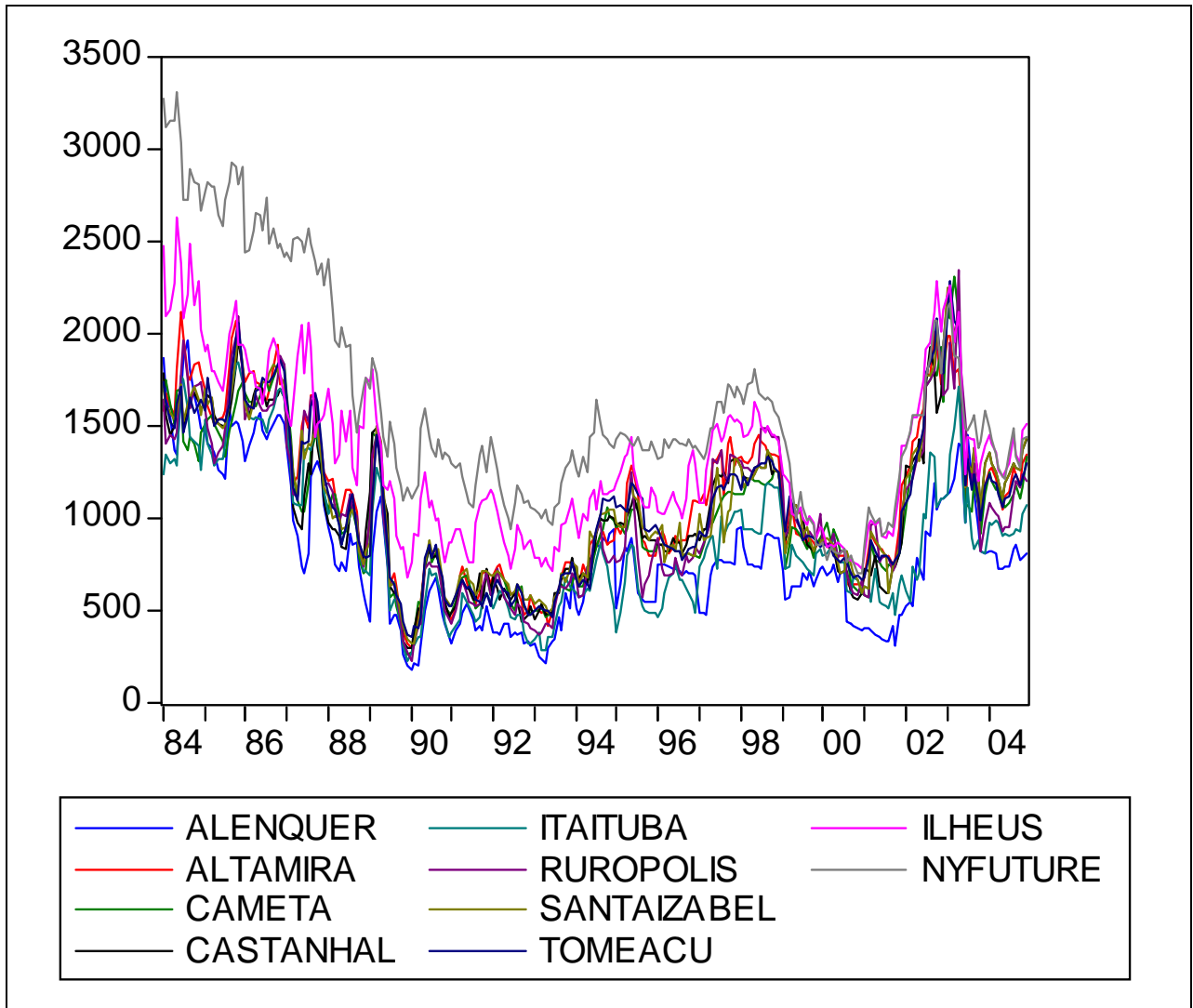


Figura 2. Preços mensais de cacau nos mercados do Estado do Pará, Bahia e Nova Iorque  
Fonte: Dados da pesquisa.

O quarto período coincide com o momento em que o Brasil deixa a posição de exportador de cacau e assume uma posição de importador do produto. Esse processo tem seu início a partir de 2000. Os preços apresentam uma maior convergência, entretanto com uma tendência de elevação. Dois fatores podem ter influenciado esta situação. Primeiro, o período coincide com o

início na queda das exportações de cacau, por parte do Brasil, implicando um aumento da demanda interna do produto, refletindo-se, portanto, num incremento nos preços. O segundo fator pode ser explicado por conta da implementação do plano Real, que reduziu os altos níveis de inflação e estabilizou a economia brasileira.

O quinto período, que começa em meados de 2003, mostra uma diferença muito pequena entre os preços da Bolsa de Nova Iorque e os municípios selecionados nos Estados do Pará e da Bahia. Esse período é caracterizado por um declínio nos preços de cacau, atingindo níveis muito próximos aos praticados em 1996, em torno de US\$ 1000 dólares a tonelada.

Uma primeira inspeção no comportamento das séries de preços de cacau, na Figura 2, indica que estas são não-estacionárias, ou seja, elas apresentam pelo menos uma raiz unitária, o que posteriormente será comprovado por meio dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips e Perron (PP). Caso se confirme a não-estacionariedade, dever-se-á proceder às diferenças para que as séries se tornem estacionárias. Com esse procedimento, objetiva-se evitar um relacionamento espúrio entre as variáveis.

## 4.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA

Com relação à análise estatística, a Tabela 1 mostra que a maior parte dos municípios do Estado do Pará obteve, em média, preços acima de US\$ 1,000.00 dólares a tonelada de cacau, com exceção de Alenquer e Itaituba, que receberam valores na faixa dos US\$ 800 dólares a tonelada. O município de Altamira, localizado no eixo dos principais produtores de cacau da região da transamazônica, apresenta o maior preço médio dentre os municípios do Estado (US\$ 1,108.00 a tonelada) ou 27,85% acima do menor preço médio.

Em geral, os preços médios dos municípios do Estado do Pará ficaram aquém dos preços médios de Ilhéus, na Bahia, e da Bolsa de Nova Iorque. Esse resultado, de certa forma, mostra que, embora a qualidade do cacau paraense seja superior à do cacau baiano, a possível deficiência no fluxo da informação entre os produtores do Estado do Pará, com relação à formação dos preços de cacau, e a participação de grande quantidade de atravessadores no processo de comercialização do produto têm um impacto negativo no preço final. Os resultados também reforçam a importância de Ilhéus na produção de cacau no contexto nacional e a sua posição tradicional de principal produtor brasileiro, o qual recebeu preços médios de cacau 20,71% acima dos preços dos municípios do Estado do Pará.

Tabela 1. Estatística descritiva dos preços de cacau (US\$/t) nos mercados selecionados, no período de 1994 – 2004.

	Alenquer	Altamira	Cametá	Castanhal	Itaituba	Rurópolis	Santa Izabel	Tome-Açú	Ilhéus	Futuro NY
Média	799.4559	1,108.021	1,032.768	1,059.484	878.0247	1,044.172	1,083.787	1,079.038	1,337.522	1,622.746
Mediana	737.7566	1,042.210	950.8471	985.7099	804.7139	964.2795	1,002.984	1,044.209	1,257.365	1,437.223
Máximo	1973.378	2,127.248	2,309.205	2,215.736	1,853.129	2,347.293	2,249.956	2,284.795	2,635.117	3,317.657
Mínimo	186.3120	301.9807	267.8104	302.0800	228.4639	229.7848	322.6868	365.6374	687.9301	709.4272
Desv.Padrão	387.3944	429.6598	401.1026	411.1972	378.4625	432.7398	410.5541	418.0842	430.7766	601.1117
Skewness	0.826341	0.385565	0.640384	0.449164	0.636743	0.439130	0.531046	0.543212	0.667666	0.954897
Kurtosis	2.992551	2.185140	2.875632	2.421692	2.561641	2.342351	2.479151	2.528468	2.671932	3.015916
Jarque-Bera	28.67985	13.21570	17.38626	11.98506	19.04621	12.64035	14.69289	14.72793	19.85279	38.29948
Probabilidade	0.000001	0.001350	0.000168	0.002497	0.000073	0.001800	0.000645	0.000634	0.000049	0.000000
Observações	252	252	252	252	252	252	252	252	252	252

Fonte: Dados da Pesquisa.

A análise dos resultados da Tabela 1 mostra, também, que os preços médios da Bolsa de Nova Iorque estão bem acima dos preços praticados nos municípios em análise. O preço médio praticado na Bolsa de Nova Iorque é, em média, 21,32% maior que o preço recebido pelos produtores de cacau no município de Ilhéus. Com relação aos municípios do Estado do Pará, os preços da Bolsa de Nova Iorque chegam a ser até duas vezes o valor pago aos produtores paraenses, como é o caso no município de Alenquer.

Observa-se, nos resultados da Tabela 1, que aqueles municípios que estão próximos a Belém, antigo porto de exportação de cacau, como Tomé-Açu, Castanhal e Santa Isabel do Pará, apresentam preços em torno de US\$ 1,100.00 a tonelada, mas 31,50%, 34,71% e 33,51%, respectivamente, abaixo dos preços médios da Bolsa de Nova Iorque. A falta de informação e a grande quantidade de atravessadores atuando no mercado regional reduzem a margem de comercialização dos produtores de cacau, principalmente daqueles que estão mais distantes dos principais centros de consumo, o que afeta diretamente a renda do produtor de cacau paraense. Outros fatores, como a arbitragem, o custo de transporte e a falta de armazéns adequados, contribuem, também, para reduzir a margem do produtor.

#### 4.3 ANÁLISE DA MATRIZ DE CORRELAÇÃO

Na Tabela 2, apresenta-se o resultado do cálculo da correlação simples, que mede o grau de associação ou integração entre dois mercados. De acordo com os resultados, verifica-se que existe uma forte correlação positiva entre os preços de cacau dos produtores do Pará, Bahia e os preços internacionais, como apresentados pelas cotações mensais da Bolsa de Nova Iorque.

Como todos os preços possuem correlação positiva, significa que eles evoluem numa mesma direção, indicando, por exemplo, que uma variação positiva nos preços dos produtores de

Altamira coincide com uma variação também positiva nos preços dos produtores de Tomé-Açu e vice-versa.

Vale ressaltar que a análise dos coeficientes de correlação não implica precedência (causalidade) ou dependência entre as variáveis, mas se refere simplesmente ao tipo de grau de associação e tendência de comportamento entre elas. Todavia, reconhece-se que o coeficiente de correlação fornece uma primeira indicação se as variações caminham numa mesma direção e se são fracamente ou fortemente associadas.

Assim, também, no que tange à co-integração, uma alta correlação pode facilmente ocorrer quando há e quando não há co-integração, ou seja, a correlação nada diz a respeito da relação comportamental de longo prazo entre dois mercados: eles podem ou não estar se movendo juntos ao longo de determinado período e a correlação não é a ferramenta adequada para medir isso. A correlação é intrinsecamente uma medida estatística de curto prazo.

Os resultados da Tabela 2 mostram a existência de forte correlação entre os preços dos mercados regionais do Estado do Pará. Em geral, todos os municípios apresentam valores próximos a 90%, destacando-se Altamira, Cametá, Santa Isabel do Pará e Tomé-Açu, que têm valores superiores a 90%. Com relação ao mercado de Ilhéus, os municípios paraenses mostram uma correlação em torno dos 85%, enquanto com o mercado futuro de Nova Iorque a correlação fica em torno de 77%.

Visto que uma alta correlação não é suficiente para garantir o desempenho de longo prazo, existe a necessidade de usar metodologias mais adequadas para levar em conta as tendências comuns de longo prazo dos preços. Isso é exatamente o que a co-integração proporciona. A co-integração mede os movimentos conjuntos de longo prazo dos preços que podem ocorrer mesmo naqueles períodos em que as correlações estatísticas pareçam ser baixas (ALEXANDER, 2005).

Tabela 2. Matriz de correlação dos preços de cacau (US\$/t) nos mercados selecionados, no período de 1984 a 2004.

	Alenquer	Altamira	Cametá	Castanhal	Itaituba	Rurópolis	Santa Izabel	Tome-Açú	Ilhéus	Futuro NY
Alenquer	1.000000									
Altamira	0.871478	1.000000								
Cametá	0.856353	0.946329	1.000000							
Castanhal	0.864404	0.956479	0.9658	1.000000						
Itaituba	0.914376	0.915446	0.8889	0.885034	1.000000					
Rurópolis	0.862567	0.967731	0.9352	0.943653	0.924371	1.000000				
Santa Izabel	0.868422	0.962192	0.9703	0.973555	0.893504	0.949108	1.000000			
Tome-Açú	0.869185	0.967621	0.9718	0.970447	0.900963	0.956096	0.982842	1.000000		
Ilhéus	0.830939	0.922426	0.8708	0.884595	0.833968	0.888306	0.887578	0.888894	1.000000	
Futuro NY	0.853778	0.816842	0.7633	0.759656	0.828588	0.770857	0.776837	0.786867	0.891724	1.000000

Fonte: Dados da Pesquisa.



#### 4.4 CORRELOGRAMA

A análise das séries de preços é geralmente precedida da investigação das características dos dados. Enders (1995) sugere que uma forma simples e prática de verificar o comportamento das séries, neste caso os preços de cacau dos Estados do Pará e Bahia e futuros de Nova Iorque, é observar o correlograma. Este recurso permite identificar a existência de raiz unitária, ou seja, se a série é estacionária ou não. O correlograma de uma série não-estacionária desce lentamente à medida que a defasagem vai aumentando, mas, no caso de uma série estacionária, o correlograma cai rapidamente.

A inspeção da função de autocorrelação (FAC), como apresentada no correlograma da Figura 3, mostra a série de preços de cacau do município de Alenquer com um valor inicial bem alto (cerca de 0,940 na defasagem 1) e que diminui gradualmente. Mesmo na defasagem 12, o coeficiente de autocorrelação é ainda alto (0,563). Este tipo de comportamento é geralmente um indicador de que a série de preços é não-estacionária. A análise dos correlogramas de cada um dos municípios selecionados nos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Nova Iorque seguiu a mesma configuração apresentada pelo exemplo do município de Alenquer

A análise de co-integração exige que as séries de preços sejam não-estacionárias e integradas da mesma ordem. Os testes utilizados para verificar esses pré-requisitos foram o Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o Phillips-Perron (PP). Na aplicação dos testes, foram usados o Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Information Criterion (SIC), para determinar a ordem das defasagens visando eliminar a autocorrelação dos resíduos na especificação do modelo final. Este objetivo foi alcançado por meio do uso do *lag estimation criterion*, como definido no Eviews, que permite a identificação da melhor defasagem que determina a menor ordem. Usando-se esse método e o critério da parcimônia, foi selecionado o número de defasagens como

indicadas pelo critério de AIC. Para o teste da raiz unitária, usaram-se o modelo com intercepto e sem tendência e o modelo com intercepto e com tendência, sendo este o que se conforma melhor ao comportamento das séries de preços de cacau (ENDERS, 1995).

Os resultados do teste ADF, apresentados no Quadro 1, mostraram que as séries são não-estacionárias em nível, indicando a presença de raiz unitária. Portanto, aceita-se a hipótese nula e rejeita-se a hipótese alternativa de presença de raiz unitária. Repetiu-se o ajustamento e aplicou-se novamente o teste ADF, agora nas diferenças, mostrando que as séries são todas estacionárias.

Para confirmar a significância dos resultados, foi aplicado o teste de raiz unitária de PP, que corrobora os resultados encontrados por meio dos testes ADF: as séries em nível apresentam raiz unitária e após diferenciá-las tornam-se estacionárias. Logo, todas as séries são integradas de mesma ordem, ou seja,  $I(1)$ .

Havendo-se identificado que as séries dos preços de cacau são não-estacionárias e que apresentam a mesma ordem de integração, é possível, como indica Enders (1995), que as séries tenham uma relação de longo prazo, a qual será manifestada por meio da existência de um ou vários vetores de co-integração.

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.940	0.940	225.42	0.000
. *****	. .	2	0.881	-0.029	423.98	0.000
. *****	. .	3	0.820	-0.040	596.84	0.000
. *****	. *	4	0.777	0.123	752.86	0.000
. *****	. *	5	0.753	0.138	899.98	0.000
. *****	. .	6	0.730	-0.017	1038.5	0.000
. *****	. .	7	0.706	0.002	1168.5	0.000
. *****	. .	8	0.675	-0.022	1288.1	0.000
. *****	. .	9	0.642	-0.026	1396.6	0.000
. *****	. .	10	0.616	0.055	1496.9	0.000
. *****	. .	11	0.587	-0.049	1588.4	0.000
. *****	. .	12	0.563	0.014	1673.0	0.000

Figura 3. Correlograma dos preços médios de cacau do município de Alenquer, 1984 a 2004.  
Fonte: Dados da Pesquisa.

#### 4.5 TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO

Após verificar que as séries de preços de cacau são integradas de mesma ordem e tendo conhecimento prévio do modelo de co-integração e do número de defasagens a ser usado, procede-se à identificação do nível de integração do mercado de cacau através da determinação do número de vetores de co-integração.

Na determinação do número de vetores de co-integração é necessário identificar, nas séries sob análise, a presença ou não de tendências determinísticas ou estocásticas. Este passo é importante uma vez que especificação errada do modelo de co-integração pode dar resultados contrários aos esperados. O programa Eviews 5.1 oferece a alternativa de identificar, previamente, não só o tipo das tendências presentes como também o número de defasagens que deve ser usado nas equações de co-integração. Este objetivo é alcançado através do resultado de *Johansen Summary*.

Quadro 1. Resultados dos testes de raiz unitária (ADF) e (PP), em nível e primeira diferença para os municípios selecionados no período de 1984 a 2004.

		com intercepto				com intercepto e tendência			
		ADF	Def.	PP	BW	ADF	Def.	PP	BW
LAlenquer	Em nível	-2,5742	4	-2,913**	7	-2,4726	4	-2,798	7
	1a dif	-9,4126*	3	-15,290*	11	-9,4274*	3	-15,355*	12
LAltamira	Em nível	-2,8272	1	-2,521	3	-2,7774	1	-2,469	3
	1a dif	-8,3471*	4	-11,876*	9	-8,4100*	4	-11,876*	9
LCametá	Em nível	-3,1819**	1	-2,808	4	-3,1372	1	-2,755	4
	1a dif	-9,3308*	2	-11,520*	9	-9,3470*	2	-11,512*	10
LCastanhal	Em nível	-2,5626	1	-2,414	0	-2,5352	1	-2,499	1
	1a dif	-14,2330*	0	-14,216*	5	-14,2371*	0	-14,217*	5
LItaituba	Em nível	-2,4172	4	-2,451	8	-2,3188	4	-2,366	8
	1a dif	-9,5117*	3	-13,982*	15	-9,5247*	3	-14,048*	15
LRurópolis	Em nível	-2,4106	4	-2,668	5	-2,3751	4	-2,566	6
	1a dif	-9,1390*	3	-12,008*	12	-9,1481*	3	-11,989*	12
LSanta Izabel	Em nível	-2,7150	1	-2,545	6	-2,6740	1	-2,484	6
	1a dif	-8,9993*	3	-13,778*	10	-9,0337*	3	-13,825*	11
LTomé Açu	Em nível	-2,3068	4	-2,462	2	-2,2577	4	-2,456	3
	1a dif	-8,6693*	3	-11,829*	8	-8,7039*	3	-11,803*	9
LIlheus	Nível	-2,8044	0	-2,763	6	-2,6237	0	-2,564	7
	1a dif	-9,0320*	3	-15,296*	10	-9,1226*	3	-15,335*	11
LBolsa de N.Y.	Em nível	-2,3239	1	-2,324	0	-2,1468	1	-2,025	0
	1a dif	-14,4151*	0	-14,370*	3	-14,4479*	0	-14,402*	3
Valor crítico nível ADF e PP		Valor crítico 1ª dif. ADF e PP				Valor crítico nível ADF e PP			Valor crítico 1ª dif. ADF e PP
1%	-3,4567	1%	-3,4567			1%	-3.995		-3.995
5%	-2,873	5%	-2,873			5%	-3.428		-3.428
* significativo a 1%									
** significativo a 5%									

Fonte: Dados da Pesquisa.. Def: nº de defasagens em primeira diferença (ADF-test). BW: nº de períodos de correlação serial (PP-test).

Como mencionado anteriormente, o procedimento de Johansen (1988) permite identificar a existência ou não de co-integração entre as séries de preços de cacau. Nesta etapa, o objetivo principal foi determinar o *rank* de  $\pi$  e estimar as equações de co-integração. Usando o teste de Johansen, no Eviews, se obtêm os resultados do  $\lambda_{\text{traço}}$  e  $\lambda_{\text{max}}$  que permitem determinar o *rank* de  $\pi$ . Os testes do traço ( $\lambda_{\text{traço}}$ ) e máximo autovalor ( $\lambda_{\text{max}}$ ), da análise bi-variada dos preços de cacau, com duas defasagens, mostram que as séries são co-integradas a 5% de significância e indicam que existe pelo menos um vetor de co-integração.

Em outras palavras, deseja-se conhecer se os preços de cacau dos municípios selecionados nos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Nova Iorque convergem efetivamente ao equilíbrio de longo prazo. Esta verificação é importante como pré-requisito para identificar a precedência (causalidade) na formação dos preços de cacau.

As relações de co-integração, assim como as equações normalizadas, são apresentadas na Tabela 3. Os preços de cacau, em logaritmos, dos Estados do Pará e Bahia, foram tratados em pares com os preços futuros da Bolsa de Nova Iorque para o período de 1984 a 2004. Em suma, os resultados mostram que há relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços de cacau nos municípios dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Nova Iorque, confirmando o primeiro objetivo específico do estudo.

A existência de um vetor de co-integração foi aceita para todos os mercados considerados. O fato de haver co-integração entre os preços de cacau implica a presença de causalidade de Granger, pelo menos em uma direção.

Tabela 3. Teste de co-integração de Johansen para os preços de cacau

Relações de co-integração			Equações de longo prazo	
Alenquer	vs.	Nova Iorque	Alenquer	= - 1,554 + 1,107 NY [6,621]*
Altamira	vs.	Nova Iorque	Altamira	= 0,038 + 0,940 NY [4,179]*
Cametá	vs.	Nova Iorque	Cametá	= 1,340 + 0,753 NY [3,668]*
Castanhal	vs.	Nova Iorque	Castanhal	= 1,131 + 0,785 NY [3,283]*
Itaituba	vs.	Nova Iorque	Itaituba	= - 0,435 + 0,971 NY [5,216]*
Rurópolis	vs.	Nova Iorque	Rurópolis	= 0,752 + 0,833 NY [3,196]*
Santa Izabel	vs.	Nova Iorque	Santa Izabel	= 1,267 + 0,770 NY [3,445]*
Tome-Açú	vs.	Nova Iorque	Tome-Açú	= -0,279 + 0,980 NY [4,043]*
Ilhéus	vs.	Nova Iorque	Ilhéus	= 1,939 + 0,710 NY [5,696]*

Obs. (\*\*) Significativo a 5%; (\*) Significativo a 1%

Fonte: Dados da pesquisa

Os resultados indicam, portanto, que existe uma tendência comum ou relação de equilíbrio entre os preços de cacau dos mercados regionais e os preços futuros em longo prazo. A hipótese de integração espacial entre os mercados é confirmada, faltando apenas verificar, por meio dos modelos de correção de erros e de causalidade, a velocidade de ajuste, no curto prazo, e o sentido da precedência dos preços de cacau.

O significativo valor do teste t, nas equações de co-integração, indica que os mercados, no longo prazo, estão bem integrados e que os preços se movimentam na mesma direção, mostrando, portanto, que as informações e a situação do mercado internacional de cacau são transmitidas de

forma eficiente. Em outras palavras, o processo de formação dos preços, no Estado do Pará, depende, fundamentalmente, do mercado internacional de cacau.

#### 4.6 INTEGRAÇÃO E VELOCIDADE DE AJUSTAMENTO NO CURTO PRAZO

Na análise anterior, foi identificada, por meio do teste de co-integração de Johansen, com duas defasagens, a existência de uma relação de longo prazo entre os preços de cada um dos municípios produtores selecionados e o Mercado de Futuro de Nova Iorque. Estes resultados, entretanto, não indicam a direção nem a velocidade de ajustamento do equilíbrio, no longo prazo, entre os preços considerados. Esse processo pode ser incorporado ao modelo por meio da especificação de um Vetor de Correção de Erros (VCE). O VCE pode ser usado para estimar a dinâmica dos preços de cacau no curto prazo. É possível, assim, observar o sentido da transmissão e a velocidade de ajustamento entre os preços recebidos pelos produtores paraenses e baianos e os preços futuros de cacau.

No Quadro 2, são apresentados os coeficientes que indicam a velocidade de ajustamento de curto prazo estimados por meio do VCE. Todos os coeficientes do termo de correção de erro são estatisticamente diferentes de zero, a 5% de significância, quando os preços do cacau do Estado do Pará e Bahia são correlacionados aos preços do Mercado Futuro de Nova Iorque (CSCE). Isto indica uma forte associação entre os preços dos municípios de Alenquer, Altamira, Cametá, Castanhal, Rurópolis, Itaituba, Santa Isabel, Tomé-Açu e Ilhéus, que reagem, em relação aos preços futuros, a qualquer desequilíbrio ocasionado no longo prazo. Os coeficientes do VCE mostram a velocidade em que o equilíbrio de longo prazo é restabelecido

Os coeficientes da velocidade de ajustamento, no curto prazo, apresentam o sinal apropriado (negativo), mas os valores são relativamente pequenos. Isto pode ser interpretado

como uma característica que apresenta a “fraca integração” do mercado regional paraense em relação ao mercado de Nova Iorque. Os resultados do modelo VEC indicam, portanto, que o processo de ajuste é relativamente lento, com uma divergência entre os valores estimados. O valores de -0.076205 e -0,124572 para os municípios de Altamira e Itaituba indicam que o sistema corrige seu desequilíbrio, do período anterior, em 7% e 12% por mês. O município de Ilhéus apresenta, também, um valor baixo na velocidade do ajustamento: 12%.

Deve-se ressaltar que, mesmo os coeficientes  $\beta$  das equações de co-integração normalizadas, mostrando uma *forte* associação, no longo prazo, isso não significa que os coeficientes da velocidade de ajustamento, no curto prazo, do modelo de um vetor de correção de erro (VCE) tenham que apresentar o mesmo padrão de resultados. Cada método tem uma função específica. Os baixos valores da velocidade de ajustamento são coerentes com o tipo de mercado sob análise. Não se pode esperar que mercados localizados no interior do Estado do Pará sem nenhuma infra-estrutura de comunicação ou transporte possam responder de forma imediata aos indicadores econômicos como determinados pelo mercado nacional ou internacional de cacau.



Quadro 2 Resultados do vetor de correção do erro para as séries de preços de cacau dos municípios dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Futuros de Nova Iorque, 1984 a 2004.

<b>Mercados</b>	<b>Coefficiente <math>\gamma</math> do VCE</b>	<b>Teste t</b>
Bolsa NY vs Alenquer	0,012141	0,71737
Alenquer vs Bolsa NY	-0,164312	-4,89307*
Bolsa NY vs Altamira	-0,0041451	-0,08942
Altamira vs Bolsa NY	-0,076205	-3,02022*
Bolsa NY vs Cametá	0,007575	0,59845
Cametá vs Bolsa NY	-0,087694	-3,61729*
Bolsa NY vs Castanhal	0,005348	0,42116
Castanhal vs Bolsa NY	-0,085558	-3,16954*
Bolsa NY vs Itaituba	0,008019	0,51510
Itaituba vs Bolsa NY	-0,124572	-4,16627*
Bolsa NY vs Ruropolis	0,010043	0,80602
Ruropolis vs Bolsa NY	-0,078606	-3,19270*
Bolsa NY vs Sta. Izabel	0,009800	0,72116
Sta Izabel vs Bolsa NY	-0,085830	-3,17389*
Bolsa NY vs Tomé Açu	-0,002413	-0,14426
Tomé Açu vs Bolsa NY	-0,062580	-2,85122*
Bolsa NY vs Ilhéus	0,022100	0,97555
Ilhéus vs Bolsa NY	-0,122062	-2,87059*

FONTE: Dados da Pesquisa. \* Significativo a 5%.

#### 4.7 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Nesta seção foram analisados os resultados dos testes de causalidade que utilizam os preços de cacau dos municípios selecionados nos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Nova Iorque.

É importante observar o número de defasagem para implementar o teste de causalidade de Granger. Maddala (1992) sugere que a dimensão das defasagens é, em certo sentido, arbitrária, contudo, existem vários métodos alternativos para determinar o tamanho ótimo de defasagens em um modelo. Gujarati (2000) salienta que a análise de causalidade é bastante sensível ao número de defasagens escolhido, sendo importante, primeiramente, identificar o número de defasagens e só então proceder ao teste de causalidade.

O teste de co-integração de *Johansen Summary* permitiu estabelecer, por meio do critério de AIC, que o número de defasagens mais adequado para o modelo deveria ser igual a dois. A partir disso, implementou-se o teste de causalidade de Granger.

A relação de causalidade entre os preços de cacau do Estado do Pará e Bahia com a Bolsa de Futuros de Nova Iorque (CSCE) pode ser estimada a partir da identificação da existência de co-integração entre os mercados, o que de certa forma implica causalidade pelo menos num sentido. Isto indica que, mesmo os mercados apresentando fatores diferenciados quanto aos custos de transporte e logística, na cadeia produtiva, algum sinal da formação dos preços é transmitido entre o mercado futuro e os centros de produção.

A identificação da causalidade permite inferir sobre a dinâmica da transmissão dos preços entre os diferentes mercados considerados no estudo, assim como o grau de integração existente entre os mercados. Duas alternativas de causalidade de Granger foram analisadas: os mercados nacionais em função da Bolsa de Nova Iorque e os mercados paraenses em função do mercado de

Ilhéus. Pretende-se, assim, verificar o nível de relação ou causalidade existente entre o mercado regional do Estado do Pará e os demais concorrentes.

#### **4.7.1 Teste de causalidade de Granger em nível internacional**

Na Tabela 4, apresentam-se os resultados da aplicação do teste de Granger aos preços recebidos pelos produtores de cacau dos Estados do Pará e Bahia e os preços internacionais como determinados na Bolsa de Futuros de Nova Iorque, durante o período de 1984 a 2004.

Os resultados indicam, de forma conclusiva, a presença de causalidade de Granger unidirecional. As informações sobre a situação internacional do mercado de cacau, com relação aos preços internacionais, rumam no sentido da Bolsa de Nova Iorque (CSCE) para os mercados regionais dos Estados do Pará e Bahia. O resultado confirma a pouca expressão que a produção de cacau nacional representa dentro do mercado internacional.

A intensidade da causalidade ou importância do mercado dentro da atividade econômica global pode ser identificada pelo nível de significância de cada valor em cada mercado. O mercado de Ilhéus, por exemplo, importante centro produtor de cacau no país, mostra um valor que reflete certa vantagem sobre os mercados paraenses quanto à sua integração ao mercado mundial. Os municípios produtores de Tomé-Açu e Castanhal mostraram que estar mais próximo dos centros de exportação representou uma vantagem locacional sobre os centros do interior do Estado.

Tabela 4. Teste de causalidade de Granger para os preços de cacau dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Futuros de Nova Iorque, 1984 a 2004.

	<b>Causalidade</b>		<b>Prob.</b>
Nova Iorque	→	Alenquer	0,0000
Alenquer	→	Nova Iorque	0,6387
Nova Iorque	→	Altamira	0,0000
Altamira	→	Nova Iorque	0,7502
Nova Iorque	→	Cametá	0,0000
Cametá	→	Nova Iorque	0,9816
Nova Iorque	→	Castanhal	0,0008
Castanhal	→	Nova Iorque	0,4459
Nova Iorque	→	Itaituba	0,0000
Itaituba	→	Nova Iorque	0,9746
Nova Iorque	→	Rurópolis	0,0000
Rurópolis	→	Nova Iorque	0,9694
Nova Iorque	→	Santa Izabel	0,0000
Santa Izabel	→	Nova Iorque	0,9045
Nova Iorque	→	Tome-Açú	0,0000
Tome-Açú	→	Nova Iorque	0,4582
Nova Iorque	→	Ilhéus	0,0064
Ilhéus	→	Nova Iorque	0,2692

Fonte: Dados da pesquisa.

A conclusão mais importante dos resultados sobre a causalidade dos preços de cacau refere-se ao impacto que o sentido unidirecional da formação dos preços representa para as economias das áreas produtoras no Estado do Pará. Pesquisas anteriores elaboradas por Amin (1987, 1988) indicaram a significativa participação dos intermediários na formação dos preços regionais, chegando a representar a margem do produtor apenas 47% do preço do varejo, neste caso o preço futuro de Nova Iorque. As pesquisas mostraram que aquelas áreas produtoras de cacau mais afastadas do centro de exportação de Belém apresentavam uma desvantagem competitiva em relação a municípios como Castanhal e Tomé-Açu.

#### 4.7.2 Teste de causalidade de Granger em nível nacional

Havendo-se identificado que os mercados de cacau dos Estados do Pará e Bahia e da Bolsa de Nova Iorque estão integrados e que a transmissão de preços que prevalece é do mercado de Nova Iorque para os centros produtores, é conveniente, também, conhecer o nível de relação existente entre os mercados produtores de cacau do Estado do Pará e do Estado da Bahia.

Observa-se, na Tabela 5, uma causalidade de Granger unidirecional na transmissão dos preços de cacau no sentido do mercado de Ilhéus para sete municípios paraenses produtores de cacau e uma causalidade de Granger bidirecional entre os municípios de Ilhéus e Tomé-Açu. Este resultado não surpreende, haja vista a importância que a cultura do cacau passou a representar na economia de Tomé-Açu, quando, a partir dos anos setenta, a CEPLAC iniciou suas atividades no Estado do Pará, dentro do programa de incentivos à produção nacional, promovidos pelo PROCACAU, visando aumentar a produção nacional para 700 mil toneladas e colocar o Brasil como segundo maior produtor de cacau no mercado internacional.

O fator distância dos centros de produção de cacau para os portos de exportação continua evidente para os municípios paraenses. Diante de uma estrutura de logística deficiente, difícil acesso a informações atualizadas, no que se relaciona à situação da oferta e demanda de cacau e especialmente com relação à formação dos preços, a geração de externalidades positivas, decorrentes da cadeia produtiva de cacau, é praticamente inexistente.

O principal efeito negativo da direção da causalidade identificada está associado com a formação da renda regional, haja vista a importância que a cultura do cacau representa para a economia do Estado do Pará, que ocupa hoje, com uma produção de 32,000 toneladas, o segundo lugar de maior produtor, atrás apenas do Estado da Bahia, historicamente o maior produtor nacional.

Tabela 5. Teste de causalidade de Granger para os preços de cacau dos Estados do Pará e Bahia, 1984 a 2004.

	<b>Causalidade</b>		<b>Prob.</b>
Ilhéus	→	Alenquer	0,0000
Alenquer	→	Nova Iorque	0,4175
Ilhéus	→	Altamira	0,0000
Altamira	→	Nova Iorque	0,2085
Ilhéus	→	Cametá	0,0000
Cametá	→	Nova Iorque	0,3438
Ilhéus	→	Castanhal	0,0008
Castanhal	→	Nova Iorque	0,2924
Ilhéus	→	Itaituba	0,0000
Itaituba	→	Nova Iorque	0,7968
Ilhéus	→	Rurópolis	0,0000
Rurópolis	→	Nova Iorque	0,6499
Ilhéus	→	Santa Izabel	0,0000
Santa Izabel	→	Nova Iorque	0,4132
Ilhéus	→	Tome-Açú	0,0000
Tome-Açú	→	Nova Iorque	0,0037

Fonte: Dados da pesquisa.

As economias dos municípios de Altamira, Medicilândia, Brasil Novo e Uruará, entre outros, localizados na BR-230 (Transamazônica), dependem basicamente da cultura do cacau. Não tendo importante participação na formação dos preços internacionais, eles passam a ser o que os economistas chamam de meros “tomadores de preços”. As economias regionais ficam ao capricho dos intermediários, que passam a ser os “formadores dos preços”. Neste caso, não só os produtores perdem como também o Estado, ao diminuir a parcela de arrecadação de impostos decorrente da comercialização do cacau.

Os resultados mostram não só uma completa dependência dos produtores paraenses no comportamento dos preços internacionais como determinados na Bolsa de Futuros de Nova Iorque como também indicam que a maior parte dos municípios paraenses depende da formação e transmissão dos preços de cacau a partir do mercado de Ilhéus.

Mesmo estando os mercados integrados, as decisões dos agentes que compõem a cadeia produtiva de cacau, nos diferentes níveis de atuação, são definitivas em indicar o sentido e magnitude das variações dos preços de cacau em nível regional, nacional e internacional.

## 5 CONCLUSÃO

O teste bivariado de co-integração de Johansen confirmou a integração dos mercados regionais dos Estados do Pará e Bahia com os preços futuros da Bolsa de Nova Iorque. Os resultados, no entanto, embora mostrem a existência de integração, evidenciaram que os municípios paraenses são basicamente “tomadores de preços”, ficando a depender não só dos agentes intermediários da região como também do comportamento dos agentes especuladores e *hedgers* que participam na Bolsa de Futuros de Nova Iorque. Quanto aos produtores do Estado da Bahia, a integração existente é um pouco melhor, mas sem chegar a mostrar uma participação importante na formação dos preços internacionais. Neste sentido, a integração, para ambas as regiões, pode ser classificada como “fraca”.

Não podendo os cacauicultores mudar a situação existente, cabe aos órgãos federais e estaduais definir políticas regionais que venham a reduzir o impacto decorrente da participação de grande número de agentes de comercialização e especialmente do comportamento do mercado futuro da Bolsa de Nova Iorque, na formação da renda regional.

Os coeficientes de velocidade de ajuste, estimados pelo modelo de vetor de correção de erros, mostram que os preços regionais se ajustam, em geral, de maneira lenta para restabelecer o equilíbrio de longo prazo. Esta situação, de certa forma, pode ser explicada pela “fraca” integração entre os mercados regionais e o mercado futuro de Nova Iorque, haja vista que não teria coerência econômica uma resposta rápida na presença de um mercado mostrando uma “fraca” integração. A falta de uma logística regional que permita ter ganhos competitivos na produção, comercialização e exportação de cacau continuará impactando negativamente a renda dos cacauicultores, especialmente os paraenses, por estarem localizados a grandes distâncias dos centros de decisão.



Com relação à transmissão de preços, o teste de causalidade de Granger mostrou que existe uma precedência ou causalidade unidirecional no sentido da Bolsa de Nova Iorque (CSCE) para os mercados regionais de Alenquer, Altamira, Cametá, Castanhal, Itaituba, Rurópolis, Santa Isabel e Tomé-Açu, no Pará, e para Ilhéus, na Bahia.

A integração dos mercados e as relações de causalidade existentes, como identificadas no estudo, indicam que a cadeia produtiva de cacau paraense, em especial, precisa apenas, para ser mais competitiva, dentro do âmbito das relações do mercado internacional, da participação mais positiva e efetiva dos órgãos federais e estaduais competentes para reduzir as diferenças geográficas e os fatores estruturais de logística precária que dificultam a convergência espacial dos mercados regionais com os centros internacionais.

## REFERÊNCIAS

AGUIAR, D.R.D. *Formação de preços na indústria brasileira de soja: 1982/1989*. Piracicaba.140p. Dissertação(Mestrado em Economia Agrária)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, ESALQ, São Paulo,1990.

AGUIAR, D.R.D.; BARROS, G.S.C. *Causalidade e assimetria na transmissão de preços de soja e derivativos no Brasil nos anos oitenta*. Estudos Econômicos, v.21,n.1,p.89-103, Jan/Abr.1991.

AKAIKE, H. *A new Look at the Statistical Model Identification*. IEEE Transaction on Automatic Control, AC-19, p. 716-723, 1974.

ALVES, J.M. *Transmissão de Preços e Margens de Comercialização de Abacaxi, Banana e Laranja em Minas Gerais*. Dissertação (mestrado em Economia Rural)- Universidade Federal de Viçosa: UFV, Minas Gerais, 1996.

ALEXANDER, C. *Modelos de mercado: Um guia para a análise de informações financeiras*. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, p. 380 e 381, 2005.

AMIN, M.M. *Margens de comercialização de cacau no Estado do Pará*. Belém: CEPLAC/CORAM/COPEP/DIMEQ, 1984. (Série Pesquisa)

\_\_\_\_\_. *Análise da Posição Competitiva do Brasil no Mercado Mundial de Cacau*.In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 1987, São Luiz, MA. Anais do XXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 1987.

\_\_\_\_\_. *Mudanças na Posição Competitiva e Parcelas de Exportação dos Principais Países Produtores de Cacau*. Belém, Pa.: Série Pesquisa – CEPLAC/DEPEA/COPEP/DIMEQ, outubro de 1988, 1988 (Pesquisa).

\_\_\_\_\_. *A influencia da atividade especulativa na determinação dos preços internacionais do cacau no mercado de futuros de Nova Iorque*- Belém. Comissão Executiva do Plano da Lavoura Cacaueira- CEPLAC. 1993.

\_\_\_\_\_. *Cacaucultura da Amazônia: Obstáculos à Competitividade no Mercado Internacional*. Belém, CEPLAC, 1994.

\_\_\_\_\_. *A ação especulativa dos fundos Hedge e de commodities nos mercados futuros de cacau*. Anais da SOBER. Passo Fundo, 2001.

ARDENI, P. G. *Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?* American Journal of Agricultural Economics, v.71, n. 3, p.661 a 669, 1989.

BACCHI, M.R.P. *Causalidade entre preços no mercado de carnes do estado de São Paulo*. Revista de Economia e Sociologia Rural. Brasília, V.34, Nº 4 p.51 a 60. Nov/Dez.1995.

BALTAGI, B.H. *Econometrics*. Epringer 1998.

BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W.; HENDRY, D.F. *Co-integration, Error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. OXFORD, 1993.

BARROS, G.S. de C., MARQUES, P.V.; BACCHI, M.R.P.; CAFFAGNI, L.C. *Elaboração de indicadores de preços de soja: um estudo preliminar*. Piracicaba: FEALQ/ESALQ, 1997.

BARROS, J.R.M.; GRAHAM, D.H. *A agricultura Brasileira e o Problema da Produção de Alimentos*. Pesquisa e Planejamento Econômico. 8(3): 695 a 726, 1978.

BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. *Timeseries analysis: forecasting and control*. San Francisco, Holden-Day, 1976.

CHAREMZA, W.W. and DEADMAN, F. *New direction in econometric practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. 2a ed. USA. 1992.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*. **Journal of American Statistical Association** 74, 427 – 431, 1979.

\_\_\_\_\_. *Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root*. **Econometrica**, 49, p.1057 – 1072, 1981.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Nova Yorque, John Wiley and sons, Inc.1995.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. *Co-integração and Error Corretion: representation, estimation and testing*. *Econometrica* v.55, n 2 p. 251 a 276, Mar 1987.

FACKLER, P.L.; GOODWIN, B. K. *Spatial Price Analisys* In RAUSSER, G; garden, b. (ed). *Handbook of Agricultural Economics*, North-Holland Press, 2001.

FAMINOW, M D.; BENSON, B. L. *Integrationof Spatial Markets*. *American Journal of Agricultural Economics*, v.72, n. 1, p.49 a 62, 1990.

FULLER, W.A. *Introduction to statistical time series*. New York: Jonh Wiley, 1976.

GEMAN, H. *Commodities and commodity derivatives: Modeling and Pricing for Agriculturals, Metals and Energy*. Wiley. England, 2005.

GOODWIN, B. K.; PIGOTT, N. E. *Spatial market integration in the presence of threshold effects*. *American Journal of Agricultural Economics*, v.83, n. 2, p.302 a 317, 2001.

GOMES, S.C.; SANTANA, A.C. *Integração de Mercado e Causalidade de Preço e produção da Pecuária de Corte no Brasil, 1980 a 2001*. *Movendo Idéias*, Belém, v. 7, n. 11, p. 124-134, 2002.

GUJARATI, D.N. *Econometria básica*. São Paulo: Makron Books, 3a ed., 2000.

GRANGER, C.W. J. *Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods*. **Econometrica**, V. 37. Nº 3. p. 424-438, July 1969.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. *Forecasting economic time series*. New York: Academic Press, 1986.

HAMILTON, J.D. *Time Series Analysis*. Princeton. New Jersey, 1994.

HARRIS, R.I.D. *Cointegration analysis in econometric modeling*. London: Prentice Hall, 1995.

HARRIS, B. *There is method in my Madness: Or is it vice-versa? Measuring agriculture market performance*, *Food research institute studies*, 17, p. 197-218, 1979.

HOMEM DE MELO, F.B. *Agricultura Brasileira: Incerteza e Disponibilidade de Alimentos*. 1978, Tese de livre docência, FEA-USP, São Paulo.

ISARD, P. *How far can we push the Law of One Price*. *American Economic Review*, 67. 942 a 948, 1977.

JOHANSEN, S. *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*. *Journal of Economics Dynamics and Control*, v.12, n 2/3 p.231 a 254, 1988.

\_\_\_\_\_. *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian autoregressive models*. *Econometrica*, v, 59, n 12 p. 1551 – 1580, 1991.

\_\_\_\_\_. *Likelihood-based inference in co-integrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: University Press, 1995.

JOHANSEN, S., JOSELIUS, K. *Maximun likelihood estimation and cointegration with application to the demand for money*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.52, n.1, 1990.

MADDALA, G.S. *Introdution to Econometrics*. Macmillam Publishing Company: New York, 2<sup>a</sup> ed. 1992.

MARGARIDO, M.A.; FAGUNDES, L.; VICENTE, J.R. *Analise de causalidade de preços no mercado de sardinha pós-plano Real*. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Passo Fundo (RS) 2002.

MARGARIDO, M. A.; SOUSA, E.L.L. de, *Formação de preços da soja no Brasil*. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v.45,t.2 p. 52 a 61, 1998.

MENEZES, J.A. de S. *Um modelo de determinação de preços de caca*. CEPLAC – Brasília, 1985.

NOGUEIRA,F.T.P.; AGUIAR, D.R.D.; LIMA, J.E. *Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica*. *Nova economia*, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, mai/ago 2005.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. *Testing for a unit root in time series regression*. Biometrika, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PINDYCK, R.S.; RUBINFELD, D.L. *Econometria, modelos & previsões*. Ed. Campus, Rio de Janeiro, 2004.

RAMANATHAN, R. *Introductory econometrics: With Applications Driden*. University of California – San Diego. 1995.

RESENDE, A.M.; AAD NETO, A. *Comercialização Agrícola*. Viçosa – Minas Gerais, 1981.

SANTANA, A. C. *Testes de cointegração e causalidade na avicultura brasileira: evidências empíricas*. Movendo Idéias, Belém, v. 4, n. 6, p. 25-31, 1999.

\_\_\_\_\_. *Método quantitativos em economia: elementos e aplicações*. Belém. UFRA. 2003.

SANTANA, A.C.; AMIN, M.M. *Cadeias produtivas e oportunidades de negócio na Amazônia*. Belém: UNAMA, 2002.

SANTANA, A.C.; MEYER, L.F.F. *Integração Espacial e Causalidade de Preços no Mercado de boi gordo no Pará*. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 2001, Recife - Pe. Competitividade e globalização: impactos regionais e locais. Brasília: SOBER, 2001. v.39. p. 1-7.

STOCK, J.H.; WATSON, M.W. *Econometria*. Addison Wesley. São Paulo 2004.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)