



**SOBER**

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,  
Administração e Sociologia Rural



**ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE PREÇOS NO MERCADO NACIONAL E  
INTERNACIONAL DE CACAU**

**MARIO MIGUEL AMIN; JOSÉ ALBERTO SEABRA;**

**FACULDADE DA AMAZÔNIA - FAMA**

**BELEM - PA - BRASIL**

**maramin@amazon.com.br**

**APRESENTAÇÃO ORAL**

**Comercialização, Mercados e Preços**

**ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE PREÇOS NO MERCADO NACIONAL E  
INTERNACIONAL DE CACAU**

**Nome do Autor:**

**Mario M. Amin**

**CPF 261.498.856-15**

**Universidade da Amazônia – UNAMA**

**AV. Nazaré 491/1303**

**66035-170 Belém, PA.**

**[maramin@amazon.com.br](mailto:maramin@amazon.com.br)**

**José Alberto Ferreira Seabra**

**Faculdade da Amazônia –FAMA**

**Quadra 77, Alameda V. Vinagre no 8**

**Val de Cães**

**66110-000 – Belém, PA**

**[albrtseabra@yahoo.com.br](mailto:albrtseabra@yahoo.com.br)**

## **Grupo de Pesquisa 1 – Comercialização, Mercados e Preços**

### **ANÁLISE DE CAUSALIDADE DE PREÇOS NO MERCADO NACIONAL E INTERNACIONAL DE CACAU**

## **Grupo de Pesquisa 1 – Comercialização, Mercados e Preços**

#### **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. 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 oito 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 de cacau, causalidade, Pará, Bahia, Bolsa de Nova Iorque.

## ABSTRACT

This study analyzes the causality (precedence) 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 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, causality, Pará, Bahia, New York Exchange Market

## 1. INTRODUÇÃO

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.

## 2. MATERIAL E MÉTODO

### 2.1 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.

### 2.2 Metodologia

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).

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

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.

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: os critérios de Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwarz Information Criterion (SIC).

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

Outro teste de raiz unitária é o chamado teste Phillips-Perron (PP), cuja diferença principal em relação ao teste anterior 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. 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 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:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

sendo que a estatística  $t$  pode ser escrita como em (6):

$$t_{pp} = \frac{\varphi_0^{1/2} t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2 - \varphi_0) T \cdot s_b}{2\omega\sigma} \quad (6)$$

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:

$$\Delta^2 X_t = \alpha + \beta \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

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. MODELO ANALÍTICO

O modelo de correção de erros, como especificado nas equações (8) e (9), 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.

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:

$$\Delta p_t^i = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_k \Delta p_{t-k}^j + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta p_{t-k}^i + \gamma_1 EC_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

$$\Delta p_t^j = \phi_0 + \sum_{k=1}^m \phi_k \Delta p_{t-k}^i + \sum_{k=1}^m \delta_k \Delta p_{t-k}^j + \gamma_2 EC_{t-1} + \nu_t \quad (9)$$

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  $EC_{t-1}$ .

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:

$$\Delta \log P_{R,t}^z = \alpha_R + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \log P_{R,t-i}^z + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta \log P_{I,t-j} + \gamma_R EC_{t-1} + \mu_t \quad (10)$$

$$\Delta \log P_{I,t} = \alpha_I + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta \log P_{R,t-i}^z + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta \log P_{I,t-j} + \gamma_I EC_{t-1} + v_t \quad (11)$$

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 (10) e (11) 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.

### 3.1 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:

$$\text{Regressão irrestrita} \quad Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

$$\text{Regressão restrita} \quad Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (13)$$

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 (12) 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 (13) 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  $Y$ .

## 4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 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 1, 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 a Bolsa de Nova Iorque. Já no segundo período, que vai de 1990 a 1994, os preços de cacau apresentam uma certa estabilidade. 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. 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, atingindo níveis muito próximos aos praticados em 1996, em torno de US\$ 1000 dólares a tonelada.

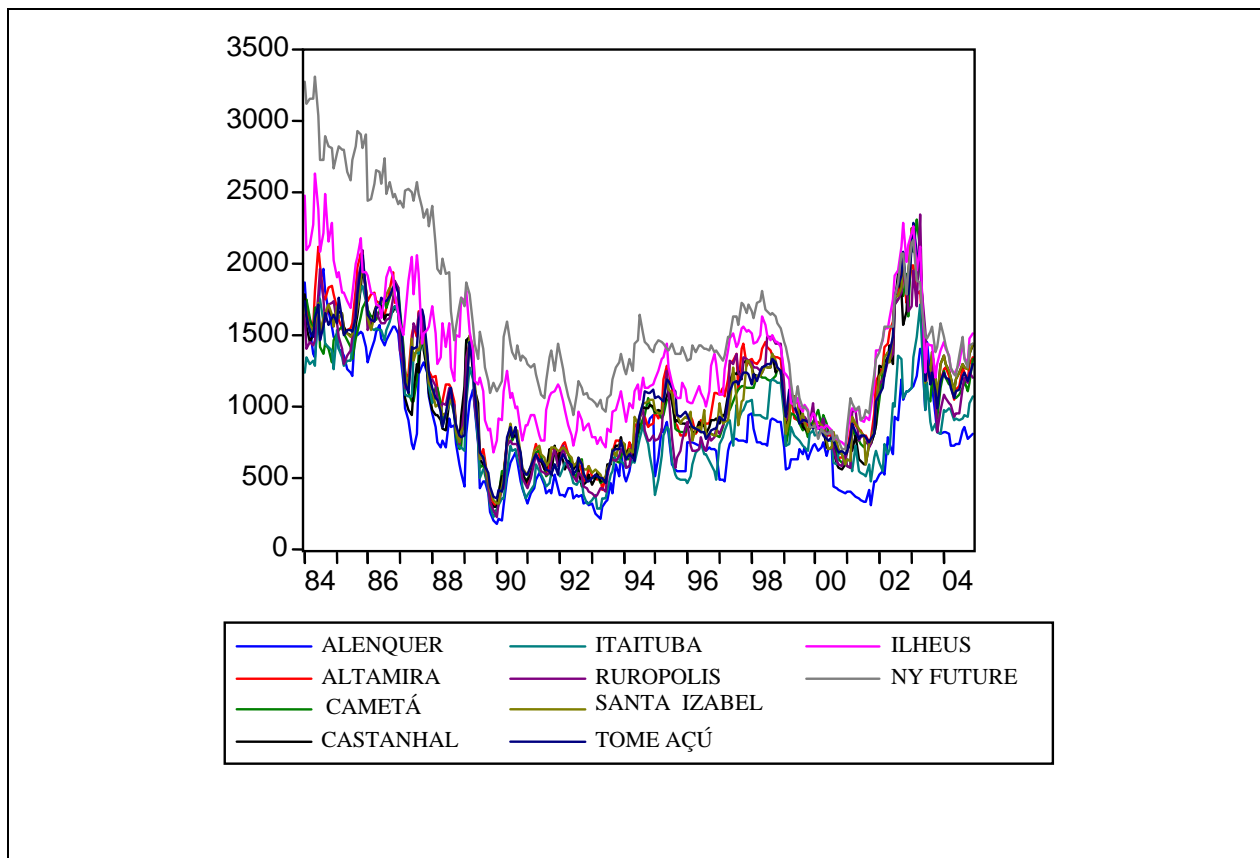


Figura 1. Preços mensais de cacau nos mercados do Estado do Pará, Bahia e Nova Iorque  
 Fonte: Dados da pesquisa.

Uma primeira inspeção no comportamento das séries de preços de cacau, na Figura 1, 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 Resultado dos Testes de Raiz Unitária

O Quadro 1 mostra os resultados dos testes de raiz unitária para ADF e PP, em nível e primeira diferença para os municípios dos Estado do Pará, Bahia e Bolsa de Nova Iorque.

A análise de causalidade exige que as séries de preços sejam estacionárias. 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.

#### 4.3 Teste de Causalidade de Granger

Neste item 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.

Quadro 1. Resultados dos testes de raiz unitária (ADF) e (PP), em nível e primeira diferença nos municípios selecionados

		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
Altamira	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).

#### 4.3.1 Teste de Causalidade de Granger em Nível Internacional

Na Tabela 1, 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.

Tabela 1. 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 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.

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.

#### 4.3.2 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 2, 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.

Tabela 2. 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	→	Tomé-Açu	0,0000
Tomé-Açu	→	Nova Iorque	0,0037

Fonte: Dados da pesquisa.

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.

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

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.
- 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.
- AKAIKE, H. *A new Look at the Statistical Model Identification*. IEEE Transaction on Automatic Control, AC-19, p. 716-723, 1974.
- AMIN, M.M. *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/COPES/DIMEQ, outubro de 1988, 1988 (Pesquisa).
- \_\_\_\_\_. *Cacaucultura da Amazônia: Obstáculos à Competitividade no Mercado Internacional*. Belém, CEPLAC, 1994.
- 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.
- 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.
- 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 Vetor Autoregressive Models*. Oxford: University Press, 1995.
- MADDALA, G.S. *Introdution to Econometrics*. Macmillam Publishing Company: New York, 2ª ed. 1992.
- 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.
- SANTANA, A. C. *Métodos Quantitativos em Economia: elementos e aplicações*, Belém, PA., 2003.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. *Econometria*. Addison Wesley. São Paulo 2004.