AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

CAUSALIDADE E CO-INTEGRAÇÃO NO MERCADO DE CAFÉ ENTRE A BM&F E A NYBOT

MARCELO LUIZ CAMPOS VALENTE; MARCELO JOSÉ BRAGA;

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA - UFV

VIÇOSA - MG - BRASIL

marceloagronegocio@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

CAUSALIDADE E CO-INTEGRAÇÃO NO MERCADO DE CAFÉ ENTRE A BM&F E A NYBOT

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas.

Resumo

O café apresenta alta volatilidade de preços, assim acredita-se que os preços futuros geram maior instabilidade no preço a vista, acarretando em perdas de bem estar para a economia. Uma tentativa de reduzir a instabilidade no preço consiste na contratação em mercados futuros, pois estes fornecem um mecanismo no qual especuladores assumem o risco de preço de agentes que detêm uma mercadoria sujeita à flutuação de preços. Em se tratando de preços nos mercados interno e externo deve-se verificar se tais preços são altamente relacionados, o que significa que são bons indicadores e podem ser considerados como referências seguras na tomada de decisão dos agentes, além de observar sua causalidade e sentido. De maneira geral, o presente estudo buscou avaliar o comportamento dos preços futuro de café do Brasil, negociado na BM&F, e dos Estados Unidos da América, negociado na NYBOT, no período de janeiro de 1994 a outubro de 2005. A teoria que embasa o trabalho é a Lei do Preço Único. A fim de confirmar as pressuposições da Lei do Preço Único investigou-se a relação que os preços futuros têm, utilizando os testes de causalidade de GRANGER (1969) para determinar a direção de causação entre estes preços, e os testes de ENGLE e GRANGER (1987) para observar as noções de co-integração. Verificou-se a existência de uma relação bi-causal entre os preços, observou-se também a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis,

verificada através da co-integração entre os dois preços, corroborando o que diz a Lei do Preço Único. A rapidez na transmissão e a grande magnitude da relação entre os preços da BM&F e da NYBOT indicam que a bolsa internacional pode ser considerada uma boa referência para os preços domésticos e vice-versa.

Palavras-chave: mercados futuros; comportamento dos preços; causalidade; co-integração; Lei do Preço Único.

1 - INTRODUÇÃO

O café é uma das *commodities* com maior volatilidade de preços. Por ser o Brasil um grande produtor, quando ocorrem variações de safras e/ou climáticas, os preços oscilam consideravelmente. Nesse sentido, torna-se necessário um ambiente de negociações saudável para eliminar as grandes flutuações de preços que podem existir em mercados fracos (PINTO, 2001). Além disso, deve existir uma relação de proximidade entre *commodities* futuras em diferentes países, para que os agentes de mercado possam confiar que os preços futuros são realmente representativos (FERNANDES et al., 2005).

Na figura 1 observa-se a evolução dos preços médios mensais da saca de 60 quilos de café em dólar da BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros e da NYBOT – New York Board of Trade.

Fonte: BM&F

Figura 1 - Evolução mensal dos preços café da BM&F – Bolsa de Mercadorias e Futuros e da NYBOT – New York Board of Trade.

Observa-se na figura 1 as oscilações de preços para a BM&F e NYBOT, sobretudo os picos no final do ano de 1994 e em meados de 1997. Já em meados dos anos 2002 os preços futuros atingiram o seu menor patamar. Porém, traçando-se uma reta de preço médio para as duas bolsas, observa-se apenas uma ligeira queda ao longo do período 1994 a 2005. Mas, em destaque encontra-se as trajetórias dos preços café das duas bolsas, que são praticamente idênticas, ou seja, quando uma reduz o preço, a outra assim o faz; e quando uma bolsa aumenta o preço o impacto na outra bolsa também é de aumento.

Diante do exposto, é fundamental a análise do instrumento “mercado futuro” nas decisões tomadas pelo mercado de café. A utilização desse instrumento possibilita, dentre outras coisas, proteção contra perdas não previstas pelos cafeicultores.

Os vários agentes dos setores produtivos, especialmente produtores, acreditam que os preços futuros geram maior instabilidade no preço a vista, acarretando em perdas de bem estar para a economia. E que as variações nos preços futuros se refletem nos preços a vista (PEROBELLI, 2005).

Assim, os mercados futuros fornecem um mecanismo no qual especuladores assumem o risco de preço de agentes que detêm estoques positivos ou negativos de uma mercadoria sujeita à flutuação de preços e que possuem diferentes graus de aversão ao risco. Assim, uma bolsa de futuros pode ser definida como um local organizado de

negociação, possibilitando a agentes o gerenciamento de risco. Suas funções básicas seriam a proteção contra este risco e uma alternativa de investimento financeiro (SCHOUCHANA, 2004).

Para POWERS (1970), um dos argumentos feito contra os mercados futuros é o de que em função de permitir operações especulativas, acarretariam numa maior instabilidade dos preços. Segundo o autor, a literatura é inconclusiva sobre a questão dos mercados futuros aumentarem ou não a instabilidade dos preços físicos. Para produtos estocáveis, há uma maior estabilidade dos preços no mercado a vista, pois os mercados futuros promovem uma redução no diferencial de preços de safra para a entressafra, através da especulação que dá suporte aos preços na época da colheita. As flutuações de preço de ano para ano também diminuem pelo fato do mercado futuro ser um guia confiável para o planejamento da produção. No entanto estas conclusões não são válidas para mercadorias produzidas continuamente ou não estocáveis, pois tais mercadorias devem ser vendidas logo após a colheita, assim estão sujeitas aos preços que vigoram no mercado à vista, não sendo possível uma estratégia de estabilidade de preço, por exemplo, em mercados futuros, pelas especificidades da produção.

Dentre os argumentos favoráveis à negociação em futuros, segundo FORTENBERY e ZAPATA (1997), está o fato dos mercados futuros facilitarem a descoberta de preço e promoverem um ambiente de gerenciamento do risco de preço. Para SCHROEDER e GOODWIN (1991), a descoberta do preço nos mercados futuros refere-se ao uso dos preços futuros para determinar os preços no mercado a vista.

OELLERMANN e FARRIS (1985) fizeram um trabalho empírico para o mercado de boi gordo norte-americano, no qual buscavam delinear qual mercado conduz o outro ao processo de descoberta do preço. Segundo o trabalho teórico de STEIN (1961), os preços futuros e a vista para uma *commodity* específica são determinados simultaneamente. Os autores utilizaram o preço de fechamento do primeiro vencimento do contrato futuro de boi gordo da *Chicago Mercantile Exchange* (CME) e a média do preço a vista no mercado de Omaha. A metodologia utilizada foi o teste de causalidade de GRANGER (1969). O período de observação foi de 1966 a 1982. Como resultados, os autores obtiveram indicativos que em grande parte da análise os mercados futuros são o centro de descoberta do preço para a *commodity*. Como a informação do preço futuro está disponível a um custo baixo, os pecuaristas e frigoríficos observam as variações do preço futuro ao tomar sua decisão de negociação no mercado mercados futuros à vista.

SCHROEDER e GOODWIN (1991) testaram as relações de curto e longo prazo entre o mercado à vista de Omaha e o primeiro vencimento futuro do mercado de suínos da CME. A análise incluiu os anos de 1975 a 1989. Como resultados obtiveram que a descoberta de preço geralmente ocorre no mercado futuro, com uma média de 65% das novas informações sendo passadas do mercado futuro para o mercado a vista. Através dos procedimentos de co-integração concluíram que o preço a vista e futuro não tem uma relação de longo prazo. Também, observaram um pequeno *feedback* das informações do mercado a vista para o mercado futuro no curto prazo.

YANG et al (2001) fizeram um estudo sobre a descoberta do preço para discutir as diferenças entre os produtos estocáveis e os não estocáveis. Utilizaram dados diários de 1992 a 1998 e a metodologia empregada foi a de co-integração e os modelos de correção de erro. Os resultados mostraram que o fato do ativo ser estocável não afeta a existência de uma relação de longo prazo entre os preços futuro e a vista.

PEROBELLI (2005) verificou as relações entre o preço à vista e futuro do mercado de boi gordo brasileiro. Para a verificação da relação entre os preços, utilizou-se do teste de causalidade de GRANGER (1969), dos procedimentos de co-integração e do modelo de

correção de erro. Verificou-se a existência de uma relação bi-causal entre os preços, o que sugere que os agentes no mercado a vista ao tomarem suas decisões consideram o preço de fechamento do dia anterior do primeiro vencimento do mercado futuro, e os agentes no mercado futuro ao realizarem seus negócios consideram o que ocorreu no mercado a vista. Este resultado foi corroborado pelo modelo de correção de erro, observou-se também a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, através da co-integração entre as mesmas.

Já LOVADINE e BACCHI (2005) procuraram identificar relações causais e estimar as elasticidades de transmissão entre os seguintes pares de preços: preço interno e internacional de soja em grão; preço interno e internacional de farelo de soja e; preço interno e internacional de óleo de soja. Os dados utilizados correspondem às médias semanais dos preços acima citados para o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2004. Observaram-se relações causais entre os preços interno e externo do farelo e entre os preços interno e externo do óleo. Em ambos os casos, os preços internos são antecipados pelos preços externos dos respectivos produtos e as variações são transmitidas com grande intensidade e de forma rápida (até uma semana de defasagem). Não se identificou relação causal entre os preços interno e externo do grão. Nos três casos, notaram-se fortes relações contemporâneas.

Outros autores, como STEVENS (1988) e KARLSON *et al.* (1993), também procuraram avaliar o comportamento dos preços no mercado futuro. No primeiro caso, a *commodity* utilizada para a análise foi o milho e no segundo, o milho e a soja.

Após toda essa discussão observa-se que um mercado tido como eficiente requer informação fluente entre os elos da cadeia produtiva. Especificamente falando em preços nos mercados interno e externo deve-se verificar se tais preços são altamente relacionados, o que significa que são bons indicadores e podem ser considerados como referências seguras na tomada de decisão dos agentes, além de observar sua causalidade e sentido.

De maneira geral, o presente estudo buscou avaliar o comportamento dos preços futuro de café no período de janeiro de 1994 a outubro de 2005.

Especificamente, procurou-se verificar: a) a relação de causalidade; e b) o grau de integração entre os mercados de café do Brasil e dos Estados Unidos da América, negociados nas Bolsa de Mercadorias e Futuros BM&F e NYBOT, respectivamente.

2 - REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 - A lei do preço único

Este artigo utiliza o modelo teórico desenvolvido por MUNDLAK e LARSON (1992), utilizado por BARBOSA et. al. (2002), o qual tem como base a Lei do Preço Único. Conforme KRUGMAN e OBSTFELD (2005, pg 290),

“a Lei do Preço Único estabelece que nos mercados concorrenciais livres de custos de transporte e de barreiras oficiais ao comércio (como as tarifas), bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda.”

A validade da Lei do Preço Único está diretamente relacionada ao processo de arbitragem internacional, qual, no longo prazo, tende a igualar os preços nos dois mercados (doméstico e externo). A arbitragem induz a uma elevação do preço no país com preço baixo, em função do aumento da quantidade demandada, enquanto provoca queda de preço no país com preço alto, devido ao excesso da quantidade ofertada. O processo de arbitragem continua até o momento em que os preços nos dois países sejam igualados. Portanto, caso a Lei do Preço Único seja válida, os preços domésticos de determinado produto devem ser iguais àqueles que prevalecem no mercado internacional. Sendo assim, variações de preços no mercado externo preços praticados no mercado doméstico no longo prazo, ou seja, a elasticidade de transmissão de preços é igual a um.

De acordo com o modelo proposto por MUNDLAK e LARSON (1992), o preço doméstico de determinado produto pode ser escrito como função do seu próprio preço no mercado internacional e da taxa de câmbio nominal. Matematicamente, tem-se:

$$P_u = P^* \text{ it } E \text{ t} \quad (1)$$

Multiplicando-se os dois lados de (1) por $1/Et$, obtém-se:

$$P^{ar} \text{ it} = P^* \text{ it} \quad (1a)$$

onde: $P^{ar} \text{ it}$ referem-se aos preços domésticos cotados em dólares.

Para captar possíveis desvios, em função de variáveis não introduzidas no modelo, adiciona-se um termo de erro (u) na equação. Escrevendo-se a equação (1a) na forma logarítmica, obtém-se:

$$P^{ar} \text{ it} = P^* \text{ it} + u \text{ it} \quad \square (2)$$

onde $u \text{ IID} \sim (\mu, \sigma^2)$ e $E(p^*u)=0$ ou seja, $u \text{ it}$ não é correlacionado com nenhuma das variáveis de entrada do modelo. O modelo mais simples pressupõe que os preços domésticos em dólares de determinado produto sejam função do seu preço mundial e do termo de erro, sendo assim, estima-se o seguinte modelo:

$$P^{ar} \text{ it} = \alpha + \beta P^* \text{ it} + \varepsilon \text{ it} \quad \square (3)$$

onde α $\square$ é uma constante (ou intercepto).

Em relação ao valor do coeficiente β , adota-se a hipótese de que seu valor seja igual à unidade. Assim, o coeficiente β é a elasticidade do preço doméstico cotado em dólares em relação ao internacional, ou seja é a sua elasticidade de transmissão de preço. Quando o seu valor é igual a um, significa que variações no âmbito internacional são plenamente transmitidas ao mercado interno. Por outro lado, quando o valor de β é igual a zero, isso implica que variações do preço internacional não conduzem a qualquer tipo de reação do preço doméstico. Neste caso, a economia do país é completamente fechada. É comum que o valor de β permaneça entre zero e um, refletindo a política comercial adotada pelo país ou algum outro tipo de restrição imposta ao mercado.

3 - FORMULAÇÃO DO MODELO

A investigação sobre a relação entre os preços futuros tem utilizado os testes de causalidade de GRANGER (1969) para determinar a direção de causalidade entre estes preços. Já para a identificação de relações de co-integração, utilizam-se os testes de ENGLE e GRANGER (1987) para a descoberta dos preços no mercado futuro. YANG et al. (2001) afirmaram que a existência da co-integração dependerá da série ser ou não estocástica, e que se espera a co-integração para o caso positivo. Por fim, foi estimado o modelo de correção de erro, a fim de recuperar as relações de longo prazo entre as variáveis.

Tais procedimentos já foram utilizados por LOVADINE e BACCHI (2005), PEROBELLI (2005), entre outros.

3.1 Teste de Causalidade

O teste de Granger supõe que as informações relevantes para a previsão dos preços futuros da BM&F e da NYBOT, estão contidas nos dados de séries temporais destas variáveis. O teste baseia-se nas seguintes equações:

$$P_{bmf} = \sum \alpha_i P_{nybot\ t-i} + \sum \beta_j P_{bmf-j} + u_{1t} \quad (4)$$

$$P_{nybot} = \sum \lambda_i P_{nybot\ t-i} + \sum \delta_j P_{bmf-j} + u_{2t} \quad (5)$$

Onde P_{bmf} – Preço futuro da BM&F; P_{bmf-j} – Preço futuro da BM&F defasado em j período; P_{nybot} – Preço futuro da NYBOT; e $P_{nybot\ t-i}$ – Preço futuro da NYBOT defasado em i período.

Em que se supõe que as perturbações u_{1t} e u_{2t} não tenham correlação.

Assim, têm-se as seguintes situações:

- 1) Causalidade unidirecional de P_{nybot} para P_{bmf} é indicada se os coeficientes estimados sobre P_{nybot} defasado em (4) forem estatisticamente diferentes de zero como um grupo e o conjunto dos coeficientes estimados sobre o P_{bmf} defasado em (5) não forem estatisticamente diferentes de zero.
- 2) Inversamente, causalidade unidirecional de P_{bmf} para P_{nybot} é indicada se os coeficientes estimados sobre P_{nybot} defasado em (4) não forem estatisticamente diferentes de zero como um grupo e o conjunto dos coeficientes estimados sobre o P_{bmf} defasado em (5) forem estatisticamente diferentes de zero.
- 3) Realimentação, ou causalidade bidirecional entre as variáveis, é sugerida quando os conjuntos de coeficientes de P_{nybot} e P_{bmf} são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões (4) e (5).
- 4) Por fim, independência, ou não há causalidade entre as variáveis do modelo, é sugerida quando os conjuntos de coeficientes de P_{nybot} e P_{bmf} não são estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões (4) e (5).

Partindo de uma especificação geral, consideraram-se 12 defasagens da variável dependente (LOVADINE e BACCHI, 2005).

3.2 - Regressões Espúrias e Testes de Raiz Unitária

Um possível problema quando se faz análise de regressão com dados de séries temporais não estacionárias é o de se obter regressão espúria, ou seja, regressões com resultados aparentemente significantes para dados não relacionados.

Conforme JUDGE *et al.* (1988), uma série y_t é considerada estacionária se os pressupostos $E(y_t) = \mu$ (média constante), $var(y_t) = \sigma^2$ (variância constante) e $cov(y_t, y_{t+s})$

$= \text{cov}(y_t, y_{t-s})$ (covariância depende de s e não de t) são válidos. No caso de uma das condições acima não ser verdadeira, diz-se que a série é não-estacionária. A regressão feita com séries não estacionárias pode levar a estimadores de mínimos quadrados e testes estatísticos enganosos e não confiáveis.

O método mais utilizado para detectar a estacionariedade de uma série temporal é o teste de raiz unitária. Para tanto, pode-se considerar o seguinte modelo (GUJARATI, 2000):

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad (6)$$

Sendo y_t a variável série temporal e v_t o termo de erro aleatório com $E(v_t) = 0$ e $\text{var}(v_t) = \sigma_v^2$. Nesse modelo, se $\rho = 1$, então y_t é um passeio aleatório não estacionário $y_t = y_{t-1} + v_t$, e dizemos que tem raiz unitária, pois o coeficiente de y_{t-1} é igual a 1.

Desse modo, pode-se detectar a não-estacionariedade, testando a hipótese nula de que $\rho = 1$ contra a hipótese alternativa de que $|\rho| < 1$.

Alternativamente, subtraindo y_{t-1} de ambos os lados da equação 6 obtém-se:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + v_t \quad (7)$$

com $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e $\gamma = \rho - 1$.

Testa-se então a hipótese nula de que $\gamma = 0$ (não estacionariedade) contra a hipótese alternativa $\gamma < 0$ (estacionariedade).

A variável $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ é chamada a primeira diferença da série y_t . As séries, em geral, podem ser diferenciadas d vezes até tornarem-se estacionárias e, então, são chamadas de séries integradas de ordem d , $I(d)$.

Sob a hipótese nula, a estatística a ser utilizada no teste de raiz unitária é a τ .

Considerando modelos que incorporam termos relacionados com a presença de intercepto e tendência, têm-se respectivamente:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \xi_t \quad (8)$$

e

$$y_t = \alpha + \beta_t + \rho y_{t-1} + \xi_t \quad (9)$$

No caso de modelos com intercepto (8), a estatística utilizada é denominada de τ_μ e, para testar a presença de tendência (9), utiliza-se a estatística τ_τ .

Considerando a possibilidade do termo erro ξ_t ser auto-correlacionado, utiliza-se para o teste, um modelo auto-regressivo de ordem p , tal como:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta y_{t-i} + \xi_t \quad (10)$$

onde: $\lambda_i = \sum p_j$ e $\gamma = \sum p_{i-1}$. Nesse caso, a presença de raiz unitária é testada pela hipótese $H_0: \gamma = 0$ e o teste de raiz unitária é denominado de Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

3.2 - Testes de Co-integração

Co-integração significa que séries temporais não-estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio no longo prazo.

Segundo ENGLE e GRANGER (1987), se duas séries temporais y_t e x_t são ambas $I(d)$, então, qualquer combinação linear entre elas também será $I(d)$, isto é, os resíduos obtidos da regressão de y_t por x_t serão $I(d)$. Se, no entanto, existir um vetor β , tal que o termo de erro resultante da regressão $\xi = y_t - \beta x_t$ tenha menor ordem de integração, $I(d,b)$, onde $b > 0$, então y_t e x_t serão consideradas integradas de ordem (d,b) . Desse modo, se y_t e x_t são ambos $I(1)$ e $\xi_t \sim I(0)$, as duas variáveis serão co-integradas de ordem $CI(1,1)$.

O teste de co-integração entre duas variáveis, y_t e x_t , consiste em verificar se elas têm caminho temporal ligados. É necessário, inicialmente, verificar se y_t e x_t são variáveis

não estacionárias e integradas de mesma ordem. O teste de co-integração obedece a seguinte equação:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \xi_t \quad (11)$$

O resíduo estimado (ξ_t) é testado para identificar se é estacionário [$I(0)$] ou não, através da aplicação do teste de raiz unitária para:

$$\Delta \xi_t = \Pi \xi_{t-1} - \sum \theta_j \Delta \xi_{t-j} + u_t \quad (12)$$

Comparando-se o resultado obtido para o teste referente à estimativa de π ao valor crítico tabulado por ENGLE e GRANGER (1987), pode-se rejeitar ou não a hipótese de não co-integração, $H_0: \pi = 0$, em favor de $H_1: \pi < 0$ (co-integração), se o Engle & Granger Aumentado (AEG) obtido for maior ou menor do que o valor crítico, respectivamente.

Para a determinação do valor de p (número de defasagens da primeira diferença), adota-se os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), que visa eliminar a autocorrelação dos resíduos (BARBOSA et. al., 2002).

$$AIC = \ln \sigma^2 + (2/T) \text{ (número de parâmetros)} \quad (13)$$

$$SC = \ln \sigma^2 + (\ln T/T) \text{ (número de parâmetros)} \quad (14)$$

em que σ^2 é a soma dos quadrados dos resíduos do processo auto-regressivo de ordem p e T refere-se ao número de observações da amostra.

3.4 – Mecanismo de Correção de Erro

Observada a relação de co-integração entre as variáveis, deve-se incluir no modelo convenientemente diferenciado, um componente que recupera as informações de longo prazo, chamado de *Mecanismo de Correção de Erro*. Esse mecanismo consiste na inclusão do resíduo da equação de co-integração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico especificado nas diferenças, originando o *Modelo com Correção de Erro*:

$$\Delta P_{bmf} = \beta_0 + \Delta P_{nybot} + \Delta u_t \quad (15)$$

3.5 - Fonte de dados

As séries diárias de preços futuros da BM&F e da NYBOT, em dólar por sacas de 60 quilos, foram fornecidos pelo departamento agrícola da BM&F. Foram construídas médias mensais de janeiro de 1994 à outubro de 2005.

4 - RESULTADOS

A discussão sobre a relação entre os preços futuros foi dividida em três partes. Na primeira, foi feito o teste de causalidade no sentido de Granger, para determinar a direção de causalidade. Na segunda, parte foi utilizado o procedimento de Dickey e Fuller Aumentado (ADF) para verificar se as duas séries são estacionárias, bem como foi verificada a co-integração entre as séries a fim de identificar relações de longo prazo. Por fim, na terceira parte foi estimado o modelo de correção de erro para recuperar as relações de longo prazo.

4.1 – Teste de causalidade.

A tabela 1 traz os resultados do teste de Granger, que procurou verificar a relação de causação entre as variáveis preços da BM&F e da NYBOT.

Tabela 1 - Resultados do teste de Granger para as séries de preços da BM&F e da NYBOT.

<i>Hipótese nula</i>	<i>F</i>	<i>Probabilidade</i>	<i>Resultado</i>
NYBOT não causa BM&F	3,74208	0,00010	Rejeito
BM&F não causa NYBOT	2,78617	0,00246	Rejeito

Fonte: Resultados da pesquisa

Utilizou-se 12 defasagens, pois é o que normalmente se utiliza na literatura para séries mensais. Notou-se que as duas hipóteses foram rejeitadas, o que indica uma causalidade, segundo Granger, bidirecional, ou seja, os preços defasados da NYBOT ajudam na previsão do preço corrente da BM&F, e vice-versa.

A bi-causalidade também foi verificada por AGUIAR (1990) entre preços mensais do mercado externo e interno de farelo de soja. De acordo com o autor a relação bi-causal podia ser atribuída ao fato de que o Brasil se destacava como maior produtor de farelo, influenciando significativamente os preços internacionais.

Esta justificativa pode ser incorporada ao presente trabalho, visto que o Brasil é o maior produtor de café, logo, tende a influenciar os preços internacionais.

4.2 - Teste de co-integração

Para verificar a existência de raiz unitária utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado em nível. Os resultados são descritos na tabela 2.

A equação de co-integração foi a seguinte, devido a bi-causalidade das séries de preços da BM&F e da NYBOT.

$$P_{bmf} = \beta_0 + P_{nybot} + u_t \quad (16)$$

Tabela 2 – Valores calculados pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado em nível nas diversas especificações do modelo para as séries de preços da BM&F e da NYBOT.

Modelo	BM&F	NYBOT	Valor crítico de ADF	Ordem de Integração
Completo	-2,94	-2,82	- 3,14 *	I(1)
Sem tendência	-2,13	-1,87	- 2,57 *	I(1)
Sem constante	-0,68	-0,58	- 1,61 *	I(1)

* - Valores críticos a 10% de Dickey-Fuller.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A regra de decisão do teste consiste em aceitar a hipótese nula quando o valor calculado por ADF for menor do que o valor crítico, sendo assim a série não foi estacionária e possui uma raiz unitária, sendo integradas de ordem 1, ou seja, I(1).

Utilizando-se a regra de decisão observa-se que tanto a série da BM&F e da NYBOT, para qualquer tipo de especificação do modelo em nível, são não estacionárias e I(1). Já o erro (u) apresentou-se como estacionário, logo é I(0), conforme tabela 3. Assim pode-se concluir que não se trata de uma regressão espúria.

O número de defasagens foi o mesmo para cada especificação, seguindo os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), onde o máximo de defasagens foi de 12, sendo o da BM&F igual a 1, o da NYBOT igual a 0 e dos resíduos igual a 3.

Regressões não espúrias também foram encontradas por PEROBELLI (2005), indicando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, que no caso da autora foram os preços a vista e futuro do mercado de boi gordo.

Considerando que as variáveis BM&F e NYBOT são integradas de mesma ordem I(1), foram realizados testes de co-integração de Engle & Granger com os resíduos cujos resultados constam na Tabela 3, onde apresentou-se como integrado de ordem 0, ou seja, I(0), ressalta-se que na análise do resíduo os valores críticos utilizados foram os de Engle & Granger.

Tabela 3 - Valores calculados pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado em nível nas diversas especificações do modelo para o resíduo.

Modelo	Resíduo	Valor crítico de ADF	Ordem de Integração
Completo	-6,00	- 3,12 *	I(0)
Sem tendência	- 5,98	- 3,12 *	I(0)
Sem constante	-6,01	- 3,12 *	I(0)

* - Valores críticos a 10% de Engle & Granger.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Os resultados do teste de co-integração apontam relações de longo prazo entre os preços futuros da BM&F e NYBOT e que estes preços tendem ao equilíbrio. Esse resultado é condizente com as expectativas, já que a Lei do Preço Único nos diz que o mercado interno e externo devem ter preços iguais, descontando-se os custos de transações.

Estes resultados são esperados devido as relações históricas entre as bolsas BM&F e NYBOT em se tratando de preços de café arábica e foram corroborados por Yang et al

(2001), que observaram a existência de uma relação de longo prazo para o mercado de boi gordo norte-americano.

4.3 – Mecanismo de Correção de Erro

De acordo com a equação (15) estimaram-se os seguintes parâmetros:

$$\Delta P_{bmf} = 0,08 + 0,67 \Delta P_{nybot} - 0,25 u_{t-1} \quad (17)$$

$$t = (0,14) \quad (20,50) \quad (-4,40) \quad R^2 = 0,75 \quad d = 1,92$$

Comparando-se com os parâmetros estimados conforme a equação (16) de co-integração:

$$P_{bmf} = -0,98 + 0,85 P_{nybot} \quad (18)$$

$$t = (-0,45) \quad (59,71) \quad R^2 = 0,96 \quad d = 0,66$$

Pode-se observar que alterações em curto prazo no preço da NYBOT tem efeitos positivos significativos sobre o preço da BM&F e que cerca de 0,25 da discrepância entre o preço efetivo e o preço esperado a longo prazo, ou de equilíbrio, da BM&F é eliminada ou corrigida a cada mês. Examinando a equação co-integrante observa-se o β_2 é igual a 0,85, ou seja, a uma relação próxima a um entre P_{bmf} e P_{nybot} e que P_{bmf} se ajusta, no longo prazo, com razoável rapidez após uma perturbação.

Tais resultados foram encontrados, de forma aproximada, por SCHROEDER e GOODWIN (1991), que observaram uma relação média de 65% das novas informações sendo repassadas do mercado futuro da CME para o mercado à vista de suínos de Omaha.

Estes resultados implicam que o ajustamento de preços é evidente entre as bolsas BM&F e NYBOT. Esta relação de longo prazo descrito entre as variáveis, corrobora o que diz a Lei do Preço Único, ou seja, bens idênticos vendidos em países diferentes devem ser vendidos pelo mesmo preço, quando expresso na mesma moeda, descontados os custos de transações.

5 - CONCLUSÕES

Este trabalho teve como principal objetivo identificar e mensurar as relações causais existentes entre os preços futuros da BM&F e NYBOT.

Verificou-se a existência de uma relação bi-causal entre os preços, o que sugere que os agentes nos dois mercados tomam suas decisões baseando nos dados passados do outro mercado. Observou-se também a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis, verificada através da co-integração entre os dois preços, corroborando o que diz a Lei do Preço Único.

A rapidez na transmissão e a grande magnitude da relação entre os preços da BM&F e da NYBOT indicam que a bolsa internacional pode ser considerada uma boa referência para os preços domésticos e vice-versa.

O fato dos preços domésticos serem influenciados pelos preços externos pode ser considerado normal, pois, apesar do Brasil ser um grande produtor e exportador de itens agrícolas, dentre eles o café arábica se destaca, diversos estudos mostram que o país é tomador de preços no mercado internacional.

A partir deste trabalho sugerem-se outras pesquisas comparando as demais bolsas que operam futuros, bem como a comparação com o mercado físico, nas suas principais praças de negociação, a fim de verificar qual é a integração e a relação causal entre tais mercados.

6 - REFERÊNCIAS

- AGUIAR, D. R. D. **Formação de preços na Indústria Brasileira de Soja 1982/89**. Piracicaba, 1990. 140p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.
- BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JUNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v 2, nº 12, 79-108 p. 2002.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v 35, n 1, p. 251-276, 1987.
- FERNANDES, E. A. **O Comportamento do Preço à Vista e Futuro de Café no Brasil: o Hedge como Opção de Redução de Risco**. CONGRESSO SOBER, 2005.
- FORTENBERY, T. R.; ZAPATA, H.O. An evaluation of price linkages between futures and cash markets for cheddar cheese. **Journal of Futures Markets**, v 17, n 3, p. 279-301, 1997.
- GRANGER, C.W.J. Investigating causal relationships by econometric models and cross spectral methods. **Econometrica**, v 37, p. 424-438, 1969.
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3ª ed. São Paulo: Person Makron Books, 2000.
- JUDGE, G. G.; HILL, R. C.; GRIFFITHS, W. E.; LÜTKEPOHL, H.; LEE, T. **Introduction to theory and practice of Econometrics**. 1988, 2nd ed.
- KARLSON, N.; ANDERSON, B.; DAHL, R. Cash – futures price relationships: guides to corn marketing. **Staff Paper P93-1**, Department of agricultural and applied economics, University of Minnesota, 1993.
- KRUGMAN Raul R., OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.
- LOVADINE, Débora, BACCHI, M. R. P. **Causalidade e Transmissão de Preços entre Mercado Interno e Internacional para Produtos do complexo Soja**. CONGRESSO SOBER, 2005.
- MUNDLACK, Yair; LARSON, Donald F. On the transmission of world agricultural prices. **The World Bank Economic Review**, v. 6, n. 1, p. 399-422, 1992.
- OELLERMANN, C. M.; FARRIS, P.L. Futures or cash: which market leads live beef cattle prices? **Journal of Futures Markets**, v 5, n 4, p. 529-538, 1985.
- PEROBELLI, F. S. **As relações entre os preços a vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Basil**. CONGRESSO SOBER, 2005.

PINTO, W. J. **Relações de preços e hedging no Mercado de café.** Viçosa: UFV, 2001. 65p. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Viçosa.

POWERS, M.J. Does futures trading reduce price fluctuations in the cash markets? **The American Economic Review**, v 60, n 3, p. 460-464, 1970.

SCHOUCHANA, F. **Introdução aos mercados futuros e de opções agropecuários.** São Paulo: BM&F, 2004. 94p.

SCHROEDER, T. C.; GOODWIN, B.K. Price discovery and cointegration for live hogs. **Journal of Futures Markets**, v 11, n 6, p. 685-696, 1991.

STEIN, J.L. The simultaneous determination of spot and futures prices. **American Economic Review**, v 51, p. 1012-1025, 1961.

STEVENS, S.C. Weather markets: U. S. Corn and soybeans. **Staff Paper P88-27**, Department of agricultural and applied economics, University of Minnesota, 1988.

YANG, J.; BESSLER, D.A.; LEATHAM, D. J. Asset storability and price discovery in commodity futures markets: a new look. **Journal of Futures Markets**, v 21, n 3, p. 279-300, 2001.