



**RELAÇÃO ENTRE OS PREÇOS DOS MERCADOS FUTURO E FÍSICO DA SOJA:
EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO BRASILEIRO**

**FLÁVIA ALEXANDRE COSTA; KARLIN SAORI ISHII; JOAO GOMES MARTINES;
GUILHERME JACOB MIQUELETO;**

ESALQ/USP

PIRACICABA - SP - BRASIL

flavialecosta@yahoo.com.br

PÔSTER

COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS

**Relação entre os preços dos mercados futuro e físico da soja: evidências para o
mercado brasileiro**

Grupo de Pesquisa: **Comercialização, Mercados e Preços Agrícolas.**

Resumo

Em 1970, Brasil tornou-se o segundo produtor mundial de soja em grão e o principal exportador de farelo de soja, sob a égide de intervenções e subsídios governamentais em praticamente todos os segmentos do SAG (Sistema Agroindustrial) da soja. O objetivo do trabalho é verificar qual é o mercado que determina o preço da soja (físico ou futuro) e verificar se há uma relação estável e de longo prazo (cointegração). Os dados utilizados foram os preços da soja em Guarapuava/PR para o mercado físico e o preço do contrato futuro para soja com vencimentos em abril para o período de outubro de 2002 até março de 2004 da Bolsa de Mercadorias & Futuros. Como conclusão observou-se que o mercado futuro é líder de preços, sendo assim, mudanças nos preços dos contratos futuro afetam o mercado a vista analisado e o contrário não se verifica, e que os mercados movem-se de maneira semelhante no longo prazo.

Palavras-chave: soja, price discovery, cointegração, mercados futuros, causalidade.



XLIV CONGRESSO DA SOBER
“Questões Agrárias, Educação no Campo e Desenvolvimento”



Introdução

As dimensões do sistema agroindustrial (SAG) da soja no Brasil são consideráveis. Roessing & Santos (1997) estimam que o sistema, envolvendo desde o setor de insumos até os produtos para consumo final (incluindo mercado externo), gerou em 1997 ao redor de US\$ 24,5 bilhões ou cerca de 10% do PIB oriundo do *agribusiness* brasileiro. Produtos do complexo soja têm sido freqüentemente citados como os de maior peso na pauta de exportações do Brasil, em especial o farelo e a soja em grãos. Tais produtos geraram em 1997 cerca de US\$ 5,7 bilhões de divisas com exportações para o Brasil.

Esta expressiva importância econômica do SAG da soja anda lado a lado com uma situação de amplas mudanças envolvendo praticamente todos os seus segmentos. A abertura comercial e a desregulamentação que caracterizaram a economia brasileira nos anos 1990 tiveram impactos na competitividade de diversos sistemas agroindustriais, na medida em que seus mecanismos de coordenação foram alterados. As regras que moldaram a expansão do sistema agroindustrial da soja nas décadas de 1970 e 1980 foram graduais, mas profundamente alteradas. Sob tais regras, o Brasil tornou-se o segundo produtor mundial de soja em grão e o principal exportador de farelo de soja, sob a égide de intervenções e subsídios governamentais em praticamente todos os segmentos do SAG, mas que foram pouco a pouco sendo reduzidos.

Submetidos a um novo ambiente competitivo, os vários segmentos do SAG da soja passam a presenciar importantes mudanças, ao mesmo tempo em que buscam readequar suas estratégias visando obter ganhos de competitividade. O deslocamento da produção agrícola rumo aos cerrados, o desenvolvimento de novos corredores de exportação, as ineficiências estruturais da indústria processadora e o conseqüente processo de concentração (fusões e aquisições) estão entre as principais mudanças impactantes nos fluxos de insumos, produtos e capitais ao longo do SAG da soja.

Esse quadro de profundas mudanças tem suscitado por parte dos diversos segmentos do sistema agroindustrial da soja a elaboração de uma série de diagnósticos e a proposição de políticas setoriais voltadas para o aumento da competitividade brasileira nos mercados internacionais dos derivados da soja.

Segundo a EMBRAPA, em 2004, o Brasil foi o segundo maior produtor mundial de soja, com produção de 50 milhões de toneladas ou 25% da safra mundial, estimada em 200 milhões de toneladas. Esse montante foi menor que a produção de 2003, quando o País produziu 52 milhões de toneladas e participou com quase 27% da safra mundial.

Dados Econômicos – Embrapa Soja (safra 2004/2005) - Soja no mundo

Produção: 216,3 milhões de toneladas

Área plantada: 92,6 milhões de hectares

Complexo Agroindustrial da Soja movimenta aproximadamente US\$ 215 bilhões/ano

Soja no Brasil (segundo maior produtor mundial do grão)

Produção: 50,19 milhões de toneladas

Área plantada: 23,104 milhões de hectares

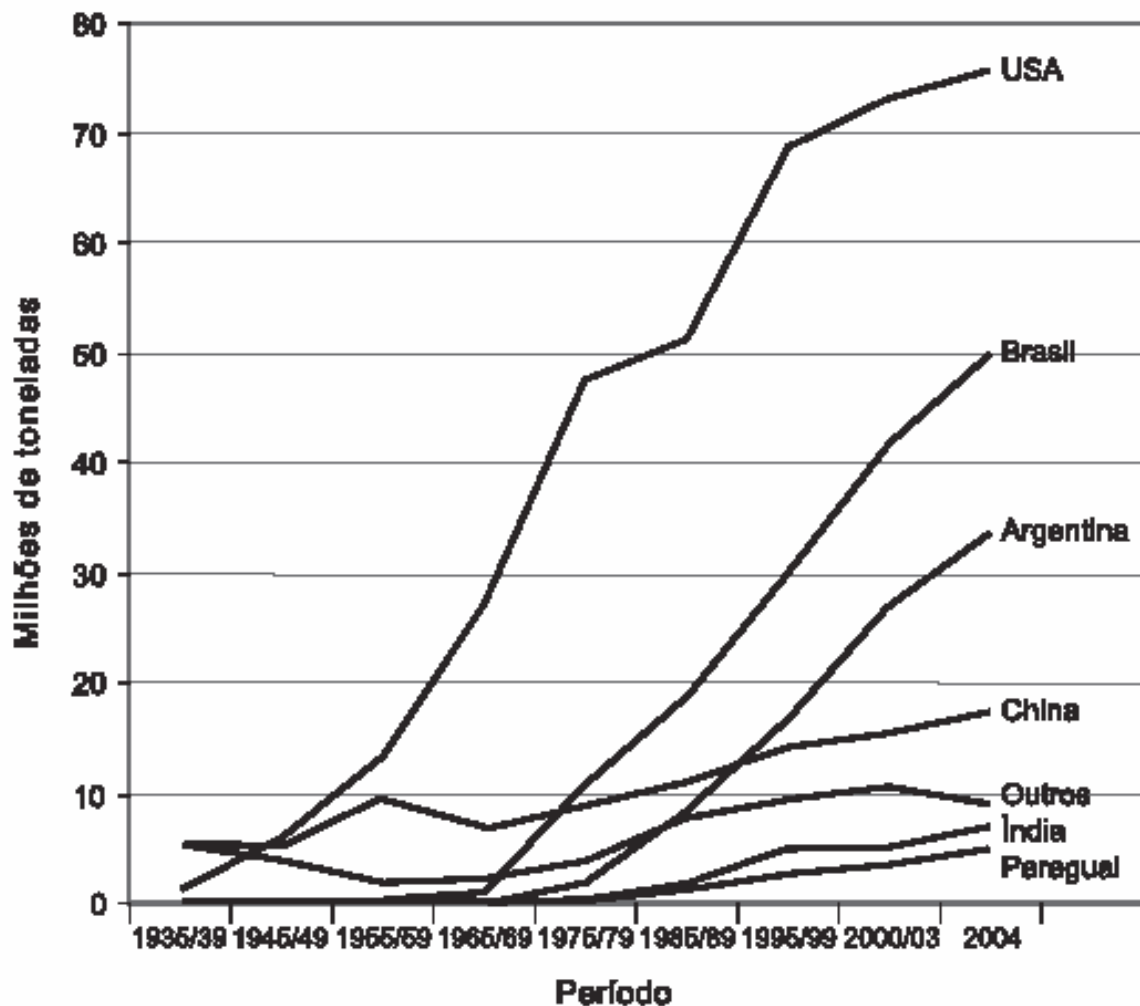
Custo de produção: US\$11,00/saca de 60Kg

Complexo Agroindustrial da soja movimenta US\$ 30 bilhões

Produtividade média: 2.173 kg/ha

Produtividade do MT: 2,810 mil Kg/ha
 Produtividade do PR: 2,30
 MT (maior produtor brasileiro de soja)
 Produção: 16,927 milhões
 Área plantada: 6,024 milhões
 Produtividade: 2,810 mil Kg/ha
 PR (segundo produtor brasileiro de soja)
 Produção: 9,387 milhões de toneladas
 Área plantada: 4,08 milhões de ha

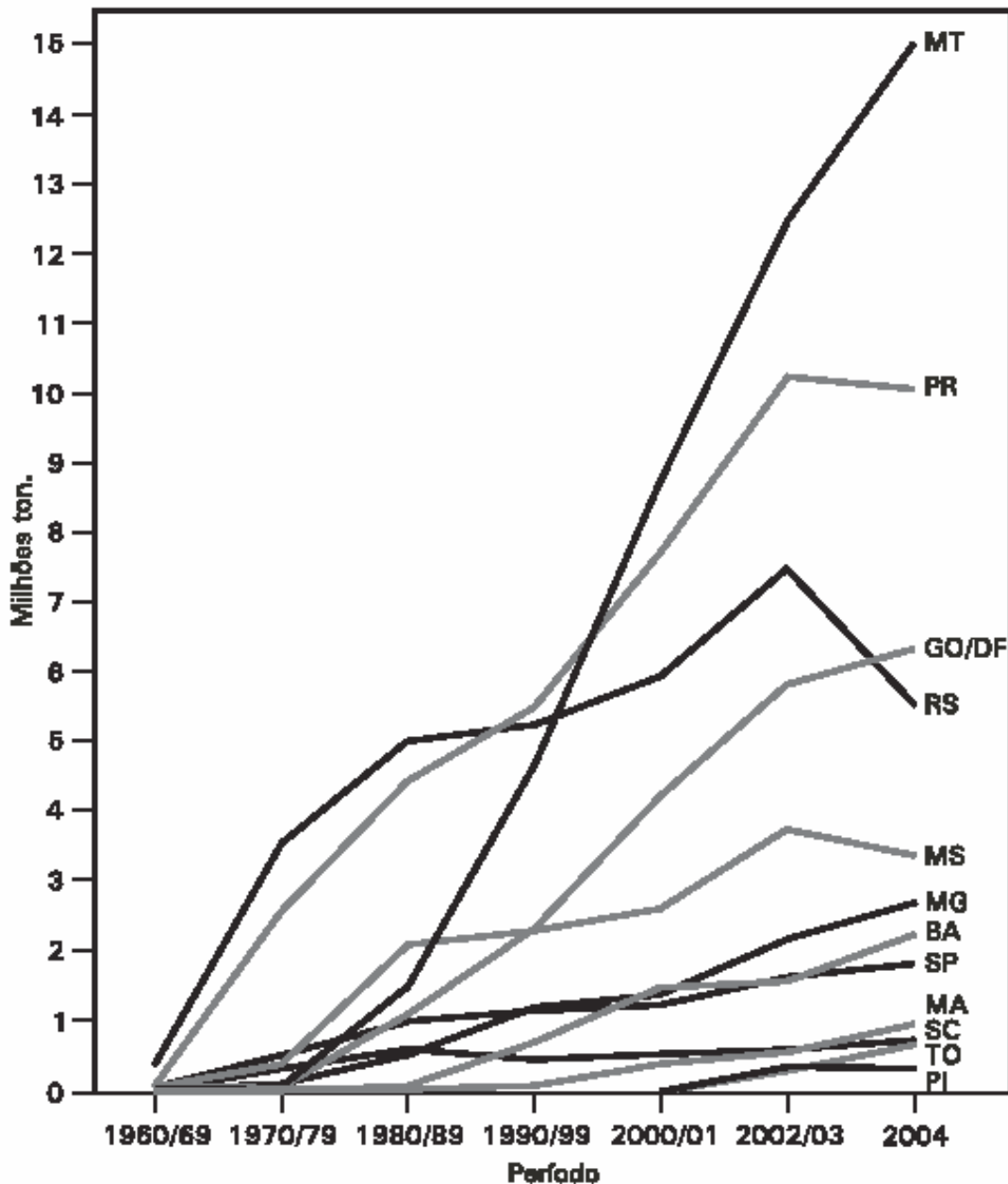
FIG. 1. Evolução da soja no mundo.



(Fonte:USDA)

No contexto das grandes culturas produtoras de grãos, a soja foi a que mais cresceu em termos percentuais nos últimos 32 anos, tanto no Brasil, quanto em nível mundial. De 1970 a 2003, o crescimento da produção global foi da ordem de 333% (de 43,7 para 189,2 milhões de toneladas), como mostra a Figura 2.

FIG. 2. Soja no contexto dos outros grãos, em nível mundial.



(Fonte: FAO)

Objetivos

Como dito anteriormente, o Brasil é o segundo maior produtor de soja do mundo, sendo assim descoberta dos preços é de grande importância para os negociadores do mercado físico. O problema de não se conseguir uma previsão adequada dos preços do mercado físico podem gerar prejuízos para quem opera no mercado.

Devido a esse fator, o objetivo do trabalho é verificar qual é o sentido de causalidade entre os mercados, para observar qual o mercado que lidera a determinação dos preços. Outro objetivo é verificar se há uma relação estável e de longo prazo que possibilite os agentes econômicos a prever os preços da soja para períodos mais longos.

Revisão bibliográfica

Uma questão de extrema importância para uma economia que produz soja em grande quantidade, como é o caso brasileiro, está relacionada à determinação dos preços. O *price discovery*, por exemplo, é importante pois auxilia na determinação dos preços (futuros) do mercado à vista. Segundo Yang, Bessler e Leatham (2001) o *price discovery* para produtos estocáveis como a soja ficam facilitados com a utilização dos contratos futuros. Ou ainda, segundo eles, “*without storage, arbitrage may not work effectively, and it might appear that there is no other economic force that links cash and futures prices together.*” .p.280

A utilização de testes econométricos como o de Engle & Granger tornaram-se importantes para explicar o comportamento dos preços nesses dois mercados. Além disso, segundo Fortenbery, Zapata e Armstrong (2005), Além de Yang, Bessler e Leatham (2001), Fortenbery e Zapata (1993) também argumentaram que não se espera encontrar evidências de cointegração entre mercado físico e futuro pra produtos não estocáveis, porém para os estocáveis espera-se que na maioria das vezes haja cointegração entre esses mercados. Ainda segundo esses autores, há trabalhos que encontraram resultados mistos para os produtos estocáveis¹.

A interpretação econômica da cointegração é que se duas (ou mais) variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, então mesmo que as séries possam conter tendências estocásticas (isto é, serem não estacionárias), elas irão mover-se juntas no tempo e a diferença entre elas será estável (isto é, estacionária). Em suma, o conceito de cointegração indica a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge no tempo (Harris, 1995)

Uma questão importante, segundo Fortenbery e Zapata (1995), que está relacionada com as *commodities* estocáveis é a omissão do custo de estocagem que pode causar um desvio na determinação de preços que reduziriam o poder do teste de cointegração. Sendo assim, a omissão do custo de estocagem é uma hipótese “forte” no modelo.

Um dos benefícios do mercado futuro e físico ser cointegrado é que essa relação estável de longo prazo faz com que o preço do mercado futuro possa ser utilizado para prever o preço do mercado físico, sendo assim, os agentes que negociam no mercado físico podem utilizar o preço do mercado futuro para reduzir riscos.

Na maior parte dos casos, as evidências são de que o mercado futuro determine os preços do mercado físico, sendo assim, a relação é unidirecional como a encontrada por Fortenbery,

¹ “(...)cointegration-based works on agricultural commodities include Baille and Myers (1991), Bessler and Covey (1991), Schroeder and Goodwin (1991), Fortenbery and Zapata (1993, 1997), Covey and Bessler (1995), Zapata and Fortenbery (1996), and Sabuhoro and Larue (1997)” (Yang, Bessler e Leatham, 2001)



Zapata e Armstrong (2005) para o mercado mundial açúcar e por Asche e Guttormsen (2001) para o mercado de gás natural na Noruega. Outros dois trabalhos que encontraram os mesmos resultados, porém utilizando ARCH (*autoregressive conditional heteroscedasticity*) e GARCH (*generalized autoregressive conditional heteroscedasticity*) foram os de Worthington e Higgs (2002) para a Austrália e de Shawky Marathe e Barret (2003) para os Estados Unidos.

Metodologia

Para a verificação empírica da existência de cointegração entre os mercados físicos e futuro de soja no Brasil e a direção de causalidade nestes dois mercados, é necessário a realização de diversos testes.

O primeiro teste a ser utilizado é o de Ljung and Box (1978) para a verificação da autocorrelação na série, definido como:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\rho_k^2}{n-k} \right) \sim \chi_m^2 \quad (1)$$

Com:

n= tamanho da amostra

m= número de lags

ρ_k^2 = medida de autocorrelação

k= número de parâmetros

Em que o teste Q segue a distribuição qui-quadrado com m graus de liberdade. Com este teste é possível definir o número de defasagens a ser utilizado no próximo teste que é o teste de raiz unitária, uma vez que ele verifica qual a quantidade de defasagens necessária para que a série possua resíduos do tipo ruído branco. Se o valor de Q for maior que o valor apropriado na tabela qui-quadrado, rejeita-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação.

Outro teste utilizado para a verificação do número de defasagens para que a série tenha resíduos ruído branco é o *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Schwartz Bayesian Criterion* (SBC). Segundo Enders (1996), um maior número de lags reduz a soma dos quadrados dos resíduos e, portanto, o modelo torna-se mais adequado, mas, por outro lado, a introdução de um número muito grande de defasagens faz com que se percam graus de liberdade. Sendo assim, estes dois critérios buscam reduzir a soma do quadrado dos resíduos levando-se em conta o critério do modelo mais parcimonioso. Tendo o formato:

$$AIC = T \ln(\text{soma dos quadrados dos resíduos}) + 2n \quad (2)$$

$$SBC = T \ln(\text{soma dos quadrados dos resíduos}) + n \ln(T) \quad (3)$$

Em que T são os graus de liberdade e n o número de parâmetros utilizados. Sendo assim, o SBC faz uma ponderação maior pelos graus de liberdade.

A próxima etapa é verificar a estacionariedade das séries. A vantagem de a série ser estacionária é que os choques são necessariamente temporários e, portanto, no decorrer do tempo os efeitos do choque vão se dissipando e a série voltará ao comportamento de longo prazo. Enquanto que a série não estacionária necessariamente tem componentes permanentes, ou seja, a média e a variância são dependentes do tempo (Enders, 1996). Dickey & Fuller (1979) considerou três equações de regressão diferentes para a verificação da estacionariedade, ADF (*Aumented Dickey Fuller*), por isso com *lags*, para indicar a presença de raiz unitária.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

O primeiro (4) é um modelo como um puro *random walk* (τ), o segundo (5) possui um intercepto α_0 (τ_μ) e o terceiro (6) possui um intercepto e uma tendência α_0 e $\alpha_2 t$ (τ_τ). O parâmetro analisado para a verificação de raiz unitária é o γ . Rejeitando-se H_0 , rejeita-se a hipótese de presença de raiz unitária e, portanto, a série é estacionária. A estatística t não é eficaz para essa averiguação. Segundo Dickey & Fuller os valores de γ dependem da forma da regressão e do tamanho da amostra. Por isso, utiliza-se a tabela de Dickey & Fuller verificando a existência de raiz através dos valores críticos de τ , τ_μ e τ_τ respectivamente.

Uma vez indicado a presença de raiz unitária é necessário que todas as séries a serem verificadas a cointegração sejam integradas de mesma ordem.

Depois de realizar este teste foi realizado, se for constatada que ambas as séries são integradas de mesma ordem, o próximo objetivo do trabalho é verificar qual o sentido de causalidade entre os mercados para que se defina qual o método que será empregado para o teste de cointegração. A escolha entre os testes de Cointegração por Engle e Granger e Johansen será melhor especificada posteriormente.

O teste de causalidade busca verificar se o preço do mercado físico causa as mudanças de preços no mercado futuro, ou se os preços do mercado futuro é que influenciam os preços no mercado físico. Para tanto, o teste a ser realizado é o Teste de Causalidade de Granger que é realizado em duas etapas envolvendo as seguintes regressões:

$$FUT_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i VIS_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j FUT_{t-j} + u_{1t} \quad (7)$$

$$VIS_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i FUT_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j VIS_{t-j} + u_{2t} \quad (8)$$

A **causalidade unidirecional** de mercado a vista para mercado futuro é indicado se os coeficientes estimados do mercado a vista com os lags do modelo (7) for estatisticamente diferente de zero e os coeficiente estimados do mercado futuro do modelo (8) não for estatisticamente diferente de zero. O inverso é feito para a causalidade unidirecional do mercado futuro pra o mercado a vista.

A **causalidade bidirecional**, ou *feedback* ocorre quando os coeficientes de mercado a vista na equação (7) e mercado futuro na equação (8) são significativamente diferente de zero.

E, finalmente, a **independência** ocorre quando nenhum dos coeficientes, seja mercado a vista na primeira equação ou mercado futuro na segunda equação, são significativamente diferente de zero.

O passo seguinte é o teste de cointegração. Este teste pode ser realizado de duas maneiras: através do Teste de Cointegração de Engle e Granger e pelo Teste de Cointegração de Johansen. Cointegração refere-se à combinação linear de variáveis não estacionárias, ou seja, verificar relações de longo prazo entre variáveis integradas. Em geral, a utilização do teste de Cointegração de Engle e Granger é mais restritiva, pois requer que seja definida inicialmente a variável a esquerda da equação. Isso pode ser um problema na medida em que quando se troca as variáveis na equação, os resultados dos testes podem ser diferentes.

Porém, uma vez que o modelo utilizado no trabalho usa somente duas séries de dados, quaisquer dos testes podem ser utilizados desde que seja estabelecido, desde o início, qual é a variável exógena e que, seja utilizada somente uma data de vencimento de contrato. Sendo assim, se houver unidirecionalidade (como é esperado para esses dados), com o mercado futuro como variável exógena, será utilizado o Teste de Cointegração de Engle & Granger.

Para o Teste de Johansen, considere um VAR de n-variáveis de primeira ordem dado por:

$$x_t = Ax_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Subtraindo x_{t-1} , de cada lado da equação, obtem-se:

$$\Delta x_t = A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta x_t = (A_1 - I)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Em que x_t e ε_t são vetores (n x 1); A_1 é uma matriz de parâmetros (n x n); I é uma matriz identidade (n x n); e π é definida como $(A_1 - I)$. O rank da matriz π é igual ao número de vetores de cointegração. Na prática, podem-se obter somente estimativas do π e suas raízes características. Se as variáveis em x_t não são cointegradas, o rank de π é zero e todas as suas raízes características são iguais a um.

Para verificar se o número de raízes características que não são diferentes da unidade deve realizar dois testes:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

O primeiro testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r . E o segundo testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a alternativa de $r+1$ vetores.

Após a constatação de que as duas séries são integradas de ordem um, o próximo passo é estimar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis na forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \quad (15)$$

Para determinar se as variáveis são cointegradas, obtém-se da estimação da equação anterior, uma série de resíduos, ou seja, a série de resíduos da relação de longo prazo das variáveis. Se os desvios de longo prazo dessa série de resíduos forem estacionários, pode-se dizer que as variáveis y_t e z_t são cointegradas. O teste para averiguar a estacionariedade dos resíduos possui o mesmo formato do teste Dickey-Fuller:

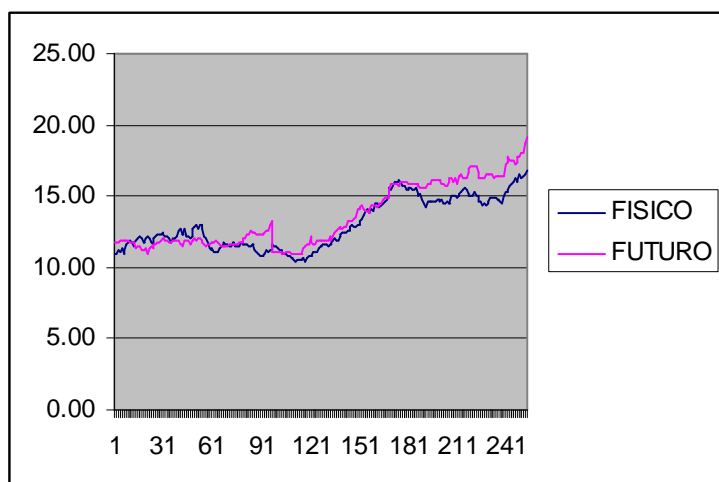
$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta \hat{e}_t = a_0 + a_1 \hat{e}_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p a_3 \Delta \hat{e}_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Para o teste de cointegração, utiliza-se a tabela de Engle e Yoo e não a tabela de Dickey e Fuller verificar os resultados do teste.

Dados

Os dados utilizados foram os preços da soja em Guarapuava para o mercado físico e o preço do contrato futuro para soja com vencimentos em abril para o período de outubro de 2002 até março de 2004 da Bolsa de Mercadorias e Futuros. O período de fim de março até início de julho foi suprimido da amostra, pois não há negociação de contratos para vencimento em abril durante esse período.



Resultados

Com base nos dados de soja utilizados para Guarapuava e de contratos futuro de soja da BM&F, fez-se, em primeiro lugar, o teste *Q-statistic* de Ljung and Box (1978) utilizando o máximo de 10 *lags*. Com base nesse teste, não foi possível identificar, com certeza, o número de *lags* necessários para eliminar a autocorrelação nas séries. Pois é possível notar que todos os *q-statistics* rejeitaram a hipótese nula de não autocorrelação, portanto, apresentaram evidências de autocorrelação.

Tabela 1 – Teste de Ljung & Box

Q-Statistics de Ljung-Box para mercado físico			Q-Statistics de Ljung-Box para mercado futuro		
		Nível de significância			Nível de Significância
Q(1)	253.8390	0.000000000000	Q(1)	254.0402	0.000000000000
Q(2)	504.9653	0.000000000000	Q(2)	506.3228	0.000000000000
Q(3)	753.0844	0.000000000000	Q(3)	756.8298	0.000000000000
Q(4)	997.7526	0.000000000000	Q(4)	1005.5494	0.000000000000
Q(5)	1238.7770	0.000000000000	Q(5)	1252.4050	0.000000000000
Q(6)	1476.1691	0.000000000000	Q(6)	1497.8496	0.000000000000
Q(7)	1709.4459	0.000000000000	Q(7)	1741.7529	0.000000000000
Q(8)	1938.8128	0.000000000000	Q(8)	1984.0594	0.000000000000
Q(9)	2164.4613	0.000000000000	Q(9)	2224.6722	0.000000000000
Q(10)	2386.7201	0.000000000000	Q(10)	2463.6907	0.000000000000

Recorreu-se, então, ao teste de AIC e SBC (*Akaike Information Criterion* e *Schwartz Bayesian Criterion*) para a determinação da defasagem. O SBC não conseguiu detectar o número de defasagens ideais para o modelo. Porém, utilizar-se-á, tanto para o mercado físico quanto para o mercado futuro, cinco *lags* devido ao critério de AIC em que menores valores de AIC determinam a defasagem, como pode ser visto na tabela 2.

Tabela 2 – Teste de Akaike e Schwartz para os mercados físico e futuro de soja

Mercado Físico				Mercado Futuro			
AIC	-726.97209	SBC	-719.90531	AIC	-661.15228	SBC	-654.0855
AIC	-723.66596	SBC	-713.07767	AIC	-657.16892	SBC	-646.5806
AIC	-720.00734	SBC	-705.90553	AIC	-652.58769	SBC	-638.4859
AIC	-716.48507	SBC	-698.87777	AIC	-648.25646	SBC	-630.6492
AIC	-713.96724	SBC	-692.86253	AIC	-643.68031	SBC	-622.5756
AIC	-718.34183	SBC	-693.74783	AIC	-644.14167	SBC	-616.5477
AIC	-721.07076	SBC	-692.99565	AIC	-639.50669	SBC	-608.4316
AIC	-719.51188	SBC	-687.96389	AIC	-631.87681	SBC	-600.3288
AIC	-714.81215	SBC	-679.79957	AIC	-627.23717	SBC	-592.2246
AIC	-710.96275	SBC	-672.49390	AIC	-623.75986	SBC	-585.291

O passo seguinte que é verificar a ordem de integração das séries foi feito através do Teste Dickey-Fuller. Segundo este teste, ambas as séries não são estacionárias ao nível de significância de 5%.

Tabela 3 – Teste de Dickey-Fuller para séries em nível

Série	τ_τ
Físico	-1,49940
Futuro	-1,78223

Para a comprovação de que ambas as séries são I(1) ou integradas de ordem 1, fez-se o mesmo teste para as duas variáveis com uma diferença. Segundo este teste, as duas séries são estacionárias com uma diferença ao nível de significância de 5%.

Tabela 4 – Teste de Dickey-Fuller para séries em primeira diferença

Série	τ_τ
Físico	-5.59451
Futuro	-6.88831

Para o Teste de Cointegração, como dito anteriormente, é possível realizar o Teste de Cointegração pelo método de Engle e Granger se for especificado um modelo previamente. Sendo assim, foi feito o Teste de Causalidade de Granger para verificar qual é o modelo melhor especificado.

Através do Teste F de Granger foi possível constatar que o mercado futuro detém a liderança de preços sobre o mercado físico. Sendo assim, o relacionamento entre mercados físico e futuro é unidirecional.

Tabela 5 - Teste de Causalidade de Granger

Direção	Teste F
Físico→Futuro	2.54277
Futuro→Físico	7.46510

O último teste a ser realizado para observar o comportamento das duas séries é o Teste de Cointegração pela metodologia Engle & Granger. Os resíduos extraídos da equação $fisico_t = \alpha_0 + \beta_1 futuro_t + e_t$ são estacionários ao nível de significância de 5%.

Tabela 6 – Teste de Cointegração por Engle e Granger

Série	τ_{τ}
Resíduo	-3,39145

Para o Teste de Cointegração, realiza-se um teste semelhante ao Dickey-Fuller, porém os resultados foram extraídos da tabela de Engle e Yoo como dito anteriormente. Portanto, é possível dizer que as séries são cointegradas.

Considerações Finais

Sendo assim, os resultados obtidos nos testes estão de acordo com os vários estudos sobre a relação entre os preços no mercado físico e futuro. Ou seja, observou-se, através desses dados que o mercado futuro é líder de preços, sendo assim, mudanças nos preços dos contratos futuro afetam o mercado a vista analisado e o contrário não se verifica. Provavelmente, a razão da ausência de reciprocidade ocorre devido ao fato do mercado físico analisado ser de pequeno porte. Porém, observou-se que as duas séries são cointegradas, e que, portanto, movem-se de maneira semelhante no longo prazo.

Uma das vantagens dessa constatação é que *hedgers* podem utilizar os preços dos contratos futuros como um sinal de preços no mercado físico, aumentando a efetividade da proteção. E a outra grande vantagem que se pode tirar dessa relação é a de que cointegração é uma relação de longo prazo, e portanto, há uma possibilidade de previsões para períodos mais longos de tempo.

Referências Bibliográficas



Asche, F. e Atle G. G. **Lead lag relationships between futures and spot prices.** Stavanger University College and Norwegian School of Economics and Business Administration. Discussion Paper n. 15. 2001.

Embrapa Soja – 2004 – Londrina – PR, **Tecnologia de produção de soja** – Paraná 2005.

Ender, W. **Rats Handbook for econometric time series.** John Wiley & Sons, Inc. 1996.

Fortenbery, T.R. and Zapata, H.O. **An examination of cointegration relations between futures and local grain markets.** *Journal of Futures Markets* 13, 921–932. 1993.

Gujarati, D. **Basic Econometrics.** McGraw-Hill, In. 3ed. 1995.

Harris, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling.** London, 1995, 176p.

Roessing, A. C. & Santos, A. B. **Descrição sucinta da cadeia produtiva da soja na Região Sul do Brasil.** EMBRAPA-CNPSO, Londrina, 1997 (mimeo).

Shawky, H., Marathe, A. e Barret, C.. **A first look at the empirical relation between spot and futures electricity prices in the United States.** *Journal of Futures Markets*, Vol. 23, nº 10, 931-955. 2003.

Worthington, A. e Higgs, H. **The Relationship Between Energy Spot and Futures Prices: Evidence from the Australian Electricity Market.** Discussion papers in economics, finance and international competitiveness. Discussion Paper No. 121, November 2002.

www.bertolo.pro.br/AdminFin/HTML/MERCADOS_FUTUROS.htm - 61k - **Introdução aos Mercados Futuros de Commodities Agropecuárias.**

Yang, J., Bessler, D. e Leatham, D. **Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look.** John Wiley & Sons, Inc. *Journal of Future Markets* 21:279-300, 2001.

Zapata, H. e Randall, F. **Stochastic Interest Rates and Price Discovery in Selected Commodity Markets.** Department of Agricultural Economics. Staff Paper Series n. 383. mar. 1995.

Zapata, H. R. e Fortenbery, D. A. **Price Discovery in the World Sugar Futures and Cash Markets: Implications for the Dominican Republic** Department of Agricultural Economics. Staff Paper Series n. 469. mar. 2005.