

Descoberta de preço e cointegração entre preços físicos e mercados futuros para boi gordo: o caso de Itapetinga/BA

Price discovery and cointegration between spot prices and futures markets to live cattle: the study case of Itapetinga/Bahia/Brazil

Gustavo Inácio de Moraes¹

Resumo

Este artigo tem por objetivo examinar o comportamento da descoberta de preço e a cointegração entre a bolsa de futuros de boi gordo de São Paulo e a praça de Itapetinga/Bahia. O modelo adaptado por Oellermann *et al.* (1989), a partir de Garbade & Silber (1982), foi utilizado para examinar a relação de descoberta do preço. Adicionalmente, a causalidade de Granger foi empregada para verificar defasagens adicionais. Também se verificou a existência de uma relação de cointegração entre os mercados estudados no período entre 2002 e 2010, o que na maior parte do tempo não se mostrou verificável. Os resultados mostram que, regra geral, o mercado futuro reage à informações e as antecipa nos preços, comparada à Itapetinga.

Palavras-chave: Boi Gordo. Cointegração. Mercado Futuro. Descoberta do Preço. Bahia.

Abstract

The objective in this paper is research the discovery price behavior and cointegration between futures markets for live cattle in BM&F (São Paulo) and spot market, located in Itapetinga in Bahia State. The procedure, applied in Oestermann et al. (1989), from Garbade & Silber (1982), was utilized to establish relation in discovery price between markets. Furthermore, Granger causality was investigated for added

¹ Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da PUCRS. Doutor em Economia Aplicada – Esalq / USP. Avenida Ipiranga, nº 6681, prédio 50, 10º andar, sala 1001-09 Partenon. Porto Alegre-RS. CEP: 90619-900. Tel. (51) 33.53.79.52; (51) 81.84.84.08 Email:gustavo.moraes@puhrs.br

lags. In the same time, cointegration between spot market and futures markets was demonstrated in the 2002-2007 period. Finally, results show that futures markets anteceding new information relative to spot market in Itapetinga/BA.

Keywords: *Discovery price. Cointegration. Futures Markets. Live Cattle. Bahia.*

Introdução

Os mercados de derivativos (futuros e opções) foram desenvolvidos com o intuito de oferecer aos produtores a oportunidade de se precaverem e isolarem efeitos das variações de preços antecipadamente ou negociar preços mais favoráveis de acordo com o seu próprio desejo. Em outros termos o mercado de futuros serve para produtores transferirem seus riscos (Hull, 1996). De idêntica maneira os mercados de derivativos oferecem a oportunidade de especulação para agentes que antecipam de maneira correta tendências dos mercados. Estes são as contrapartes dos produtores, pois assumem o risco.

Para cumprir sua função de proteção (*hedge*) aos produtores e oportunidade aos especuladores, o mercado de derivativos basicamente possui três referências: o mercado à vista da mercadoria, suas perspectivas e as tendências gerais da economia.

Como o preço do mercado futuro é formado antes das efetivas transações, há uma preocupação em saber se o mercado futuro, de fato, realiza a previsão correta a respeito do comportamento do preço à vista até o prazo de vencimento com o qual se trabalha. Em especial, se os impactos de informações novas são refletidos primeiro no mercado de futuros, ou em paralelo ao mercado físico, e em qual intensidade. Pode-se também avaliar se o mercado futuro possui uma tendência comum com o mercado à vista em prazos distintos, como o curto e longo prazo.

Para além destas preocupações os mercados de *commodities* estocáveis têm revelado comportamentos distintos daqueles no mercado de *commodities* não estocáveis, como é o caso do boi gordo. O mercado futuro de boi gordo é um dos mais líquidos entre as *commodities*

agropecuárias no Brasil. A posição privilegiada do país no mercado internacional tende a consolidá-lo como um mercado com grande potencial.

O objetivo do artigo é examinar o comportamento da descoberta de preço e a integração existente entre a bolsa de futuros de boi gordo de São Paulo e a praça de Itapetinga/BA, região pecuarista do Nordeste brasileiro.

Como forma de cumprir o objetivo, optou-se em dividir o artigo em quatro seções, a começar desta introdução. Na segunda seção é apresentada a literatura anterior sobre descoberta de preço nos mercados futuros. Na terceira seção é apresentado o mercado do boi gordo na BM&F e a região foco do estudo: o município de Itapetinga, estado da Bahia, e sua caracterização dentro do mercado de boi gordo. Ainda na terceira seção os procedimentos metodológicos e os resultados são explicitados, enquanto na quarta, e última seção, são tecidos comentários finais.

***Discovery price* em mercados futuros na literatura: alguns insights**

Os estudos que iniciam a preocupação com a descoberta de preço (*discovery price*) têm como base os trabalhos, que inspiraram grande parte das pesquisas, de Working (1948, 1949). Como lembra Yang *et al.* (2001) o problema das *commodities* não estocáveis remonta a Skadherg & Futrell (1968) e Leuthold (1974), que acreditavam não ser possível haver precificação significativa para o mercado de *commodities* não estocáveis. Os mercados de produtos não estocáveis já eram igualmente objetos da preocupação de Gray & Rutledge (1971) que apontavam a determinação do comportamento de seus preços como um tópico de pesquisa importante. Mais de uma década depois, é de se registrar que Kamara (1982) também destaca a dificuldade de se antecipar o comportamento de preços das *commodities* não estocáveis (CARTER, 1999).

Esse comportamento ainda não foi bem estabelecido e grande parte desta polêmica reside na própria evidência a respeito da formação dos preços futuros. A teoria do normal *backwardation* e cotango, proposta por Keynes e Hicks, que destaca o prêmio de risco para o especulador como importante no comportamento dos preços, tem recebido menos atenção ao longo dos anos. Nesse contexto, o trabalho de Working (1949) é motivado por estabelecer uma crítica à teoria de Keynes & Hicks e propõe uma nova formação de preços para as *commodities* estocáveis. Contudo, permanece na formulação da teoria uma fraca explicação a respeito de como se comporta o *convenience yield* para alguns produtos, já que este elemento assumiu a posição de resíduo explicativo.

Giles & Goss (1981) ressaltam o fato de que o mercado de futuros também cumpre a função de coletar e disseminar informações entre os agentes econômicos. Assumem, na sequência, que se a informação é transmitida ao mercado integralmente, contribuindo para os preços correntes, o mercado é eficiente. A mesma pesquisa conclui que para o mercado australiano de carne não há uma relação de antecipação de preços entre mercado futuro e mercado à vista.

Schroeder & Goodwin (1991) examinam a relação de revelação do preço para o mercado de suínos e a interação dos mercados futuros e à vista no longo prazo. A metodologia² que utilizam é inspirada naquela construída por Garbade & Silber (1982) e adaptada para *commodities* não estocáveis por Oellermann *et al.* (1989), excluindo-se o ajustamento para o custo de estocagem. As conclusões que obtêm é que o mercado à vista e o futuro são apenas relacionados no curto prazo e que o mercado futuro reflete o físico apenas próximo ao vencimento. Ou seja, a descoberta de preços ocorre no mercado futuro e transmite-se, adicionalmente, numa intensidade de 60% para o mercado físico.

² A metodologia será explicitada na seção 3, junto aos procedimentos metodológicos.

A esta altura, é importante entender que a literatura tradicionalmente considera dois mercados cointegrados para o mesmo ativo como eficientes, o que significa, em outras palavras, que toda informação disponível é incorporada. Entretanto, como lembram McNew & Fackler (1997), a cointegração não é necessariamente um resultado que garante a eficiência dos mercados, tampouco a constatação de não cointegração é evidência forte de não integração dos mercados. A cointegração deve ser comprovada segundo estes autores, analisando outros elementos contidos entre os mercados analisados, tais como custo de comercialização, custo de estocagem (para *commodities* estocáveis), fluxos de transporte e, em especial, no caso analisado neste artigo, os custos de transação de atuar no mercado futuro. Portanto, segundo os autores, talvez a análise a partir da cointegração esteja incompleta na ausência destes demais fatores. Na literatura, todavia, os estudos de caso, na ausência dessa massa de informações, consideram, em geral, situações *coeteris paribus*. Mesmo no estudo citado, os autores recorrem a dados gerados através de uma simulação de Monte Carlo para incorporar todos os elementos que consideram significativos.

Schroeder & Goodwin (1991), de qualquer forma, ainda ignoravam tais ponderações e, uma vez que não encontram a cointegração para os mercados à vista e futuro, atribuem o comportamento a evidências de que os mercados seriam idênticos apenas próximos aos períodos de vencimento dos contratos. Essa correspondência dos mercados no curto prazo, de resto, obedeceria a oportunidades de arbitragem.

Kim *et al.* (1999) analisa a descoberta de preço entre mercados futuros de índices e mercados à vista. A hipótese principal dos autores é que os mercados que apresentam menor custo de transação são aqueles que revelarão o preço. A hipótese confirmou-se no estudo de três mercados: o S&P 500, o NYMEX Composite e o MMI Futures³.

³ MMI Index é um mercado que possui, segundo os autores, uma correlação de 98,86% com o índice Dow Jones, no período entre 1987 e 1991.

Utilizando-se de funções impulso resposta derivadas de um vetor auto regressivo, o mercado *S&P 500* lidera os demais, sendo de todos o que apresenta os menores custos de transação, confirmando a hipótese.

Diersen & Klein (2000) partem da constatação de baixa liquidez do contrato de *stocker cattle* na bolsa CME⁴ para investigar os mecanismos de descoberta de preço do produto. Constatam primeiramente diferenças fundamentais entre este mercado e o mercado de *feeder cattle*, como sazonalidades e vencimentos diferenciados, ainda que a correlação entre ambos seja alta. Desse modo, utilizar o mercado de *feeder cattle* representaria um risco para o *cross-hedge*, ainda que ambos guardassem semelhança.

Thomas & Karande (2001) analisam o mercado de óleo e sementes de mamona na Índia. A pesquisa destaca-se, visto que existem dois mercados futuros do produto, um na região produtora e outro na região onde o comércio externo se concentra. Os resultados mostram que para quatro contratos a descoberta de preço ocorre no mercado futuro da região que comercializa o produto, ao passo que para o contrato de março, época de colheita, a descoberta de preço ocorre no mercado à vista da região produtora. Ou seja, na época da colheita o mercado à vista é mais sensível às condições de mercado do produto, do que o mercado futuro.

Em mais uma análise sobre o descobrimento do preço, Yang *et al.* (2001) destacam que a co-integração é importante para que os futuros sejam previsões não viesadas do mercado à vista. Eles concordam em parte com Fortenbery & Zapata (1996) que a taxa de juros é uma variável importante, mas corrigem estes autores adotando como critério o custo de oportunidade. Os resultados, por esse critério, são interessantes: a cointegração ocorre com frequência equivalente nas *commodities* estocáveis e não estocáveis; em compensação, o mercado de suínos parece mostrar uma eficiência superior ao mercado de boi gordo.

⁴ Chicago Mercantile Exchange.

Para o mercado de *feeder cattle* americano, Anderson *et al.* (1998) destaca a importância das informações públicas como condicionantes do descobrimento de preço. Como esperado, um menor nível de informações reduz a descoberta de preço e amplia a volatilidade dos preços. Ou seja, a redução das informações públicas retira as referências deste mercado, desestabilizando as relações entre mercado à vista e futuro, e retirando eficiência deste mercado⁵.

Ainda examinando impactos do efeito de informações no mercado, Tse & Hackard (2004) examinam como a detecção de um foco do mal da vaca louca no Canadá teve efeito sobre os mercados. A análise não se restringiu apenas aos mercados de boi gordo, mas também foi realizada para outros mercados relacionados, como rações e ações de empresas do setor ou fornecedoras/compradoras do setor. No caso de maio de 2003, o efeito do anúncio deu-se no mercado futuro de boi gordo, na sequência alcançou os mercados futuros de grãos e, por fim, o mercado de ações⁶. Regra geral, os autores entendem que seus resultados evidenciam um comportamento inconsistente com o comportamento eficiente do mercado.

Reiffen *et al.* (2006) destacam que a introdução de limites para o preço dos contratos futuros limita a descoberta do preço. Quando os limites (de baixa ou alta) são acionados, os autores sugerem que a descoberta de preços desloca-se para o mercado de opções ou para outros contratos, quando da ausência de um mercado de opções associado.

Comparando com outras metodologias alternativas de previsão de preços, Garcia *et al.* (1988) avaliam a eficiência do mercado de futuros de boi gordo. Sob a condição semiforte de Fama (1970), avaliando informações disponíveis e a série histórica de preços. As evidências são de que metodologias alternativas podem ser superiores ao mercado

⁵ Nos termos de Fama (70), os autores se referem portanto a um teste de eficiência semi-forte dos mercados, onde as informações públicas e a história do mercado servem com referências.

⁶ Ações do setor de alimentos, principalmente.

futuro, mas o teste não é conclusivo, tendo em vista que os próprios autores não estão certos de que se adotou o melhor critério comparativo, além da análise de retornos, tendo como condição necessária, não poder ser provada. Bessler & Brandt (1992) também apontam a ineficiência do mercado futuro de boi gordo.

Fortenbery & Zapata (1996) introduzem a taxa de juros na análise de cointegração dos mercados e concluem que, de fato, esta pode ser uma variável importante na determinação da relação de cointegração. Fortenbery & Zapata (1997) concluem que para o mercado de queijo *cheddar* os futuros não são cointegrados com os do preço à vista, mas ressaltam a possibilidade da introdução recente do mercado ser uma explicação para este comportamento. De fato, Thraren (1999) constata a relação de cointegração para o mesmo mercado quando na presença de um maior número de observações, assim comprova a eficiência entre os mercados.

Em relação à previsão do preço do boi gordo, em estudo para Santa Catarina, Domingos Filho *et al.* (2004) realizam a previsão do preço através da metodologia Box-Jenkins, com um modelo dinâmico e outro uni-variado, demonstrando que variáveis importantes seriam o preço do boi gordo defasado e o preço dos produtos substitutos, como a carne de frango e carne de porco. Nenhum elemento relativo ao mercado de futuros, entretanto, foi pesquisado.

Ward & Schroeder (2002) retiram importância do mercado de futuros para a descoberta do preço, na linha de Garcia *et al.*(1988). Mercados Futuros e administração do risco são apenas mais um elemento na descoberta de preço. Juntam-se a eles: a estrutura de mercado, o comportamento de mercado e a informação pública disponível (relatórios de mercado). Como crítica, é bem verdade, todos os outros elementos são influências importantes nos mercados futuros no que diz respeito à liquidez, bem como comportamento de preços.

Resultados para a descoberta de preço entre bm&f e Itapetinga/Ba

O Mercado de boi gordo na BM&F e em Itapetinga/BA

O contrato de boi Gordo negociado na BM&F, junto com o contrato de café e mais recentemente o de soja, se constitui em um dos principais dentre as *commodities* agropecuárias. O fato de o Brasil ter um grande rebanho de bovinos, possuir grandes frigoríficos e ser o líder do mercado mundial de carne está intimamente relacionado com este fato. De qualquer modo, o contrato negociado na BM&F vivencia os problemas inerentes à atração dos produtores para o mercado⁷. O vencimento dos contratos na BM&F ocorre mensalmente e a unidade de negociação dos contratos, denominados em reais, são 330 arrobas. A tabela abaixo mostra a evolução do número de contratos negociados mensalmente na BM&F, para o boi gordo. Percebe-se que a partir de 2003, após uma queda em relação a 2002, o número de contratos negociados aumenta sistematicamente, quase triplicando até 2006, e mais que duplicando em 2007. Contudo, a crise do “subprime” faz com que o volume de negócios decaia a partir de novembro de 2008 e somente em 2010 os volumes de negociação de 2007 sejam recuperados. A expectativa é que em 2011 possa ser retomado o volume de negócios observado em 2008.

⁷ Uma longa literatura discute o porquê dos produtores pouco aderirem ao mercado de derivativos. Carter (1999) discute esta literatura e se elabora um roteiro para os interessados na questão.

Tabela 1 – Mercado Futuro de Boi Gordo na BM& F: Evolução dos Contratos Negociados

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Janeiro	12.050	6.842	9.527	17.380	15.905	33.521	119.593	62.418	58.154
Fevereiro	9.061	8.454	8.527	17.797	11.745	31.105	83.716	53.863	54.954
Março	9.272	5.394	11.966	19.996	10.264	35.142	74.501	99.953	87.387
Abril	16.293	8.128	19.623	18.239	16.958	39.117	116.142	56.166	89.889
Maiο	11.437	11.016	28.304	20.119	27.179	54.772	186.388	66.837	66.282
Junho	13.477	7.029	20.966	20.087	19.978	82.001	207.771	49.559	42.695
Julho	26.578	6.943	19.352	26.695	41.061	66.113	201.642	71.312	71.070
Agosto	14.797	10.193	21.997	39.020	48.775	147.735	166.450	68.550	119.425
Setembro	13.642	11.927	27.771	48.596	43.191	116.282	152.614	66.070	136548
Outubro	10.318	15.009	16.279	39.352	77.917	125.774	156.486	87.623	184.093
Novembro	8.152	12.769	16.792	22.615	43.409	110.051	84.038	75.943	175.408
Dezembro	7.862	9.769	24.096	21.563	26.630	92.809	83.772	76.010	67.873
Total	152.939	113.473	225.200	311.459	392.012	934.422	1.633.113	834.304	1.153.778

Fonte: BM&F.

Itapetinga, por sua vez, possuía um rebanho de 117.932 cabeças em 2005 e por ser o principal município da região, serve como referência de formação de preços do boi gordo. Na microrregião de Itapetinga⁸, por sua vez, podemos encontrar nos municípios que a compreendem um total de 628.078 cabeças e, considerando as microrregiões adjacentes, podemos totalizar mais de 1 milhão de cabeças, caracterizando dessa forma um importante centro pecuarista, dono de 10% do rebanho estadual. O abate no estado alcançou a cifra de 2,5 milhões de cabeças em março de 2007 entre bovinos, vacas, novilhos e vitelos (IBGE, 2007).

A cidade de Itapetinga dista 314 quilômetros da capital baiana, Salvador, localizando-se no sul do estado próxima à divisa com Minas

⁸ Compreende, além de Itapetinga, os municípios de Ribeirão do Largo, Potiraguá, Maiquinique, Macarani, Iitororó, Itarantim, Itambé e Encruzilhada

Gerais, sendo uma de suas principais atrações uma tradicional feira agropecuária. Ao mesmo tempo, os animais da microrregião têm sido abatidos na cidade de Vitória da Conquista⁹, caracterizando, dessa forma, uma relação de monopsonio. A região ampliou sua capacidade de abates de bovinos, dinamizando a criação de empregos e circulação de renda, através da instalação de um frigorífico na região. A renda per capita de Itapetinga encontrava-se em 2004 no nível de R\$ 6.411,00 (IBGE, 2007).

Procedimentos Metodológicos e Resultados

Metodologia

O modelo desenvolvido sem o custo de estocagem, por Oellermann *et al.* (1989), a partir de Garbade & Silber (1982), busca a descoberta do preço entre mercado futuro e mercado físico. Na sequência, exporemos sua construção a partir do uso realizado em Schroeder & Goodwin (1991). Assumindo P como representando o logaritmo do preço físico e F o logaritmo do preço futuro, bem como t como representação do tempo presente, segue-se:

$$\begin{bmatrix} P_t \\ F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_p \\ \alpha_f \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 - \beta_P & \beta_P \\ \beta_F & 1 - \beta_F \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{P,t} \\ \varepsilon_{F,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Da equação (1) pode-se ainda simplificar o sistema com:

$$\begin{bmatrix} P_t - P_{t-1} \\ F_t - F_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_P \\ \alpha_F \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_P \\ -\beta_F \end{bmatrix} \left[F_{t-1} - P_{t-1} \right] + \begin{bmatrix} \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

⁹ Cento e um quilômetros distante. Neste caso por um frigorífico do Grupo Bertim.

A estimação dos parâmetros da equação revelará a descoberta de preços dos mercados e o grau de transmissão entre eles. Assim, se $\beta_f = 0$, conclui-se que os preços se descobrem no mercado futuro, ao passo que se $\beta_p = 0$ os preços seriam descobertos no mercado físico. Ademais, a relação dada pela equação (3), na sequência, indicaria a intensidade de transmissão do preço entre os mercados.

$$\frac{\beta_p}{\beta_p + \beta_f} = \text{nível de descoberta de preço em cada mercado} \quad (3)$$

Outra relação possível de ser investigada nas variáveis estimadas é o comportamento da base. Entendendo que $(F_t - P_t)$ é a base, pode-se, a partir da equação (2), como mostram Schroeder & Goodwin (1991), deduzir-se esta relação:

$$(F_t - P_t) = \alpha + \delta(F_{t-1} - P_{t-1}) + \phi_t \quad (4)$$

Onde Φ_t é o resíduo associado e $\alpha = \alpha_f - \alpha_p$, $\phi_t = \varepsilon_{tp} - \varepsilon_{tf}$ e $\delta = 1 - \beta_p - \beta_f$. Assim, se δ aproxima de 1 sinaliza uma base estável entre uma observação e outra. A estimação é realizada via método de máxima verossimilhança.

Em paralelo e seguindo mais uma vez os procedimentos de Schroeder & Goodwin (1991) buscou-se analisar a integração dos mercados através da relação de cointegração. Constatando-se que os mercados são cointegrados, assumir-se-ia a evidência de que são eficientes, relação estabelecida por Granger (1986).

Thomas & Karande (2001) também utilizaram esta metodologia para o mercado de óleo de mamona na Índia. Neste caso, porém, como desejavam investigar uma relação entre três formadores de preços (dois futuros e um à vista), optaram pelo uso da estimação em SUR (regressões aparentemente não relacionadas).

Os dados utilizados para nossa pesquisa estão disponibilizados no banco de dados da BM&F para preços do contrato futuro e no banco

de dados da SEAGRI para preços físicos, ambos tendo como unidades arroba. O preço do contrato futuro adotado como representativo foi o preço de ajuste do contrato com vencimento mais próximo. As observações são diárias.

Os anos analisados são os que compreendem o intervalo de 2002 a 2010, inclusive.

Pode-se observar, no período selecionado, que os preços do boi gordo, tanto na BM&F, quanto em Itapetinga, possuem, na média, dois picos de preços, em 2004 e 2007. Contudo, o valor máximo alcançado em 2007 nos dois mercados foi superior, bem como seu desvio padrão. Uma estatística descritiva dos dados é feita na sequência nas Tabelas 2 e 3. E, nas Figuras 1 e 2 é ilustrado o comportamento da série entre 2002 e 2007.

Tabela 2 – Estatística Descritiva do Preço Futuro BM&F (R\$/@)

	Amostra	Média/ Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Assimetria ¹	Kurtosis
2002	247	48,2 / 45,4	59,5	40,6	5,8	1,4	1,9
2003	246	56,9 / 56,5	63,0	51,0	2,9	0,4	2,1
2004	248	60,1 / 60,3	63,3	57,4	1,6	-0,4	2,1
2005	245	54,5 / 54,1	62,0	48,9	3,0	0,4	2,1
2006	244	52,8 / 50,9	65,0	48,2	1,1	5,2	3,1
2007	236	60,5 / 59,6	76,7	51,0	6,5	0,4	2,7
2008	238	83,9 / 86,0	98,1	68,7	8,3	-0,8	1,7
2009	234	79,3 / 79,4	85,4	71,2	3,4	-0,1	2,4
2010	235	86,9 / 83,8	112,4	73,0	9,3	1,0	2,7
Amostra Total	2173	64,5 / 59,7	112,4	40,6	14,7	1,0	2,6

Fonte: Dados da Pesquisa e BM&F.

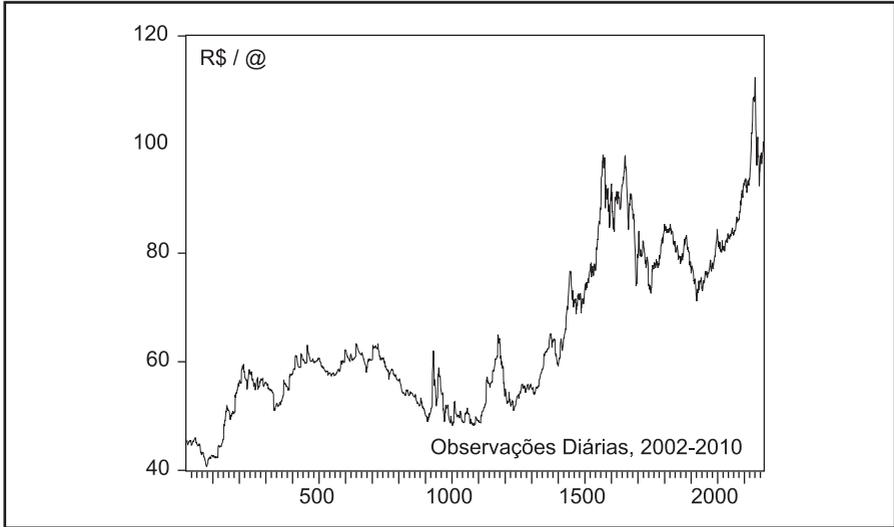


Figura 1 – Evolução dos Preços do Boi Gordo na BM&F (R\$/@)

Fonte: Dados da Pesquisa e BM&F.

Tabela 3 – Estatística Descritiva do Preço Físico em Itapetinga/BA (R\$ /@)

	Amostra	Média / Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Assimetria ²	Kurtosis
2002	247	43,9 / 43,0	50,0	40,0	3,3	0,8	2,0
2003	246	50,6 / 50,0	53,0	48,0	1,6	1,1	1,7
2004	248	52,4 / 51,0	64,0	49,0	3,6	1,2	7,3
2005	245	50,7 / 49,0	63,0	47,0	3,4	1,5	5,2
2006	244	49,6 / 48,5	59,0	45,0	3,6	0,9	2,7
2007	236	52,1 / 50,0	68,0	46,0	6,0	1,1	3,4
2008	238	70,4 / 73,0	83,0	60,0	8,2	-1,0	1,4
2009	234	71,6 / 72,0	80,0	68,0	3,1	-0,4	3,2
2010	235	77,3 / 73,0	98,0	67,0	10,3	1,3	2,5
Amostra Total	2173	57,4 / 52,0	98,0	40,0	12,5	4,9	3,3

Fonte: Dados da Pesquisa e SEAGRI-BAHIA.

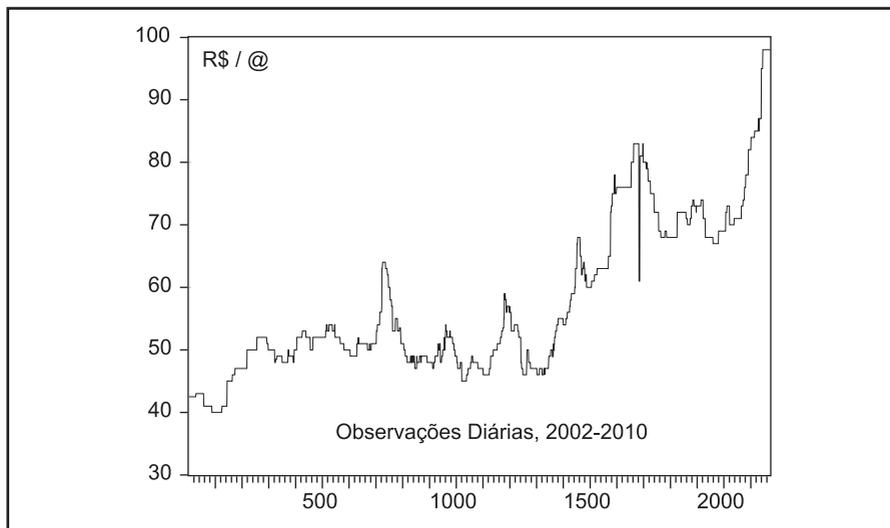


Figura 2 - Evolução dos Preços do Boi Gordo em Itapetinga-BA (R\$/@)

Fonte: Dados da Pesquisa e SEAGRI-BAHIA.

Estimação dos Parâmetros

Os resultados para a estimação dos parâmetros da equação (2) são dados na sequência na Tabela 4:

Tabela 4 – Parâmetros Obtidos para as Equações (2), (3) e (4).

	β_p	β_f	$B_p/(\beta_p+\beta_f)$	δ
2002	0,029470*	0,006684	0,815100	0,963800*
2003	0,027960*	-0,023658	1,000000	0,995700*
2004	0,186020	0,005058	0,973500	0,808900
2005	0,046760*	-0,007415	1,000000	0,960600*
2006	0,050010*	0,014435	0,776000	0,935500*
2007	0,056410*	0,004519	0,925800	0,939100*
2008	0,055447*	-0,002968	1,000000	0,941586*
2009	0,024853*	0,006654	0,78809	0,981800*
2010	0,025487*	0,533255	0,045615	0,979068*
Total	0,032159*	0,004402	0,879598	0,972243*

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Parâmetros significativos a 5% de significância.

A análise de Schroeder & Goodwin (1991), no entanto, pode ser feita utilizando-se o teste de causalidade de Granger. Consideramos superior o teste de causalidade de Granger, pois podem ser consideradas defasagens adicionais.

Granger (1969) sugere uma metodologia de se examinar a causalidade entre duas séries econômicas. O teste tem como hipótese nula o fato de uma série não causar a outra e, portanto, rejeições da hipótese nula significam que há causalidade. Pode ser efetuado para várias defasagens. Para nosso objeto, testamos a causalidade nas duas direções: os preços do futuro causando o preço físico e o preço físico causando o preço futuro.

Carneiro (1997) aconselha a escolha do número de defasagens via estatística de Schwarz. Lembra-se que a análise de causalidade deve ser feita quando as variáveis são estacionárias. Como é demonstrado na Tabela 6, as séries possuem raiz unitária, exceção feita à série de Itapetinga em 2005, e nesse caso, foram transformadas em passeio aleatório, aplicando-se uma diferença, ou seja, são integradas de primeira ordem. O teste de causalidade foi realizado para uma ou mais defasagens.

Tabelas 5 – Testes de Causalidade de Granger

Tabela 5.1 – Ano de 2002 (247 observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,56241	0.74399	
BM&F não causa Itapetinga *	1,94997	0.04061	5

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.2 – Ano de 2003 (246 observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,00688	0,99314	
BM&F não causa Itapetinga	1,68860	0,18698	1

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.3 – Ano de 2004 (248 observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	1,64425	0,19533	
BM&F não causa Itapetinga	1,91196	0,15003	2

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.4 – Ano de 2006 (244 observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,99418	0,42206	
BM&F não causa Itapetinga*	2,55285	0,02855	5

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.5 – Ano de 2007 (236 observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,14775	0,86273	
BM&F não causa Itapetinga *	13,1022	0,0000041	2

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.6 – Ano de 2008 (observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,80716	0,52173	
BM&F não causa Itapetinga	0,57187	0,68332	4

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.7 – Ano de 2009 (observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,88060	0,41595	
BM&F não causa Itapetinga	0,48947	0,61360	2

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.8 – Ano de 2010 (observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,76849	0,46491	
BM&F não causa Itapetinga	1,75189	0,17578	2

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

Tabela 5.9 – Observações de 2002 a 2010 (observações)

Hipótese Nula	F- Statistic	P-valor	Nº de Defasagens Ótimas
Itapetinga não causa BM&F	0,76870	0,46374	
BM&F não causa Itapetinga	0,95285	0,3858	2

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula rejeitada a 5% de significância.

2.2.3 Resultados para a Cointegração e Eficiência

O teste de raiz unitária utilizado foi o de Phillips-Perron, com intercepto a todas as séries ano a ano. Os resultados são os contidos na Tabela 6.

Para a análise da cointegração das séries, primeiro constatou-se que, de fato, tratam-se de séries não estacionárias, exceto para Itapetinga em 2005. Utilizou-se o teste de cointegração de Johansen, com tendência e intercepto para as equações cointegrantes, além de 5 defasagens.

Os resultados para a cointegração entre os mercados, pelos termos de Granger (1986), encontram-se na Tabela 8. Percebe-se, pela Tabela 8, que nos 4 anos (além de 2005) escolhidos para a amostra

Tabela 6 – Testes de raiz unitária para as séries logarítmicas Phillips Perron com Intercepto – Hipótese Nula: Existência de Raiz Unitária

	PP Test Statistic	MacKinnon Critical values (5%)
BM & F (2002)	0,361011*	-2,8734
Itapetinga (2002)	0,080405*	-2,8734
BM & F (2003)	-1,105933*	-2,8734
Itapetinga (2003)	-1,784417*	-2,8734
BM & F (2004)	-1,842915*	-2,8733
Itapetinga (2004)	0,504145*	-2,8733
BM & F (2005)	-2,668491*	-2,8735
Itapetinga (2005)	-3,973999	-2,8735
BM & F (2006)	-1,302524*	-2,8735
Itapetinga (2006)	-1,029100*	-2,8735
BM & F (2007)	-0,542151*	-2,8739
Itapetinga (2007)	0,440516*	-2,8739
BM & F (2008)	-2,034355*	-2,8738
Itapetinga (2008)	-1,682204*	-2,8738
BM & F (2009)	-1,493778*	-2,8740
Itapetinga (2009)	-2,402708*	-2,8740
BM & F (2010)	-0,845541*	-2,8740
Itapetinga (2010)	0,911333*	-2,8740
Total BM&F (2002-2010)	-0,849113*	-2,8634
Total Itapetinga (2002-2010)	-0,3519878*	-2,8634

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula não rejeitada a 5% de significância.

não houve relação cointegrante, o que significa que as séries não se relacionam no longo prazo. Para 2005 o teste não foi realizado, uma vez que a série de preços da BM&F e de Itapetinga não era integrada de mesma ordem.

Tabela 7 – Testes de raiz unitária para a série da base Phillips Perron com Intercepto – Hipótese Nula: Existência de raiz unitária

	<i>PP Test Statistic</i>	<i>MacKinnon Critical values (5%)</i>
(2002)	-1,637975*	-2,8734
(2003)	-2,672938*	-2,8735
(2004)	-0,106108*	-2,8734
(2005)	-2,937824	-2,8735
(2006)	-2,006293*	-2,8736
(2007)	-3,218301	-2,8736
(2008)	-2,805377*	-2,8738
(2009)	-1,688242*	-2,8740
(2010)	-1,665526*	-2,8740
(Total)	-5,688929	-2,8634

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula não rejeitada a 5% de significância.

Tabela 8 – Testes de cointegração entre a série de preços de Itapetinga e a série de preços BM&F teste de cointegração de Johansen

	Eigenvalue	Razão de Verossimilhança	Valor Crítico 5%	Co-integradas?
2002	0,050647	17,23095	25,32	Não
2003	0,081887	23,03212	25,32	Não
2004	0,050153	16,85377	25,32	Não
2005	0,073596	28,31609*	25,32	Sim
2006	0,082663	25,30681	25,32	Não
2007	0,097704	28,95903*	25,32	Sim
2008	0,051839	15,39424	25,32	Não
2009	0,061957	24,49784	25,32	Não
2010	0,088771	25,09745	25,32	Não
Total	0,002184	69,1239*	25,32	Sim

Fonte: Dados da Pesquisa.

Nota:

* Hipótese nula não rejeitada a 5% de significância.

Discussão dos Resultados

Para a descoberta do preço, os resultados foram os esperados. Em oito dos nove anos da amostra escolhida (exceto 2004), as evidências indicam a descoberta do preço ocorrendo no mercado de futuros e sendo repassada ao mercado físico de Itapetinga, conforme a Tabela 4. Dessa forma, Itapetinga, como era esperado, é um mercado satélite da BM&F, para a maior parte dos anos. Em 2004, o parâmetro associado à descoberta de preços no mercado físico mostrou-se mais intenso do que o parâmetro associado ao mercado futuro, caracterizando um resultado anômalo.

Os resultados não significantes para 2004 podem ser justificados em função da excessiva curtose observada nos dados do mercado físico em Itapetinga. A elevação abrupta dos preços, que passaram de R\$ 54/@ para R\$ 64/@ em poucas semanas, pode ter influenciado o resultado. Registre-se que isto aconteceu próximo ao final do ano, quando há o fato de uma sazonalidade favorável aos preços do boi gordo, naquela praça.

De qualquer forma, o fenômeno não se fez presente com a intensidade verificada em 2004 em nenhum dos demais anos.

Adicionalmente, há uma transmissão elevada de preços entre o mercado futuro e o mercado físico de Itapetinga. Em 2006, a transmissão foi de 77%, ao passo que nos anos de 2003, 2005 e 2008 foi integral. Porém, nos anos de 2009 e 2010, momento no qual os preços do mercado internacional se elevam, a transmissão diminui consideravelmente, possivelmente decorrente do fato de que Itapetinga é uma praça que atende o mercado interno.

Também é perceptível a estabilidade da base, revelada no parâmetro δ , o que, em conformidade com a argumentação de Schroeder & Goodwin (1991), há pouca chance de ganho com especulação de fortalecimento ou enfraquecimento de base.

Adicionalmente, foi testada a possibilidade de a precedência entre os mercados ser superior a uma defasagem, utilizando-se o teste de causalidade de Granger.

Os resultados revelam que em 2002, 2006 e 2007 isto pode ser verdade, para uma defasagem de 5 observações ou o equivalente a uma semana, já que na amostra estão contidos apenas os dias úteis. Nota-se também que, para o ano de 2003, o número de defasagens ótimas não foi aumentado pelo teste de causalidade de Granger, permanecendo como resultado ótimo a defasagem de ordem 1, revelada na Tabela 5.2. Para o ano de 2004, o resultado é idêntico, porém, como já citado, o resultado da primeira defasagem não ocorre da maneira esperada. Dessa forma, a introdução de um teste de causalidade pode revelar uma informação além daquela contida na metodologia proposta por Schroeder & Goodwin (1991).

Para a cointegração dos mercados, em anos isolados, nota-se a inexistência de cointegração entre os mercados, embora, para 2005, 2007 e para o período completo (2002-2010), a base mostrou comportamento de ruído branco, sugerindo a integração entre os mercados analisados. De qualquer modo, não é imediato concluir que os mercados seriam

eficientes, uma vez que as considerações de McNew & Fackler (1997) devem ser sempre lembradas. Ademais, o fato da base não apresentar raiz unitária para 2005, 2007 e para todo o período (2002-2010), contraria o comportamento esperado para uma *commodity* não estocável, como o boi gordo.

Desse modo, há evidência de que os mercados seriam eficientes. Os resultados não surpreendem, já que a cointegração indica uma relação de causalidade, sendo o inverso não necessariamente verdadeiro, conforme se socorrem Schroeder & Goodwin (1991), recorrendo a Granger (1986).

Comentários finais

Os resultados encontrados neste artigo são coerentes com a pesquisa realizada com *commodities* não estocáveis, caso do boi gordo. As evidências são de que a descoberta do preço ocorre no mercado futuro, que absorve as informações primeiramente e as transmite para o mercado, à vista, satélite de Itapetinga.

A base também mostrou um comportamento não determinístico para o período como um todo.

Os resultados para a cointegração contrariam os resultados de Schroeder & Goodwin (1991), Anderson *et al.* (1998) e Yang *et al.* (2004), notadamente, que não verificam tal relação para as *commodities* não estocáveis. De qualquer forma, para quatro dos seis anos pesquisados, a relação cointegrante não se revelou.

Resultados adicionais podem ser coletados examinando-se as relações de descoberta de preço entre diversos mercados físicos. Thomas & Karande (2001) o fazem utilizando regressões não aparentemente relacionadas (SUR). Novas pesquisas podem trazer uma compreensão maior sobre o processo de descoberta de preço entre diferentes praças que comercializam o boi gordo no Brasil.

Para os produtores locais, o *hedge* na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) deve obedecer à lógica de ser liquidado próximo ao vencimento. Neste momento, os preços físicos e futuros, considerando a base, devem se aproximar e, deste modo, o *hedge* deverá ser efetivo. De resto, este resultado também é semelhante à literatura para *commodities* não estocáveis.

Com a perspectiva de dinamização do mercado físico de boi gordo em Itapetinga/BA, os produtores locais podem se utilizar com maior ênfase dos mercados futuros, diluindo os riscos. Da mesma forma, o ingresso de novos produtores na bolsa de futuros beneficiará o mercado, tornando-o ainda mais líquido e perpetuando sua condição de instrumento de negociação para *hedgers* e investidores interessados.

Referências

- ANDERSON, J. D. et al. Experimental simulation of public information impacts on price discovery and marketing efficiency in the fed cattle market. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, v. 23, n. 1, p. 262-78, 1998.
- BESSLER, D. A.; BRANDT, J.A. An analysis of forecasts of livestock prices. *Journal of Economic Behavior and Organization*, Kidlington, v. 18, n. 2, p. 249-263, 1992.
- BOLSA DE MERCADORIA E FUTUROS. *Resumo estatístico*. Disponível em: <<http://www.bmf.com.br/portal/pages/boletim1/resumoEstatistico.asp>>. Acesso em: 30 fev. 2008.
- CARNEIRO, F.G. *A metodologia dos testes de causalidade em economia*. Brasília, DF: UCB, 1997. (Série Textos Didáticos).
- CARTER, C. A. Commodity futures markets: a survey. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Hoboken, 1999, Vol. 43, n.2, p.209-247, 1999.

DIERSEN, M. A.; KLEIN, N. L. *Price discovery for stocker cattle futures and options*. Artigo apresentado na Conferência de Análise Aplicada a Preços de *Commodities*, Previsão e Gerenciamento de Risco de Mercado, Chicago. Disponível em: <http://www.doc.uiuc.edu/nccc134/conf_2000/pdf/confp01-00.pdf>. Acesso em: 15 jan. 2008

DOMINGOS FILHO, M. et al. Uma aplicação da co-integração e do mecanismo de correção de erros no modelo de previsão do preço da carne bovina no Estado de Santa Catarina. Disponível em: <http://www.qualimetria.ufsc.br/artigos_arquivos/20052.pdf>. Acesso em: 12 dez. 2008

FAMA, E. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, Berkeley, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FORTENBERY, T. R.; ZAPATA, H. O. An evaluation of price linkages between futures and cash markets for cheddar cheese. *Journal of Futures Markets*, Hoboken, v. 17, n. 3, p. 279-301, 1997.

FORTENBERY, T. R.; ZAPATA, H. O. Stochastic interest rates and price discovery in selected commodity markets. *Review of Agricultural Economics*, Orebro, v. 18, n. 4, p. 634-654, 1996.

GARBADE, K. D.; SILBER, W. L. (1982). Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets. *Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 65, n. 2, p. 289-297.

GARCIA, P. et al. Pricing efficiency in the live cattle futures market: further interpretation and measurement. *American Journal of Agricultural Economics*, Milwauken, v. 70, n. 1, p. 162-169, 1988.

GILES, D. E. A.; GOSS, B. A. Futures prices as forecasts of commodity spot prices: live cattle and wool. *The Australian Journal of Agricultural Economics*, Camberra, v. 25, p.1-13, 1981.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. In: ENGLE, R.; GRANGER, C. (Ed.). *Long-Run economic relationships: readings in cointegration*. New York: Oxford University Press, 1986.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method. *Econometrica*, Hoboken, v. 37, p. 424–438, 1969.

GRAY, R.W.; RUTLEDGE, D. J. S. The economics of commodity futures markets: a survey. *Review of Marketing and Agricultural Economics*, Sidney, v. 39, n. 4, p. 57-108, 1971.

HULL, J. *Introdução aos mercados futuros e de opções*. 2. ed. São Paulo: BM&F/Cultura, 1996.

IBGE. *Censo Agropecuário 1996*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/default.shtm>. Consulta em julho de 2007.

IBGE. *Cidades*. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/cidadesat/default.php>. Acesso em: 15 jul. 2007.

KAMARA, A. Z. Issues in futures markets: a survey. *Journal of Futures Markets*, Chicago, v. 2, n. 3, p. 261-94, 1982.

KIM, M.; SZAKMARY, A. C.; SCHWARZ, T. V. Trading costs and price discovery across stock index markets and cash markets. *Journal of Futures Markets*, Chicago, v. 19, n. 4, p. 475-498, 1999.

LEUTHOLD, R. The price performance on the futures market of a nonstorable commodity. *American Journal of Agricultural Economics*, Milwaukee, 1994, v. 56, n. 2, p. 271-279.

McNEW, K.; FACKLER, P. L. Testing market equilibrium: is co-integration informative? *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Milwaukee, v. 22, n. 2, p. 191-207, 1997.

OELLERMANN, C. M.; BRORSEN, B. W.; FARRIS P. L. The live cattle futures market and daily cash price movements. *Journal of Futures Markets*, Chicago, v. 9, n. 3, p. 273-282, 1989.

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

REIFFEN, D.; HAIGH, M. S.; BUYUKSAHYN, B. *Do Price limits limit price discovery in the presence of options?* Washington, DC: US FT Commission, 2006. (Working Paper Series).

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

SECRETARIA DE AGRICULTURA, IRRIGAÇÃO E REFORMA AGRÁRIA. Cotações on-line. Disponível em: <<http://www.seagri.ba.gov.br/cotacao.asp>>. Acesso em: 30 jun. 2007.

SKADHERG, J. M.; FUTRELL, G. A. An economic appraisal of futures trading in livestock. *Journal of Farm Economics*, Ithaca, v. 50, n.3, 148-1489, 1968.

THARAEN, C. S. A note: the CSCE cheddar cheese cash and futures price long-term equilibrium relationship revisited. *Journal of Futures Markets*, Chicago, v. 19, n. 1, p. 233-244, 1999.

THOMAS, S.; KARANDE, T. *Price Discovery across multiple spot and futures markets*. 2001. Disponível em: <http://www.igidr.ac.in/~susant/TEACHING/FIN/sample.pdf>. Acesso em: 10 jun. 2009

TSE, Y.; HACKARD, J. *Holy mad cow! Facts or (Mis)perceptions*. University of Texas at San Antonio. Disponível em: <<http://207.36.165.114/Zurich/Papers/340199.pdf>>. Acesso em: 13 jul. 2008.

WARD, C. E.; SCHROEDER, T. C. *Price determination versus price discovery*. Oklahoma State University. 2002. Disponível em: <agecon.uwyo.edu/RiskMgt/marketrisk/MARKETLivestock.htm>.Oklahoma: State University Press. Acesso em: 30 maio 2008.

WORKING, H. Theory of the inverse carrying charge in futures markets. *Journal of Farm Economics*, Ithaka, v. 30, p. 1-28, 1948.

WORKING, H. The theory of the price of storage. *American Economic Review*, Washington, DC, v. 39, p. 150-166, 1949.

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

ZELLNER, A. Statistical analysis of econometric models. *Journal of American Statistical Association*, Cambridge, v. 74, p. 628-643, 1979.

Recebido em: 23/01/2011.

Aprovado em: 29/03/2011.