

Texto para Discussão

Série Economia

TD-E / 06 - 2008

**Uma análise empírica de eficiência relativa nos mercados
futuro e à vista de açúcar**

Roseli da Silva
Rodrigo Takeuchi



Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Universidade de São Paulo

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Reitora da Universidade de São Paulo
Suely Vilela

Diretor da FEA-RP/USP
Rudinei Toneto Junior

Chefe do Departamento de Administração
Marcio Mattos Borges de Oliveira

Chefe do Departamento de Contabilidade
Maísa de Souza Ribeiro

Chefe do Departamento de Economia
Maria Christina Siqueira de Souza Campos

CONSELHO EDITORIAL

Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP

*Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Avenida dos Bandeirantes, 3900
14049-900 Ribeirão Preto – SP*

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) outros trabalhos considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. A série foi subdividida em função das principais áreas de atuação da FEA-RP/USP: Economia, Administração e Contabilidade. Veja o site da CPq na Home Page da FEA-RP: www.fearp.usp.br. Informações: e-mail: cpq@fearp.usp.br

UMA ANÁLISE EMPÍRICA DE EFICIÊNCIA RELATIVA NOS MERCADOS FUTURO E À VISTA DE AÇÚCAR

Roseli da Silva*

Rodrigo Takeuchi†

Resumo

A verificação da eficiência do contrato futuro de açúcar é fundamental para que essa ferramenta de gerenciamento de risco seja eficaz em atender seu propósito de mitigar o risco dessas organizações que atuam no setor sucroalcooleiro. O presente trabalho avaliou a hipótese de eficiência relativa dos mercados futuro e à vista (*spot*) de açúcar em relação à hipótese de arbitragem nesses mercados. Seguindo o modelo de arbitragem desenvolvido por Brenner e Kroner (1995) e a metodologia de testes comparativos propostos por Kellard (2002), aplicaram-se procedimentos econométricos robustos (cointegração multivariada e modelo de correção de erros) para a avaliação da existência de cointegração entre preços à vista e futuros de açúcar, em conjunto com a taxa de juros doméstica, para os horizontes de 28 e 56 dias de previsão. A base de dados foi formada a partir dos preços futuros do contrato número 11 negociado na *New York Board of Trade* (NYBOT), referência para *hedgers* e especuladores devido a sua maior liquidez, e dos preços no mercado à vista, medidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Esalq, bem como da taxa de juros doméstica medida pela Selic, todas em bases diárias. A correspondência da amostra foi construída a partir dos vencimentos dos contratos e considerou dois períodos de previsão: 28 e 56 dias. Para o horizonte de previsão de 28 dias, não foi corroborada a hipótese favorável à existência de arbitragem nestes mercados, e tampouco de eficiência de longo prazo. Já para o horizonte de previsão de 56 dias, embora também não haja evidências favoráveis ao modelo de arbitragem, os resultados diferem significativamente dos anteriores quando a eficiência é testada apenas para a relação entre os preços, descartando-se a hipótese de arbitragem: há evidências favoráveis à eficiência de curto e de longo prazos. Neste caso, o procedimento de cointegração é capaz de distinguir entre eficiência e arbitragem nos mercados futuros de *commodities*.

Palavras-chave: Mercados Futuros; Açúcar; Eficiência; Arbitragem, Cointegração.

Classificação JEL: G13, G14

* Professora Doutora do Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto – FEA-RP/USP. Coordenadora do Observatório do Setor Sucroalcooleiro. E-mail: roselisilva@fearp.usp.br

† Mestrando em Economia Aplicada do Programa de Pós-Graduação em Economia –PPGE-USP-RP. Bolsista do Observatório do Setor Sucroalcooleiro.

Os autores agradecem aos colegas pelos comentários recebidos durante apresentações deste trabalho nos Seminários Internos do Observatório do Setor Sucroalcooleiro e a assistência de pesquisa da estagiária Laís da Silva Ferreira. Erros e omissões são de responsabilidade dos autores.

UMA ANÁLISE EMPÍRICA DE EFICIÊNCIA RELATIVA NOS MERCADOS FUTURO E À VISTA DE AÇÚCAR

Introdução

Eficiência de mercado é um tema amplamente debatido pelos economistas devido sua importância para os mercados financeiros. Sua verificação sinaliza aos investidores a correta assimilação de informações pelos agentes envolvidos e conseqüentemente uma correta precificação dos ativos financeiros, aumentando o número de participantes e conseqüentemente propiciando liquidez ao mercado.

A finalidade do mercado de derivativos é o gerenciamento de risco. Esse mercado inclui três tipos de contratos: o contrato a termo, o contrato de opção e o contrato futuro. Em nosso trabalho analisamos o contrato futuro, que são acordos para comprar e vender um determinado ativo por certo preço, numa certa época no futuro, com padronizações de qualidade, quantidade, locais de entrega e datas específicas para liquidação dos negócios (HULL, 1997).

Este tipo de contrato é utilizado pelas organizações agrícolas do setor sucroalcooleiro para seu gerenciamento de risco, pois permite que elas fixem um preço de compra ou de venda do produto em uma data futura, reduzindo o risco de perdas decorrentes de variações nos preços dos mesmos.

Dessa forma, a verificação da eficiência do contrato futuro de açúcar é fundamental para que essa ferramenta de gerenciamento de risco seja eficaz em atender seu propósito de mitigar o risco dessas organizações.

Na data de vencimento de um contrato, o preço futuro deve convergir para o preço *spot* (à vista), ocorrendo tal situação diz-se que o mercado é eficiente. A verificação da hipótese de eficiência dos mercados é necessária para que não haja a possibilidade de arbitragem¹ no mesmo. Se o preço futuro fosse maior que o preço *spot* na data de vencimento, um participante do mercado poderia comprar o ativo à vista e vender no mercado futuro, auferindo lucros sem risco.

O presente trabalho avaliou a hipótese de eficiência relativa dos mercados futuro e à vista (*spot*) de açúcar em relação à hipótese de arbitragem nesses mercados. Seguindo o modelo de arbitragem desenvolvido por Brenner e Kroner (1995) e a metodologia de testes comparativos propostos por Kellard (2002), aplicaram-se procedimentos econométricos robustos (cointegração multivariada e modelo de correção de erros) para a avaliação da existência de cointegração entre preços à vista e futuros de açúcar, em conjunto com a taxa de juros doméstica, para os horizontes de 28 e 56 dias de previsão.

A base de dados foi formada a partir dos preços futuros do contrato número 11 negociado na *New York Board of Trade* (NYBOT), referência para *hedgers* e especuladores devido a sua maior liquidez, e dos preços no mercado à vista, medidos pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) da Esalq, bem como da taxa de juros doméstica medida pela Selic, todas em bases diárias. A correspondência da amostra foi construída a partir dos vencimentos dos contratos e considerou dois períodos de previsão: 28 e 56 dias.

Para o horizonte de previsão de 28 dias, não foi corroborada a hipótese favorável à existência de arbitragem nestes mercados, e tampouco de eficiência de longo prazo. Já para o horizonte de previsão de 56 dias, embora também não haja evidências favoráveis ao modelo de arbitragem, os resultados diferem significativamente dos anteriores quando a eficiência é

¹ Operação na qual um investidor auferir lucro sem risco, realizando operações simultâneas em dois ou mais mercados.

testada apenas para a relação entre os preços, descartando-se a hipótese de arbitragem: há evidências favoráveis à eficiência de curto e de longo prazos. Neste caso, o procedimento de cointegração é capaz de distinguir entre eficiência e arbitragem nos mercados futuros de *commodities*.

O artigo está dividido, além desta introdução, em uma primeira seção que contém uma breve revisão teórica sobre mercados eficientes, inclusive aplicada a mercados de *commodities* agrícolas. A segunda seção expõe o modelo teórico e a metodologia econométrica utilizados no estudo. Na seção terceira estão apresentadas a metodologia de correspondência da amostra e a descrição dos dados que foram usados, bem como os resultados dos testes para o mercado de açúcar no Brasil. A última seção resume as considerações finais.

1. Hipótese de Mercados Eficientes – teoria e evidências

A hipótese de eficiência de mercado tem origens bastante remotas, mas afirmada na maneira em que é debatida nos dias atuais no trabalho de Fama (1970). Tal hipótese diz que mercados eficientes são aqueles em que os preços sempre refletem completamente as informações disponíveis, num mercado caracterizado por um grande número de pessoas bem informadas cujas decisões de compra e venda fazem com que a informação rapidamente seja refletida no preço de mercado.

Fama (1970) caracteriza três tipos de eficiência: 1) eficiência fraca: afirma que todas as informações que podem ser extraídas dos preços passados já estão incorporadas no preço à vista, portanto, informações passadas não servem para previsão de preços futuros; 2) eficiência semi-forte: além das informações dos preços passados, todas as informações públicas estão incorporadas no preço à vista, é um conceito mais forte que o da eficiência fraca (corresponde à hipótese de passeio aleatório para os preços de ativos financeiros); 3) eficiência forte: nesta todas as informações disponíveis estão incorporadas nos preços à vista, inclusive as possuídas pelos *insiders*.

O objetivo do trabalho de Fama (1970) foi mostrar que nenhuma estratégia pode ser elaborada para retornos acima da média do mercado. Nesse estudo são feitos testes para verificar se o mercado segue um passeio aleatório², ou seja, as variações dos preços não se correlacionam e nenhuma informação passada pode ser usada para prever preços futuros. Conclui que a hipótese de eficiência dos mercados é válida para o mercado acionário americano, indicando que o mesmo segue um passeio aleatório.

Malkiel (2003) argumenta que mercados financeiros eficientes são aqueles que não permitem investidores obterem retornos acima da média sem estes aceitarem riscos acima da média. Para ele, um investidor que escolhe aleatoriamente uma carteira de ativos no mercado de ações consegue o mesmo retorno que um investidor “profissional”. O mercado pode ser eficiente mesmo que seus participantes sejam em parte irracionais. Inclusive em períodos de alta volatilidade dos preços que não é explicada por fundamentos, não seria possível obter retornos acima da média, segundo o autor.

Como premissas básicas (PESARAN, 2005), a hipótese de eficiência de mercado assume: racionalidade dos investidores, no sentido de que são capazes de atualizar suas crenças à medida que novas informações estão disponíveis; arbitragem – ou seja, as decisões de investimento individuais satisfazem as condições de arbitragem; e racionalidade coletiva – os erros aleatórios de cada investidor se cancelam no mercado. O autor mostra que se houver um número grande de participantes do mercado e nenhum deles dominar a formação de preços, pode ocorrer eficiência e não oportunidade de arbitragem. Adicionalmente, o autor

² Um passeio aleatório é definido por $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$, sendo ε_t um ruído branco.

aponta novas linhas de pesquisa que exploram limites à racionalidade dos agentes e à arbitragem devido à requerimentos de liquidez e institucionais.

Tal hipótese já foi amplamente avaliada para o mercado acionário, principalmente os testes de passeio aleatório, mas muitos trabalhos também abordam o tema no mercado de *commodities*. As conclusões de muitos trabalhos que analisam o comportamento dos preços das *commodities* divergem da que Fama encontrou para o mercado acionário americano.

Larson (1960), em um trabalho que analisa a aleatoriedade das oscilações dos preços nos mercados futuros, argumentou que os que atuam no mercado de *commodities* tentam obter lucro antecipando o movimento dos preços. Para antecipar esse movimento eles utilizam novas notícias que chegam ao mercado. Como o acontecimento dessas notícias é aleatório, então as oscilações de preços se dão de maneira aleatória segundo o autor. Porém, faz uma ressalva:

“No actual market behaves exactly like an ideal market. Many commodity futures markets approach the ideal, and differ principally in that traders react with varying skill to varying sources of information, and so some of the response to price-making forces is delayed.” (LARSON, 1960, p. 316)

Stevenson e Bear (1970) fizeram um estudo analisando os movimentos dos preços de *commodities*, especificamente milho e soja, para detectar se o mercado seguia um passeio aleatório ou se existia uma tendência nos preços dessas *commodities* que permitisse elaborar uma estratégia para obtenção de lucros. Na conclusão do trabalho os autores encontram um movimento sistemático dos preços das *commodities*, justamente o oposto de um movimento aleatório, comenta-se que o passeio aleatório não oferece uma explicação satisfatória das oscilações dos preços, também encontra-se uma tendência para os preços que permitem lucro sob certos padrões de comercialização das *commodities*.

Cargill e Rausser (1975) utilizam filtros mecânicos para determinar se existe um comportamento sistemático dos preços futuros das *commodities* e conseqüente possibilidade de obtenção de lucros. Os autores testam a hipótese de que incrementos nos preços futuros de um contrato são independentes e não correlacionados ao longo do tempo. A rejeição de tal hipótese é condição suficiente para se rejeitar a ocorrência de passeio aleatório, mostrando que o mercado não é eficiente. Foram examinadas sete *commodities* negociadas nas três principais bolsas americanas e os testes foram aplicados a 464 contratos. Realizaram-se diversos testes com o objetivo de se assegurar que os resultados não fossem sensíveis apenas para determinado teste e, sim, que fosse um procedimento robusto. Em sua conclusão os autores afirmam,

“It clearly appears that the random walk model must be rejected as a realistic description of commodity markets...the random walk does not serve as a reasonably accurate explanation of commodity market behavior.” (CARGILL and RAUSSER, 1975, p. 1051)

Kellard *et al.* (1999) avaliam a hipótese de eficiência, aplicando metodologia de cointegração e modelo de correção de erro, para um conjunto de mercados futuros de *commodities* e financeiros, e encontram resultados favoráveis à eficiência no longo prazo. Porém evidenciaram também que, no curto prazo, mudanças no preço à vista podem ser explicadas pelas diferenças defasadas dos preços à vista e futuros, mostrando que a informação passada poderia ser usada para prever os movimentos do preço à vista – ineficiência, portanto, no curto prazo.

McKenzie *et al.* (2002) estuda os mercados futuros de arroz nos Estados Unidos aplicando também metodologia de cointegração e modelo de correção de erro para analisar eficiência, cujas previsões fora da amostra são comparadas às obtidas por modelos ARIMA a

fim de avaliar a performance dos mercados futuros de açúcar como previsor. Os resultados obtidos são também favoráveis à hipótese de eficiência dos mercados futuros de arroz.

Os mercados futuros de soja e trigo foram avaliados por Wang (2003), também com instrumental de cointegração, e encontrou resultados favoráveis à existência de eficiência nos mercados de soja e, por outro lado, ineficiência para o mercado de trigo, provavelmente causada por excesso de especulação e intervenção governamental, segundo o autor.

Especificamente para o mercado brasileiro, Lima e Ohashi (1999) examinaram o comportamento da memória autorregressiva dos retornos dos preços futuros do açúcar durante o período de janeiro de 1985 até junho de 1998, somando 3318 observações. Foi estimado um modelo auto-regressivo com filtro de Kalman com coeficientes que variam no tempo, pretendia-se mostrar que o aumento da eficiência de mercado estava relacionado com a queda em sua memória auto-regressiva. Os autores mostram no estudo que os preços não seguem um passeio aleatório, mas levantam a hipótese de que o mercado pode estar cada vez mais estável devido à menor variância dos coeficientes na metade final da amostra analisada. A interpretação é de que, com o passar do tempo, as informações disponíveis são cada vez maiores e os investidores estão assimilando-as cada vez mais rápido. Mesmo assim, Lima e Ohashi escrevem em seus comentários finais: “Assim, para o investidor “astuto”, lucros extraordinários podem existir mesmo se o mercado financeiro estiver em bom funcionamento.” (p. 11).

Em síntese, o tema é bastante controverso e os estudos não nos apontam um resultado conclusivo a respeito da eficiência de mercado, principalmente quando estudamos o mercado de *commodities* agrícolas. Este trabalho tem o objetivo de contribuir com a discussão do tema, trabalhando com o mercado de açúcar e uma metodologia econométrica diferente das utilizadas nos estudos citados.

2. Modelo teórico e metodologia econométrica

Mercados futuro e à vista relativamente eficientes requerem que os preços futuros, F_{t-i} , tomados i períodos antes da maturidade do contrato em t , sejam uma previsão não-viesada do preço à vista, S_t . Em outras palavras, se os mercados são eficientes, no sentido fraco, o lucro esperado de uma operação especulativa no mercado deve ser igual a zero. Sistematizando a relação entre o preço futuro e à vista, temos:

$$S_t = F_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 01}$$

Onde o erro ε_t tem o valor esperado de zero da perspectiva do período t .

Se, como na equação acima, o preço futuro em $t-1$ é uma estimativa não-viesada do preço à vista em t , então se espera que haja alguma combinação linear entre esses preços que seja estacionária, ou seja, deve existir a e b tal que z_t seja estacionária com média zero:

$$z_t = S_t - bF_{t-1} - a \quad \text{Eq. 02}$$

Se, de fato, os dados corroborarem as hipóteses de que $b=1$ e que z_t tem valor médio zero da perspectiva do tempo t , a hipótese de previsão não-viesada de longo prazo pode ser mantida e os mercados à vista e futuro estarão em equilíbrio de longo prazo, podendo-se concluir que os mercados são eficientes em assimilar as informações disponíveis da melhor maneira possível. O parâmetro a não necessariamente precisa ser nulo, uma vez que podem existir custos de transação entre os mercados.

Se ambas as séries temporais de preços forem integradas de primeira ordem (I(1)), ou seja, apresentarem uma raiz unitária, pode existir uma relação de longo prazo entre elas, expressa pelo vetor de cointegração, o que significa, neste caso, a primeira etapa na avaliação da eficiência de mercado (condição necessária, mas não suficiente). Como condição suficiente, um teste de restrição de parâmetros deverá ser realizado.

Entretanto, Kellard (2002) questiona a adequação da metodologia de cointegração para avaliar a hipótese de eficiência de mercado, resgatando o trabalho teórico de Brenner e Kroner (1995). Neste trabalho, os autores constroem um modelo para o mercado de *commodity* que não requer hipóteses comportamentais para os participantes do mercado. Seguindo Kellard (2002), que produz uma versão discreta do modelo de Brenner e Kroner, apresentamos o argumento:

Suponha que o logaritmo do preço à vista seja um passeio aleatório com drift (μ):

$$s_t = \mu + u_t \quad \text{Eq. 03}$$

Sendo u_t estacionário e invertível.

Os preços futuros são formados por uma relação de não-arbitragem entre os contratos futuro e à vista, de tal forma que os investidores sejam indiferentes entre (a) comprar a *commodity* à vista e mantê-la, arcando com custos de estocagem e retornos adequados; e (b) investir no ativo livre de risco e comprar a *commodity* mais tarde aos preços futuros cotados no momento presente. Esta é a relação de não-arbitragem, expressa por:

$$F_t = S_t e^{D_t} \quad \text{Eq. 04}$$

Sendo D_t a soma da taxa de juros doméstica, R_t , do custo de estocagem, W_t , expresso como proporção do preço à vista e subtraindo o retorno conveniente Y_t :

$$D_t = R_t + W_t - Y_t \quad \text{Eq. 05}$$

Em seguida, substitui-se a versão logarítmica defasada em um período da equação 04 na equação 03, resultando:

$$s_t - f_{t-1} = \mu - D_{t-1} + u_t \quad \text{Eq. 06}$$

A partir da equação 06, a relação correta a se observar no mercado de *commodities* não é a hipótese de previsor não viesado dada pela equação 01, mas sim, esta última aumentada pela taxa de juros doméstica, pelos custos de estocagem e pelo retorno adequado. Considerando que custos de estocagem e retorno adequado possam ser estacionários, se o preço à vista, o futuro e a taxa de juros doméstica forem todas não-estacionárias, a condição necessária para eficiência para a ser a existência de cointegração no sistema de três variáveis:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} + v_t \quad \text{Eq. 07}$$

Em que $v_t = (W_{t-1} - Y_{t-1}) + u_t$.

Se a formulação de Brenner e Kroner pode ser considerada um modelo adequado para o mercado de *commodity*, há duas implicações sobre os resultados empíricos, que dependem basicamente do processo estocástico da taxa de juros doméstica: se esta for diferença-estacionária, então espera-se que haja cointegração entre o logaritmo dos preços à vista e futuro, com vetor $[1, -1]$, o que de fato reflete a condição de arbitragem. Caso a taxa de juros doméstica apresente uma tendência estocástica, deve-se esperar um vetor de cointegração $[1, -1, 1]$, e a não rejeição dessa hipótese implica rejeição da eficiência de mercado no longo prazo, uma vez que se três variáveis são cointegradas entre si, elas não podem cointegrar duas a duas.

Para avaliar as condições de estacionariedade das séries temporais em questão, considerando os problemas de baixo poder e distorção de tamanho dos tradicionais testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), amplamente apontados na literatura sobre o assunto³, serão aplicados testes mais robustos.

O primeiro, desenvolvido a partir da linhagem ADF, e que permite um estudo adequado da presença de componentes deterministas, será o teste ERS ou DF-GLS (Elliott, Rothenberg, and Stock, 1996) que propõe uma modificação simples ao aplicar o ADF à série temporal previamente filtrada de seus componentes deterministas.

O segundo teste, proposto por NG e Perron (1996 e 2001), segue a metodologia não-paramétrica dos testes PP, em que a matriz de variância dos estimadores dos parâmetros da equação de teste é consistente com heterocedasticidade e autocorrelação. Os autores propõem tratar os problemas associados aos testes usuais construindo estatísticas de testes para a série sem os componentes deterministas (estimados com uso de GLS, como no caso anterior).

Sendo as N variáveis em X integradas de primeira ordem ($I(1)$), ou seja, variáveis que apresentam uma tendência estocástica, pode existir uma relação de longo prazo entre elas que será expressa por até $(N-1)$ vetores de cointegração. Para tal análise, parte-se de um Vetor Auto-regressivo (VAR) de ordem k :

$$X_t = \sum_{i=1}^k X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 3}$$

onde $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$, ou seja, os resíduos do VAR devem ser independente e normalmente distribuídos. Porém, para a validade assintótica das distribuições, basta que os resíduos sejam ruídos brancos (médias nulas, variâncias constantes e não autocorrelacionados – isto é, $\Sigma = \sigma^2 I$). É possível, conforme a equação 3, modelar componentes deterministas em conjunto. A adequada especificação do VAR é, então, a segunda etapa do trabalho empírico (a primeira é a verificação da ordem de integração), que utiliza critérios de informação para a seleção da defasagem adequada e testes específicos para a presença de componentes deterministas.

Na presença de séries temporais com raiz unitária (tendência estocástica), o VAR pode ser adequadamente reparametrizado e representado por:

$$\Delta X_t = \mu_0 + \mu_1 t + \Pi_k X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 4}$$

A análise de cointegração, nesta metodologia proposta por Johansen (1991), é então realizada por meio de testes sobre o posto da matriz de coeficientes das variáveis em nível defasadas de 1 período, Π_k , que representa as propriedades de longo prazo do sistema, enquanto que Π_i , $i = 1, \dots, k-1$, representam o comportamento dinâmico de curto prazo. Se o posto da matriz Π_k é nulo, o sistema é não-estacionário, porém sem qualquer relação de longo prazo identificável, e um modelo econométrico deve ser construído para as primeiras diferenças das variáveis; se o posto é pleno (neste caso, $N-1$), o sistema em nível já é estacionário; se o posto é reduzido (menor que $N-1$), há relações de longo prazo (vetores de cointegração) que tornam o sistema estacionário.

³ Veja, por exemplo, De Jong et all (1992a), Cochrane (1991) e Maddala e Kim (2003), este último apresenta uma boa revisão da literatura.

Para testar a existência e o número de vetores de cointegração, há duas possibilidades: o teste do traço e o do autovalor máximo. Aplica-se, neste trabalho, a estatística do traço (Johansen, 1988), mais robusta na ausência de normalidade:

$$\text{traço} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{Eq. 5}$$

onde T é o tamanho da amostra; r = número de vetores de cointegração distintos, $\lambda_1, \dots, \lambda_N$ são as N correlações canônicas ao quadrado entre X_{t-p} e ΔX_t , em ordem decrescente. Se o valor computado da estatística de traço é menor que o valor crítico não se rejeita a hipótese de r vetores de cointegração.

A abordagem econométrica para inferir sobre a eficiência nos mercados de açúcar adotada no presente trabalho consiste, então, em testar a existência de raiz unitária nas séries de preços e taxa doméstica de juros, inicialmente para, em seguida, avaliar a presença de cointegração entre elas, e por fim, testar a restrição sobre os parâmetros do vetor de cointegração.

3. Eficiência nos mercados de açúcar – evidências empíricas

3.1 Dados e correspondência da amostra

Os dados utilizados neste estudo correspondem aos preços do contrato *sugar n.11*, negociado na *New York Board of Trade* (NYBOT) durante o período de 02 de maio de 1997 até 31 de dezembro de 2007. O contrato número 11 da NYBOT tem quatro meses de vencimentos durante o ano - março, maio, julho e outubro -, e foi escolhido para este estudo devido a sua maior liquidez quando comparado ao contrato de açúcar negociado na BM&F. Ele pode ser negociado até o último dia útil do mês precedente ao mês de entrega da mercadoria.

Para o mercado *spot* foram utilizados os preços divulgados pelo CEPEA, os preços calculados são uma ponderação dos preços colhidos junto aos compradores, unidades produtoras (usinas) e grandes intermediários. A região de referência é o Estado de São Paulo, que é subdividido em quatro regiões: Ribeirão Preto, Jaú, Assis e Piracicaba. O preço *spot* já contém dois impostos, o ICMS e o PIS/COFINS, apresentado em dados diários para o mesmo período acima.

Quaisquer diferenças de qualidade, já que o contrato n.11 negocia açúcar demerara (bruto) e o mercado à vista negocia o açúcar cristal, bem como diferenças relativas a custo de estocagem, já que o primeiro é para entrega no porto do exportador e segundo, para retirada na usina produtora, supõe-se que sejam estacionárias e estejam expressas em um v_t , ou que sejam captadas por uma constante não nula no vetor de cointegração.

Há que se elaborar um banco de dados, a partir da base disponíveis, que seja compatível com a maturidade dos contratos, que correspondem ao período de safra do açúcar, e não permita sobreposição informacional que possa acarretar problemas de autocorrelação. Para tanto, o logaritmo do preço à vista (SPOT) foi tomado no dia de vencimento dos contratos futuros (ou seja, último dia útil de fevereiro, abril, junho e setembro, meses que antecedem os vencimentos) e os correspondentes preços futuros foram tomados no período anterior não ultrapassando dois meses.

Segundo Kellard *et al.* (1999), os logaritmos dos preços futuros correspondentes foram selecionados 28 e 56 períodos anteriores a partir da maturidade de cada contrato, denominados respectivamente FUT1 e FUT2, permitindo a análise para dois horizontes de previsão, e mantendo a regularidade que as séries temporais requerem. O mesmo período de previsão deve ser mantido para a taxa de juros relevante, a taxa do Sistema Especial de

Liquidação e Custódia (Selic) diária, capitalizada para 28 dias, IR1, e para 56 períodos a partir da maturidade, IR2.

Como os preços futuros compatíveis com o preço à vista estão distantes do vencimento por uma fração da unidade de observação, denominada τ , a equação 07 é adaptada:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 f_{t-\tau} + \beta_2 R_{t-\tau} + v_t \quad \text{Eq. 08}$$

Dessa forma, a cada ano, há 4 observações para cada série temporal, totalizando 42 observações no período de disponibilidade de dados para cada série.

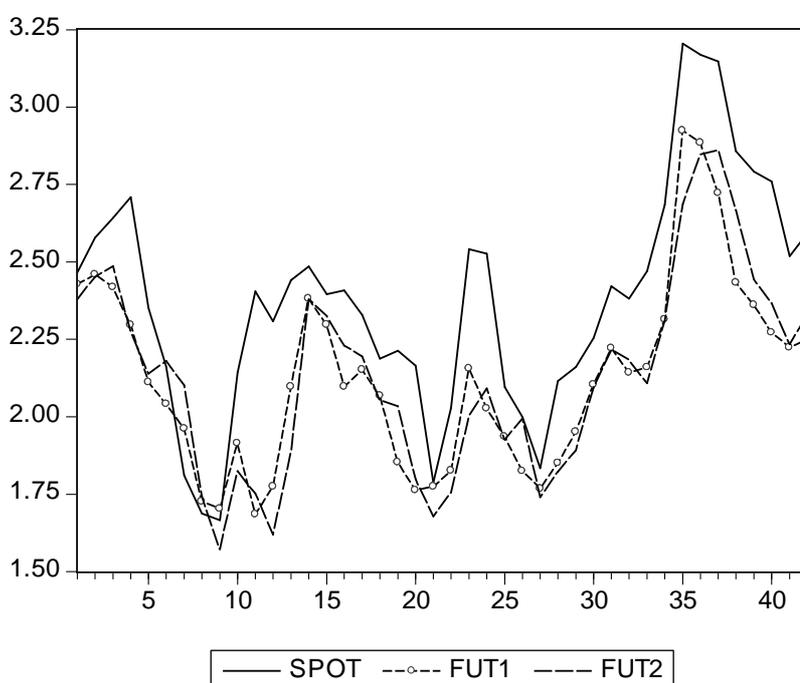


Gráfico 1: Preços nos mercados futuro e à vista: horizonte de previsão de 28 dias (FUT1) e de 56 dias (FUT2).

A observação do comportamento das séries sugere alguma fonte de não-estacionariedade, embora seus respectivos correlogramas⁴ apresentem decaimento exponencial com autocorrelação de primeira ordem acima de 0,81 para as três séries e significância individual até terceira defasagem, o que é bastante razoável uma vez que as séries só apresentam quatro observações anuais e que, entre cada ano, há quatro meses sem vencimento de contrato.

⁴ Estatísticas e resultados não reportados, por economia de espaço, podem ser obtidos contatando diretamente os autores por e-mail.

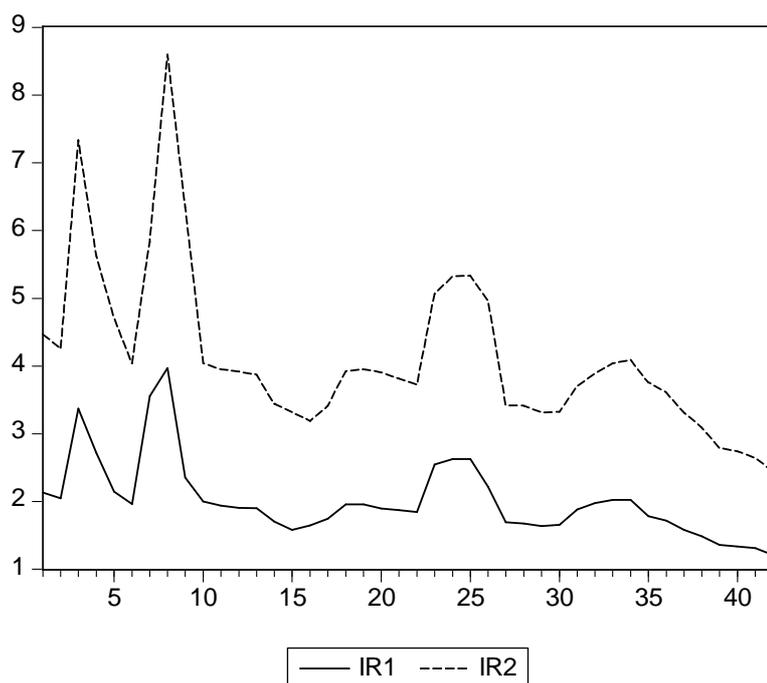


Gráfico 2: Taxas de juros: horizonte de previsão de 28 e 56 dias.

Já o comportamento das taxas de juros apresenta dois fortes picos no início da amostra, que corresponde a janeiro de 1998 e março de 1999, e um movimento de alta, já no regime de metas de inflação, em meados de 2003. Exceto pelos dois primeiros picos, as séries parecem mais autorregressivas que não-estacionárias, o mesmo sendo indicado pelos correlogramas.

	Vista	Futuro1	Futuro2	IR1	IR2
Média	11,55	8,80	8,90	2,01	4,14
Mediana	11,03	8,23	8,36	1,90	3,89
Máximo	24,67	18,61	17,48	3,97	8,59
Mínimo	5,29	5,39	4,82	1,21	2,43
Desvio Padrão	4,55	3,01	3,04	0,57	1,23

Obs. Nesta tabela, exclusivamente, os preços não estão em logaritmos.

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 1: Estatísticas descritivas das séries temporais

A tabela 1 resume as estatísticas descritivas para os preços nos dois mercados e para as taxas de juros, para ambos os períodos de previsão, mostrando que o mercado à vista tem médias e medianas históricas mais elevadas, além de maior amplitude de variação e volatilidade mais de 50% maior que o mercado futuro, para ambos horizontes de previsão.

3.2 Cointegração, Eficiência Relativa e Arbitragem

Um passo inicial é avaliar a presença de não estacionariedade nas séries por meio dos testes para a presença de raiz unitária. Este procedimento permite conhecer melhor o processo gerador dos dados individualmente e pode ser valioso como informação adicional para a especificação do VAR necessário para a análise de cointegração. Além disso, mostra se cada um dos mercados pode ser caracterizado como um passeio aleatório, indicando a possibilidade de eficiência absoluta em conjunto com algum modelo de equilíbrio para a formação de preços.

	DF-GLS	NP
Preço à Vista (SPOT) *	-2,198	-7,541
Preço Futuro (FUT1) *	-2,051	-6,247
Preço Futuro (FUT2) *	-1,989	-6,089
Taxa de Juros (IR1) **	-2,136	-8,672
Taxa de Juros (IR2) *	-3,595	-14,965

Especificações: * Constante, tendência determinista e nenhuma defasagem (seleção MAIC); ** Constante, tendência determinista e três defasagens (seleção MAIC).

Valores críticos a 5%: -3,190 para DF-GLS e -17,3 para NP

Valores críticos a 10%: -2,890 para DF-GLS e -12,2 para NP

Tabela 2: Testes para raiz unitária para preços à vista, futuros e taxas de juros.

Os testes foram realizados a partir de quatro defasagens, com identificação da defasagem ótima por meio do Critério de Informação de Akaike Modificado (MAIC). A presença de constante e de tendência determinista, esta última avaliada por meio da especificação do teste DF-GLS, foram significantes. Com tais especificações, quatro primeiras séries da tabela 02 apresentam como fontes de não-estacionariedade tanto uma tendência determinista quanto uma tendência estocástica (raiz unitária), uma vez que a hipótese nula de presença de raiz unitária não foi rejeitada pelos dois testes aplicados – as estatísticas de teste são maiores que os valores críticos, para um nível de significância de 5%. Apenas a taxa de juros com horizonte de previsão de 56 dias não apresenta raiz unitária pelo teste DF-GLS, a 5% de significância, e também pelo teste Ng-Perron, a 10%.

Considerando tais resultados para IR2 e o fato de que IR1 apresentou uma autorregressividade mais elevada, pode-se questionar a presença de raiz unitária em tais séries, de tal forma que se pode avaliar e comparar a possibilidade de que tal série componha o vetor de cointegração, modelo da equação 08, com o modelo tradicional dado pela equação 01.

Iniciou-se o procedimento de análise, então, pelo modelo mais geral, especificando-se um VAR com três defasagens iniciais, e, para manter a comparabilidade entre os critérios de seleção, adotou-se como período amostral válido entre a 3^a. e a 42^a. observações.

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,000682	1,224	1,352	1,269
1	70,216	0,000146	-0,321	0,191*	-0,137*
2	18,315*	0,000132*	-0,432*	0,464	-0,110
3	10,864	0,000147	-0,345	0,935	0,114

* indica a defasagem selecionada pelo critério,

LR: estatística de teste LR modificada sequencial (Cada teste a 5% de significância)

FPE: Erro de Predição Final

AIC: Critério de Informação Akaike

SC: Critério de Informação de Schwarz

HQ: Critério de Informação de Hannan-Quinn

Tabela 3: Critérios de Informação para seleção de modelo VAR

Neste caso, três dos critérios indicaram que a segunda defasagem é a mais adequada para captar a dinâmica do processo gerador de dados tri-variado entre os preços à vista, futuros e taxa de juros para um horizonte de 28 dias. Vejamos, então, o comportamento do VAR com duas defasagens. Um dos requisitos principais é de que a especificação seja estável, o que se pode avaliar por meio das raízes características do polinômio de defasagens (ou as inversas do polinômio característico auto-regressivo) – todas devem estar dentro do círculo unitário.

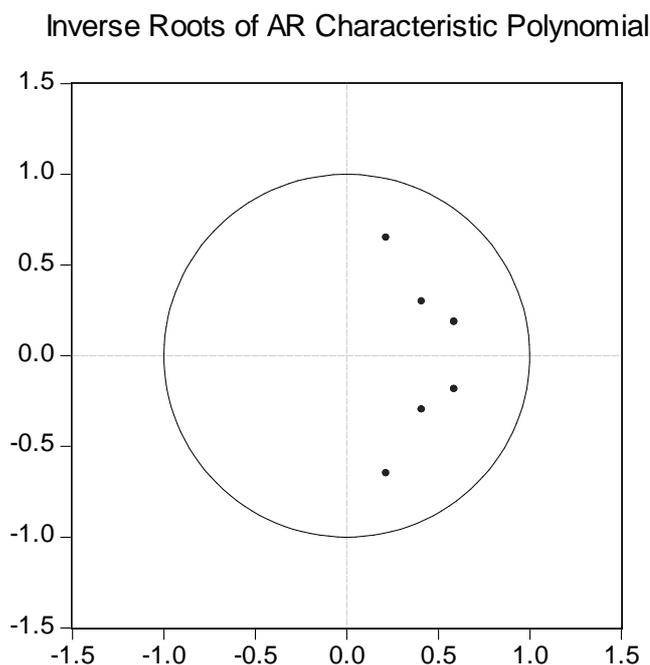


Gráfico 2: Raízes inversas do polinômio característico auto-regressivo

O gráfico acima mostra que as seis raízes inversas do polinômio de defasagens estão dentro do círculo unitário e que, portanto, a especificação é estável.

O passo seguinte é avaliar o comportamento dos resíduos do VAR, quanto à autocorrelação, à normalidade e à heterocedasticidade, a fim de constatar-se quão próximo de ruídos brancos eles estão.

Defasagem	LM- Estat.	p-valor
1	12,14	0,2054
2	10,96	0,2786
3	6,90	0,6472
4	8,43	0,4906
5	8,53	0,4815
6	1,57	0,9966

Hipótese nula: não há correlação serial até a defasagem h

Tabela 4: Testes de Multiplicador de Lagrange para autocorrelação serial

A tabela 4 mostra que não há autocorrelação serial nos resíduos conjuntos do VAR especificado acima, pois as hipóteses nulas são não-rejeitadas a um nível de significância de 5% (todos os valores de probabilidade – p-valores – são maiores que 5%, nível de significância escolhido).

Os testes de normalidade conjuntos para o VAR em questão indicaram uma estatística de Jarque-Bera de 10,48 e respectivo p-valor de 10,56%, permitindo a não-rejeição da hipótese nula de normalidade multivariada. O teste para heterocedasticidade também permitiu a não rejeição da hipótese nula (homocedasticidade), o teste conjunto apresentou uma estatística de 74,47 com respectivo p-valor de 28,1%.

Considerando, então, a especificação adequada do VAR, procedeu-se ao teste do traço para a cointegração, com os seguintes resultados para 28 dias de horizonte de previsão:

Hipótese sobre Número de Vetores de Cointegração	Autovalor	Estatística do Traço	Valor Crítico (5%)	p-valor**
Nenhum *	0,459	38,11	29,79	0,0044
No máximo 1	0,249	14,12	15,59	0,0797
No máximo 2	0,073	2,97	3,84	0,0849

* denote rejeição da hipótese no nível de 5%

** p-valores de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tabela 5: Teste do traço para cointegração entre Spot, Fut1 e IR1.

O teste do traço rejeita a hipótese de nenhum vetor de cointegração, com nível de significância de 5%, porém não rejeita a hipótese de haver uma relação de longo prazo entre as séries em questão. Assim, inicialmente há evidências desfavoráveis à eficiência relativa dos mercados de açúcar. O próximo passo é restringir o VAR a um Modelo de Correção de Erro, em que a relação de longo prazo e a dinâmica de curto prazo são estimadas em conjunto.

Eq. de Cointegração	Estimativas
SPOT(-1)	1,000000
FUT1(-1)	-1,18115 (0,08149) [-14,4950]
IR1(-1)	0,04538 (0,04956) [0,91579]
C	0,03229

Desvios-padrão entre () & t-estatísticas entre []

Tabela 6: Vetor de Cointegração (SPOT, FUT1, IR1)

O Modelo de Correção de Erro estimado apresenta sinais esperados no vetor de cointegração e insignificância da velocidade de ajustamento para a equação de preços à vista, com estatística t de -1,50, bem como das defasagens em primeira diferença.

Além disso, os testes de Wald para exogeneidade e causalidade Granger permitem afirmar que não há precedência temporal entre os preços futuros e a taxa de juros (ambos em primeira diferença) em relação aos preços à vista.

Neste ponto, o teste final para a ineficiência de mercado, como já apontado anteriormente, consiste em avaliar a seguinte hipótese: o vetor de cointegração é $[1, -1, 1]$? Para tanto, avalia-se o teste de proporção de Lagrange sob a hipótese nula, reportado na tabela 7.

Eq. de Cointegração	Estimativas
SPOT(-1)	1,00
FUT1(-1)	-1,00
IR1(-1)	1,00
C	2,23
Estat. Teste LR	18,08
p-valor	0,0001

Tabela 7: Teste de Restrição sobre o vetor de cointegração $[1, -1, 1]$

O p-valor de 0,01% ($< 5\%$, portanto) permite inferir a forte rejeição da hipótese em teste. Ou seja, não é possível afirmar que os parâmetros do vetor de cointegração assumam os valores da hipótese nula, o que implicaria em ineficiência relativa dos mercados. Como a evidência sobre a presença da taxa de juros no vetor de cointegração pode ser questionada, uma vez que, conforme tabela 06, esta seria insignificante, realizou-se o teste da hipótese conjunta $[1, -1, 0]$, que resultou em teste LR de 5,934 e p-valor de 5,15%, não rejeitando a hipótese em teste.

Dessa forma, partiu-se para a avaliação do modelo segundo a equação 02, que, a partir dos resultados anteriores, poderia elucidar a existência de eficiência, com o horizonte de previsão de 28 dias. O mesmo procedimento de modelagem anteriormente descrito foi adotado, com melhor modelo ajustado sendo um VAR de segunda ordem. Os testes para cointegração revelaram a presença de 1 vetor de cointegração, numa formulação sem tendência linear e o vetor de cointegração está apresentado na tabela 08.

Eq. de Cointegração	Estimativas
SPOT(-1)	1,000000
FUT1(-1)	-1,24090 (0,09342) [-13,2825]
C	0,03229

Desvios-padrão entre () & t-estatísticas entre []

Tabela 8: Vetor de Cointegração (SPOT, FUT1)

O teste de restrição sobre este vetor, tomando a hipótese nula $[1, -1]$ resultou em teste LR de 4,40 e respectivo valor de probabilidade de 3,59%, rejeitando tal hipótese nula. Nesse caso, ainda que fosse possível discernir entre arbitragem e eficiência, como parece ser o caso, este último teste leva a evidências favoráveis para ineficiência, mostrando que, num horizonte de 28 dias de previsão, os preços futuros estão em média abaixo dos preços à vista: para cada ponto percentual de elevação no preço futuro, 28 dias antes do prazo de maturidade, espera-se que o preço à vista esteja em média 1,24% acima dele quando da maturidade do contrato.

Resta saber se estes resultados se mantêm para o horizonte de previsão de 56 dias. Neste caso, procedeu-se novamente à aplicação dos procedimentos econométricos do geral-para-o-particular, estimando-se e testando: a defasagem adequada e a estabilidade do VAR, o comportamento conjunto dos resíduos, quanto à autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade, selecionando-se um VAR com duas defasagens, pela maioria dos critérios de informação, não autocorrelacionado, homocedástico e conjuntamente normal (resultados não reportados por economia de espaço).

O VAR também apresentou um vetor de cointegração, sem tendência determinista, e pode então ser reparametrizado na forma de um modelo vetor de correção de erros, a partir do qual o teste de restrição sobre os parâmetros do vetor de cointegração, com hipótese nula $[1, -1, 1]$ gerou estatística LR de 17,076 com p-valor de 0,0196%, rejeitando fortemente tal hipótese. Dada a possibilidade de estacionariedade de IR2, já reportada pelos testes de raiz unitária, averigou-se também a hipótese conjunta $[1, -1, 0]$, para qual se obteve estatística LR de 2,093 com p-valor de 35,11%, não-rejeitando as hipóteses em teste.

A partir de tais resultados, avaliou-se a cointegração apenas entre SPOT e FUT2, seguindo a mesma metodologia, cujo vetor de cointegração obtido é:

Eq. de Cointegração	Estimativas
SPOT(-1)	1,000000
FUT2(-1)	-1,12230 (0,0838) [-13,3887]
C	0,009

Desvios-padrão entre () & t-estatísticas entre []

Tabela 9: Vetor de Cointegração (SPOT, FUT2)

Ao impor a restrição $[1, -1]$, obtém-se estatística LR de 1,8179 com p-valor de 17,75%, não-rejeitando fortemente tal hipótese. Adicionalmente, os testes de Wald de exogeneidade em bloco (causalidade Granger) evidenciaram a não rejeição da hipótese nula, ou seja, não há precedência temporal na dinâmica dos preços futuros para o à vista, o que

indica eficiência de curto prazo. Pode-se concluir, então, que os mercados são relativamente eficientes num horizonte de previsão de 56 dias.

4. Considerações finais

A hipótese de eficiência de mercado suscita polêmica teórica, como vimos na breve revisão deste trabalho, bem como requer constante avaliação empírica com aplicações de metodologias cada vez mais desenvolvidas, a fim de revelar o grau de conteúdo informacional presente nos preços formados nos mercados financeiros em especial. Tais evidências auxiliam a tomada de decisão e posicionamento frente ao risco para os agentes que operam nos mercados futuros e à vista de açúcar, no caso específico deste trabalho.

Seguindo o modelo de arbitragem desenvolvido por Brenner e Kroner (1995) e a metodologia de testes comparativos propostos por Kellard (2002), aplicaram-se procedimentos econométricos robustos (cointegração multivariada e modelo de correção de erros) para a avaliação da existência de cointegração entre preços à vista e futuros de açúcar, em conjunto com a taxa de juros doméstica, para os horizontes de 28 e 56 dias de previsão.

Para o horizonte de previsão de 28 dias, observaram-se evidências favoráveis à relação de longo prazo significativa entre tais séries temporais. Porém, não foi corroborada a hipótese favorável à existência de arbitragem nestes mercados, o que, necessariamente contrariaria a ocorrência de eficiência. Por outro lado, mesmo considerando a possibilidade de que a taxa de juros fosse estacionária, condição necessária para que a cointegração entre preços à vista e futuros, com vetor de cointegração $[1, -1]$, revelasse eficiência, os resultados não foram favoráveis a que os preços futuros 28 dias antes do vencimento do contrato pudessem ser um previsor não viesado do preço à vista na data de maturidade, conforme a hipótese de eficiência afirma.

Os resultados encontrados para o horizonte de previsão de 56 dias evidenciam os mesmos resultados anteriores em relação à presença da taxa de juros doméstica no vetor de cointegração, reforçando as evidências favoráveis à estacionariedade desta série. Entretanto, os resultados diferem significativamente dos anteriores quando a eficiência é testada apenas para a relação entre os preços, descartando-se a hipótese de arbitragem: há evidências favoráveis à eficiência, bem como à não-causalidade Granger dos preços futuros em relação ao à vista nas relações de curto prazo estimadas. Neste caso, o procedimento de cointegração pode ser capaz de distinguir entre eficiência e arbitragem nos mercados futuros de *commodities*.

Bibliografia

- BRENNER, R. J.; KRONER, K. F. Arbitrage, Cointegration, and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, No. 1, p. 23 – 42, Mar – 1995.
- CAMPBELL, J. Y.; ANDREW W. Lo.; MACKINLAY A. C. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press, 1997.
- CARGILL, T. F.; RAUSSER, G. C. Temporal Price Behaviour in Commodity Futures Markets. *Journal of Finance*, v. 30, n. 4, p. 1043-1053, sep. 1975.
- COCHRANE, J. H. *A Critique of the Application of Unit Root Tests*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15, p. 275-384, 1991.
- DeJONG, D.N.; NANKERVIS, J.C.; SAVIN, N.E.; WHITEMAN, C.H. *The Power Problems of Unit Root Tests for Time Series with Autoregressive Errors*. *Journal of Econometrics*, 53, 323-342, 1992.

- DICKEY, David; FULLER, Wayne A. *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root*. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057-72. jul. 1981.
- ELLIOTT, G., ROTHENBERG, T.J., STOCK, J.H., *Efficient tests for an autoregressive unit root*. *Econometrica* 64, 813-836, 1996.
- ENDE, M. V. Comportamento dos Preços dos Contratos Agropecuários Negociados na BM&F: A Hipótese de Normal Backwardation no Mercado Futuro Brasileiro. Dissertação de Mestrado em Administração – Escola de Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2002.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons, 2004.
- FAMA, E. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*, v. 25, p. 383-417, may 1970.
- FAMA, E.; FRENCH, K. R. Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage. Chicago: The University of Chicago Press. *Journal of Business*, v. 60, n. 1, p. 55-73, jan. 1965.
- FAMA, E. Random Walks in Stock Market Prices. University of Chicago, paper. n.16, p. 55-59, september. 1965.
- HULL, J. *Options, Futures, and Other Derivatives*. Prentice-Hall Inc., 1997.
- JOHANSEN, Soren. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressions. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-80, nov. 1991.
- KELLARD, N.; NEWBOLD, P.; RAYNER, T.; ENNEW, C. The Relative Efficiency of Commodity Futures Markets. *The Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 4, pp. 413-432, 1999.
- KELLARD, N. Evaluating Commodity Market Efficiency: Are Cointegration Tests Appropriate? *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 53, No. 3, pp. 513-529, 2002.
- LARSON, A. B. Measurement of a Random Process in Future Prices. *Food Research Institute Studies*, v. 1, n. 3, nov. 1960.
- LIMA, R. C.; OHASHI, A. The Efficient Market Hypothesis and The Dynamic Behavior of Sugar Future Prices. Departamento de Economia/PIMES - Universidade Federal de Pernambuco, 1999.
- MADDALA, G.S.; KIM, I.M. *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge, 2003.
- MALKIEL, B. G. Efficient Market Hypothesis. em Newman, P., M. Milgate, e J.Eatwell (eds), *New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Macmillan, London. 1994.
- MALKIEL, B. G. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, v. 17, n. 1, p. 59-82, winter, 2003.
- McKENZIE, A. M.; JIANG, B.; DJUNAJDI, H.; HOFFMAN, L. A.; WAILES, E. Unbiasedness and Market Efficiency Tests of the U.S. Rice Futures Market. *Review of Agricultural Economics*, Vol. 24, No. 2, pp. 474-493, 2002.
- NG, S., PERRON, P. Useful Modifications to Some Finite Sample Distributions Associated with a First-order Stochastic Difference Equation. *Econometrica*, 45, 463-485, 1996.
- NG, S., PERRON, P., Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica* 69, 1519-1554, 2001.
- PESARAN. M. H. *Market Efficiency Today*. Institute of Economic Policy Research. University of Southern California, dec, 2005.
- STEVENSON. R. A.; BEAR. R. M. Commodity Futures: Trends or Random Walks? *Journal of Finance*, v. 25, n. 1, p. 65-81, mar. 1970.
- WANG, H. H. Is China's Agricultural Futures Market Efficient? *25th International Conference of Agricultural Economists*, Durban, South Africa, August 16-22, 2003.