

MERCADO FUTURO DE CAFÉ: UM ESTUDO DE CASO.

Tácito Augusto Farias¹

RESUMO

O café é a *commodity* agrícola brasileira que possui o mercado mais desenvolvido, dentre os contratos negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) é o que apresenta negociações em maior volume, além de apresentar maiores volatilidades, tornando as operações de *hedge* uma importante ferramenta para diminuição de riscos para quem participa desse mercado. Realizando o hedge, o produtor acaba eliminando totalmente o risco de variação do preço só que passa a lidar o risco de variação de base. Deste modo, objetivou-se identificar o modelo mais adequado à análise do risco de base do café por meio dos índices Esalq e BM&F Os resultados empíricos sugerem a necessidade de modelagem da série pelo modelo ARIMA (Autorregressivo – Integrado – Média Móvel). Também foram utilizados os resultados da estatística U-Theil, que apresentam bons indicadores para fins de previsão.

Palavras Chave: Café; *hedge*; risco de base; Índices BM&F e Esalq.

ABSTRACT

Coffee is the commodity Brazilian agriculture that has the most developed market, among the contracts traded on the Commodities and Futures Exchange (BM & F) is the one with negotiations in greater volume, and presented higher volatility, making hedging a important tool for reducing risks for those who participate in this market. Performing the hedge, the producer ends totally eliminating the risk of variation in the price which passes only the risk of the handle base change. Thus, the objective was to identify the most appropriate model for risk analysis based coffee through the indexes and BM & F Esalq The empirical results suggest the need to model the series by ARIMA (autoregressive - Integrated - Moving Average). We also used the results of the Theil U-statistics, which provide good indicators for prediction purposes.

Keywords: Coffee, hedging, basis risk; Index BM & F and Esalq.

1. HEDGE, BASE E RISCO DE BASE.

Conforme Hull (1996) apud BITENCURT (2007) , considera-se a base como a diferença entre o preço da *commodity* no mercado físico, na praça local onde é comercializada e o preço futuro para determinado mês de vencimento do contrato na BM&F. Os atuantes por meio dos mercados derivativos podem hedgear através da venda e compra de contratos futuros, ao mesmo tempo em que no mercado físico adotam posições contrárias. Essa tática extinguir o risco de mercado, uma vez que ocorrerá a proteção contra oscilações desfavoráveis de preços, porém o investidor passa a ser exposto ao risco de base. Assim, a correlação ou conexão existente entre o preço da mercadoria e o preço do contrato futuro, no mercado físico é o que dá fundamentação à estratégia de hedge, já que quando entre tais mercados há correlação, admitir-se que as perdas num determinado mercado sejam cobertas, ao menos uma parte, pelo saldo positivo noutro mercado. Caso ocorra um descolamento de mercados derivado da anulação nessa correlação, as perdas financeiras incidiram sobre o agente, já que a variação da base é menor, o risco de mercado é maior que o risco de base (BITENCURT, 2007).

¹ Professor associado-doutor nível 03 na Universidade Federal de Sergipe

A cobertura dos seus custos de produção provinda da fixação de um preço de venda e garantindo-lhe uma margem de lucro é a grande vantagem do vendedor, pois dá tranquilidade para que a sua produção seja bem cuidada, tendo em vista que terá eliminado um significativo fator de incerteza. A existência do Hedger é necessária para que se realize o *hedge*, estes agem no mercado com disposição a correr o risco de variação nos preços, já que o que advém sobre o hedge é o repasse do risco de o preço da *commodity* variar, os especuladores, por sua vez, agem dispostos a tomar o risco objetivando um certo retorno esperado (BITENCURT, 2007).

Quando os agentes efetuam um *hedge*, o risco do preço variar acaba sendo eliminado, entretanto, o risco da base variar passa a existir. Para que haja um *hedge* perfeito significa que na data de vencimento do contrato o valor da base necessariamente seja zero, pois desta forma, ocorrerá uma igualdade entre os preços da *commodity* no mercado futuro e mercado físico local, contudo, a formação das *commodities* pode sofrer interferências de fatores como, transporte, armazenamento, custo de carregamento, taxa de juros e prêmio pelo risco (PINHEIRO,2001).

Para Silveira (2002) apud BITENCURT (2007), desconhecer a base nas operações de *hedge* em um determinado período futuro é o principal fator de risco. Assim, é mister os agentes escolherem um volume da posição à vista que se obriga a assumir em mercados futuros, com o intuito de tornar mínimo o risco pertinente a alterações no valor da sua carteira. O nome dado a esta proporção é razão ótima de *hedge*, pois apresenta o quanto, com um posicionamento no mercado futuro, o hedger deve se proteger no mercado físico.

Portanto, conhecer como se comporta a base, além de permitir a escolha dos contratos, indica e permite quando se deve entrar e sair do mercado afim de que a probabilidade de lucro alcançado em um mercado seja maior que o prejuízo ocorrido em outro (BITENCURT, 2007).

O risco de *hedge*, segundo Castro Júnior (1999) apud BITENCURT (2007), associa-se ao risco da base enquanto vigorar o tempo de validade do contrato, e pode ser quantificado através do desvio padrão ou variância. Determinam o risco de base os fatores definidos por: tempo de vigência do contrato, localização do mercado e tipo e qualidade do produto. Com relação a este último pode-se dizer que o tipo e a qualidade do produto no mercado local pode ser diferente do que foi especificado no contrato futuro, isto acaba colaborando para o aumento do risco de base devido à adição de um fator de incerteza. O desvio padrão das bases define o risco de base.

2. REGRESSÃO COM DADOS EM SÉRIES TEMPORAIS.

A análise de dados em séries temporais é fundamental para diversos grupos, desses, os macroeconomistas que estudam como se comportam as economias nacional e

internacional; economistas financeiros que analisam o mercado de ações, economistas agrícolas que esperam prever ofertas e demandas para produtos agrícolas.

Na análise de um modelo AR (1) de autocorrelação, $e_t = \rho e_{t-1} + v_t$, admite-se que $|\rho| < 1$.

A defasagem geométrica infinita apresenta o seguinte modelo:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i x_{t-i} + e_t \quad [1]$$

de modo que, $\beta_i = \beta \phi^i$

Assume-se que $|\phi| < 1$. Tais hipóteses dão garantia que as variáveis questionadas equivalem a séries de tempo estacionárias. Entretanto, várias variáveis analisadas nas finanças, economia monetária e macroeconomia, são séries de tempo **não estacionárias**.

2.1. SÉRIES TEMPORAIS ESTACIONÁRIAS.

Admita-se que Y_t seja uma variável econômica observada ao longo de um período. Consideremos a variável Y_t aleatória, uma vez que não pode ser feita uma perfeita previsão. Y_t será gerada pelo modelo econômico denominado de **processo aleatório** ou **estocástico**.

Observa-se uma amostra de Y_t valores, que representam **realizações** do processo estocástico.

As propriedades comumente usadas do estimador de mínimos quadrados em uma regressão, quando se utiliza dados em séries temporais, estão sujeitas a hipótese de que as variáveis de séries de tempo tenham envolvimento com processos estacionários estocásticos Y_t . Será estacionária caso sua média e variância forem, no decorrer do tempo, constantes, e a covariância em meio a dois valores da série depender somente do tempo em que os dois estão separados, mas não dos reais tempos em que são observadas as variáveis.

Admite-se estacionária a série de tempo Y_t se para todos valores que ela apresentar considera-se verdade que:

$$E(Y_t) = \mu \text{ [média constante]} \quad (1.a)$$

$$Var(Y_t) = \sigma^2 \text{ [variância constante]} \quad (1.b)$$

As séries temporais que não são estacionárias recebem o nome de **passeios aleatórios**, isto porque essas séries movem-se lentamente para baixo ou para cima, sem um definido padrão. As séries não estacionárias podem mostrar uma tendência definida para cima ou para baixo. Chamam-se essas séries de **passeios aleatórios com uma constante**.

Existem séries que são geradas de um processo AR (1)

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + v_t \quad [2]$$

Se $|\rho| < 1$, o processo AR (1) é dito estacionário. Caso $\alpha = 0$ e $\rho = 1$, o processo AR (1) é reduzido a uma série não estacionária, ou seja, um passeio aleatório.

$$Y_t = Y_{t-1} + v_t \quad [3]$$

Num passeio aleatório nenhuma tendência definida é apontada e caminha lentamente de uma ou outra maneira. Se $\alpha \neq 0$ e $\rho = 1$, a série produzida também é não estacionária recebe o nome de um passeio aleatório com uma constante.

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + v_t \quad [4]$$

Frequentemente as séries financeiras e macroeconômicas não são estacionárias.

2.2. Verificando a estacionariedade utilizando a função de autocorrelação.

A função de autocorrelação, ρ_s , da série é:

$$\rho_s = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-s})}{Var(Y_t)} = \frac{\gamma_s}{\gamma_0} \quad [5]$$

O valor de $\rho_0 = 1$, e para $s > 1$, as correlações ρ_s são números puros (sem unidades) entre -1 e 1 . As correlações amostrais estimadas são

$$\hat{\rho}_s = \frac{\hat{Cov}(Y_t, Y_{t-s})}{\hat{Var}(Y_t)} = \frac{\hat{\gamma}_s}{\hat{\gamma}_0} \quad [6]$$

A variância e covariância são estimadas de um tamanho de amostra T como

$$\hat{\gamma}_s = \frac{1}{T} \sum (Y_i - \bar{Y})(Y_{i+s} - \bar{Y}) \quad [7]$$

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{1}{T} \sum (Y_i - \bar{Y})^2$$

Se em um gráfico forem colocadas as correlações amostrais ρ_s contra s , obtém-se o que é chamado de **correlograma**.

QUADRO 1 Correlograma para s2

Autocorrelação	s	AC	Est-Q	Prob
. *****	1	0,900	813,42	0,000
. *****	2	0,803	1461,0	0,000
. *****	3	0,718	1979,1	0,000
. *****	4	0,629	2377,9	0,000
. *****	5	0,545	2677,4	0,000
. *****	6	0,470	2900,7	0,000
. *****	7	0,408	3068,7	0,000
. *****	8	0,348	3191,2	0,000
. *****	9	0,299	3281,8	0,000
. *****	10	0,266	3353,2	0,000

Para séries estacionárias, as autocorrelações na coluna titulada de AC no Quadro 1 gradualmente desaparecem, indicando que valores mais distantes no passado são menos correlacionados com o valor corrente.

QUADRO 2 Correlograma para *rw1*

Autocorrelação	s	AC	Est-Q	Prob
*****	1	0,997	997,31	0,000
*****	2	0,993	1988,8	0,000
*****	3	0,990	2973,9	0,000
*****	4	0,986	3953,2	0,000
*****	5	0,983	4926,3	0,000
*****	6	0,979	5893,4	0,000
*****	7	0,975	6854,4	0,000
*****	8	0,972	7809,4	0,000
*****	9	0,968	8758,3	0,000
*****	10	0,965	9701,0	0,000

Para a série não estacionária *rw1*, as autocorrelações no Quadro 2 não caem rapidamente. A correlação entre *rw1t* e *rw1t-10* é 0,965. Em amostras grandes, se a autocorrelação é zero, então as autocorrelações estimadas $\hat{\rho}_s$ têm distribuição normal aproximada com média zero e variância $1/T$. Para um exemplo hipotético, de tamanho $T = 1001$, o erro padrão aproximado é $\sqrt{1/T} = 0,0316$. Um intervalo de confiança de 95% é $\pm 1,96(0,0316) = \pm 0,062$.

Se um valor de $\hat{\rho}_s$ cair fora do intervalo $(-0,062, 0,062)$, conclui-se que ele é significativamente diferente de zero. Quando as autocorrelações são calculadas, elas são acompanhadas costumeiramente de uma ou mais estatísticas de teste para a hipótese nula de que todas as autocorrelações ρ_s , até alguma defasagem m , são zero. Duas estatísticas comumente apresentadas são a estatística de Box-Pierce:

$$Q = T \sum_{i=1}^m \hat{\rho}_s^2 \quad [8]$$

e uma variação desenvolvida por Ljung e Box,

$$Q' = T(T + 2) \sum_{s=1}^m \frac{\hat{\rho}_s^2}{T-s} \quad [9]$$

Sob a hipótese nula de que todas as autocorrelações até uma defasagem m são zero, as estatísticas Q e Q' são distribuídas em amostras grandes como variáveis aleatórias $\chi^2_{(m)}$. Se o valor da estatística de teste for maior do que o valor crítico da distribuição apropriada qui-quadrada, então se rejeita a hipótese nula de que todas as autocorrelações são zero e se aceita a alternativa de que uma ou mais delas não são zero.

Nos Quadros 1 e 2, a coluna titulada Est-Q é a estatística de Ljung-Box, Q' . Os valores- p apresentados indicam que, em ambas as séries, pode-se rejeitar a hipótese nula de que todas as autocorrelações são zero.

2.3. Teste de raiz unitária para estacionariedade.

A estacionariedade de uma série de tempo pode ser testada diretamente por um teste de raiz unitária.

O modelo AR(1) para a variável de série de tempo Y_t é

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + v_t \quad [10]$$

Admita que v_t é uma perturbação aleatória com média zero e variância constante. Se $\rho=1$, então Y_t é um passeio aleatório não estacionário, $Y_t = Y_{t-1} + v_t$, e é dito que tem uma **raiz unitária**.

Pelo cálculo de sua variância, nós podemos demonstrar que o passeio aleatório $Y_t = Y_{t-1} + v_t$ é não estacionário.

Suponha que $Y_0 = 0$, então, por substituições repetidas,

$$\begin{aligned} Y_1 &= v_1 \\ Y_2 &= Y_1 + v_2 = v_1 + v_2 \\ Y_3 &= Y_2 + v_3 = v_1 + v_2 + v_3 \\ &\vdots \\ Y_t &= \sum_{i=1}^t v_i \end{aligned} \quad [11]$$

Portanto,

$$Var(Y_t) = t\sigma_v^2 \quad [12]$$

Como a variância de Y_t muda no decorrer do tempo, ele é uma série não estacionária. Na verdade, à medida que $t \rightarrow \infty$, a variância de Y_t se torna infinitamente grande.

Lembre-se que se $|\rho| < 1$, então o processo AR(1) é estacionário. Pode-se verificar a não estacionariedade testando a hipótese nula de $\rho = 1$ contra a alternativa de $|\rho| < 1$, ou simplesmente $\rho < 1$.

O teste é posto de uma forma conveniente pela subtração por Y_{t-1} de ambos os lados da equação 4.1, para obter:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + v_t \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + v_t \\ &= \gamma Y_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad [13]$$

onde $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ e $\gamma = \rho - 1$. Então

$$\begin{aligned} H_0: \rho = 1 &\leftrightarrow H_0: \gamma = 0 \\ H_1: \rho < 1 &\leftrightarrow H_1: \gamma < 0 \end{aligned} \quad [14]$$

A variável $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ é chamada de **primeira diferença** da série Y_t . Se Y_t segue um passeio aleatório, então $\gamma = 0$ e:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = v_t \quad [15]$$

Uma interessante qualidade da série $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ é que ela é estacionária se, como se assume, o erro aleatório v_t é puramente aleatório.

Séries como Y_t , que podem se tornar estacionárias pela primeira diferença, são ditas **integradas de ordem 1** e denotadas por **I(1)**. Séries estacionárias são ditas integradas de ordem zero, **I(0)**.

Em geral, se for preciso tomar d vezes a diferença de uma série para ela se tornar estacionária, diz-se que ela é **integrada de ordem d** , ou $I(d)$.

2.4. Os testes de Dickey - Fuller.

Para testar a hipótese na equação 14, estima-se a equação 13 por mínimos quadrados, e examina-se a estatística- t para a hipótese de que $\gamma = 0$, como usualmente se faz. Infelizmente, essa estatística- t não mais tem uma distribuição t , já que, se a hipótese nula é verdadeira, Y_t segue um passeio aleatório.

Conseqüentemente essa estatística, que freqüentemente é chamada de estatística τ (**tau**), deve ser comparada com valores críticos especialmente construídos.

O teste utilizando esses valores críticos se tornou conhecido como o teste de **Dickey-Fuller**.

Adicionalmente ao teste que verifica se uma série é um passeio aleatório, Dickey e Fuller também construíram valores críticos para a presença de uma raiz unitária (um passeio aleatório) na presença de uma **constante**.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + v_t \quad [16]$$

Tais séries apresentam uma tendência definida. Esse é um caso extremamente importante, porque variáveis macroeconômicas geralmente exibem uma tendência forte.

QUADRO 3 Valores Críticos para o Teste de Dickey-Fuller

Modelo	1%	5%	10%
$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + v_t$	-2,56	-1,94	-1,62
$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + v_t$	-3,43	-2,86	-2,57
$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + v_t$	-3,96	-3,41	-3,13
Valores Críticos Padrão	-2,33	-1,65	-1,28

É também possível especificar uma tendência não estocástica. Para assim proceder, o modelo é modificado adicionalmente para incluir uma tendência temporal, ou tempo, t

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + v_t \quad [17]$$

Valores críticos para a estatística τ (τ), que são válidos em grandes amostras para um teste unicaudal, estão na Quadro 3.

Para controlar a possibilidade de que o termo de erro em uma das equações (por exemplo, a equação (16) seja autocorrelacionado, termos adicionais são incluídos.

O modelo modificado é:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-1} + v_t \quad [18]$$

onde $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$, ...

O teste da hipótese nula de $\gamma = 0$ no contexto desse modelo é chamado de teste **aumentado de Dickey-Fuller**. Os valores críticos são os mesmos do teste de Dickey-Fuller, como mostrado no Quadro 3.

2.5. Cointegração.

Como uma regra geral, séries temporais não estacionárias não deveriam ser utilizadas em modelos de regressão para evitar o problema de regressão espúria.

Existe uma exceção a esta regra. Se Y_t e X_t são variáveis não estacionárias $I(1)$, então nós esperaríamos que suas diferenças ou qualquer combinação linear delas, tal como $e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$, sejam $I(1)$ também.

Contudo, existem importantes casos quando $e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$ é um processo estacionário $I(0)$.

Nesse caso, Y_t e X_t são ditas **cointegradas**. Cointegração implica que Y_t e X_t compartilham de tendências estocásticas similares e, já que suas diferenças e_t é estacionária, elas nunca divergem muito uma da outra.

As variáveis cointegradas Y_t e X_t exibem uma relação de equilíbrio de longo prazo definida por $Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$, e e_t é o *erro de equilíbrio*, que representa um desvio de curto prazo da relação de longo prazo.

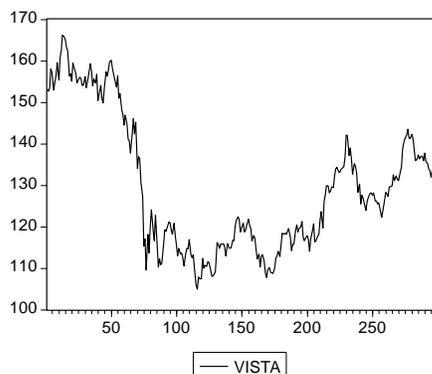
Pode-se testar se Y_t e X_t são cointegradas testando se os erros $\hat{e}_t = Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t$ são estacionários.

Como não foi observado e_t , testa-se alternativamente a estacionariedade dos resíduos de mínimos quadrados, $e_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t$, utilizando um teste de Dickey-Fuller.

3. Metodologia.

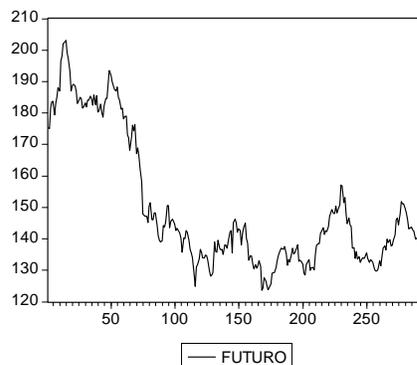
De acordo com Makridakis et al. (1998), denominam-se séries temporais os métodos de previsão com base em valores ou erros passados das variáveis que se deseja fazer a previsão. Esses métodos têm como objetivo encontrar o padrão ou modelo da série histórica de dados para, em seguida, fazer a projeção desse modelo ou padrão para o tempo futuro. Desta forma o presente estudo foi realizado utilizando 296 observações da série diária para o contrato da commodity café, justifica-se essa escolha com base no fato de em meio as commodities agropecuárias comercializadas no mercado futuro, o seu contrato ser o mais negociado, e também por ser importante na pauta de exportação nacional. As séries de preços diários, utilizadas neste artigo, são referentes ao café arábica, tipo 6, bebida dura para melhor, das regiões do Cerrado(MG) e Sul de Minas, Mogiana e Paulista (SP) e Noroeste do Paraná, no período que estende-se de maio de 2008 a setembro de 2009, e foram obtidas junto ao Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada CEPEA (2009). As séries diárias relativas aos contratos futuros de café arábica negociados na BM&F, foram obtidas através do banco de dados da BM&F (2009). Em decorrência de feriados ou mesmo na falta de cotação, houve a necessidade de compatibilizar as cotações dos contratos futuros de café arábica negociados na BM&F e as séries diárias de preços à vista, de forma a manter apenas os dias comuns a todas as séries.

GRÁFICO 1 Série de preços do indicador ESALQ para commodity café



Fonte: Dados da pesquisa.

GRÁFICO 2 Série de preços do mercado futuro (BM&F) para commodity café



Fonte: Dados da pesquisa

QUADRO 4 - Resumo das estatísticas descritivas.

MEDIDAS	VISTA	FUTURO
Média	129.5206	149.6885
Mediana	126.0279	142.0000
Valor Máximo	166.0980	203.0000
Valor Mínimo	104.9208	123.4500
Desvio padrão	16.23671	20.75809
Assimetria	0.577723	1.021695
Curtose	2.095284	2.621407
Jarque-Bera	26.56067	53.26494
Probabilidade	0.000002	0.000000
Soma	38338.09	44307.80
Soma dos quad. Desv.	77771.04	127115.0
N°.Observações	296	296

Fonte: Dados da pesquisa

O Quadro 5 acima apresenta os resultados das análises dos testes de raiz unitária para as séries de preço em nível. As séries avaliadas do indicador Esalq e cotações da BM&F não são estacionárias em nível, uma vez que foi constatado que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária não foi rejeitada.

No entanto, quando efetuada a primeira diferença das séries constata-se a rejeição da hipótese nula de que as séries têm raiz unitária, isso indica que essas séries

são integradas de ordem 1, ou I(1). Deste modo, as séries tornam-se estacionárias, a partir da primeira diferença, com base no conceito de estacionariedade fraca.

3.1 O modelo Arima.

Geralmente se expressa a base para um dado mês de vencimento subtraindo os preços no mercado local do preço futuro: Base = preço à vista local - preço futuro. Os agentes calculam, através da base, o que consiste no principal dado para decisões de hedge, o denominado risco de base. (BITENCURT 2007).

Deste modo, a metodologia de Box-Jenkins (1976) foi utilizada como meio de modelagem da base, onde foi estimado um ARIMA para a série da base do café, entre o mercado físico, representado pelo indicador ESALQ e o mercado futuro representado pelo indicador BM&F.

Box & Jenkins (1976) apud BITENCURT (2007) formularam inicialmente os modelos ARIMA (Autorregressivo – Integrado – Média móvel), tais modelos são sustentados pela consideração da possibilidade da modelação de uma série temporal não-estacionária baseando-se em diferenciações e incluindo um componente autorregressivo associado a uma componente média móvel. A caracterização estatística de séries temporais são possíveis através dos recursos dos modelos ARIMA, pois eles podem, ao mesmo tempo, em um só modelo, assinalar três importantes aspectos: autocorrelação (AR), ordem de integração (I), e dependência de médias móveis (MA).

Busca-se mostrar se existe componentes AR, I e MA, e de que ordem, na função que caracteriza os desvios da base (b_t). Portanto, caso a série calculada dos desvios (b_t) tenha autocorrelação de ordem p, sintetizada por AR(p), essa série poderá ser reproduzida por:

$$b_t = \phi_1 b_{t-1} + \phi_2 b_{t-2} + \dots + \phi_p b_{t-p} + e_t \quad [19]$$

Caso na série ocorram efeitos que se associem à média móvel (MA), de ordem q, representada por MA(q), esses efeitos podem ser descritos como:

$$b_t = \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad [20]$$

Quando estão incluídos no caso, ao mesmo tempo, efeitos autorregressivos e de média móvel, de ordem p e q respectivamente, sintetizada por ARMA (p,q), pode-se genericamente representar por:

$$b_t = \phi_1 b_{t-1} + \phi_2 b_{t-2} + \dots + \phi_p b_{t-p} + \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad [21]$$

Deve-se considerar, para todos os casos, e_t como um erro aleatório i.i.d, com esperança zero.

3.2. Análise das séries à vista e futuro.

Qualquer tarefa empírica que tenha como base dados de série temporal pressupõe a estacionariedade das séries temporais envolvidas, porém, uma série só pode

ser dita estacionária se a sua covariância, variância e média continuarem sendo as mesmas durante todo o período em que forem avaliadas. Gujarati (2000).

Recentemente um teste alternativo de estacionariedade conhecido como teste de raiz unitária tornou-se popular, deste modo, série de caminho aleatório é o nome dado a uma série de tempo que contém raiz unitária, as séries analisadas nesta monografia são um exemplo de séries temporais não-estacionárias. Portanto, para verificar se as séries em estudo eram estacionárias ou não foi empregado o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), pelo qual estimou-se para as séries diárias sem intercepto nem tendência, em nível e em suas diferenças, usando-se defasagens de 0 (zero) a 5 (cinco) de modo que foram escolhidas a partir o menor critério de seleção de Akaike.

QUADRO 5 Resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para as séries diárias, em nível, do indicador ESALQ (vista) e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F)(futuro) para a commodity café.

Série	Modelo	Estatística	Valor crítico em nível de 1%	Valor calculado do teste de ADF*	Número de defasagens
Vista	Sem intercepto e tendência	□□□	-2.5726	-0.691779	1
futuro	Sem intercepto e tendência	□□□	-2.5726	-0.914769	1

(*) Significativo a 1%

Fonte: Dados da pesquisa

O Quadro 5 acima apresenta os resultados das análises dos testes de raiz unitária para as séries de preço em nível. As séries avaliadas do indicador Esalq e cotações da BM&F não são estacionárias em nível, uma vez que foi constatado que a hipótese nula de que a série tem raiz unitária não foi rejeitada.

QUADRO 6 Resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para as séries diárias, em primeira diferença, do indicador ESALQ (vista) e da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F)(futuro) para a commodity café.

Série	Modelo	Estatística	Valor crítico em nível de 1%	Valor calculado do teste de ADF*	Número de defasagens**
Vista	Sem intercepto e tendência	□□□	-2.5726	-12.19038	1
futuro	Sem intercepto e tendência	□□□	-2.5726	-12.09243	1

(*) Significativo a 1%. (**) selecionado conforme menores valores para os critérios de Akaike (AIC)

Fonte: Dados da pesquisa

No entanto, quando efetuada a primeira diferença das séries constata-se a rejeição da hipótese nula de que as séries têm raiz unitária, isso indica que essas séries são integradas de ordem 1, ou I(1). Deste modo, as séries tornam-se estacionárias, a partir da primeira diferença, com base no conceito de estacionariedade fraca.

Depois de realizado o teste de raiz unitária, como mostra a tabela 6 acima, foi feito o teste de causalidade de Granger, aplicado com 2 defasagens a fim de analisar a presença de causalidade entre as duas séries, os resultados estão apresentados na Tabela 7, abaixo.

QUADRO 7 – Teste de causalidade de Granger com 1 defasagem para séries diárias de preço do café do indicador ESALQ(vista) e das cotações da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F)(futuro)

Teste de Causalidade de Granger				
Amostra: 1 296				
Defasagens: 2				
Hipótese nula:	Obs	F-Statistic	Probability	Resultado
VISTA não causa Granger FUTURO	294	1.37326	0.25493	Ñ Rejeito
FUTURO não causa Granger VISTA		9.10341	0.00015	Rejeito

Fonte: Dados da pesquisa

Através do Teste F de Granger, pode-se constatar a presença de causalidade de Granger unidirecional, de modo que o indicador FUTURO causa, no sentido de Granger o preço à VISTA, ou seja, os preços defasados do contrato futuro auxiliam na previsão dos preços correntes do Café Arábica ao nível de significância de 5%. Assim, ao tomar decisões de negociação no mercado físico, os produtores observam as variações do preço futuro, se mostrando conforme a afirmação de PEROBELLI (2005) de que as variações nos preços futuros se refletem nos preços a vista. Assim, observa-se todas as séries co-integradas a 1% de significância. Isso mostra que existe uma relação de equilíbrio no longo prazo entre as séries.

Após a confirmação da estacionariedade da série depois da aplicação da 1ª diferença, das séries VISTA e FUTURO, prossegue-se com a análise das funções de autocorrelações (FAC) e as funções de autocorrelações parciais (FACP) nos QUADROS 8, 9 e 10. O comportamento dessas funções indicará qual modelo deve ser utilizado.

QUADRO 8 – Correlograma da série VISTA em nível e em 1ª diferença.

Correlogram of VISTA							Correlogram of D(VISTA)						
Date: 11/18/09 Time: 23:18 Sample: 1 296 Included observations: 296							Date: 12/03/09 Time: 21:54 Sample: 1 296 Included observations: 295						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.983	0.983	289.14	0.000		1	-0.133	-0.133	5.2931	0.021			
2	0.970	0.103	571.66	0.000		2	0.007	0.050	6.8436	0.036			
3	0.955	-0.057	846.45	0.000		3	-0.009	0.006	6.6095	0.063			
4	0.939	-0.057	1112.9	0.000		4	0.056	0.053	7.5984	0.107			
5	0.922	-0.053	1370.4	0.000		5	-0.016	-0.003	7.6772	0.175			
6	0.906	0.037	1619.9	0.000		6	-0.076	-0.086	9.4186	0.151			
7	0.891	0.048	1852.4	0.000		7	0.014	-0.006	9.4802	0.220			
8	0.876	-0.022	2097.3	0.000		8	-0.106	-0.102	12.931	0.114			
9	0.862	0.031	2325.9	0.000		9	0.043	0.019	13.485	0.142			
10	0.849	0.002	2548.1	0.000		10	-0.007	0.022	13.498	0.197			
11	0.834	-0.057	2763.3	0.000		11	0.049	0.048	14.243	0.220			
12	0.817	-0.075	2970.7	0.000		12	0.142	0.155	20.451	0.059			
13	0.796	-0.171	3168.0	0.000		13	0.015	0.046	20.523	0.083			
14	0.774	-0.044	3355.2	0.000		14	0.029	0.005	20.793	0.107			
15	0.751	-0.006	3532.4	0.000		15	0.005	0.002	20.801	0.143			
16	0.729	0.012	3699.6	0.000		16	-0.034	-0.070	21.168	0.172			
17	0.708	0.033	3858.2	0.000		17	-0.004	-0.006	21.173	0.219			
18	0.689	0.044	4008.7	0.000		18	0.006	0.033	21.183	0.270			
19	0.669	-0.030	4151.2	0.000		19	-0.035	-0.014	21.577	0.306			
20	0.651	0.010	4296.6	0.000		20	-0.027	0.006	21.804	0.351			
21	0.632	-0.047	4414.7	0.000		21	-0.043	-0.051	22.399	0.377			
22	0.615	0.030	4536.4	0.000		22	-0.026	-0.055	22.819	0.423			
23	0.599	0.059	4652.3	0.000		23	0.043	0.025	23.213	0.448			
24	0.582	0.015	4762.2	0.000		24	-0.043	-0.070	23.801	0.473			
25	0.567	0.053	4866.6	0.000		25	-0.046	-0.074	24.476	0.492			
26	0.552	0.041	4966.4	0.000		26	0.078	0.075	26.477	0.437			
27	0.536	-0.071	5060.7	0.000		27	-0.028	-0.018	26.726	0.479			
28	0.521	-0.004	5150.1	0.000		28	-0.105	-0.109	30.346	0.347			
29	0.509	0.058	5235.6	0.000		29	0.045	0.025	31.005	0.365			
30	0.494	-0.061	5316.6	0.000		30	0.078	0.078	32.909	0.327			
31	0.479	-0.055	5393.0	0.000		31	-0.142	-0.121	39.585	0.139			
32	0.467	0.074	5465.9	0.000		32	-0.001	-0.025	39.586	0.167			
33	0.454	0.002	5535.1	0.000		33	0.022	0.042	39.746	0.195			
34	0.440	-0.060	5600.4	0.000		34	-0.007	0.008	39.765	0.229			
35	0.427	-0.027	5662.0	0.000		35	0.045	0.050	40.441	0.243			
36	0.414	-0.042	5720.1	0.000		36	-0.023	0.002	40.622	0.274			

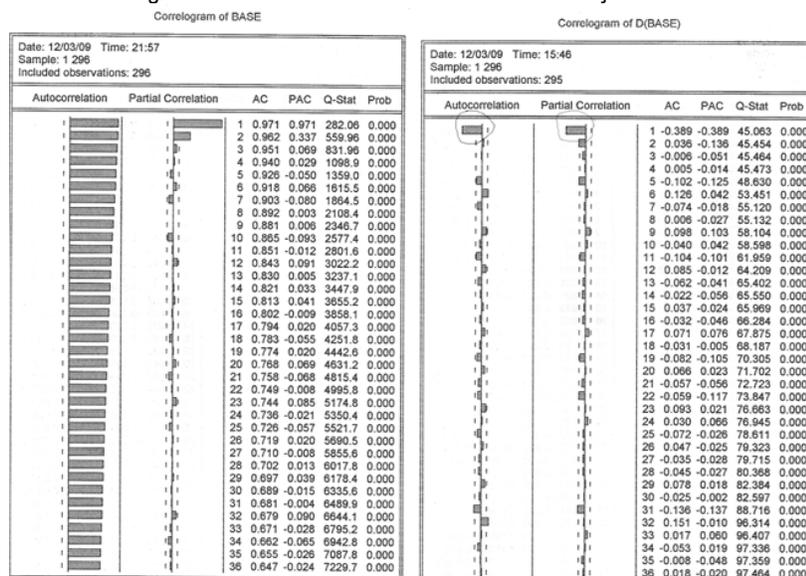
Fonte: Dados da pesquisa

QUADRO 9 – Correlograma da série FUTURO em nível e em 1ª diferença

Correlogram of FUTURO							Correlogram of D(FUTURO)						
Date: 11/18/09 Time: 23:25 Sample: 1 296 Included observations: 296							Date: 12/03/09 Time: 14:38 Sample: 1 296 Included observations: 295						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.988	0.988	291.83	0.000		1	0.002	0.002	0.0007	0.979			
2	0.976	-0.008	577.82	0.000		2	0.002	0.002	0.0022	0.969			
3	0.963	-0.064	856.89	0.000		3	0.039	0.039	0.4497	0.930			
4	0.949	-0.048	1128.7	0.000		4	0.069	0.069	1.8839	0.757			
5	0.935	-0.073	1392.3	0.000		5	0.001	0.001	1.8843	0.885			
6	0.918	0.037	1648.4	0.000		6	-0.084	-0.086	4.0044	0.676			
7	0.903	0.036	1897.6	0.000		7	0.067	0.062	5.3525	0.617			
8	0.888	-0.080	2138.9	0.000		8	-0.079	-0.084	7.2496	0.510			
9	0.873	0.020	2372.9	0.000		9	-0.026	-0.020	7.4622	0.589			
10	0.858	0.026	2600.1	0.000		10	0.068	0.077	8.8936	0.545			
11	0.841	-0.145	2818.9	0.000		11	0.001	-0.003	8.8638	0.634			
12	0.823	-0.015	3029.3	0.000		12	0.085	0.093	11.109	0.520			
13	0.803	-0.110	3230.2	0.000		13	0.039	0.050	11.594	0.561			
14	0.782	-0.049	3421.4	0.000		14	-0.009	-0.041	11.620	0.637			
15	0.761	0.041	3603.2	0.000		15	-0.090	-0.094	14.172	0.513			
16	0.743	0.067	3777.0	0.000		16	0.010	0.003	14.204	0.584			
17	0.725	-0.001	3943.1	0.000		17	0.030	0.012	14.494	0.632			
18	0.707	0.010	4101.7	0.000		18	-0.089	-0.055	16.972	0.525			
19	0.692	0.082	4254.2	0.000		19	0.007	0.024	16.985	0.591			
20	0.677	-0.044	4400.9	0.000		20	-0.010	-0.011	17.018	0.652			
21	0.661	-0.010	4540.9	0.000		21	-0.196	-0.175	25.823	0.213			
22	0.648	0.108	4676.3	0.000		22	0.017	0.031	25.913	0.255			
23	0.636	-0.004	4806.9	0.000		23	0.039	0.024	26.411	0.282			
24	0.623	0.014	4932.9	0.000		24	-0.030	-0.049	26.710	0.316			
25	0.611	0.008	5054.2	0.000		25	-0.115	-0.071	30.880	0.190			
26	0.600	0.007	5171.6	0.000		26	0.037	0.029	31.429	0.213			
27	0.588	-0.033	5284.9	0.000		27	-0.055	-0.083	32.426	0.217			
28	0.578	0.045	5394.7	0.000		28	-0.077	-0.031	34.352	0.190			
29	0.569	0.000	5501.5	0.000		29	0.007	-0.008	34.368	0.226			
30	0.559	-0.032	5605.3	0.000		30	0.037	0.025	34.833	0.249			
31	0.550	-0.020	5706.0	0.000		31	-0.095	-0.071	37.842	0.185			
32	0.541	0.001	5803.8	0.000		32	0.020	0.055	37.982	0.215			
33	0.532	-0.025	5898.7	0.000		33	-0.005	-0.028	37.989	0.252			
34	0.523	-0.007	5990.7	0.000		34	0.017	0.028	38.037	0.289			
35	0.513	-0.042	6079.7	0.000		35	0.006	0.020	38.100	0.330			
36	0.503	-0.026	6165.7	0.000		36	0.064	0.026	39.468	0.318			

Fonte: Dados da pesquisa

QUADRO 10 – Correlograma da série BASE em nível e em 1ª diferença



Fonte: Dados da pesquisa

Deste modo, efetuou-se o teste ADF para o nível da série correspondente a base da commodity café assim como para sua diferença, os resultados estão abaixo, na tabela 8. Observa-se que a base em nível contém raiz unitária afirmando ser não estacionária, porém a base diferenciada é estacionária.

QUADRO 8 – Resultado do teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para a série da base entre o preço físico e futuro do café em nível e para a primeira diferença.

Série	Modelo	Estatística	Valor crítico em nível de 1%	Valor calculado do teste de ADF*	Número de defasagens **
Base em Nível	Sem intercepto e tendência	∞	-2.5726	-0.957692	1
Base Diferenciada	Sem intercepto e tendência	∞	-2.5726	-16.56212	1

(*) Significativo a 1%. (**) selecionado conforme menores valores para os critérios de Akaike (AIC).

Fonte: Dados da Pesquisa

Além da análise dos correlogramas, foi escolhida para ser utilizada no teste a equação de co-integração que teve o menor valor observado de acordo com o Critério de seleção de Akaike AIC e o Bayesiano (BIC), de modo que o modelo foi sem intercepto e

sem tendência, assim como foram verificados o R² (R-squared), F-statistic, Prob (F-statistic), e a estatística Durbin-Watson..

De posse dessas informações efetuou-se a modelagem da série obtendo-se um modelo ARIMA (1,1,1), onde os resíduos do modelo foram um ruído branco, por serem estatisticamente iguais a zero, o que confirma a adequação do ajuste podendo ser observado no Quadro 12.

QUADRO 12 – Correlograma os resíduos ARIMA(1,1,1)

Date: 12/01/09 Time: 14:54						
Sample: 2 295						
Included observations: 295						
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.008	-0.008	0.0168	
		2	0.060	0.060	1.0867	
		3	-0.022	-0.021	1.2355	0.266
		4	-0.045	-0.049	1.8418	0.398
		5	-0.104	-0.103	5.1016	0.165
		6	0.039	0.043	5.5711	0.234
		7	-0.076	-0.066	7.3305	0.197
		8	-0.008	-0.020	7.3498	0.290
		9	0.102	0.105	10.560	0.159
		10	-0.049	-0.057	11.295	0.188
		11	-0.049	-0.063	12.030	0.212
		12	0.092	0.090	14.054	0.145
		13	-0.016	0.001	14.729	0.195
		14	0.033	0.031	15.078	0.237
		15	0.094	0.079	17.842	0.164
		16	0.005	0.017	17.851	0.214
		17	0.053	0.062	18.737	0.226
		18	0.000	-0.021	18.737	0.283
		19	-0.089	-0.063	21.273	0.214
		20	0.011	0.044	21.311	0.264
		21	-0.009	-0.021	21.336	0.319
		22	-0.038	-0.019	21.810	0.351
		23	0.102	0.108	25.135	0.241
		24	0.065	0.041	26.494	0.231
		25	0.018	0.023	26.603	0.273
		26	0.075	0.058	28.429	0.242
		27	-0.006	-0.008	28.442	0.288
		28	-0.038	-0.002	28.914	0.315
		29	0.070	0.053	30.505	0.292
		30	-0.020	-0.011	30.631	0.334
		31	-0.126	-0.108	35.931	0.176
		32	0.097	0.070	39.091	0.124
		33	0.050	0.083	39.940	0.130
		34	-0.045	-0.035	40.618	0.141
		35	-0.012	-0.059	40.668	0.169
		36	-0.025	-0.008	40.874	0.194

Fonte: Dados da pesquisa

QUADRO 13 – Resumo da estimação do modelo ARIMA

Variável	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	P-valor
AR (1)	0.996054	0.007468	133.3722	0.0000
MA (1)	-0.494160	0.052577	-9.398838	0.0000

Fonte: Dados da pesquisa

Uma métrica interessante para avaliar a acurácia preditiva do modelo é o coeficiente U de Theil, que é definido pela fórmula abaixo BITENCURT (2007).

$$U = \frac{\sqrt{\sum_{k=1}^N (a_k - y_k)^2}}{\sqrt{\sum_{k=1}^N (a_k - a_{k-1})^2}}$$

onde Y_k é a previsão obtida, a_k é a saída desejada para a previsão.

Esta métrica mede o quanto os resultados estão melhores que uma previsão ingênua ou trivial (i.e.: “a melhor estimativa do próximo valor é o valor atual”). Através desse coeficiente pode-se analisar a qualidade de uma previsão da seguinte maneira: i) Quando $U > 1$, o erro do modelo é maior que o erro ingênuo; ii) Quando $U < 1$, o erro do modelo é menor que o erro ingênuo (boa previsão). Assim, um coeficiente U de Theil menor que 1 já indica uma previsão melhor que a previsão trivial. Portanto, quanto mais próximo de ‘0,0’ for este coeficiente melhor a previsão.

A estatística Theil pode ser decomposta em três proporções de desigualdade:

[1] **Bias**: Indicador do erro sistemático. Para ele, são esperados valores próximos a 0, um Bias grande sugere um excedente sistemático na predição.

[2] **Variância**: Indica a habilidade das previsões ao grau da replicação da variabilidade na variável a ser prevista. Se a proporção da variação for grande então a série real flutuou consideravelmente comparada a previsão.

[3] **Covariância**: Esta proporção mensura o erro não sistemático. Idealmente, esse deveria apresentar a maior proporção de desigualdade.

Observando a Tabela 10, logo abaixo, vemos que o modelo é adequado a previsão, pois apresenta um U theil menor que um. Nesse sentido, o modelo ajustado pode ser utilizado por agentes que desejam fazer uma previsão da base a fim de poder prever o risco que estará incorrendo ao realizar um hedge no mercado futuro com o contrato da commodity café.

QUADRO 14 – Resultados da estatística U-Theil

Testes		Coeficientes
Coeficiente de Desigualdade de Theil (CDT)	Theil Inequality Coefficient	0.227249
Proporção de tendenciosidade (PT)	Bias Proportion	0.381870
Proporção de variância(PV)	Variance Proportion	0.149582
Proporção de covariância(PC)	Covariance Proportion	0.468548

Fonte: Dados da Pesquisa

O coeficiente CDT encontrado sugere um bom ajustamento do modelo e conseqüentemente das previsões, pois é de 0.227249 para a série analisada. Ressaltar-se que este coeficiente varia entre zero e um, de maneira que zero indica um ajuste perfeito. Quanto mais próximo da unidade pior o ajustamento. Com relação à PT, PV e PC, o ideal é valor baixo para PT e PV e valor alto para PC, o que foi observado nos resultados obtidos. Neste caso, pode-se dizer que o modelo de previsão foi adequado.

4. Considerações finais.

A partir das observações passadas do comportamento da commodity café arábica, surgiu a questão de como fazer previsões sobre o comportamento futuro e quão precisas essas previsões podem ser. Nesse sentido, buscou-se avaliar a capacidade preditiva do modelo proposto acima para os índices criados na primeira sessão. A previsão

permite maior avaliação sobre o risco a ser incorrido, bem como auxilia as decisões de médio prazo. Assim, a previsão constitui um centro da análise financeira não apenas dos exercícios acadêmicos, mas de grandes instituições.

Com base nos critérios de AIC e SCH, no princípio de parcimônia, na significância dos coeficientes e no comportamento dos resíduos, escolheu-se o modelo – ARIMA (1,1,1) para previsão do risco de base do café arábica no Brasil.

Para finalmente confirmar se o modelo ARIMA seria adequado ou não, analisaram-se o ACF e o PACF dos resíduos e o coeficiente U de Theil.

Portanto, por meio dessas análises pode-se concluir que o modelo é preciso para essa série temporal, o que confirma sua utilização para se realizar previsões.

Vale ressaltar que o modelo está adequado à série e ao período estudado e que quanto maior for o horizonte de previsão maior também será o seu erro.

Referências Bibliográficas.

BITENCURT, W. A. ; PEREIRA, N. C. ; REIS, R. P. ; CASTRO JR., L. G. ; CALEGARIO, C. L. L. . UM ESTUDO ECONOMETRICO DA BASE DA COMMODITY CAFÉ A PARTIR DOS ÍNDICES ESALQ E PREÇO FUTURO BM&F. In: XLV CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 2007, Londrina. XLV CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL: Conhecimento para a Agricultura do Futuro. Londrina : Universidade Estadual de Londrina, 2007.

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS, Informações divulgadas no site <http://www.bmf.com.br> pesquisa efetuada em março/2009.

BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO, Informações divulgadas no site <http://www.bovespa.com.br/>, pesquisa efetuada em março/2009.

CASTRO JUNIOR, L.G. de. Impactos da liquidação financeira sobre a eficiência de hedging no contratos futuros das commodities boi gordo e soja. Piracicaba, 1999. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

CEPEA - Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. (<http://cepea.esalq.usp.br>).

GUJARATI, Damodar N. Econometria básica. 4 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HULL, J. Introdução aos mercados futuros e de opções. 2. Ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros e Cultura Editores Associados, 1996. 448p.

at Risk: the new benchmark for controlling marketrisk.

MAKRIDAKIS, S; WHEELWRIGHT, S; HYNDMAN, R. J. Forecasting Methods and Applications. 3. ed. New York: John Wiley & Sons, 1998.

PEROBELLI, F. S. As relações entre o preço à vista e futuro: evidências para o mercado de boi gordo no Brasil. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005. Ribeirão Preto. CD-ROM.

PINHEIRO, Juliano Lima. Mercado de capitais: fundamentos e técnicas. São Paulo: Atlas, 2001. 328p.