

Efetividade e razão ótima de hedge para operações de boi gordo em Goiás

**1.RODRIGO DA SILVA SOUZA; 2.CLEYZER ADRIAN CUNHA;
3.ALCIDO ELENOR WANDER**

1,2.UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS, GOIANIA - GO - BRASIL; 3.CNPAF-EMBRAPA, GOIANIA - GO - BRASIL.

Grupo de Pesquisa: Comercialização, Mercados e Preços – Grupo 1

Resumo: O objetivo geral deste estudo foi estimar a razão ótima de *hedge* e a sua efetividade para o mercado de boi gordo em Goiás. Atualmente, o estado ocupa importante posição na pecuária de corte no cenário nacional possuindo o maior número de confinamentos do país. Destaca-se que a rentabilidade dos confinadores pode ser prejudicada pelo risco de reposição da atividade, em que o pecuarista vende o boi gordo e compra o bezerro ou boi magro. Por conseguinte, o mecanismo de proteção de preços no mercado futuro pode minimizar a os riscos de reposição da atividade. Dentre os principais resultados do trabalho destaca-se que dos modelos estimados de *hedger*, o modelo que obteve o melhor ajuste frente aos dados apresentou a razão ótima de *hedge* (h) no valor de 0,69, ou seja, para cada arroba produzida é preciso vender 0,69 (10,35 kg) arroba no mercado futuro da BM&F. O resultado obtido por meio da efetividade da operação de *hedge* da arroba do boi gordo para Goiás, revela uma diminuição de aproximadamente 80% do risco referente a operação de preços no mercado físico.

Palavras-chaves: Carne bovina, comercialização, redução de risco, hedge

Abstract

The aim of this study was to estimate the optimal hedge ratio and its effectiveness in the cattle market in Goiás state. Currently, the state occupies an important position in beef cattle on the national scene having the largest number of feedlots in the country. It is noteworthy that the profitability of confinement may be hampered by the risk of replacement activity, where the farmer sells his cattle and buys the calfs or steers. Therefore, the protection mechanism of prices in the futures market can minimize the risks of replacement activity. Among the main findings of the study highlights that form the estimated hedger models, the model that obtained the best fit to the data presented before the optimal hedge ratio (h) the value of 0.69, i.e. for each 15 kg produced is accurate sell $0.69 * 15 \text{ kg} (=10.35 \text{ kg})$ on the futures market of the BM&F. The result obtained by the effectiveness of hedging 15 kg of oxen to Goias, a decrease of approximately 80% of the risk related to operation in the physical market prices.

Key Words: Beef, marketing, risk reduction, hedge.

1. Introdução

O agronegócio no Brasil é responsável por aproximadamente 33% do PIB, 42% das exportações totais e 37% dos empregos gerados na economia (MAPA, 2008). Todavia, a produção agrícola e da pecuária são vistas como de alto risco, principalmente, porque os agentes econômicos envolvidos em qualquer etapa da cadeia produtiva estão sujeitos às oscilações de preços, tanto dos insumos quanto do produto final. Os preços dos produtos finais do setor sofrem flutuações no período de comercialização, que podem ser explicados, pelo ciclo das culturas, pelos períodos de safra e entressafra e questões macroeconômicas subjacentes ao mercado interno e externo. Em relação ao preço dos insumos o produtor não tem controle, pois este é formado por meio de uma estrutura de mercado oligopolista, caracterizado por um número reduzido de empresas, principalmente multinacionais que atuam no mercado de sementes, de herbicidas, de defensivos, de agrotóxicos e de vacinas. Desta forma, instrumentos adequados de comercialização devem ser utilizados pelos produtores brasileiros como forma de garantir rentabilidade da atividade.

No caso da pecuária de corte, os riscos são elevados, pois enquanto seus custos são conhecidos e, quase sempre elevados, sua receita é incerta, dada a imprevisibilidade dos preços da arroba do boi gordo no futuro. O preço da arroba do boi pode sofrer variação sob várias formas, tais como: variações nos preços dos insumos; variações no preço da carne de boi e de frango; interrupção das importações de carne brasileira por um *player* importante etc. (BM&F, 2005). Deste modo, o pecuarista pode se deparar com um preço incapaz de cobrir os custos operacionais. A pecuária de corte, o processamento e a comercialização de carne apresentam riscos substanciais de preços que podem ser minimizados com ferramentas disponíveis no mercado futuro.

No mercado futuro o produtor de bovinos pode fixar o preço de seu produto assim que definido o custo de produção, por meio de operações de *hedge*. O *hedge* é um mecanismo de proteção de preço, no qual o produtor fixa na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) o preço de seu produto final. O pecuarista que faz proteção de preço no mercado futuro é chamado de *hedger* e tem a vantagem de pagar uma margem de garantia menor, pois possui o produto no mercado físico (*spot*) e a bolsa entende que seu risco é menor.

Embora a pecuária corte seja considerada uma atividade de risco elevado, o Brasil alcançou em 2008, aproximadamente 202 milhões de efetivo de bovinos, sendo Mato Grosso (12%), Minas Gerais (11%), Mato Grosso do Sul (11%) e Goiás (10%) os estados que apresentaram maiores concentrações de rebanhos (IBGE, 2010). Atualmente, também cresce um processo muito comum na atividade que reduziu o tempo de engorda e aumentou o ganho de peso dos animais, que é o de confinamento e semiconfinamento. No primeiro sistema de produção, os animais são limitados a um pequeno espaço, em que recebem suplementação alimentar que permite ganho de peso maior se comparados ao pasto. Por sua vez, considera-se semiconfinamento o processo misto de engorda em pasto e confinamento.

O estado de Goiás é o estado brasileiro que possui o maior número de confinamentos do país, conforme a Associação Nacional dos Confinadores (Assocon, 2010). Essa atividade sofre com o chamado risco de reposição, sendo este bastante importante porque determina a rentabilidade do negócio, haja vista que o pecuarista vende o boi gordo e compra o bezerro ou boi magro. A reposição é conhecida como relação de troca, pois se trata de quantos bezerras é possível comprar com a venda do animal pronto acabado. Assim, a aquisição malfeita dos animais pode comprometer toda a atividade, uma vez que é o maior custo do pecuarista, sendo um custo ainda maior para o confinador.

Devido à importância do estado de Goiás na atividade pecuária nacional e o aumento

da procura por parte dos pecuaristas por mecanismos de proteção de preços no Mercado Futuro, este trabalho se justifica na relevância das informações geradas aos tomadores de decisão do agronegócio, no que tange as alternativas de comercialização de boi gordo. Sendo assim, o problema de pesquisa foi pautado pela razão ótima de *hedge* e pela efetividade de *hedge* do boi gordo no Estado de Goiás. O presente trabalho está dividido além desta breve introdução em mais quatro partes, o referencial teórico, modelo econométrico, análise e discussão dos resultados e finalmente as considerações finais.

2. Referencial Teórico

O contrato futuro é uma evolução do contrato a termo de *commodities* agrícolas. No mercado a termo, o comprador e o vendedor firmam acordo contratual para entregar e receber a mercadoria em determinada data futura, sendo o pagamento feito no início ou vencimento do contrato, e ele só pode ser liquidado no final da operação, com a entrega da mercadoria. O contrato a termo é muito utilizado em Goiás para diversos produtos agrícolas, todavia a presente operação envolve risco de inadimplência ou quebra contratual de ambas as partes. Considerando uma situação, em que, o preço do produto no mercado se eleva em relação ao valor estabelecido no contrato a termo, o vendedor da *commodity* terá incentivos para quebrar o contrato e vender posteriormente a mercadoria no mercado *spot*.

No contrato futuro também há promessa de compra e venda de mercadoria, para a data de vencimento previamente estabelecida, onde o contrato é padronizado pela bolsa de mercadorias e futuros, no caso brasileiro, a Bolsa de Mercadorias e Futuro (BM&F). O presente contrato pode ser liquidado a qualquer momento de sua vigência, havendo a possibilidade de saída do mercado, por reversão de posição, liquidação financeira, ou pela forma pouco usual, que é a entrega física do produto na praça de recebimento previamente estabelecida pela BM&F.

O risco é administrado de forma mais segura, com o intuito de evitar a inadimplência, assim há exigência da margem de garantia, o que garante transparência e segurança a operação. Por exemplo, em pesquisa realizada por LOPES (2006) revelou que 80% dos produtores entrevistados em Londrina (PR), consideram a possibilidade de sair da operação a qualquer momento e a rapidez do fechamento dos contratos como sendo um dos aspectos mais positivos das operações de *hedge* de soja.

Conforme Gray e Rutledge (1971), o *hedge* no mercado futuro pode ser eficiente mecanismo na redução do risco para produtores primários, o que posteriormente foi comprovado por vários trabalhos empíricos. Segundo Hull (2005), o *hedge* pode ser tido como um mecanismo que vai além da gestão de risco, podendo ser um mecanismo eficiente que assegura lucros. São dois os principais participantes do mercado futuro, o *hedger* e o especulador. O especulador proporciona liquidez ao mercado aceitando riscos em troca da possibilidade de obter ganhos de capital. Para Mello (2001) a liquidez talvez seja a dimensão mais importante proporcionada por uma bolsa de futuros, pois várias ordens não poderiam ser cumpridas sem a contraparte.

O *hedge* é uma operação na qual o agente toma uma posição contrária aquela que tem

no mercado avista, com o intuito de minimizar o risco de possíveis oscilações da *commodity*. Para o produtor de soja minimizar o risco por meio do mecanismo de *hedge* tem que se posicionar vendido no mercado futuro, porque sua preocupação maior é com a queda dos preços da soja. Um *trader* de soja, para minimizar seus riscos, tem que se posicionar comprado no mercado futuro, porque sua preocupação é com a alta nos preços. Deste modo, o *hedge* efetiva-se por meio da compra ou venda no mercado futuro em substituição temporária à negociação no mercado físico (*spot*), que ocorrerá posteriormente (OLIVEIRA NETONto, 2008).

O *hedge* perfeito é aquele que elimina completamente o risco. Segundo Hull (2005), na prática, “o *hedge* perfeito é muito raro, para a maioria, estudar *hedge* com contratos futuros é examinar as maneiras pelas quais podem ser construídos de tal forma que seu desempenho seja o mais perfeito possível”.

2.1. Razão ótima de *hedge* de variância mínima

A razão ótima de *hedge* é dada pela relação entre o tamanho da posição no mercado futuro e o tamanho da exposição ao risco. É denominada ótima porque a carteira formada pela posição no mercado físico e futuro possui variância mínima. Hull (2005) exemplifica que se quiser vender N_A unidades de um ativo no instante t_2 e escolha fazer *hedge* no instante t_1 ao vender contratos futuros de N_F unidades de ativo semelhante, a razão ótima de *hedge*, h , é igual à Equação 2:

$$h = \frac{N_F}{N_A} \quad (2)$$

O montante obtido com o ativo, quando forem calculados lucros ou prejuízos é igual a:

$$Y = S_1 N_A + (S_2 - S_1) N_A - (F_2 - F_1) N_F \quad (3)$$

onde S_1 e S_2 são preços a vista no instante t_1 e t_2 e F_1 ; e F_2 são preços futuros nos instantes t_1 e t_2 . Pode-se escrever a Equação 4 da seguinte forma:

$$Y = S_1 N_A + N_A (\delta S - h \delta F) \quad (4)$$

onde $\delta S = S_2 - S_1$; e $\delta F = F_2 - F_1$. A variância de Y na Equação 4 é minimizada quando a variância de $\delta S - h \delta F$ for minimizada, ou seja, igual a:

$$\delta_S^2 + h^2 \delta_F^2 - 2h \rho \sigma_S \sigma_F \quad (5)$$

Ainda segundo Hull (2005), pode-se minimizar a variância por meio da Equação 6:

$$(h \sigma_F - \rho \sigma_S)^2 \quad (6)$$

Igualando a equação acima a zero temos a razão ótima de *hedge*, como demonstrado por meio da Equação 7.

$$h = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F} \quad (7)$$

A derivação acima revela que a razão ótima de *hedge* de variância mínima é o produto do coeficiente de correlação entre σ_S e σ_F e razão entre o desvio-padrão de σ_S e o desvio-padrão de σ_F . Sendo assim, a variância no valor da posição do *hedger* depende da razão de *hedge* escolhida, como mostra a Figura 1.

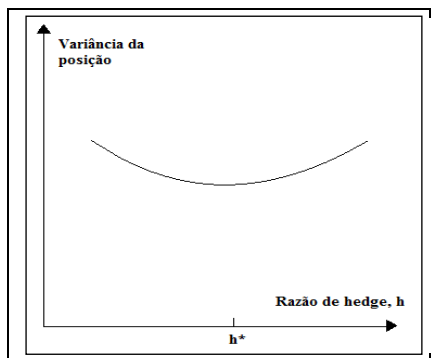


Figura 1: Variância da posição em relação à razão de *hedge*

Fonte: Hull (2005)

Se $\rho = 1$ e $\sigma_F = \sigma_S$, a razão de *hedge*, h , será 1,0; o que é esperado porque, neste caso, o preço futuro espelha o preço *spot* perfeitamente. Se $\rho = 1$ e $\sigma_F = 2\sigma_S$, a razão de *hedge*, h , será 0,5; o que é esperado porque, neste caso, o preço futuro sempre muda duas vezes mais que o preço *spot*.

Guimarães (2005) demonstrou em seu estudo horizonte de *hedge* e periodicidade dos dados que as regressões com a mudança de preços resultaram em estimativas da razão ótima de *hedge* próximas daquelas obtidas com o modelo geral e que estas diminuem com o aumento do horizonte do *hedge*. O mesmo trabalho revela que o horizonte a ser considerado tem de ser maior, uma vez que as decisões tomadas pelos agentes tomam mais que 30 dias.

2.2 Efetividade de *hedge*

Segundo Hull (2005) apresenta a razão ótima de *hedge*, h , como sendo a inclinação da reta que melhor se ajusta à regressão de δS contra δF , conforme indicado na Figura 2.

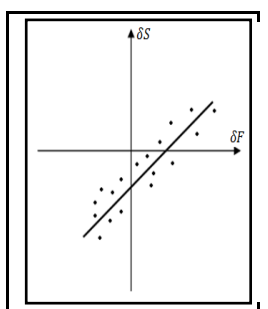


Figura 2: Reta da regressão de δS contra δF

Fonte: Hull (2005)

Sendo assim, a efetividade do *hedge* pode ser definida como a proporção da variância que é eliminada por meio de *hedge*. Uma vez conhecida a proporção da variância que é eliminada por meio do *hedge*, chega-se ao que é conhecido como sendo a efetividade de *hedge*, definida por ρ^2 , conforme apresentado na Equação 8:

$$\rho^2 = h^2 \frac{\sigma_F^2}{\sigma_S^2} \quad (8)$$

Os parâmetros ρ , σ_F e σ_S são estimados a partir de dados históricos de δS ($S_2 - S_1$) e δF ($F_2 - F_1$), sob a hipótese implícita de que o futuro terá padrão de comportamento igual ao passado. Sendo assim, ao escolher número de intervalos de tempo iguais, porém não coincidentes, observa-se os valores de δS e δF em cada um deles. Idealmente, cada intervalo de tempo deve ser o mesmo intervalo de tempo para o qual se deseja o *hedge*. Todavia, na prática, isso limitaria demais o número de observações que estão disponíveis, o que obriga a usar intervalos de tempos menores (Hull, 2005).

Em estudo, Martins e Aguiar (2004) revelam que uma forma de estimar a efetividade do *hedge* é por meio do cálculo da correlação entre os preços à vista e futuro, elevando-se o resultado ao quadrado, conforme a Equação 9:

$$e = \rho^2 \quad (9)$$

3. Modelo Econométrico¹

A efetividade de *hedge* será máxima quando as mudanças dos preços à vista e futuro forem perfeitamente correlacionados. Assim, pode-se concluir que quanto maior a semelhança entre o produto comercializado no mercado à vista e o produto especificado no mercado futuro, maior a efetividade de *hedge*. O *hedge* de mínima variância não leva a nenhuma proteção contra o risco de preço quando o coeficiente de correlação entre o preço futuro e o preço à vista do ativo *hedgeado* for igual a zero.

Como visto anteriormente, para determinar a efetividade do *hedge* é preciso determinar antes o ρ^2 que é estimado a partir do coeficiente de determinação, R^2 , que é determinado pela utilização do modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ou seja, da regressão simples da variação do preço à vista contra a variação do preço futuro. Sendo assim, pode-se determinar a razão ótima de *hedge* por meio da Equação 10:

$$S = \alpha + \beta F + \varepsilon_t \quad (10)$$

¹ Destaca-se que outros métodos econométricos são usados para estimar a razão ótima de *hedge*, citam-se o Auto Regressive Distributed Lag (ARDL), o Filtro de alman e GARCH, no presente estudo utilizou-se o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com mecanismo de correção de erro.

onde: S representa os preço físico; β estimativa da razão ótima de *hedge* de variância mínima (h); F representa as cotações futuras da commodity e; ε_t o termo de erro. Esta técnica é válida, robusta e bastante fácil de ser utilizada, porém com alguns pressupostos. Zilli (2008) revela que um caso onde as pressuposições não são completamente satisfeitas ocorre quando o termo de erro é heterocedástico. Este método, também, não leva em consideração o fato de as séries do mercado físico e futuro serem não estacionárias, o que tornaria os resultados ineficientes.

Com o intuito de ampliar o estudo sobre o tema, Myers e Thompson (1988) determinaram a construção de um modelo generalizado de mensuração, como pode ser observado na Equação 11:

$$S_t = \beta_1 \Delta F + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que: S_t é o preço a vista da commodity no momento t ; β_1 é a razão de *hedge* ótima (h); ΔF é a variação do preço futuro da commodity entre os períodos t e $t-1$; β é o intercepto; X_{t-1} são os preços a vista defasados e; ε_t significa um termo de erro.

Neto (2008), com base no modelo de Myers e Thompson (1988), transforma as séries em primeira diferença para eliminar o problema de não estacionariedade ou presença de raiz unitária e inclui termos defasados do mercado físico e futuro conforme expressado na Equação 12:

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^p \gamma \Delta F_{t-j} + u_t \quad (12)$$

onde: ΔS_t é o preço a vista da commodity na primeira diferença no momento t ; δ é a razão de *hedge* ótima (h); ΔF_t é o preço da commodity na primeira diferença; ΔS_{t-1} é o preço a vista da commodity em primeira diferença no momento $t-1$; ΔF_{t-1} preço futuro da commodity no momento $t-1$ e; u_t é o termo de erro.

Há o caso em que as séries temporais em estudo são co-integradas. Se as duas séries forem co-integradas, ou seja, se existir uma relação de longo prazo ou de equilíbrio será preciso fazer correções, incluindo um mecanismo de correção de erro, conforme feito por Zelli (2008). A Equação 13 expressa o modelo de correção de erro²:

$$\Delta S_t = \beta_0 \mu_{t-1} + \beta_1 + \beta_2 \Delta F_t + \beta_3 \Delta F_{t-1} + \beta_4 \Delta S_{t-1} + \mu_t \quad (13)$$

onde: μ_{t-1} é o mecanismo de correção de erro.

3.1 Teste de raiz unitária

² Diversos autores estimaram o modelo por MQO usando o mecanismo de correção de erro, destacam-se os trabalhos de Ghosh (1995), Lien (1996), Chow et al. (1996) e Sim e Zurbruegg (2001).

As séries temporais financeiras, geralmente, exibem o que se denomina fenômeno de passeio aleatório, ou seja, o valor de hoje é igual ao valor em $t-1$ mais um choque puramente aleatório. Séries temporais como preço de ações não são fáceis de fazer previsão. Este tipo de série denomina-se processo estocástico não estacionário. Diz-se que um processo é estacionário quando sua média e variância são constantes ao longo do tempo. Uma série deste tipo tenderá a retornar para sua média e as flutuações ao redor da média terão amplitude mais ou menos constante (Wooldridge, 2010).

Uma simples análise de um gráfico permite identificar suas peculiaridades, como tendência e sazonalidade. Essa análise inicial é o ponto de partida dos testes de estacionariedade. Outro teste simples é baseado na chamada função de autocorrelação, que é a razão entre a covariância amostral (com defasagem k) e variância amostral. Para um processo puramente de ruído branco³, a autocorrelação fica em torno de zero em várias defasagens. Estas análises empíricas são bastante usadas, mas é preciso confirmar os resultados com um teste formal de raiz unitária.

O teste de raiz unitária é usado para verificar a estacionariedade da série e o ponto de partida é o processo apresentado na Equação 14:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (14)$$

onde u_t é um termo de erro de ruído branco. Se $\rho = 1$, a série tem raiz unitária, ou seja, segue um processo estocástico não-estacionário. Conforme Gujarati (2006), o ruído branco é quando a série apresenta média igual a zero e a sua variância é constante e a co-variância depende apenas da defasagem que foi calculada. Sendo assim, para verificar se a série é estacionária basta estimar uma regressão de Y_t em relação ao seu valor defasado, Y_{t-1} , e verificar se ρ é estatisticamente igual a 1. Subtraindo Y_{t-1} de ambos os lados temos a Equação 15:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (15)$$

onde $\delta = (\rho - 1)$. Se $\delta = 0$, então $\rho = 1$, isto é, tem raiz unitária. Portanto, testamos a hipótese nula de que $\delta = 0$. Sob esta hipótese nula, o valor t estimado segue a *estatística tau*. O teste de tau é conhecido como teste Dickey-Fuller (DF), em homenagem aos seus descobridores. O teste Dickey-Fuller é estimado de três maneiras diversas, sob três hipóteses nulas. Considerando o um passeio aleatório, tem-se:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (16)$$

Y_t é um passeio aleatório com deslocamento:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (17)$$

Y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência estocástica:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (18)$$

onde t é a variável tendência. Em todos os casos a hipótese nula é de que $\delta = 0$. A hipótese alternativa é que δ é menor que zero. Se a hipótese nula for rejeitada, Y_t é uma série temporal estacionária com média zero, no caso da Equação 16, que Y_t é estacionária com média diferente de zero $\left[= \frac{\beta_1}{1-\rho} \right]$ no caso da Equação 17, e que Y_t é estacionária em torno de uma tendência determinística na Equação 18 (Wooldridge, 2010).

Em casos onde u_t apresentar correlação, usa-se o teste *Dickey-Fuller* aumentado, onde se inclui um número de defasagens suficiente para que o termo de erro não apresente correlação serial. Este teste é conduzido pelo aumento das três equações precedentes pelo acréscimo dos valores defasados da variável dependente ΔY_t . Por exemplo, com o teste aumentado a Equação (16) se modificaria para a Equação (19) a seguir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_4 \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (19)$$

onde u_t é um termo de erro de ruído branco puro e $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, etc. Basta incluir um número de termos defasados suficiente para que o termo de erro não apresente correlação serial.

Um passeio aleatório é não estacionário, mas pode se tornar estacionário em primeira, segunda ou terceira diferença. Quando se torna estacionário em primeira diferença, diz-se que é um processo integrado de primeira ordem $I(1)$, em segunda diferença um processo integrado de segunda ordem $I(2)$ e assim por diante.

3.2 Co-integração

Às vezes, quando se estima a regressão de uma série temporal em relação a uma ou mais variáveis de séries temporais os resultados são satisfatórios, mesmo quando não deveria ter nenhuma relação, esta é chamada de regressão espúria⁴. Uma forma de se precaver contra isso é verificar se as séries são co-integradas. Quando o d de *Durbin-Watson* apresenta um valor extremamente baixo, a regressão pode ser espúria, sendo este um teste empírico. Duas variáveis são co-integradas se tiverem entre elas uma relação de longo prazo ou de equilíbrio. Um método simples e eficaz para determinar se duas séries são co-integradas é o teste de *Engle-Granger*.

O teste de *Engle-Granger* se baseia em 3 passos, teste de raiz unitária para as variáveis individuais e teste de raiz unitária para os resíduos da regressão de co-integração. Para a evidência de co-integração é necessário que a hipótese de raiz unitária não seja rejeitada para as variáveis individuais e a hipótese de raiz unitária seja rejeitada para os resíduos (u_t) da regressão de co-integração. Caso os resíduos da regressão integrante sejam estatisticamente estacionários, há co-integração entre as séries envolvidas.

A co-integração revela uma relação de longo prazo, podendo no curto prazo haver desequilíbrios. O mecanismo de correção de erro faz a correção deste desequilíbrio de curto

⁴ A regressão espúria é também conhecida como regressão sem sentido.

prazo. Quando duas variáveis são co-integradas, a relação entre elas e os desequilíbrio de curto prazo pode ser expressa como um mecanismo de correção de erro, conforme apresentado no modelo da Equação 13.

3.3 Critérios para seleção de modelos

3.3.1 O critério de R^2

Este critério é uma das medidas de ajustamento mais conhecidas e o primeiro a ser visto. A Equação 20 apresenta a definição:

$$R^2 = \frac{SQE}{STQ} = 1 - \frac{SQR}{STQ} \quad (20)$$

onde SQE é a soma dos quadrados explicados pela regressão; STQ soma total dos quadrados e; SQR é a soma dos quadrados dos resíduos.

O R^2 se situa entre 0 e 1. Quanto mais próximo de 1, melhor o ajustamento do modelo. Um dos principais problemas deste critério é que ele não pode cair quando se acrescenta novas variáveis ao modelo. Portanto, pode-se maximizar este critério apenas aumentando o número de variáveis. Contudo, isto aumentaria a variância do erro padrão.

3.3.2 Critérios de informação

Vários critérios são utilizados para escolher entre modelos concorrentes o que melhor se ajusta aos dados. Todos visam minimizar a soma dos quadrados dos resíduos (SQR). Contudo, impõe uma penalidade para o acréscimo de um número cada vez maior de regressores. Para a finalidade deste trabalho, usou-se o Critério de informação de Akaike (CIA) e o Critério de Informação de Schwarz (CIS).

O CIA é usado para escolher o melhor modelo estimado. Como visto anteriormente o R^2 não tem perda de graus de liberdade acerca do acréscimo de regressores. Na Equação 21, que revela a fórmula matemática do critério de informação de Akaike, percebe-se que essa penalidade existe.

$$\ln CIA = \left(\frac{2k}{n}\right) + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (21)$$

onde $\ln CIA$ = logaritmo natural de CIA e $\frac{2k}{n}$ = fator punitivo. Uma vantagem deste critério é que ele é útil, também, para previsões fora do modelo.

Semelhante ao CIA, o CIS é definido na forma logarítmica e apresentado na Equação 22.

$$\ln CIS = \frac{k}{n} \ln n + \ln\left(\frac{SQR}{n}\right) \quad (22)$$

onde $\left[\left(\frac{k}{n} \right) \ln n \right]$ é o fator de punição. Como se percebe, o CIS impõe uma punição mais dura que o CIA. Da mesma forma que o CIA, o CIS pode ser usado para fazer previsão fora da amostra. Como o critério de Akaike, quanto menor o valor do critério de Schwarz, melhor o modelo (Wooldridge, 2010).

3.4. Fonte de dados

O levantamento dos preços do boi gordo no mercado futuro foi coletado junto Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e os preços no mercado *spot* foram coletados junto a Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de Goiás (FAEG). Os dados são de janeiro de 2002 a dezembro de 2009. Para estimar os modelos propostos usou-se o software Gretl 1.9.2.

4. Resultados e discussão

4.1. Teste de raiz unitária

De acordo com o que foi visto no decorrer deste estudo, a utilização do *hedge* é importante no sentido de gerenciar as incertezas em relação às oscilações de preços do boi gordo. Para isso é necessário analisar o comportamento das séries e a relação entre os dois mercados, físico e futuro.

Uma série é considerada estacionária quando sua média, variância e covariância permanecem constantes, independente do período que são analisadas. Apenas com a análise gráfica não foi possível determinar se as séries são estacionárias, sendo necessário aplicar o teste de *Dickey-Fuller* para determinar a integração da série⁵. A hipótese nula do teste é que há raiz unitária ($\rho = 1$).

A Tabela 3 mostra o resultado do teste de *Dickey-Fuller* para a série de preços à vista de boi gordo em nível para o estado de Goiás, no período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2009. Percebe-se que a série sem constante, com constante e com constante e tendência apresentou raiz unitária, ou seja, pela análise do *p*-valor pode-se aceitar a hipótese nula de raiz unitária.

Tabela 3: Teste de *Dickey-Fuller* para a série de preços à vista de boi gordo em nível, $I(0)$, para preço *spot* no estado de Goiás e preço futuro (BM&F) no período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2009.

Série	Com Intercepto	Com intercepto e tendência
Preço futuro	- 1,150687	- 1,624393
Preço spot	-1,269906	-1,664792

Fonte: Resultados da pesquisa

⁵ Número de vezes que a série precisa ser diferenciada para se tornar estacionária.

Nota: Valores críticos com intercepto e sem tendência são: -3,500669 para 1%, -2,892200 para 5% e -2,583192 para 10%; valores críticos com intercepto e tendência são: -4,057528 para 1%, -3,457808 para 5%, -3,154859 para 10%.

A Tabela 4 mostra o resultado do teste Aumentado de *Dickey-Fuller* (ADF) para as séries de preços, em que se conclui que ambas são integradas de ordem 1, ou I(1), tendo em vista que os valores absolutos calculados são maiores em valores absolutos que os valores críticos do teste ADF.

Tabela 4: Teste Aumentado de *Dickey-Fuller* (ADF) para a série primeira de preços à vista de boi gordo, I(1), para o preço *spot* no estado de Goiás e preço futuro (BM&F) no período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2009.

<i>Série</i>	<i>Com Intercepto</i>	<i>Com intercepto e tendência</i>
Preço futuro	- 8,3370	-8,2896
Preço spot	-8,345536	-8,3059

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: Valores críticos com intercepto e sem tendência são: -3,50149 para 1%, -2,892200 para 5% e -2,583192 para 10%; valores críticos com intercepto e tendência são: 8 para 1%, -3,457808 para 5%, -3,154859 para 10%.

4.2 Co-integração

A Tabela 4 revela a análise pelo *p*-valor do teste de co-integração de *Engle-Granger* equação 10, em que variável dependente é o preço à vista (S) em nível e a variável explicativa é o preço futuro (F) em nível ou I(0). Assim, foram estimados três modelos com e sem constante e com constante e tendência. Pode-se aceitar a hipótese de raiz unitária dos resíduos, pois o *p*-valor do teste se mostrou estatisticamente alto. O mesmo pode-se verificar para o teste com constante e com constante e tendência. Portanto, as séries não são estacionárias e a regressão com as séries em nível é espúria. Logo se conclui que os três modelos de *Engle-Granger* com as séries em nível apresentaram que não há uma relação de co-integração entre os dois mercados.

Tabela 4: Teste de *Engle-Granger* para os preços à vista e futuro para séries I(0) (análise pelo *p*-valor).

Teste/<i>p</i>-valor	Sem constante	Com constante	Com constante e tendência
Teste de raiz unitária em	0,234*	0,502*	0,579*

u_t

Fonte: Dados da pesquisa

* Rejeita a hipótese nula do teste EG quando comparados com os valores críticos tabulados por esses autores. Os valores críticos do EG são - 4,32 para 1%; -0,378 para 5% e -

3,50 para 10%

Sendo assim, as séries estudadas neste trabalho não são co-integradas em nível, o passo seguinte foi estimar todos os modelos usando a primeira diferença de ambas as séries de preços.

4.3 Razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge*

Para determinar a razão ótima de *hedge* e sua efetividade usaram-se as séries em primeira diferença. Assim, para encontrar a razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* basta analisar o coeficiente estimado da série do mercado futuro em primeira diferença (d_F) e do coeficiente de determinação (R^2) do modelo.

Tabela 5: Resultado da equação estimada em primeira diferença.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	n
const	0,0646089	0,1045320	0,61810	0
d_F	0,7270810	0,0427818	16,9999	<t
Média var. dependente	0,288842	D.P. var. dependente		
Soma resíd. quadrados	152,2430	E.P. da regressão		
R-quadrado	0,733548	R-quadrado ajustado		
F(1, 93)	288,9950	P-valor(F)		
Log da verossimilhança	-157,2002	Critério de Akaike		
Critério de Schwarz	323,5082	Critério Hannan-Quinn		

Fonte: Dados da pesquisa.

A Tabela 6 revela a razão ótima de *hedge*, ou seja, o coeficiente da série dos preços do mercado futuro em primeira diferença no valor de 0,72. A efetividade do *hedge*, que é o coeficiente de determinação (R^2) é de 0,73. O modelo é satisfatório do ponto de vista estatístico. A estatística de *DW* no valor de 1,94 revela que o modelo não apresenta auto-correlação. Contudo, faz-se necessário estimar outros modelos com o intuito de comparação.

A Tabela 6 mostra os valores estimados para a mesma série, acrescentado do valor defasado dos preços do mercado futuro em primeira diferença (d_{F_1}).

Tabela 6: Resultado da equação estimada em primeira diferença com os preços do mercado futuro defasados

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t
p-valor			
const	0,0176038	0,0908357	0,1938
d_F	0,697735	0,0417115	16,7276
d_{F_1}	0,212578	0,0403214	5,2721

Média var. dependente	0,301170	D.P. var. dependente
Soma resíd. quadrados	116,0682	E.P. da regressão
R-quadrado	0,796377	R-quadrado ajustado
F(2, 91)	186,7618	P-valor(F)
Log da verossimilhança	-143,2917	Critério de Akaike
Critério de Schwarz	300,2133	Critério Hannan-Quinn

Fonte: Dados da pesquisa

Acrescentando a série defasada do mercado futuro em primeira diferença, o coeficiente da série do mercado futuro abaixa para 0,69 e o coeficiente de determinação passa para 0,79. Este modelo também se apresentou estatisticamente satisfatório e sem auto-correlação. O próximo modelo estimado é acrescentado a série defasada do mercado a vista em primeira diferença (d_S_1), conforme apresentada na Tabela 8.

Tabela 8: Resultado da equação estimada em primeira diferença com preços do mercado à vista defasados

Variável valor	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-
const	0,0143394	0,0819315	0,1750	0
d_F	0,710513	0,0418624	16,9726	<
d_S_1	0,21823	0,042946	5,0815	<
Média var. dependente	0,301170	D.P. var. dependente		
Soma resíd. quadrados	124,2805	E.P. da regressão		
R-quadrado	0,781970	R-quadrado ajustado		
F(2, 91)	186,7146	P-valor(F)		
Log da verossimilhança	-146,5048	Critério de Akaike		
Critério de Schwarz	306,6395	Critério Hannan-Quinn		

Fonte: Dados da pesquisa

O modelo acima apresentou o coeficiente da série do mercado futuro em primeira diferença no valor de 0,71 e coeficiente de determinação 0,78. Neste caso, quando se acrescenta a série defasada do mercado a vista em primeira diferença (variável dependente), o teste de auto-correlação passa a ser o *h de Durbin*, cujo valor tem que apresentar menor que 1,96 em módulo para não apresentar o problema. Como pode ser visto, o modelo acima não apresenta auto-correlação.

Para fins de comparação estimou-se o modelo com a série defasada do mercado a vista e a série defasada do mercado futuro. O coeficiente da série do mercado futuro apresentou o valor de 0,69 e o coeficiente de determinação 0,79. Este modelo também não apresentou problema de auto-correlação.

Tabela 9: Resultado da equação estimada em primeira diferença com preços do mercado futuro e a vista defasados

Variável p-valor	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t
---------------------	--------------	-------------	---------

const	0,0161428	0,0896366	0,18010	0
d_F	0,6981800	0,0412680	16,9182	<(
d_F_1	0,1995140	0,0632574	3,15400	0
d S 1	0.0178986	0.0755623	0.23690	0
Média var. dependente	0,301170	D.P. var. dependente		
Soma resíd. quadrados	116,0199	E.P. da regressão		
R-quadrado	0,796462	R-quadrado ajustado		
F(3, 90)	128,3557	P-valor(F)		
Log da verossimilhança	-143,2722	Critério de Akaike		
Critério de Schwarz	304 7175	Critério Hannan-Quinn		

Fonte: Dados da pesquisa

Para comparar os modelos e tentar chegar ao mais satisfatório do ponto de vista econométrico levou-se em consideração a análise dos critérios de informação de cada modelo. O modelo que apresentar os menores critérios é o melhor do ponto de vista econométrico. O resumo é apresentado na Tabela 10. Como se percebe na tabela abaixo o modelo 2 é o que apresenta os menores critérios de informação, ou seja, o modelo acrescido da série defasada dos preços do mercado futuro.

Tabela 10: Resumo dos critérios de informação de cada modelo estimado

Modelo/Critério	Critério de Schwarz	Critério de Akaike	Critério Hannan-Quinn
Modelo 1	323,5082	318,4004	320,4643
Modelo 2	300,2133	292,5835	295,6654
Modelo 3	306,6395	299,0096	302,0915
Modelo 4	304,7175	294,5443	298,6535

Fonte: Dados da pesquisa

Sendo assim, a razão ótima de *hedge* para Goiás é 0,69, ou seja, para o pecuarista goiano minimizar seu risco tem que posicionar no mercado futuro 69% do que tem no mercado físico. Um pecuarista que tem 1000 bois tem que fazer *hedge* de 690 bois no mercado futuro da BM&F. A efetividade de *hedge*, ou seja, a proporção da variância que é eliminada por meio do *hedge* foi estimada no valor de 0,79, o que revela a importância das operações no mercado futuro para o pecuarista goiano.

5. Considerações Finais

Considerando-se os resultados obtidos após o levantamento da série de preços à vista da arroba do boi gordo para o estado de Goiás e da série de preços do mercado futuro da BM&F para a arroba do boi gordo, verificou-se a máxima da diferença de base a R\$ -0,11 e o mínimo a R\$ -9,83, em dezembro e julho, respectivamente, ambos os períodos de transição (safra/entressafra). Em média, o fortalecimento da base ocorre nos meses de safra (entre novembro e maio), enquanto que o enfraquecimento da base ocorre nos meses de entressafra (entre junho e outubro). Isso ocorre porque Goiás possui o maior número de confinadores do país e a oferta na entressafra é relativamente maior do que São Paulo, praça banalizadora dos

preços do mercado futuro. O fortalecimento da base na safra é bom para quem está vendido

O risco de base apresentou-se entre o intervalo de R\$ 2,00, sendo maior na entressafra, mas principalmente entre abril e julho, ou seja, fim da safra e começo da entressafra. O risco de base é menor nos meses de safra. Isso ocorre porque no período de transição (safra/entressafra), não se sabe ao certo se a quantidade de boi confinado irá atender a demanda. O risco de base é menor nos meses de safra. Sendo assim, em Goiás, tem-se uma variação maior da diferença de base na entressafra, o que prejudica as operações de *hedge* neste período.

A análise do teste de *Dickey-Fuller* para a série de preços à vista de boi gordo para o estado de Goiás (S) e a série de preços de boi gordo para o mercado futuro da BM&F, no período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2009, revelou a não estacionariedade das séries, pois de acordo como *p*-valor encontrado aceita a hipótese nula do teste. O teste de co-integração de *Engle-Granger* permitiu aceitar a hipótese de que há raiz unitária nos resíduos da regressão de co-integração. Sendo assim, estimou-se a razão ótima de *hedge* em primeira diferença.

Dentre os modelos estimados, o que obteve os menores valores dos critérios de informação foi o modelo em primeira diferença com termos defasados da série de preços do mercado futuro da BM&F. Este modelo obteve a razão ótima de *hedge* (*h*) no valor de 0,69, ou seja, para cada arroba produzida é preciso vender 0,69 arroba no mercado futuro da BM&F. O resultado obtido por meio da efetividade da operação de *hedge* da arroba do boi gordo para Goiás, revela uma diminuição de aproximadamente 80% do risco referente a operação de preços no mercado físico. Este resultado revela a importância das operações de *hedge* no mercado futuro da BM&F para o estado de Goiás.

Os resultados obtidos neste estudo revelam a importância de mecanismos alternativos para a comercialização do boi gordo no estado de Goiás. Outros modelos podem ser testados com o intuito de minimizar o risco da oscilação de preços do boi gordo e de outras *commodities*.

6. Referências Bibliográficas

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS (BM&F). Ajustes do Pregão. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br>>. Acessado em: 25 de outubro de 2010.

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS (BM&F). **Especificações do contrato futuro do boi gordo denominado em reais.** OFÍCIO CIRCULAR 116/2000-DG, DE 06/09/2000.

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS (BM&F). **Futuros de boi gordo e bezerro.** Séries Mercados, 2005.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Indicadores de Preços.** Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/boi/>> Acessado em: 10 de novembro de 2010b.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **PIB do Agronegócio.** Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/>> Acessado em: 10 de novembro de 2010a.

FEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DE GOIÁS. Cotações e Mercado. Disponível em: < <http://www.faeg.com.br>>. Acessado em: 25 de agosto de 2010.

FONTES, Renato E.; CASTRO JÚNIOR, Luiz Gonzaga de.; AZEVEDO, Adriano F. Estratégia de comercialização em mercados derivativos: descobrimento de base e risco de base da cafeicultura em diversas localidades de Minas Gerais e São Paulo. **Revista Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, n. 2, p. 382-389, mar/abr. 2005.

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS (FGV). Indicadores de preços. Disponível em: < <http://portalivre.fgv.br/>> Acessado em: 25 de agosto de 2010.

FUTURES INDUSTRY INSTITUTE. **Curso de futuros e opções**. 1 ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 2002.

GONÇALVEZ, D. F; FRANCISHINI, A. A; ALVES, A. F; PARRE, J. L. Co-integração, causalidade e efetividade do *hedge* para preços do contrato de boi gordo para noroeste do Paraná. **Informe do Grupo de Pesquisa em Agronegócio e Desenvolvimento Regional (GEPEC)** da Unioeste. Vol. 12, nº1, jan./jun. 2008.

GRAY, R. W.; RUTLEDGE, D. J. S. The economics of commodities future markets: a survey. **Review of Marketing and Agricultural Economics**. vol. 39, n. 4, 1971

GUIMARAES, R. L. **Razão ótima de hedge em função do horizonte de hedge e da periodicidade dos dados – Uma aplicação no mercado do boi gordo brasileiro**. 2005. 88 f. Dissertação (Mestrado). Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, São Paulo, 2005.

HULL, J. **Fundamentos dos mercados futuros e de opções**. 4.ed. Marco Aurélio Teixeira. São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros , 2005. p. 597

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Pesquisa Pecuária Municipal. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 28 jan. 2010.

LOPES, C. R. M. **Avaliação e eficácia dos contratos futuros da BM&F como mecanismo de proteção da renda de produtores de soja da região de Londrina – Paraná**. 2007. 66 f. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Escola de administração, Porto Alegre, 2007.

MARQUES, P.V; MELLO. P. C; FO. J.G. M. Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias. Piracicaba, S.P., Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006, Série Didática nº D-129.

MARTINS, A. G.; AGUIAR, D. R. D. Efetividade do *hedge* de soja em grão brasileira com contratos futuros de diferentes vencimentos na Chicago Board of Trade. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa - MG, v. 2, n. 4, p. 449-471, 2004.

MELLO, P. C. **Introdução aos Mercados Futuros**. Curso: Introdução aos Mercados de Futuros – BMF. CED Facamp, 2001.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). Estatísticas do Agronegócio brasileiro. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>> Acesso em: 28 dez. 2008.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized optimal *hedge* ratio estimation. **American Journal of Agricultural Economics**. vol. 71, n.4, p. 858–868, 1988.

OLIVEIRA NETO, O. J. **Análise das operações de hedge do boi gordo no mercado futuro da BM&F para o Estado de Goiás**. 2008. 80 f. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Goiás, Programa de Pós-Graduação em Agronegócios, Goiânia, 2008.

SCHOUCHANA, F. **Introdução aos Mercados Futuros e de Opções Agropecuários no Brasil**. BM&F, 2004.

SILVEIRA, R. L. F. **Análise das operações de *cross hedge* do Bezerro e do *hedge* do Boi Gordo no Mercado futuro da BMF**. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2002

ZILLI, J. B; SILVA, A. F; CAMPOS, S. K; COSTA, J. S. Razão ótima de hedge para os contratos futuros do boi gordo: uma análise do mecanismo de correção de erros. In: **XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco, 2008.

ZILIO, L. B; MANSUR, P. T. B; FILHO, J. H. C; FILHO, J. G. M. O comportamento da base dos contratos futuros de boi gordo em Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná e São Paulo na BM&F e CME. In: **XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Londrina, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria**. 4º ed. Rio de Janeiro: Thompson Pioneira, 2010. p. 725.