

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

Rodrigo da Silva Souza¹
Cleyzer Adrian Cunha²
Alcido Elenor Wander³

Resumo

O objetivo deste estudo foi estimar a razão ótima de *hedge* e a sua efetividade para o mercado de boi gordo em Goiás, estado que possui o maior número de confinamentos do país. Destaca-se que a rentabilidade destes confinamentos 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 meio do *hedge* é possível minimizar os riscos de reposição da atividade. Os resultados deste trabalho destacam que, entre os modelos estimados, o que obteve melhor ajuste frente aos dados apresentou a razão ótima de *hedge* no valor de 69% e sua efetividade no valor de 80%. Assim, um agropecuarista com 1.000 bois, deveria vender 34 contratos de boi gordo no mercado futuro da BM&F para minimizar 80% da variância dos preços e, desta forma, se proteger dos riscos das oscilações no mercado físico ou *spot*.

Palavras-chave: Carne bovina; Comercialização; Redução de Risco; *Hedge*

Recebimento: 19/3/2012 - Aceite: 4/11/2012

¹ Economista, mestrando em Agronegócios pela Universidade Federal de Goiás. Estagiário de pós-graduação na Embrapa Arroz e Feijão. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Rod. Go-462 Km 12. Fazenda Capivara. 75375-000 - Santo Antonio de Goias, GO - Brasil - Caixa-postal: 179. Telefone: (062) 35332184. Fax: (062) 35332100. Homepage: www.cnpaf.embrapa.br. E-mail: rodrigossouza@cnpaf.embrapa.br.

² Doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa, Brasil (2005). Professor da Universidade Federal de Goiás, Brasil. E-mail: cleyze@yahoo.com.br.

³ Doutorado em Ciências Agrárias pelo Georg August Universität Göttingen, Alemanha (2002). Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, Brasil. E-mail: awander@cnpaf.embrapa.br.

Effectiveness and optimal hedge ratio in the cattle market in Goiás State

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 calves or steers. Through hedge it is possible to minimize the risk of replacement activity. These results highlight that, among the estimated models, the one which best fit to the data had an optimal hedge ratio of 69% and effectiveness of 80%. Thus, a cattle producer with 1,000 oxen, should sell 34 contracts of cattle in futures at BM&F stockmarket to minimize 80% of the variance in prices and thus protect themselves from the risks of fluctuations in the spot market.

Keywords: Beef; Marketing; Risk Reduction; *Hedge*

Introdução

A produção agropecuária possui 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. As oscilações se agravam ao passo que em agronegócios, predominam as estruturas oligopolistas a montante da produção agropecuária e oligopsônicas a jusante⁴ (ARAÚJO, 2009). Desta forma, os agropecuaristas são tomadores de preços para seus fatores de produção e não conseguem formar preços para seus próprios produtos.

Em relação à 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 de 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). Assim, 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 ambiente de negociações do mercado futuro, um produtor de bovinos pode fixar o preço de seu produto assim que definido seu custo de produção, por meio das operações de *hedge* na Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F). O pecuarista que faz proteção de preço no mercado futuro é chamado de *hedger* e tem a vantagem de pagar uma margem de garantia⁵ menor do que o especulador, pois possui o produto no mercado físico ou *spot* e a bolsa entende que seu risco é reduzido.

Embora a pecuária de 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 dos rebanhos (IBGE, 2010). Observa-se um crescimento dos processos que reduzem o tempo de engorda e aumentam o ganho de peso dos animais; são os sistemas intensivos e semi-intensivos. Segundo Araújo (2009), os sistemas intensivos se referem à criação de animais de forma

⁴ Montante se refere aos fornecedores de máquinas, insumos e serviços. Jusante são os compradores dos produtos agropecuários (ARAÚJO, 2009).

⁵ Margem de garantia é o montante de dinheiro necessário para comprar ou vender um contrato futuro na BM&F. Trata-se de uma garantia dada à bolsa de que os contratos serão honrados, evitando assim, a inadimplência dos agentes do mercado.

intensiva, caracterizados por utilização de tecnologias mais sofisticadas, maior investimento em construções e alimentação etc. Por outro lado, nos sistemas semi-intensivos os animais são criados soltos parte do tempo e confinados na outra parte, aproveitando a disponibilidade de espaços e procurando intensificar a tecnologia.

O estado de Goiás se destaca na pecuária intensiva, uma vez 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 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 mais representativo para o confinador.

Visto a 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 no conhecimento da razão ótima de *hedge* e pela efetividade de *hedge* do boi gordo para o estado de Goiás. Os resultados buscarão responder a questão: quantos contratos futuros de boi gordo na BM&F um pecuarista goiano precisa vender para minimizar a variância de preços no mercado à vista?

Fundamentação teórica

Segundo o *Futures Industry Institute* (1998) o *hedge* é uma operação na qual o agente toma uma posição contrária àquela que tem no mercado à vista, com o intuito de minimizar a exposição ao risco de preços, transferindo-o para quem tenha um perfil de risco oposto ou para investidores que desejem aceita-lo em troca de oportunidade de lucro. Ainda de acordo com o Instituto, nota-se a diferença entre *hedge* e especulação; este não possui uma exposição de risco inicial, ao passo que aquele tem uma posição de risco inicial, resultante de alguma atividade comercial ou de investimento.

Atendo-se à definição acima, para o produtor de soja minimizar o risco por meio do mecanismo de *hedge*, ele precisa vender contratos futuros, porque sua preocupação maior é com a queda dos preços da soja (*hedge* de venda). Já a indústria de soja, para minimizar seus riscos, tem

que comprar contratos, porquanto sua preocupação é com a alta dos preços (*hedge* de compra). Desta forma, o *hedge* efetiva-se por meio da compra ou venda no mercado futuro em substituição temporária à negociação no mercado à vista, que ocorrerá posteriormente (OLIVEIRA NETO, 2008).

No ambiente de negociação do mercado futuro a administração do risco é feita de forma segura, com o intuito de evitar a inadimplência e garantir o dinamismo das negociações. Lopes (2007) 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. 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 recente aumento de liquidez das negociações da BM&F não seria possível sem a presença constante dos especuladores.

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.

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 (HULL, 2005). É denominada ótima porque a carteira formada pela posição no mercado à vista e futuro possui variância mínima. Isso implica que a proporção do tamanho da posição em futuros em relação à exposição no mercado físico não necessariamente tem que ser igual a um.

Conforme já mencionado, para minimizar a exposição ao risco, o produtor precisa vender contratos futuros e a mudança no valor da posição durante a vida do *hedge* é igual à Equação 1:

$$\Delta S - h\Delta F \quad (1)$$

onde,

ΔS = mudança no preço à vista, S , durante a vida do *hedge*; ΔF = mudança no preço futuro, F , durante a vida do *hedge* e; h = razão ótima de *hedge*.

A variância (v) da mudança no valor da posição do *hedge* é dada por:

$$v = \sigma_s^2 + h^2 \sigma_F^2 - 2h\rho\sigma_s\sigma_F \quad (2)$$

em que,

σ_s = desvio padrão de ΔS ; σ_F = desvio padrão de ΔF e; ρ = coeficiente de correlação entre ΔS e ΔF .

Derivando a Equação 2 em relação a h e igualando a zero, temos:

$$h = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_F} \quad (3)$$

Na Equação 3, pode-se ver que a razão ótima de *hedge* de variância mínima (h) é o produto do coeficiente de correlação entre ΔS e ΔF e a razão entre σ_s e σ_F . Sendo assim, a variância no valor da posição depende da razão de *hedge* escolhida.

Portanto, se $\rho = 1$ e $\sigma_s = \sigma_F$, a razão ótima de *hedge*, h , será 1,0; o que é esperado porque, neste caso, o preço futuro espelha o preço a vista perfeitamente. Se $\rho = 1$ e $2\sigma_s = \sigma_F$, a razão ótima de *hedge* (h) será igual a 0,5; o que é esperado porque, neste caso, o preço futuro muda duas vezes mais que o preço a vista.

Guimarães (2005) demonstrou em seu estudo sobre o 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.

Efetividade de *hedge*

Hull (2005) determina a razão ótima de *hedge* (h) como sendo a inclinação da reta que melhor se ajusta à regressão de ΔS contra ΔF . Assim, a efetividade do *hedge* pode ser definida como a proporção da variância que é eliminada por meio do *hedge*. Esta é definida por ρ^2 , conforme apresentado na Equação 4:

$$\rho^2 = h^2 \frac{\sigma_F^2}{\sigma_S^2} \quad (4)$$

em que,

σ_S = desvio padrão de ΔS ; σ_F = desvio padrão de ΔF e; ρ = coeficiente de correlação entre ΔS e ΔF e; h = razão ótima de *hedge*.

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. Assim, ao escolher o 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 outro estudo, Martins e Aguiar (2004) revelam que uma forma de estimar a efetividade do *hedge* é por meio do calculo da correlação entre os preços à vista e futuro, elevando-se o resultado ao quadrado, conforme a Equação 5:

$$e = \rho^2 \quad (5)$$

Metodologia

O *hedge* de variância mínima 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 for igual à zero (HULL, 2005). Quanto maior for a correlação entre os preços futuros e a vista, maior será a redução do risco e sua efetividade (FILENI, 1999).

Para determinar a efetividade do *hedge*, é preciso determinar antes o ρ^2 que é estimado a partir do coeficiente de determinação, R^2 . Este é determinado pela utilização do modelo dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), ou seja, da regressão simples da variação do preço a vista contra a variação do preço futuro (HULL, 2005). Sendo assim, pode-se determinar a razão ótima de *hedge* por meio da Equação 6:

$$\Delta S = \alpha + \beta \Delta F + u_t \quad (6)$$

onde,

ΔS = mudança no preço a vista, S , durante a vida do *hedge*; ΔF = mudança no preço futuro, F , durante a vida do *hedge* e; β = estimativa da razão ótima de *hedge* de variância mínima (h) e; u_t = termo de erro.

Esta técnica é válida, robusta e bastante fácil de ser utilizada, porém com alguns pressupostos. Zilli et al. (2008) revelam que um caso onde as pressuposições não são completamente satisfeitas ocorre quando o termo de erro é heterocedástico⁶. Este método, também, não leva em consideração o fato de as séries do mercado à vista 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 7:

$$S_t = \beta_1 \Delta F + \beta_2 S_{t-1} + u_t \quad (7)$$

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_2 é o intercepto; S_{t-1} são os preços a vista defasados e; u_t é um termo de erro.

Myers e Thompson (1988) transformaram as séries em primeira diferença para eliminar o problema de não estacionariedade⁷ (comum para séries de preços agrícolas) e inclui termos defasados do mercado físico e futuro conforme expressado na Equação 8. Oliveira Neto (2008) também utilizou essa metodologia.

$$\Delta S_t = \alpha + \beta_1 \Delta F_t + \sum_{i=1}^p \beta_2 \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_3 \Delta F_{t-j} + u_t \quad (8)$$

onde,

ΔS_t = é o preço a vista do boi gordo na primeira diferença no momento t ; β_1 é a razão de *hedge* ótima (h); ΔF_t é o preço futuro do boi

⁶ Para maiores detalhes sobre heterocedasticidade ver GUJARATI (2006)

⁷ Mais detalhes sobre séries estacionárias são encontrados na próxima seção.

gordo na primeira diferença no momento t ; ΔS_{t-1} é o preço a vista do boi gordo em primeira diferença no momento $t - 1$; ΔF_{t-1} preço futuro do boi gordo no momento $t - 1$ e; u_t é o termo de erro.

Há o caso em que as séries temporais em estudo são cointegradas. Se as duas séries forem cointegradas, 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 9 expressa o modelo de correção de erro:

$$\Delta S_t = \beta_0 \mu_{t-1} + \beta_1 + \beta_2 \Delta F_t + \beta_3 \Delta F_{t-1} + \beta_4 \Delta S_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

onde,

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

Teste de raiz unitária

É fundamental que uma série temporal seja estacionária, porquanto a forma de estimação econométrica depende disso. Em geral, é preciso ter em mente que sempre se buscam resíduos estacionários, pois só nesse caso é possível confiar nos testes estatísticos de coeficientes e da regressão, uma vez que a inferência estatística clássica foi delineada para variáveis estacionárias (isto é, que mantém ao menos média e variância constante). Séries com tendência estocástica (também conhecidos por processos com raiz unitária) são chamadas séries integradas.

Raramente a inspeção visual é suficiente para determinar a ordem de integração de uma série $I(d)$, sem ser preciso recorrer a testes estatísticos. O primeiro teste de raiz unitária foi desenvolvido por Dickey e Fuller (1979); Dickey e Fuller (1981). Estes autores usaram as seguintes equações de estimação e suas respectivas estatísticas, dependendo se consideravam a existência de constante e tendência determinística.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

em que,

A Equação 10 denota um passeio aleatório; a Equação 11 um passeio aleatório com constante e; a Equação 12 um passeio aleatório com constante e tendência determinística (t).

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 10, que Y_t é estacionária com média diferente de zero $\left[= \frac{\beta_1}{1-\rho} \right]$ no caso da Equação 11, e que Y_t é estacionária em torno de uma tendência determinística na Equação 12 (WOOLDRIDGE, 2010).

Em casos em que u_t apresentar correlação, usa-se o teste *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF), 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 (12) se modificaria para a Equação (13) a seguir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_4 \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (13)$$

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 o processo é integrado de primeira ordem $I(1)$, em segunda diferença é integrado de segunda ordem $I(2)$ e assim por diante (WOOLDRIDGE, 2010).

Cointegração

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. Uma forma de se precaver contra isso é verificar se as séries são cointegradas. Quando o d de *Durbin-Watson* apresenta um valor extremamente baixo, a regressão pode ser espúria, sendo este um teste empírico e de fácil verificação (WOOLDRIDGE, 2010).

Duas variáveis são cointegradas se tiverem entre elas uma relação de longo prazo ou de equilíbrio. Um método simples e eficaz para

determinar se duas séries são cointegradas é o teste de Engle e Granger (1987)

O teste de Engle e Granger (1987) se baseia em realizar o teste de raiz unitária para as variáveis individuais e teste de raiz unitária para os resíduos da regressão de cointegração. Para a evidência de cointegração 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 cointegração. Caso os resíduos da regressão integrante sejam estatisticamente estacionários, há cointegração entre as séries envolvidas.

A cointegração 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 prazo. Quando duas variáveis são cointegradas, 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.

Critérios para seleção de modelos

a) O critério de R^2

Este critério é uma das medidas de ajustamento mais conhecidas e o primeiro a ser visto. A Equação 19 apresenta a definição:

$$R^2 = \frac{SQE}{STQ} = 1 - \frac{SQR}{STQ} \quad (19)$$

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 (WOOLDRIDGE, 2010).

b) 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 20, que revela a fórmula matemática do critério de informação de *Akaike*, percebe-se que essa penalidade existe.

$$\ln CIA = \binom{2k}{n} + \ln \left(\frac{SQR}{n} \right) \quad (20)$$

onde,

$\ln CIA$ = logaritmo natural de CIA e $\binom{2k}{n}$ = 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 21.

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

onde,

$\left[\frac{k}{n} \ln n \right]$ 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).

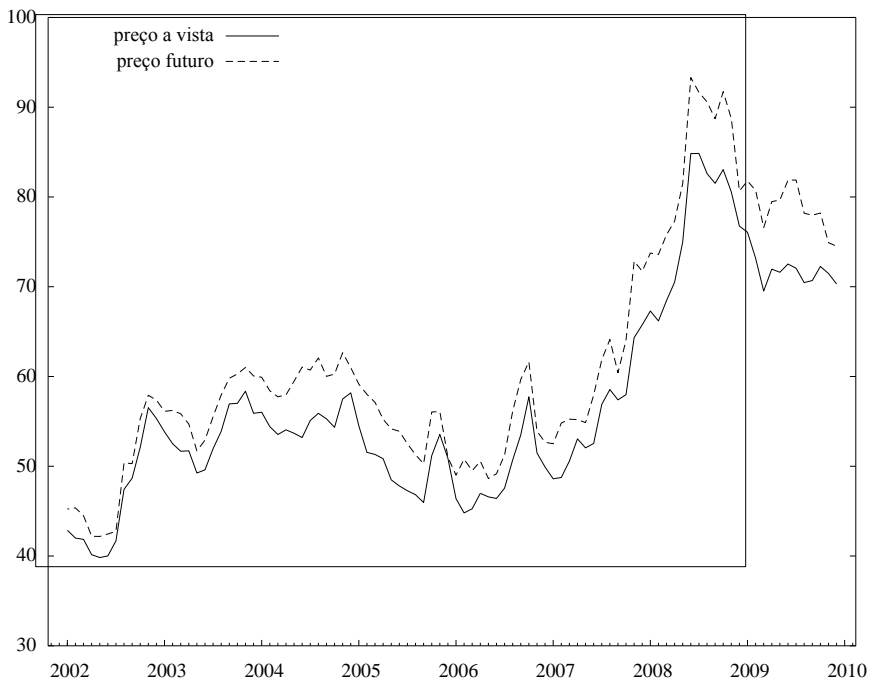
Fonte de dados

O levantamento dos preços do boi gordo no mercado futuro foi coletado junto a Bolsa de Mercadorias e Futuros (2010). Já os preços no mercado à vista para o estado de Goiás foram coletados junto a Federação da Agricultura e Pecuária do Estado de Goiás (2010). Os dados são de janeiro de 2002 a dezembro de 2009. Para estimar os modelos propostos usou-se o software Gretl 1.9.2.

Resultados e discussão

De acordo com a exposição anterior, 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. A Figura 3 apresenta os preços da arroba do boi gordo no mercado futuro da BM&F e os preços da arroba para Goiás entre janeiro de 2002 e dezembro de 2009.

Figura 1: Série de preços do boi gordo no mercado futuro da BM&F e preços à vista do boi gordo para Goiás entre janeiro de 2002 e dezembro de 2007



Fonte: Elaborado com dados da BM&F (2010) e FAEG (2010)

Teste de raiz unitária

Na Tabela 1 se verifica o teste ADF 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 1: Teste ADF para as séries de preços à vista e futuro de boi gordo em nível, I(0)

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

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: Valores críticos com constante 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%.

Na Tabela 2 se verifica o resultado do teste 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 2: Teste ADF para a série de preços à vista e futuro de boi gordo em primeira diferença, I(1)

Série	Com Intercepto	Com intercepto e tendência
Preço futuro	- 8,3370	-8,2896
Preço a vista	-8,345536	-8,3059

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Valores críticos com constante 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%.

Cointegração

Por meio da Tabela 3 é possível notar o *p*-valor do teste de cointegração de *Engle-Granger*, em que a 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 constante, sem constante e com constante e tendência. Para o primeiro, 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 espúria⁸. Logo se conclui que os três modelos de *Engle-Granger* com as séries em nível apresentaram que não há uma relação de cointegração entre os dois mercados.

Tabela 3: 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 u_t	0,234	0,502	0,579

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Rejeita a hipótese nula do teste *Engle-Granger* quando comparados com os valores críticos tabulados por esses autores. Os valores críticos são - 4,32 para 1%; -0,378 para 5% e -3,50 para 10%

Sendo assim, as séries estudadas neste trabalho não são cointegradas em nível, o passo seguinte é estimar todos os modelos usando a primeira diferença I(1) em ambas as séries de preços.

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

Com o intuito de alcançar o objetivo de inferir quanto um pecuarista goiano deve vender de contratos de boi gordo no mercado futuro da BM&F para minimizar a variância de preços, e desta forma, se proteger dos riscos das oscilações dos preços no mercado físico, foram estimados quatro modelos, especificados na Tabela 4. Como já visto, a razão ótima de *hedge* (h) é o coeficiente estimado da série do mercado futuro em primeira diferença (ΔF). Por sua vez, a efetividade de *hedge* é o coeficiente de determinação (R^2) do modelo.

⁸ Para mais detalhes sobre regressões espúrias ver o célebre trabalho de (Granger e Newbold, 1974)

Tabela 4: Razão ótima de *hedge* e efetividade para o boi gordo em Goiás

Modelo	Especificação	h (p-valor)	IR^{52} ajustado	<i>Durbin-Watson</i>
1	ΔF	0,727 (<0,00001)	0,733	0,730
2	$\Delta F, \Delta F_d$	0,697 (<0,00001)	0,796	0,791
3	$\Delta F, \Delta S_d$	0,710 (<0,00001)	0,781	0,777
4	$\Delta F, \Delta F_d, \Delta S_d$	0,698 (<0,00001)	0,796	0,789

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: ΔF = série do mercado futuro em primeira diferença; ΔS = série do mercado físico em primeira diferença; ΔF_d = série defasada do mercado futuro em primeira diferença; ΔS_d = série defasada do mercado físico em primeira diferença.

O Modelo 1 revela uma razão ótima de *hedge* no valor de 0,72 e sua efetividade no valor de 0,73. Isso significa que um pecuarista goiano deveria vender, aproximadamente, 72% de sua produção no mercado futuro da BM&F, para alcançar uma efetividade de, aproximadamente, 73%. O modelo é satisfatório do ponto de vista estatístico. A estatística de *Durbin-Watson* no valor de 1,94 revela que o modelo não apresenta auto correlação.

Acrescentando a série defasada do mercado futuro em primeira diferença (Modelo 2), a razão ótima de *hedge* diminui para 0,69 e sua efetividade passa para 0,79. Este modelo também se apresenta estatisticamente satisfatório e sem a presença de auto correlação.

O Modelo 3 acrescenta a série defasada do mercado à vista em primeira diferença. Este apresenta a razão ótima de *hedge* no valor de 0,71 e sua efetividade no valor de 0,78. Neste caso, quando se acrescenta a série defasada do mercado à vista em primeira diferença (variável dependente), o teste de auto correlação passa a ser o *h de Durbin*, cujo valor tem de se apresentar menor que 1,96 em módulo para não apresentar o problema. Como pode ser visto, o modelo 3 não apresenta auto correlação.

Finalmente, estimou-se o Modelo 4, com a série defasada do mercado à vista e a série defasada do mercado futuro. A razão ótima de *hedge* é de 0,69 e sua efetividade 0,79. Este modelo também não apresenta o problema de auto correlação.

Para comparar os modelos e tentar chegar ao mais satisfatório do ponto de vista econométrico, considera-se 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 5. Como se percebe, 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 5: 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: Resultados da pesquisa.

Sendo assim, a razão ótima de *hedge* para Goiás é 0,69, com efetividade de *hedge* de 0,79. De acordo com este resultado e considerando bois de 16,5@⁹, um pecuarista goiano com 1.000 bois deveria vender 34 contratos de boi gordo no mercado futuro da BM&F para minimizar a variância de preços no mercado à vista em 80% (Tabela 6).

Tabela 6: Quantidade ótima de contratos, para bois de 16,5@ considerando a razão ótima de *hedge* de 0,69

Qtd. Bois	Qtd. Contrato	Razão ótima de hedge	Qtd. ótima de contratos
100	5	0,69	3
500	25	0,69	17
1.000	50	0,69	34
10.000	500	0,69	345

Fonte: Resultados da pesquisa.

Este trabalho reforça importância dos mecanismos alternativos de comercialização de boi gordo em Goiás ao estimar a razão ótima de *hedge* e sua efetividade. Porém, os resultados diferem dos encontrados por Oliveira Neto (2008) que apresentou razão ótima de *hedge* acima da unidade para o boi gordo em Goiás. Pode-se justificar o fato da baixa razão ótima de *hedge* para Goiás o fato de o estado ter o maior número de animais confinados do

⁹ O contrato futuro de boi gordo na BM&F prevê bovinos machos com 16@ líquidas ou mais de carcaça e idade máxima de 42 meses (BM&F, 2011). Como cada contrato tem 330@ líquidas, ao considerar um animal com 16,5@ líquidas, cada contrato possui 20 animais.

país e, por isso, possuir uma dinâmica de preços singular, principalmente na entressafra.

Considerações Finais

A análise do teste de *Dickey-Fuller* para a série de preços a 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 se aceita a hipótese nula do teste. O teste de cointegração de *Engle-Granger* permitiu aceitar a hipótese de que há raiz unitária nos resíduos da regressão de cointegração. 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* 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 à oscilação de preços no mercado físico.

Os resultados obtidos neste estudo revelam a importância de mecanismos alternativos para a comercialização do boi gordo no estado de Goiás.

Referências Bibliográficas

ARAÚJO, M. J. **Fundamentos de agronegócios**. 2 ed. São Paulo: Atlas, 2009.

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS (BM&F). **Ajustes do Pregão**. Disponível em: <
<http://www.bmfbovespa.com.br/shared/iframe.aspx?altura=1750&idioma=pt-br&url=www.bmf.com.br/bmfbovespa/pages/arquivos1/index.asp> >.
Acessado em: 25 de outubro de 2010.

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

BOLSA DE MERCADORIAS E FUTUROS (BM&F). **Mercadorias e Futuros, Contratos**. Disponível em: <
<http://www.bmfbovespa.com.br/shared/iframe.aspx?altura=900&idioma=pt>
-

br&url=www.bmf.com.br/bmfbovespa/pages/contratos1/contratosProdutosAgropecuarios1.asp>. Acessado em 12 de dezembro de 2011.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987. ISSN 00129682. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1913236 >.

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

FILENI, D. H. **O risco de base, a efetividade do hedging e um modelo para estimativa de base: uma contribuição ao agronegócio do café em Minas Gerais**. Lavras, 1999. 137 p. Dissertação (mestrado), Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1999.

FUTURES INDUSTRY INSTITUTE. **Curso de futuros e opções**. 1. ed. São Paulo: Bolsa de Mercadorias e Futuros, 1998.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Elsevier, Journal of Econometrics**, v. 2, n. 3, p. 111-120, 1974. ISSN 0-521-79697-0.

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.

GUIMARÃES, 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.

GUJARATI, D.N.; **Econometria básica**. 4° ed.: Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

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

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia E Estatística. **Pesquisa Pecuária Municipal**. Disponível em:<

<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/pesquisas/pam/default.asp>>. Acesso em: 28 jan. 2011.

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.

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.

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 p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Goiás, Programa de Pós-Graduação em Agronegócios, Goiânia, 2008.

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, 2004, Anais... Rio Branco, 2008. CD-ROM.

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