Operações de *hedge* de milho para importantes municípios goianos[1]

Gislene Zinato Rodrigues[2]
Cleyzer Adrian da Cunha[3]

Resumo – O presente estudo analisou a razão ótima de *hedge* e sua efetividade por meio de três modelos (MQO, VAR e VEC) a fim de obter o modelo mais eficiente no auxílio à redução de riscos e à obtenção da parcela ótima nas negociações em mercados futuros. Entre os modelos estimados, o método de séries cointegradas de Engle-Granger com mecanismo de correção de erro (MQO) foi o que se apresentou mais eficiente para a escolha da parcela ótima e redução de riscos nas negociações com contratos futuros. Entre as praças avaliadas em importantes municípios goianos, a maioria apresentou percentual ótimo de negociação em contratos futuros acima de 62%, exceto o município de Chapadão do Céu (49%). Quanto à efetividade do *hedge*, a proteção mínima de riscos dissipados foi de 51%, demonstrando que a operação em *hedge* é efetiva em todos os municípios. Os resultados demonstraram que as operações de *hedge* em mercados futuros são uma ferramenta importante na minimização de riscos de preços para os agentes da cadeia produtiva de milho das localidades estudadas.

Palavras-chave: efetividade, modelos MQO, VAR e VEC, razão ótima de *hedge*.

Hedging transactions of corn for important municipalities in Goiás

Abstract – This study examined the optimal *hedge* ratio and its effectiveness through three different models (OLS, VAR and VEC) to obtain the most efficient model in helping to reduce risks and to obtain the optimal plot in the negotiations in the futures markets. Among the estimated models, the method of cointegrated series with the Engle-Granger error correction mechanism (OLS) showed to be the most efficient for the choice of optimal plot and risk reduction in the negotiations with futures contracts. Among the evaluated marketplaces of important municipalities in state of Goiás, Brazil, most of them had an optimal percentage of trading in futures contracts above 62%, except for the municipality of Chapadão do Céu (49%). As for *hedge* effectiveness, the minimal protection against dissipated risks was 51%, demonstrating that the hedging transaction is effective in all municipalities. The results showed that the hedging transactions in futures markets are an important tool in minimizing price risks for agents of the production chain of corn in the studied locations.

Keywords: effectiveness, OLS, VAR and VEC models, optimal *hedge* ratio.

[1] Original recebido em 25/6/2013 e aprovado em 2/7/2013.

[2] Bacharel em Ciências Econômicas e bacharel em Agronegócio pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás (UFG). E-mail: gzinato@yahoo.com.br

[3] Bacharel em Ciências Econômicas pela PUC Minas, doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), professor adjunto da Universidade Federal de Goiás (UFG). E-mail: cleyze@yahoo.com.br

Introdução

Goiás é um importante produtor de grãos brasileiro. Em 2010 apresentou, aproximadamente, 9% da produção de milho nacional (IBGE, 2011) e ocupou a quarta posição no ranking da produção brasileira de milho e de soja. O aumento da produtividade do estado está relacionado à tecnificação da produção, à grande verticalização da indústria de carnes e à ampliação do parque industrial regional (CALDARELLI; BACCHI, 2010).

O milho é um cereal com ampla versatilidade de uso, e há ampla diversidade de subprodutos oriundos de sua produção. O cereal possui grande relevância na alimentação animal, e seu custo corresponde a aproximadamente 70% do custo de produção total nesse setor. Segundo dados da Associação Brasileira das Indústrias do Milho (ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DO MILHO, 2011), entre as finalidades de consumo, mais de 68% da produção se destina à alimentação de aves e suínos, e apenas 1,44% ao consumo humano.

Uma grande dificuldade apresentada pelos produtores no processo de comercialização é a garantia de bom preço do seu produto na hora da venda. Os desequilíbrios entre a quantidade ofertada e a demandada do cereal ocasionam variações inesperadas nos preços (volatilidade dos preços) que podem comprometer a rentabilidade dos produtores e de todos os elos que utilizam o milho como matéria-prima (BATISTELLA, 2006).

O mercado brasileiro do grão, a partir da década de 1990, passou a sofrer grande influência de turbulências internacionais. A crescente demanda de milho para a produção de etanol nos Estados Unidos e a elevação das importações pela China têm feito com que os produtos agrícolas domésticos sofram maior influência dos preços externos. Mediante esse cenário, o produtor interno, dependendo do comportamento das condições do mercado internacional, pode lidar com situações de ganhos, em ocasiões de alta de preços, ou de perdas, caso os preços estejam em baixa (SANTOS et al., 2007).

Com o aumento da influência do mercado externo na formação dos preços domésticos do milho e nas imprevisibilidades do cultivo agrícola nacional, torna-se necessário acompanhar mais de perto as informações do mercado interno e externo e buscar melhores estratégias de comercialização, a exemplo dos mercados futuros, para que os agentes da cadeia produtiva de milho se beneficiem nas transações negociadas com a commodity.

Diversas commodities brasileiras, como milho, soja e boi gordo já foram objetivo de estudo em mercados futuros tendo-se utilizado estratégias de *hedge*. E, entre as principais estratégias, destacam-se a análise da razão de *hedge* de mínima variância e estimação de efetividade de *hedge*. O presente estudo utiliza-se dessa estratégia de *hedge* baseando-se em três modelos, a fim de obter o método mais eficiente no auxílio à tomada de decisão nas negociações com contratos futuros de milho na BM&FBovespa nas praças estudadas.

O presente trabalho analisou os contratos futuros de milho na BM&FBovespa e verificou se as estratégias de *hedge* em mercados futuros podem ser usadas como instrumento de gerenciamento de riscos de proteção aos preços pelos agentes da cadeia produtiva dos municípios goianos analisados. A análise das operações de *hedge* do milho na região contribui com informações relevantes nessa temática, auxiliando os agentes envolvidos nesse mercado a obter melhores resultados financeiros na comercialização do grão e no fortalecimento do poder de barganha dos produtores na interação com os agentes processadores locais.

Além desta introdução, o estudo apresdenta os procedimentos metodológicos do trabalho, os resultados e discussões e as conclusões.

Metodologia

Fonte de dados

Para a execução deste estudo, foram utilizados os preços futuros da BM&FBovespa e os preços à vista no mercado físico da saca de 60 kg de milho de importantes municípios produtores de Goiás. Os preços futuros foram extraídos do site da BM&FBovespa[4], e os preços à vista (preços médios recebidos pelos produtores – R$/60 kg) foram disponibilizados pela Faeg (Federação da Agricultura do Estado de Goiás).

O critério para a organização dos dados foram todas as segundas-feiras da primeira quinzena de cada mês de vencimento do contrato de milho (janeiro, março, maio, julho, agosto, setembro e novembro), inclusive o 15º dia útil de cada mês de vencimento, que corresponde ao último dia de negociação do contrato. Os dez municípios selecionados, Acreúna (AC), Chapadão do Céu (CC), Cristalina (CT), Itumbiara (IT), Jataí (JA), Mineiros (MN), Montividiu (MT), Morrinhos (MR), Rio Verde (RV) e Santa Helena de Goiás (SH), são regiões que tiveram importante produção de milho no estado, e cujos dados haviam sido disponibilizados pela Faeg. Outros municípios goianos, como Luziânia, Ipameri, Catalão e Caiapônia, também possuíam produção significativa de milho, mas, pela indisponibilidade de dados, não foram incluídos no estudo. Os dados foram semanais, de janeiro de 2005 a março de 2011, e a amostra obteve 118 observações para o preço futuro da BM&FBovespa e à vista dos municípios analisados.

Método de análise

O estudo utilizou três modelos para calcular a razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* para os dez municípios: modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO), que aborda cinco métodos; o modelo vetorial autorregressivo bivariado (VAR); e o modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC). O objetivo da aplicação de diversos métodos para o cálculo da razão de *hedge* de mínima variância é saber qual é mais eficiente na minimização de riscos ao transacionar-se em mercados futuros.

Modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO)

Os cinco métodos analisados em que se aplicou o modelo de mínimos quadrados ordinários foram: o modelo convencional de regressão, o modelo convencional em diferença, o modelo de Myers e Thompson de 1987, o modelo de Myers e Thompson de 1989 e o modelo de cointegração de correção de erros (ECM).

A razão ótima de *hedge* (h^*) nos cinco modelos MQO analisados é o coeficiente de inclinação (β), que pode ser determinado pela razão entre a covariância entre o preço à vista e o preço futuro (σ_{sf}) e a variância do preço futuro (σ^2_f), expressa pela equação

$$h^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma^2_f} \qquad (1)$$

A efetividade de *hedge* é estimada conforme o coeficiente de determinação (R^2), que coincide com o resultado calculado usando-se a equação

$$E = \frac{(Var(U) - Var(H))}{Var(U)} \qquad (2)$$

Método convencional

O modelo de mínimos quadrados ordinários é um método convencional de encontrar a razão ótima de *hedge*, por meio do coeficiente de inclinação (β). Em uma mesma regressão simples, o coeficiente de determinação (R^2) é o quadrado do coeficiente de correlação (ρ^2), por

[4] Disponível em: <www.bmfbovespa.com.br>.

meio do qual se obtém a efetividade do *hedge*. A estimação do modelo de regressão em nível de preço se baseia na equação

$$S_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t \qquad (3)$$

em que S_t e F_t são os preços à vista e futuro no período t, α é o parâmetro a ser estimado, β é a estimativa da razão ótima de *hedge*, e ε_t é o termo de erro.

Como já observado por Herbst et al. (1993), uma fraqueza do modelo é o fato de que a estimativa da razão de *hedge* de variância mínima poderia ter problemas de correlação serial nos resíduos do MQO.

Método convencional em diferença

A estimação da efetividade de *hedge* por meio da equação 3 não é muito confiável, pois pode ocasionar uma regressão espúria. Para Casillo (2004), o *hedge* de mínima variância, utilizando-se os níveis de preços, pode resultar em uma autocorrelação nos resíduos, levando a uma violação da suposição de MQO, e em estimativas ineficientes de razão ótima de *hedge*. Segundo o mesmo autor, o uso de uma equação em diferença de preços pode ser preferível a um modelo de variação percentual. A regressão linear em diferença é a seguinte:

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \qquad (4)$$

em que

ΔS_t: preço à vista na primeira diferença no momento t.

ΔF_t : preço futuro na primeira diferença no momento t.

α : parâmetro a ser estimado.

β : estimativa da razão ótima de *hedge* de variância mínima (h*).

ε_t : erro da estimação da regressão.

Modelo de Myers e Thompson (1987)

Myers e Thompson (1987), com intuito de ampliar o estudo, construíram um modelo generalizado de mensuração, expresso pela equação

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \beta_2 \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

em que ΔS_t é a variação do preço à vista no momento t; β_1 é a razão de *hedge* ótima (h*); ΔF é a variação do preço futuro no momento t; β é o intercepto; S_{t-1} são os preços à vista defasados; e ε_t significa um termo de erro.

Modelo de Myers e Thompson (1989)

Myers e Thompson (1989) desenvolveram outro modelo, que contribuiu para a estimação da razão ótima de *hedge* mais confiável. Os autores chamaram a atenção para o fato que, no modelo teórico, a covariância e a variância do ótimo são condicionadas a informações disponíveis no momento de tomada de decisão do *hedge*. Dessa forma, foi desenvolvido um modelo regressivo generalizado para lidar com essas limitações, em que a razão ótima de *hedge* é feita por uma equação em nível de preço defasado (equação 6). O número de defasagem p é definido por meio dos critérios de informação de Akaike e Schwarz (OLIVEIRA NETO et al., 2010).

$$\Delta S_t = \alpha + \delta \Delta F_t + \sum_{i=1}^{p} \beta S_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \gamma \Delta F_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (6)$$

em que

ΔS_t: preço à vista na primeira diferença no momento t.

ΔF_t: preço futuro na primeira diferença no momento t.

ΔS_{t-i}: preço à vista na primeira diferença no momento $t-i$.

ΔF_{t-j}: preço futuro na primeira diferença no momento $t-j$.

β *e* γ: parâmetros defasados.

δ : razão de *hedge* ótima (h^*).

ε_t : erro aleatório ou ruído branco.

Modelo de cointegração de correção de erros (ECM)

Outro modelo de MQO abordado no presente estudo para estimar a razão ótima de *hedge* foi o modelo de séries cointegradas incluindo-se o mecanismo de correção de erro (ECM) proposto por Engle e Granger (1987):

$$\Delta S_t = \beta_0\mu_{t-1} + \beta_1 + \beta_2\Delta F_t + \sum_{i=1}^{p} \beta\Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \beta\Delta S_{t-j} + \mu_t \quad (7)$$

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

Se for comprovado que as séries analisadas são cointegradas, conclui-se que as variáveis possuem relação de longo prazo ou de equilíbrio. Mas, de acordo com Engle e Granger (1987), apesar de haver relação de equilíbrio no longo prazo, no curto prazo pode haver um desequilíbrio. O termo de erro é conhecido como "erro de equilíbrio", e o desequilíbrio constatado no curto prazo pode ser corrigido pelo mecanismo de correção de erro (GUJARATI, 2006).

O mecanismo de correção de erro consiste na inclusão da equação de cointegração (com uma defasagem) na estimação do modelo econométrico nas diferenças, que forma o modelo:

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1\Delta F_t + \beta_2\hat{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

em que

ΔS_t : primeira diferença do preço à vista no período *t*.

ΔF_t : primeira diferença do preço futuro no período *t*.

β_0, β_1 e β_2 : parâmetros a serem estimados.

$\hat{v}_{t-1}$: erro da regressão cointegrada a ser estimado.

ε_t : erro aleatório.

Segundo Lien (1996, 2004), a estimativa de *hedge* de mínima variância será menor se a relação de cointegração não for levada em conta. Mas deve ser observado que a abordagem de cointegração requer que as variáveis sejam integradas de mesma ordem, tipicamente I(1), antes da estimação.

Modelo vetorial autorregressivo bivariado (VAR)

O modelo vetorial autorregressivo bivariado (VAR) é um modelo de regressão de duas equações e duas variáveis, em que, para cada equação, a variável dependente é explicada por valores correntes e defasados de ambas as variáveis (CASILLO, 2004). O modelo VAR é preferido em relação à estimativa de MQO simples porque elimina os problemas de autocorrelação entre os erros, e trata os preços futuros como variável endógena (KUMAR et al., 2008). O modelo VAR é representado por

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= \alpha_S + \sum_{i=1}^{k} \beta_{Si}\Delta S_{t-1} + \sum_{j=1}^{l} \gamma_{Fj}\Delta F_{t-j} + \varepsilon_{St} \\ \Delta F_t &= \alpha_F + \sum_{i=1}^{k} \beta_{Fi}\Delta F_{t-1} + \sum_{i=1}^{l} \gamma_{Sj}\Delta S_{t-j} + \varepsilon_{Ft} \end{aligned} \quad (9)$$

em que α é o intercepto; β_S, β_F, γ_F e γ_S são os parâmetros positivos; e ε_{St} e ε_{Ft} são termos de erros independentemente e identicamente distribuídos (i.d.d.). O número ideal de defasagens (lags) nos respectivos somatórios da equação 9 pode ser escolhido conforme os critérios de Akaike e Schwarz e permite eliminar a correlação serial do modelo.

A razão de *hedge* de mínima variância é calculada por

$$H = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f} \tag{10}$$

em que

$\sigma_s = Var(\varepsilon_{St})$

$\sigma_f = Var(\varepsilon_{Ft})$

$\sigma_{sf} = Cov(\varepsilon_{St}, \varepsilon_{Ft})$

E a efetividade de *hedge* (E) é calculada por meio da equação 2, conforme a equação dos modelos MQO:

$$E = \frac{(Var(U) - Var(H))}{Var(U)}$$

O modelo VAR não considera a distribuição condicional dos preços à vista e futuro, e calcula a razão de *hedge* constante. O modelo não analisa a possibilidade de integração a longo prazo entre os preços à vista e futuro (KUMAR et al., 2008).

Modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC)

O modelo VAR não considera a possibilidade de que as variáveis endógenas sejam integradas de longo prazo. Sendo as variáveis – preços à vista e futuro – cointegradas no longo prazo, deve-se incorporar um vetor de correção de erro, usando-se um modelo vetorial autorregressivo com correção de erros – VEC (KUMAR et al., 2008). Se for constatado que as variáveis preços à vista e futuro são cointegradas de ordem 1, o modelo VEC pode ser escrito por

$$\Delta S_t = \alpha_S + \gamma_F Z_{t-1} + \sum_{i=2}^{k} \beta_{Si} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=2}^{l} \gamma_{Fj} \Delta F_{t-j} + \varepsilon_{St}$$
$$\Delta F_t = \alpha_F + \gamma_S Z_{t-1} + \sum_{i=2}^{k} \beta_{Fi} \Delta F_{t-i} + \sum_{j=2}^{l} \gamma_{Sj} \Delta S_{t-j} + \varepsilon_{Ft} \tag{11}$$

em que z_{t-1} é o termo de correção de erro e é dado por $Z_{t-1} = S_{t-1} - C - \alpha F_{t-1}$, α é o vetor de cointegração e C é a constante. Logo, o termo de correção de erro pode ser acrescido ao modelo VAR(k), e este procura medir se a variável dependente se ajusta aos desvios dos períodos anteriores promovidos pelo equilíbrio no longo prazo. Os coeficientes γ_S e γ_F são responsáveis pela velocidade de ajustamento, e quanto maior o γ_S, maior a resposta de S_t aos desvios anteriores em virtude do equilíbrio de longo prazo (OLIVEIRA NETO et al., 2010).

O cálculo da razão de *hedge* de mínima variância e o da efetividade de *hedge* são similares às equações do modelo VAR.

Resultados

A estimação da razão ótima e a da efetividade de *hedge* partiram da escolha do melhor modelo a ser utilizado, com intuito de indicar o método mais eficiente e confiável na negociação em contratos futuros. Considerando-se o modelo de mínimos quadrados ordinários estudado, foram abordados cinco métodos: o modelo convencional de regressão, o modelo convencional em diferença, o modelo de Myers e Thompson de 1987, o modelo de Myers e Thompson de 1989 e o modelo de cointegração de correção de erros (ECM).

Modelos de mínimos quadrados ordinários (MQO)

Primeiramente, foi estimado o modelo convencional de regressão linear em nível de preço (Tabela 1).

A estimação do *hedge* de mínima variância baseada na primeira equação não é muito confiável, pois a equação pode resultar em uma regressão espúria. O teste de raiz unitária em nível detectou que as séries são não estacionárias, e o fato de se utilizarem os preços em nível pode resultar em uma autocorrelação dos resíduos.

Para evitar a presença de autocorrelação dos resíduos, foi estimado um teste de raiz unitária nos resíduos dos outros quatro métodos analisados (2, 3, 4 e 5). Como o valor crítico de de Engle-Granger, no nível de significância

Tabela 1. Resultados do modelo convencional de regressão linear em nível de preço pelo método de mínimos quadrados ordinários.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
AC	Intercepto	-1,5044	-2,2101^{ns}	0,0291	0,8352	0,8661
	F_t	0,8351	27,389*	0	-	-
CC	Intercepto	-1,3881	-2,2192^{ns}	0,0284	0,7905	0,8728
	F_t	0,7904	28,210*	0	-	-
CT	Intercepto	-2,0842	-2,996^{ns}	0,0033	0,8624	0,8685
	F_t	0,8623	27,673*	0	-	-
IT	Intercepto	1,3993	2,198**	0,0299	0,7029	0,8396
	F_t	0,7028	24,645*	0	-	-
JA	Intercepto	-0,2663	-0,5393^{ns}	0,5907	0,7495	0,9082
	F_t	0,7494	33,879*	0	-	-
MN	Intercepto	-2,9833	-5,4676^{ns}	0	0,8649	0,9152
	F_t	0,8648	35,385	0	-	-
MT	Intercepto	-0,1214	-0,1883^{ns}	0,8510	0,7557	0,8551
	F_t	0,7557	26,158*	0	-	-
MR	Intercepto	0,2260	0,2755^{ns}	0,7834	0,7742	0,7928
	F_t	0,7742	21,067*	0	-	-
RV	Intercepto	-1,2554	-2,3646^{ns}	0,0197	0,8010	0,9072
	F_t	0,8010	33,680*	0	-	-
SH	Intercepto	-0,0118	-0,024^{ns}	0,9809	0,7441	0,9072
	F_t	0,7441	33,669*	0	-	-

Obs.: modelo convencional de regressão (método 1): $S_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t$.

* – significativo a 1%.

** – significativo a 5%.

ns – não significativo.

Nota 1: número de defasagens é igual a 12, conforme escolha automática do Critério de Schwarz.

Nota 2: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 3: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

de 1%, foi menor (em módulo) que o valor calculado pelo teste ADF entre as variáveis estudadas, conclui-se que os resíduos das regressões são I(0) e as séries são estacionárias em nível. O teste comprova que os resíduos dos modelos de MQO aplicados nas equações não apresentam autocorrelação; dessa forma, o *hedge* de mínima variância pode ser calculado.

Utilizando-se o método convencional em primeira diferença (método 2), foram estimadas a razão ótima de *hedge*, que é o coeficiente estimado da série do preço futuro em primeira diferença (ΔF_t), e a efetividade de *hedge*, por meio do coeficiente de determinação R^2 (Tabela 2).

O método 3, modelo regressivo generalizado com os preços à vista defasados, baseado em Myers e Thompson (1987), foi estimado com o intuito de obter a razão ótima de *hedge* e sua efetividade (Tabela 3).

Tabela 2. Resultados da estimação do método de mínimos quadrados ordinários da regressão linear em primeira diferença.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
AC	Intercepto	0,0427	0,3265^{ns}	0,7446	0,6857	0,3337
	ΔF_t	0,6857	7,589*	0	-	-
CC	Intercepto	0,0832	0,865^{ns}	0,3888	0,3795	0,2211
	ΔF_t	0,3794	5,712*	0	-	-
CT	Intercepto	0,0380	0,3317^{ns}	0,7407	0,5807	0,3184
	ΔF_t	0,5806	7,328*	0	-	-
IT	Intercepto	0,0653	0,6171^{ns}	0,5384	0,3501	0,1662
	ΔF_t	0,3500	7.,298*	0	-	-
JA	Intercepto	0,0552	0,5434^{ns}	0,5879	0,5118	0,3166
	ΔF_t	0,5117	7,298*	0	-	-
MN	Intercepto	0,0834	0,9019^{ns}	0,369	0,4864	0,3355
	ΔF_t	0,4864	7,620*	0	-	-
MT	Intercepto	0,0520	0,4708^{ns}	0,6387	0,5350	0,2995
	ΔF_t	0,5349	7,012*	0	-	-
MR	Intercepto	0,0471	0,3393^{ns}	0,735	0,4320	0,1500
	ΔF_t	0,4319	4,504*	0	-	-
RV	Intercepto	0,0514	0,4713^{ns}	0,6383	0,5618	0,3261
	ΔF_t	0,5618	7,460*	0	-	-
SH	Intercepto	0,0312	0,3052^{ns}	0,7608	0,4580	0,2675
	ΔF_t	0,4579	6,480*	0	-	-

Obs.: método 2: $\Delta S_t = \alpha + \beta\Delta F_t + \varepsilon_t$.

* – significativo a 1%.

ns – não significativo.

Nota 1: número de defasagens é igual a 12, conforme escolha automática do Critério de Schwarz.

Nota 2: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 3: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

Myers e Thompson (1989) desenvolveram outro modelo que contribuiu para a estimação da razão ótima de *hedge* mais confiável. A Tabela 4 apresenta os resultados da estimação do método de mínimos quadrados ordinários do modelo 4, regressivo generalizado com defasagem.

Outro modelo de MQO abordado para estimar a razão ótima de *hedge* foi o modelo de séries cointegradas de Engle-Granger com mecanismo de correção de erro. A Tabela 5 apresenta os resultados do modelo com duas defasagens. As defasagens foram escolhidas de acordo com os critérios de Akaike e Schwarz.

O objetivo da estimação dos cinco métodos pelo modelo de mínimos quadrados ordinários foi comparar e selecionar o modelo mais satisfatório do ponto de vista econométrico. O modelo que apresentar menores critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) é o melhor. O método 5 de séries cointegradas de Engle e Granger com o mecanismo de correção de erro foi o modelo de menor critério de informação.

Tabela 3. Resultados da estimação do método de mínimos quadrados ordinários do modelo regressivo generalizado com os preços à vista defasados.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
AC	Intercepto	0,0587	0,4442^{ns}	0,6577	0,6904	0,3410
	ΔF_t	0,6904	7,596*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0698	-0,914^{ns}	0,362	-	-
CC	Intercepto	0,0711	0,729^{ns}	0,467	0,3738	0,2194
	ΔF_t	0,3738	5,578*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	0,0421	0,509^{ns}	0,611	-	-
CT	Intercepto	0,0523	0,4527^{ns}	0,6516	0,6000	0,3289
	ΔF_t	0,5999	7,441*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0921	-1,179^{ns}	0,240	-	-
IT	Intercepto	0,0781	0,7303^{ns}	0,4667	0,3626	0,1756
	ΔF_t	0,3625	4,888*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0907	-1,053^{ns}	0,294	-	-
JA	Intercepto	0,0703	0,6902 ^{ns}	0,4915	0,5401	0,3325
	ΔF_t	0,5401	7,501*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,1268	-1,607^{ns}	0,110	-	-
MN	Intercepto	0,0835	0,8915^{ns}	0,3745	0,4935	0,3350
	ΔF_t	0,4935	7,466*	-0,700	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,055	0^{ns}	0,484	-	-
MT	Intercepto	0,0605	0,5409^{ns}	0,5896	0,5399	0,3028
	ΔF_t	0,5398	7,005*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0338	-0,416^{ns}	0,678	-	-
MR	Intercepto	0,0479	0,3407^{ns}	0,734	0,4279	0,1533
	ΔF_t	0,4279	4,384*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	0,0478	0,547^{ns}	0,584	-	-
RV	Intercepto	0,0561	0,507^{ns}	0,613	0,5655	0,3270
	ΔF_t	0,5655	7,338*	-0,129	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0101	0,000^{ns}	0,897	-	-
SH	Intercepto	0,0354	0,3422^{ns}	0,7328	0,4584	0,2695
	ΔF_t	0,4584	6,219*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	0,0108	0,130^{ns}	0,896	-	-

Obs.: método 3: $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta F_t + \beta_2 \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t$.

* – significativo a 1%.

ns – não significativo.

Nota 1: número de defasagens é igual a 12, conforme escolha automática do Critério de Schwarz.

Nota 2: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 3: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

Tabela 4. Resultados da estimação do método de mínimos quadrados ordinários do modelo regressivo generalizado com defasagem.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
AC	Intercepto	0,0672	$0,5488^{ns}$	0,5842	0,6898	0,4623
	ΔF_t	0,6898	8,169*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,1114	$-1,285^{ns}$	0,201	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,4224	$-4,876^{ns}$	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,0084	$0,081^{ns}$	0,935	-	-
	ΔF_{t-2}	0,3659	3,551*	0,0006	-	-
CC	Intercepto	0,0543	$0,5837^{ns}$	0,5606	0,3423	0,3270
	ΔF_t	0,3423	5,328*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,1611	$-1,703^{ns}$	0,091	-	-
	ΔS_{t-2}	0,0221	$0,246^{ns}$	0,805	-	-
	ΔF_{t-1}	0,2835	3,934*	0,0001	-	-
	ΔF_{t-2}	0,0983	$1,287^{ns}$	0,200	-	-
CT	Intercepto	0,0439	$0,375^{ns}$	0,7083	0,6059	0,3458
	ΔF_t	0,6059	7,345*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,1548	$-1,612^{ns}$	0,109	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,0902	$-0,928^{ns}$	0,355	-	-
	ΔF_{t-1}	0,0978	$0,988^{ns}$	0,325	-	-
	ΔF_{t-2}	0,1343	$1,384^{ns}$	0,169	-	-
IT	Intercepto	0,0622	$0,6067^{ns}$	0,5453	0,3456	0,2814
	ΔF_t	0,3455	4,875*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,1081	$-1,202^{ns}$	0,231	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,1504	$-1,674^{ns}$	0,097	-	-
	ΔF_{t-1}	0,0113	$0,145^{ns}$	0,884	-	-
	ΔF_{t-2}	0,3058	3,992*	0	-	-
JA	Intercepto	0,0664	$0,6868^{ns}$	0,4937	0,5387	0,4293
	ΔF_t	0,5387	7,918*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,2721	$-2,975^{ns}$	0,003	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,2982	$-3,262^{ns}$	0,001	-	-
	ΔF_{t-1}	0,1952	2,336**	0,021	-	-
	ΔF_{t-2}	0,2999	3,723*	0	-	-
MN	Intercepto	0,067	$0,7150^{ns}$	0,4762	0,4814	0,3662
	ΔF_t	0,4813	7,267*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0829	$-0,862^{ns}$	0,390	-	-
	ΔS_{t-2}	0,0472	$0,479^{ns}$	0,632	-	-
	ΔF_{t-1}	0,0275	$0,341^{ns}$	0,733	-	-
	ΔF_{t-2}	0,1172	$1,483^{ns}$	0,140	-	-

Continua...

Tabela 4. Continuação.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
MT	Intercepto	0,0548	0,4861^{ns}	0,6279	0,5323	0,3262
	ΔF_t	0,5323	6,850*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,0556	-0,561^{ns}	0,575	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,1413	-1,424^{ns}	0,157	-	-
	ΔF_{t-1}	0,0218	0,231^{ns}	0,817	-	-
	ΔF_{t-2}	0,1744	1,854***	0,066	-	-
MR	Intercepto	0,0197	0,1483^{ns}	0,8824	0,3817	0,2811
	ΔF_t	0,3816	4,135*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,008	-0,091^{ns}	0,927	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,1996	-2,247^{ns}	0,026	-	-
	ΔF_{t-1}	0,0933	0,940^{ns}	0,348	-	-
	ΔF_{t-2}	0,4211	4,244*	0	-	-
RV	Intercepto	0,0548	0,5353^{ns}	0,5935	0,5862	0,4470
	ΔF_t	0,5862	8,233*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,123	-1,400^{ns}	0,164	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,4031	-4,598^{ns}	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,182	2,110**	0,037	-	-
	ΔF_{t-2}	0,2445	2,850*	0,005	-	-
SH	Intercepto	0,0119	0,1205^{ns}	0,9043	0,4551	0,3671
	ΔF_t	0,4551	6,505*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,1455	-1,564^{ns}	0,120	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,1982	-2,158^{ns}	0,033	-	-
	ΔF_{t-1}	0,2109	2,584**	0,011	-	-
	ΔF_{t-2}	0,2791	3,473*	0	-	-

Obs.: método 4: $\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1\Delta F_t + \beta_2\Delta S_{t-1} + \beta_3\Delta S_{t-2} + \beta_4\Delta F_{t-1} + \beta_5\Delta F_{t-2} + \mu_t$.

* – significativo a 1%.

** – significativo a 5%.

*** – significativo a 10%.

ns – não significativo.

Nota 1: número de defasagens é igual a 12, conforme escolha automática do Critério de Schwarz.

Nota 2: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 3: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

Partindo-se do método 5, criou-se a Tabela 6 com os *hedges* de mínima variância (ROH) e os coeficientes de determinação (EFH) que melhor se ajustaram ao mercado de milho dos municípios goianos analisados.

Analisando-se a Tabela 6, um fato importante é que a razão ótima de *hedge* para as dez praças estudadas foi menor do que um, e também foram bem próximas. Dessa forma, os produtores de milho, ao fazerem um *hedging*,

Tabela 5. Resultados da estimação do método de mínimos quadrados ordinários do modelo de séries cointegradas incluindo-se o mecanismo de correção de erro.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
	Intercepto	0,0578	0,6319^ns	0,5288	0,7045	0,7025
	ΔF_t	0,7045	11,162*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,3934	-5,506^ns	0	-	-
AC	ΔS_{t-2}	-0,4578	-7,060^ns	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,268	3,254*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,4086	5,298*	0	-	-
	μ_t	0,6323	9,338*	0	-	-
	Intercepto	0,0456	0,5725^ns	0,5682	0,4883	0,5104
	ΔF_t	0,4882	8,186*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,3507	-4,059^ns	0,0001	-	-
CC	ΔS_{t-2}	-0,1445	-1,775^ns	0,078	-	-
	ΔF_{t-1}	0,3924	6,124*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,2254	3,295*	0,0013	-	-
	μ_t	0,4341	6,360*	0	-	-
	Intercepto	0,031	0,3162^ns	0,7525	0,6640	0,5442
	ΔF_t	0,6639	9,527*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,3538	-4,132^ns	0	-	-
CT	ΔS_{t-2}	-0,2509	-2,959^ns	0,0038	-	-
	ΔF_{t-1}	0,255	2,960*	0,003	-	-
	ΔF_{t-2}	0,2242	2,719*	0,007	-	-
	μ_t	0,4819	6,856*	0	-	-
	Intercepto	0,0226	0,2686^ns	0,7888	0,5245	0,5229
	ΔF_t	0,5245	8,343*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,2985	-3,828^ns	0,0002	-	-
IT	ΔS_{t-2}	-0,2734	-3,626^ns	0,0004	-	-
	ΔF_{t-1}	0,2768	3,789*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,4034	6,294*	0	-	-
	μ_t	0,556	7,393*	0	-	-
	Intercepto	0,0132	0,1916^ns	0,8484	0,6647	0,7108
	ΔF_t	0,6646	13,247*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,4775	-6,980^ns	0	-	-
já	ΔS_{t-2}	-0,3584	-5,460^ns	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,4004	6,354*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,3315	5,746*	0	-	-
	μ_t	0,7472	10,254*	0	-	-

Continua...

Tabela 5. Continuação.

Variável	Parâmetro	Coeficiente	Estatística t	p-valor	ROH	EFH
MN	Intercepto	0,072	1,0385^{ns}	0,3014	0,6243	0,6545
	ΔF_t	0,6243	12,148*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,4305	-5,369^{ns}	0	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,2792	-3,454^{ns}	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,3353	4,920*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,290	4,729*	0	-	-
	μ_t	0,674	9,491*	0	-	-
MT	Intercepto	0,0271	0,2938^{ns}	0,7695	0,6367	0,5519
	ΔF_t	0,6367	9,763*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,2901	-3,330^{ns}	0	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,315	-3,720^{ns}	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,2609	3,110*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,3373	4,208*	0	-	-
	μ_t	0,563	7,376*	0	-	-
MR	Intercepto	-0,0533	-0,5085^{ns}	0,6122	0,7402	0,5595
	ΔF_t	0,7401	8,752*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,2863	-3,689^{ns}	0	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,327	-4,500^{ns}	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,518	5,543*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,5738	7,156*	0	-	-
	μ_t	0,6686	8,261*	0	-	-
RV	Intercepto	0,0010	0,0146^{ns}	2,3987	0,7399	0,7199
	ΔF_t	0,7399	13,943*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,4249	-6,123^{ns}	0	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,4159	-6,635^{ns}	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,4268	6,455*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,3591	5,759*	0	-	-
	μ_t	0,7655	10,257*	0	-	-
SH	Intercepto	-0,0301	-0,4373^{ns}	0,6628	0,7050	0,6962
	ΔF_t	0,7049	13,081*	0	-	-
	ΔS_{t-1}	-0,4605	-6,484^{ns}	0	-	-
	ΔS_{t-2}	-0,3734	-5,662^{ns}	0	-	-
	ΔF_{t-1}	0,4881	7,833*	0	-	-
	ΔF_{t-2}	0,3626	6,421*	0	-	-
	μ_t	0,8326	10,816*	0	-	-

Obs.: método 5: $\Delta S_t = \beta_0\mu_{t-1} + \beta_1 + \beta_2\Delta F_t + \beta_5\Delta S_{t-1} + \beta_6\Delta S_{t-2} + \beta_3\Delta F_{t-1} + \beta_4\Delta F_{t-2} + \mu_t$. (para = 2).

* – significativo a 1%.

ns – não significativo.

Nota 1: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 2: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

Tabela 6. Resultados da efetividade e razão ótima de *hedge* do modelo MQO.

	Método 5	
Variável	**ROH = β**	**EFH = R^2**
AC	0,7045	0,7025
CC	0,4883	0,5104
CT	0,6640	0,5442
IT	0,5245	0,5229
JA	0,6647	0,7108
MN	0,6243	0,6545
MT	0,6367	0,5519
MR	0,7402	0,5595
RV	0,7399	0,7199
SH	0,7050	0,6962

Nota 1: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 2: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

necessitarão de uma quantidade menor de contratos futuros para se proteger de certa quantidade no mercado à vista.

A razão ótima de *hedge* refere-se à "parcela ótima" de contratos futuros que os agentes da cadeia produtiva de milho deverão negociar na BM&FBovespa com objetivo de amenizar os riscos nas operações realizadas. O *hedge* de mínima variância dos municípios analisados variou de 0,48 a 0,74 ($0,48 < h^* < 0,74$); dessa forma, o percentual ótimo de negociação da comercialização dos agentes em contratos futuros de milho nos municípios analisados variou de 48% a 74% no período analisado. Os agentes da cadeia produtiva de milho que negociam em mercados futuros nos municípios de Morrinhos, Rio Verde, Santa Helena de Goiás e Acreúna foram os que apresentaram maior percentual na parcela ótima de *hedge*.

O coeficiente de determinação (R^2), que representa a efetividade do mercado em reduzir o risco, apresentou nas praças estudadas variação de 0,51 a 0,71, ou seja, de 51% a 71%. Entre os municípios estudados, a efetividade foi maior nos municípios de Rio Verde, Jataí e Acreúna.

Modelo vetorial autorregressivo bivariado (VAR)

Para calcular a razão de *hedge* de mínima variância e efetividade de *hedge* por meio do modelo vetorial autorregressivo (VAR), primeiramente realizou-se o teste de autocorrelação dos resíduos. Segundo Enders (2004), o modelo adequado é aquele cujos resíduos não são autocorrelacionados.

Depois de se verificar a inexistência de autocorrelação dos resíduos, prosseguiu-se com o modelo verificando-se o número adequado de defasagens para cada município goiano analisado. Todos os municípios apresentaram duas defasagens – VAR (2) –, conforme critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), exceto os municípios de Acreúna (AC) e Mineiros (MN), que apresentaram quatro defasagens – VAR (4).

Os valores da razão de *hedge* de mínima variância e efetividade de *hedge* se encontram na Tabela 7 e foram calculados conforme equações 10 e 2 do modelo.

Conforme observado na Tabela 7, os municípios goianos analisados apresentaram variação na razão ótima de *hedge* de 0,35 a 0,65, ou

Tabela 7. Estimação da razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* do modelo VAR.

Parâmetro	Variável									
	AC	CC	CT	IT	JA	MN	MT	MR	RV	SH
Covariância (ε_F, ε_S)	0,6567	0,5239	0,6287	0,4999	0,6594	0,6323	0,6091	0,3521	0,6590	0,5845
Variância (ε_F)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ROH	0,6567	0,5239	0,6287	0,4999	0,6594	0,6323	0,6091	0,3521	0,6590	0,5845
Variância (ε_S)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Variância (H)	0,5686	0,7254	0,6047	0,7500	0,5651	0,6001	0,6289	0,8759	0,5656	0,6582
Variância (U)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
EFH	0,4313	0,2745	0,3952	0,2499	0,4348	0,3998	0,3710	0,1240	0,4343	0,3417

Nota 1: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 2: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

seja, de 35% a 65% na proporção do tamanho da posição negociada em contratos futuros com relação à exposição ao risco. Os municípios que apresentaram maiores parcelas ótimas de minimização de riscos em negociações no mercado futuro foram Jataí, Rio Verde, Acreúna e Mineiros, com parcelas de, aproximadamente, 65% dos contratos negociados. Os municípios de Morrinhos e Itumbiara apresentaram menores parcelas de minimização de riscos, com 35,2% e 49,9%, respectivamente. Com relação à efetividade de *hedge*, os municípios analisados apresentaram variação de 0,12 a 0,43, ou seja, variou de 12% a 43% o grau de segurança proporcionado aos agentes que negociam contratos futuros de milho na BM&FBovespa. Os agentes que comercializam contratos futuros de milho nos municípios de Jataí, Rio Verde, Acreúna e Mineiros apresentaram maior segurança e eficiência nas negociações em mercados futuros, comparados aos agentes dos municípios de Morrinhos, Itumbiara e Chapadão do Céu, que apresentaram menores efetividades nas negociações em contratos futuros de milho no período analisado.

Modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC)

A estimação do modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) seguiu a mesma linha de raciocínio que a do modelo VAR bivariado. Realizou-se o teste de autocorrelação dos resíduos e verificou-se a inexistência de autocorrelação. Para a estimação do número adequado de defasagens, utilizou-se o número de defasagens do modelo VAR bivariado subtraindo-se uma defasagem das respectivas variáveis analisadas (Tabela 8).

Os resultados da análise da razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* dos dez municípios goianos perante os modelos VAR e VEC bivariado analisados foram similares. Os municípios apresentaram variação de 35% a 66% no que se refere ao tamanho da posição ótima em contratos futuros negociados com relação à exposição ao risco, e variação de 12% a 44% no grau de segurança (efetividade) proporcionado aos agentes que negociam a commodity em mercados futuros. Os municípios de Jataí, Rio Verde, Acreúna e Mineiros foram os que apresentaram razão ótima e efetividade de *hedge* mais significativas, e quanto aos municípios de Morrinhos, Itumbiara e Chapadão do Céu, os resultados foram menos eficientes.

Comparação da razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* dos três modelos estimados

Perante os três modelos usados para estimar a razão ótima de *hedge* e efetividade

Tabela 8. Estimação da razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* do modelo VEC.

	AC	CC	CT	IT	JA	MN	MT	MR	RV	SH
Covariância (ε_F, ε_S)	0,6628	0,5263	0,6337	0,5045	0,6638	0,6454	0,6126	0,3509	0,6631	0,5887
Variância (ε_F)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
ROH	0,6628	0,5263	0,6337	0,5045	0,6638	0,6454	0,6126	0,3509	0,6631	0,5887
Variância (ε_S)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
Variância (H)	0,5606	0,7229	0,5983	0,7454	0,5593	0,5833	0,6246	0,8768	0,5602	0,6534
Variância (U)	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
EFH	0,4393	0,2770	0,4016	0,2545	0,4406	0,4166	0,3753	0,1231	0,4397	0,3465

Nota 1: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 2: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

de *hedge*, foi feita uma tabela comparativa dos resultados (Tabela 9) com o objetivo de verificar qual modelo apresentou-se mais eficiente no intuito de auxiliar os agentes dos municípios goianos analisados a tomar uma posição mais segura nas negociações de contratos futuros de milho na BM&FBovespa.

Entre os modelos estudados, o método de séries cointegradas de Engle-Granger com mecanismo de correção de erro, estimado por mínimos quadrados ordinários, foi o que se apresentou mais eficiente para a escolha da parcela ótima e redução de riscos nas negociações com contratos futuros na maioria dos municípios. Os modelos VAR e VEC apresentaram percentuais menores e similares.

Com relação à proporção do tamanho ótimo negociado (ROH) com contratos futuros,

Tabela 9. Comparação dos cálculos da razão ótima de *hedge* e efetividade de *hedge* dos três modelos estimados.

Variável	MQO – método 5		Modelo VAR		Modelo VEC	
	ROH	EFH	ROH	EFH	ROH	EFH
AC	0,7045	0,7025	0,6567	0,4313	0,6628	0,4393
CC	0,4883	0,5104	0,5239	0,2745	0,5263	0,2770
CT	0,6640	0,5442	0,6287	0,3952	0,6337	0,4016
IT	0,5245	0,5229	0,4999	0,2499	0,5045	0,2545
JA	0,6647	0,7108	0,6594	0,4348	0,6638	0,4406
MN	0,6243	0,6545	0,6323	0,3998	0,6454	0,4166
MT	0,6367	0,5519	0,6091	0,3710	0,6126	0,3753
MR	0,7402	0,5595	0,3521	0,1240	0,3509	0,1231
RV	0,7399	0,7199	0,6590	0,4343	0,6631	0,4397
SH	0,7050	0,6962	0,5845	0,3417	0,5887	0,3465

Nota 1: AC – Acreúna, CC – Chapadão do Céu, CT – Cristalina, IT – Itumbiara, JA – Jataí, MN – Mineiros, MT – Montividiu, MR – Morrinhos, RV – Rio Verde e SH – Santa Helena de Goiás.

Nota 2: ROH – razão ótima de *hedge* e EFH – efetividade de *hedge*.

a variação da posição no modelo MQO apresentou taxas maiores, a maioria com percentuais acima de 62%, exceto o município de Chapadão do Céu (49%). Verificou-se que a margem ótima de negociação em contratos futuros nos municípios de Morrinhos, Rio Verde, Santa Helena de Goiás e Acreúna foi de 70% a 74% do total produzido do grão. Nos municípios de Mineiros, Montividiu, Jataí e Cristalina, a parcela ótima de negociação foi de 62% a 66%. Itumbiara apresentou percentual ótimo de 52%, e Chapadão do Céu, 49%. Os modelos VAR e VEC foram mais eficientes com relação ao tamanho ótimo negociado nos municípios de Chapadão do Céu (CC) e Mineiros (MN), mas com diferença não muito significativa com relação ao modelo de mínimos quadrados ordinários.

Quanto à efetividade de *hedge*, que avalia o grau de segurança proporcionado aos agentes, a redução de risco foi maior perante análise do modelo MQO selecionado nos dez municípios goianos analisados. Os municípios que apresentaram maior grau de segurança nas transações com contratos futuros foram Rio Verde, Jataí, Acreúna e Santa Helena de Goiás, com percentual de efetividade de 70% e 72%. Mineiros apresentou efetividade de *hedge* de 65%, e a margem de redução de riscos dos municípios de Chapadão do Céu, Itumbiara, Cristalina, Montividiu e Morrinhos foi de 51% a 55%.

Conclusões

O presente estudo buscou verificar se as estratégias de *hedge* abordadas proporcionam informações relevantes aos agentes da cadeia produtiva de milho dos municípios goianos estudados, e se apresentam resultados eficientes na minimização de riscos de preços nas operações em contratos futuros na BM&FBovespa.

Com relação à proporção do tamanho ótimo negociado com contratos futuros nas praças estudadas, a maioria apresentou percentuais acima de 62%, exceto o município de Chapadão do Céu (49%). Entre os municípios, Morrinhos, Rio Verde, Santa Helena de Goiás e Acreúna foram os que apresentaram maior parcela ótima de negociação em contratos futuros (70% a 74%). Isso significa que a razão entre a posição no mercado físico e no mercado futuro foi maior, demonstrando que esses municípios, para possuírem minimização dos riscos inerentes e se protegerem das oscilações do preço do milho, devem operar na faixa de 70% a 74% do total de recursos em operações de *hedge* com contratos futuros.

E, quanto ao grau de segurança proporcionado aos agentes nas negociações em operações de *hedge* em mercados futuros, a proteção mínima de riscos dissipados foi de 51%, demonstrando um *hedge* efetivo nas operações em todos os municípios. Entre os municípios avaliados, Rio Verde, Jataí, Acreúna e Santa Helena de Goiás apresentaram maior efetividade (de 70% a 72%).

Por meio das técnicas de estudo analisadas, conclui-se que o mercado futuro é uma estratégia importante de comercialização da commodity milho. Porém, percebe-se que, apesar de as estratégias de *hedge* serem importantes na criação de informações relevantes, a maioria dos produtores de milho das regiões analisadas não identifica o mercado futuro como uma oportunidade de amenização de riscos nas negociações do grão. Muitas vezes, faltam-lhes informações e incentivos para atuarem nesse tipo de mercado, e, por se encontrarem numa região com alta demanda de grãos para o abastecimento de agroindústrias locais, a entrega física e outras formas de contratos de vendas tornam-se mais atraentes aos produtores.

O presente estudo analisou a razão ótima de *hedge* sem levar em consideração os efeitos voláteis, tendo considerado a razão de *hedge* constante durante todo o período analisado. Mas tem-se observado, por meio de evidências empíricas, que o risco dos ativos se altera à medida que uma nova informação é incluída no mercado. E, entre os contratos futuros, a volatilidade do ativo aumenta à medida que o contrato se aproxima da data de vencimento. Dessa forma, sugere-se a abordagem de novos estudos que considerem a variação temporal das variáveis, como a abordagem do método de *hedge* dinâmico Garch bivariado, a fim de obter resultados que possam ser analisados e comparados para a escolha do método mais realista e desejável nas negociações em contratos futuros de milho.

Referências

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DO MILHO. **Estatísticas**. Disponível em: <http://www.abimilho.com.br>. Acesso em: 4 abr. 2011.

BATISTELLA, E. L. **Comercialização de milho no Brasil**: análise da utilização do mercado de futuros da BM&F. 2006. 161 f. Dissertação (Mestrado Multiinstitucional em Agronegócios) – Universidade Federal de Mato Grosso do Sul; Universidade Federal de Goiás; Universidade de Brasília, Brasília, DF.

CALDARELLI, C. E.; BACCHI, M. R. P. **Fatores de influência do preço do milho no Brasil**. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2010. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/folderTextoDiscussao/arquivos-pdf/Texto-39_30-03-11.pdf>. Acesso em: 15 abr. 2011.

CASILLO, A. Model specification for the stimation of the optimal *hedge* ratio with stock index futures: an application to the italian derivatives market. In: CONFERENCE ON DERIVATIVES AND FINANCIAL STABILITY, 1., 2004, Rome. **Anais**… Rome, 2004.

ENDER, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. Hoboken: J. Wiley, 2004. 460 p. (Wiley Series in Probability and Statistics).

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Oxford, v. 55, n. 2, p. 251-276, Mar. 1987.

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

HERBST, A. F.; KARE, D. D.; MARSHALL, J. F. A time varying convergence adjusted, minimum risk futures *hedge* ratio. **Advances in Futures and Options Research**, v. 6, p. 137-155, 1993.

IBGE. **Produção agrícola municipal**. Disponível em: < http://www.sidra.ibge.gov.br/bda>. Acesso em: 18 maio 2011.

KUMAR, B.; SINGH, P.; PANDEY, A. **Hedging effectiveness of constant and time varying *hedge* ratio in Indian stock and commodity futures markets**. Ahmedabad: Indian Institute Management, 2008. (Working Paper).

LIEN, D. Cointegration and the optimal *hedge* ratio: the general case. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, Champaign, v. 44, n. 5, p. 654–658, 2004.

LIEN, D. The effect of the cointegration relationship on futures hedging: a note. **Journal of Futures Markets**, Hoboken, v. 16, n. 7, p. 773–780, 1996.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Generalized Optimal *Hedge* Ratio Estimation. **American Journal Agricultural Economics**, Oxford, v. 71, n. 4, p. 858–868, 1989.

MYERS, R. J.; THOMPSON, S. R. Optimal *Hedge* Ratio Estimation. In: CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, 1., 1987. Chicago. **Proceedings of the NCR-134**…. Chicago, Apr. 1987.

OLIVEIRA NETO, O. J.; FIGUEIREDO, R. S.; MAIA, L. C. C.; REZENDE, S. O. Comparação empírica da razão e efetividade de *hedge* pelos modelos de myers & thompson, auto-regressivo vetorial bivariado e vetorial de correção de erro. **INGEPRO**: Inovação, Gestão e Produção, [S.l.], v. 2, n. 6, p. 1-13, ago. 2010.

SANTOS, V. F.; PEREIRA, M. W. G.; VIEIRA, W. C. Transmissão de preços do milho entre os mercados externos e internos. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina. **Anais**... Brasília: Sober, 2007. 1 CD-ROM.