

RISCO NA VARIAÇÃO DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA OS MERCADOS DE SOJA, MILHO E BOI GORDO EM RIO VERDE, GOIÁS

Risk in variation of agricultural prices: empirical evidences for the soy, corn and fat boe markets in Rio Verde, Goiás

Millades Carvalho Castro

Economista. Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás (UFG). millades@gmail.com

Waldemiro Alcântara da Silva Neto

Economista. Doutor em Economia Aplicada (USP). netoalcan@gmail.com

Resumo: O objetivo deste artigo foi investigar se as volatilidades nos preços dos produtos de destaque do agronegócio goiano: boi gordo, soja e milho, oferecem informações valiosas para a tomada de decisão dos produtores quanto à sua produção. A região de estudo foi o município de Rio Verde - GO, grande *trader* na produção e comercialização desses produtos. Para tanto, utilizou-se de dados semanais de preços de milho, soja e boi no mercado físico entre 2004 e 2014. A metodologia usada foi a usual de análise de séries temporais e cálculo do *Value at Risk (VaR)*. O exame das séries apontou a presença de variância condicional, sendo então aplicados os modelos para soja IGARCH (2,1) e para milho e boi o EGARCH (1,1). Posteriormente, utilizou-se da razão entre VaR e a receita de cada produto. Os resultados apontaram que, em média, a razão foi maior para a série bovina. Portanto, a volatilidade compromete a receita dos produtores bovinos mais do que os agricultores de milho e soja no município de Rio Verde.

Palavras-chave: Volatilidade; Retorno; Modelos GARCH.

Abstract: This article analyzes the volatilities in the prices of the prominent products of the agribusiness of state of Goiás: cattle, soybean and corn, offering valuable information for the producers' decision on their production. The region of study was the Rio Verde, state of Goiás, the major trader in the production and marketing of these products. For that, weekly prices of cattle, soybean and corn in the physical market between 2004 and 2014 were used. The methodology used was the usual time-series analysis and Value at Risk (VaR) calculation. The analysis of the series showed the presence of conditional variance, and the models for soybean IGARCH (2.1) and corn and cattle EGARCH (1,1) were applied. Subsequently, the ratio between VaR and the income of each product was used. The results indicated that, on average, the ratio was higher for the bovine series. Therefore, volatility impairs the income of cattle producers more than corn and soy farmers of Rio Verde.

Keywords: Volatility; Return; GARCH Models.

1 INTRODUÇÃO

O desempenho da agropecuária goiana ao longo dos anos foi impactado pelo processo de modernização no campo, o que transformou o uso das terras (SANTOS; MIZIARA, 2008). Tanto a agricultura como a pecuária ocuparam áreas propícias ao cultivo e à criação, visando atender aos interesses do mercado consumidor interno e externo.

A volatilidade nos preços das *commodities*¹ e o retorno financeiro das atividades agropecuárias afetam a escolha do produtor. De acordo com a teoria microeconômica, os agentes escolhem de forma racional aumentar a produção quando há elevação no preço do produto (PINDYCK; RUBINFELD, 2010).

Assim, dada as limitações espaciais, o crescimento no preço de uma cultura pode causar alteração na área plantada de outra concorrente e até mesmo impactar no preço. Assim a influência dos preços compõe um fator-chave na tomada de decisão de qual cultura produzir. Portanto, as oscilações na renda dos produtores na ótica do risco e retorno, em decorrência da volatilidade nos preços agropecuários, constituem motivação para pesquisa do tema.

Goiás possui uma forte dependência econômica do agronegócio, especialmente, as regiões sul e norte do estado que são caracterizadas pela forte produção agropecuária. Um dos principais produtores de grãos no estado, o município de Rio Verde ocupou em 2014 a segunda posição estadual na produção de soja e milho (IBGE, 2015a). O município também é referência na pecuária estadual, com o sétimo maior rebanho bovino em 2014.

Diante disso, este estudo tem o objetivo de analisar os riscos das variações de preços de produtos agropecuários (soja, milho e boi gordo) no município de Rio Verde, no período de 10 anos: 2004 a 2014.

Até o momento, não foram encontrados trabalhos que calculassem o potencial de perdas dos produtos da agropecuária goiana com a aplicação do *Value at Risk*, técnica amplamente difundida nos mercados financeiros. Sendo assim, a pesquisa torna-se relevante por trazer essa abordagem ao mercado agropecuário, em uma região particular,

1 Conceitualmente as commodities são produtos intensivos em recursos naturais, padronizados e negociados em bolsas de mercadorias, sendo seu preço determinado pela oferta e procura internacional.

Rio Verde, que é destaque no agronegócio estadual.

Especificamente, pretende-se: i) propor um modelo que possa ser utilizado para mensurar o valor em risco (VaR) das culturas de soja e milho e da criação de bovinos; ii) calcular para cada série o valor em risco semanal em todo o período de análise; e iii) comparar a relação de risco com a receita de cada um dos produtos, no intuito de identificar se é o produtor agrícola ou o pecuarista que está mais exposto as variações de preço na região de Rio Verde-GO.

Para alcançar os objetivos propostos, quatro etapas serão desenvolvidas: a) Identificar a presença de heterocedasticidade condicional na série estudada; b) Definir a modelagem adequada para a variância condicional; c) Quantificar a perda máxima das culturas de milho/soja e da criação de bovinos; e d) Comparar estatisticamente qual das três séries possuem a maior razão (potencial de perdas/receita).

Além desta introdução, o artigo apresenta mais cinco seções. Na segunda seção, é apresentado um breve panorama do mercado de milho, soja e boi no estado de Goiás. Na terceira seção, são discutidas as fundamentações teóricas e os estudos sobre risco e retorno, volatilidade e gestão de riscos. Na quarta seção, a metodologia; na quinta seção, são analisados os resultados e, por fim, na sexta seção, é feita a conclusão.

2 AGROPECUÁRIA GOIANA

2.1 Criação de bovinos

A inserção cada vez maior da carne bovina de Goiás nos mercados internacionais trouxe um estímulo para a competitividade e o fortalecimento da produção na região. Como exemplo, os incrementos no número de frigoríficos e confinamentos que se instalaram visando à transformação e comercialização do efetivo bovino de Goiás.

De acordo com a pesquisa da Produção Pecuária Municipal (PPM) do ano de 2014, Goiás deteve a terceira colocação no rebanho bovino nacional, posição que ocupa desde 2011. Assim, o estado no referido ano alcançou o montante de 21,5 milhões de cabeças bovinas, ou seja, 10,1% do rebanho nacional (IBGE, 2015b). Os principais municípios

criadores de boi são: Nova Crixás, São Miguel do Araguaia, Caiapônia, Jussara e Rio Verde.

Existem em Goiás dez plantas frigoríficas com o sistema de inspeção federal (SIF) e habilitados a exportar, sendo localizados nos seguintes municípios: Anápolis, Goianésia, Goiânia, Goianira, Goiás, Mineiros, Mozarlândia, Palmeiras de Goiás, Pirenópolis e Rio Verde (ABIEC, 2015). Na pauta de exportação goiana, a carne bovina foi destaque no ano de 2014, com o montante de US\$ 1,02 bilhões, o que representou 14,7% do total das exportações (IMB, 2015).

No tocante aos determinantes do preço do boi gordo, dois períodos condicionam a formação do preço. Um deles é decorrente de alterações climáticas e mudança de pastagens, como o período de “águas” e da “seca”, denominados: safra e entressafra (NEVES; COUTO, 1999). Outro determinante está relacionado com as expectativas dos produtores e dos demais agentes envolvidos na produção, sendo assim, uma sinalização de queda no preço do boi, condiciona os produtores a abater de imediato seu rebanho para compensar custos de produção (NEVES; COUTO, 1999).

Além dos fatores citados, o sistema de produção do gado de corte no Brasil é segmentado em cria, recria e engorda. O produtor brasileiro em geral não detém os três segmentos, dessa forma, ocorre a especialização do processo produtivo em apenas um desses segmentos (OLIVEIRA, 1991). Portanto, a atividade pecuária vê o risco associado ao preço aumentando na medida em que o agente não realiza a produção conjunta. Um exemplo dessa separação regional da produção ocorre na microrregião de São Miguel do Araguaia, em que o município de Crixás se dedica à produção de bezerras, em Nova Crixás realiza-se o processo de engorda e o abate ocorre em Mozarlândia (CALAÇA; DIAS, 2010).

2.2 Cultura da soja

As pesquisas em tecnologia e inovação no campo propiciaram uma maior produção com crescimento proporcionalmente menor na área plantada, ou seja, ganho representativo de rendimento na produção. Conforme a última pesquisa de Produção Agrícola Municipal (PAM), ano de 2014, Goiás é o quarto maior estado produtor de soja do País. Com relação ao valor da produção agrícola, a soja participava com 46,8% do total das

culturas do estado (IBGE, 2015a). A quantidade de soja produzida no ano de 2014 foi de 8,9 milhões de toneladas, esse volume representou 10,3% da produção nacional e 21,2% da produção da região Centro-Oeste.

Entre os municípios produtores de soja em Goiás, os que tiveram maior volume produzido em 2014 foram: Jataí, Rio Verde e Cristalina, os três municípios responderam por 24,3% da produção estadual (IBGE, 2015a).

No que diz respeito ao comércio exterior, as exportações do complexo soja lideraram a pauta de exportação de Goiás, com US\$ 2,3 bilhões no ano de 2014, participação de 33,3% do total exportado (AGROSTAT, 2015).

Na formação dos preços da soja no mercado interno, há forte influência do preço da *commodity* no mercado internacional, em especial das negociações ocorridas na Bolsa de Chicago. Outra variável que também interfere no preço da soja é a taxa de câmbio, mudança na cotação da moeda estrangeira aquece ou diminui a demanda pelo produto para exportação.

2.3 Cultura do milho

No estado de Goiás, a comercialização do milho atende principalmente o parque das indústrias processadoras do grão. O avanço na produção de milho no estado pode ser notado pela sua posição em relação às demais unidades da federação. No ano de 2002, Goiás ocupava a quinta colocação, ao passo que em 2014 foi o terceiro maior estado produtor de milho do país. A produção de milho no ano de 2014 foi de 9,1 milhões de toneladas, ou seja, 11,3% do total produzido no país (IBGE, 2015a).

De acordo com a PAM referente ao ano de 2014, os principais municípios produtores de milho foram: Jataí, Rio Verde e Cristalina. Rio Verde teve destaque nacional, ao figurar como o terceiro município do país em produção de milho, atrás apenas de Sorriso (MT) e Jataí (GO).

Embora, parte da produção de milho e derivados seja destinada à exportação, o produto não está na liderança da pauta comercial goiana, com 8,2% do total exportado no ano de 2014 (IMB, 2015). Conforme Caldarelli (2010) o milho ainda não tem uma integração forte com o mercado externo,

apesar de continuamente avançar no processo de comercialização.

A definição de preço do milho no mercado interno está mais relacionada com o equilíbrio entre oferta e demanda, sendo que, uma redução na oferta do produto decorrente de pragas ou fatores climáticos tende a elevar o preço do produto. Por outro lado, o preço também é afetado pelo ganho de produtividade (SPOLADOR; FREITAS, 2007).

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

3.1 Risco e retorno

Na agropecuária, conforme Kohls e Downey (1972), são dois os riscos do produtor: inerentes à produção e de mercado. No primeiro, fatores climáticos, pragas na lavoura e outras doenças podem trazer vulnerabilidade para a atividade, já o segundo, relaciona-se ao preço pago pelo produto, sujeito a variações decorrentes de alterações nas preferências, preço de bens substitutos, interesses dos agentes envolvidos na comercialização.

Para Silva Neto (1999) os quatro grandes riscos financeiros são: mercado, crédito, operacional e legal. O risco de mercado é decorrente das oscilações nos preços dos ativos e nas condições impostas pelo mercado. O risco de crédito ocorre quando um dos contratantes não consegue cumprir com suas obrigações e há perdas por parte de quem deve receber.

O risco operacional ocorre quando as perdas são devidas aos erros humanos ou falhas de sistemas. O risco legal relaciona-se com a possibilidade de uma das partes ou um contrato não ser amparado legalmente, devido à documentação insuficiente ou outro tipo de ilegalidade.

No tocante aos riscos, a observação e o controle deles são essenciais para minimização de perdas e ajuda na tomada de decisão, o risco é:

(...) quando a incerteza pode ser quantificada por meio de uma distribuição de probabilidades dos diversos resultados previstos, diz-se que a decisão de investimento está sendo avaliada sob uma situação de risco. Desta maneira, o risco pode ser entendido pela capacidade de se mensurar o estado de incerteza de uma decisão mediante o conhecimento das probabilidades associadas à ocorrência de determinados resultados (ASSAF NETO, 2009, p. 218).

Assim, diferentemente da incerteza, o risco é passível de dimensionamento, ao passo que a incerteza abrange uma amplitude de fatores que fogem da percepção dos agentes. Conforme Bessis (1998) existem três formas de avaliar os riscos sobre as variáveis: sensibilidade, volatilidade e medidas de risco de perda. A sensibilidade explora a influência de determinados parâmetros sobre a variável de interesse. No caso da volatilidade, representa a dispersão em relação à média. A medida de risco de perda implica em considerar apenas os desvios que são caracterizados como perdas, ou seja, mudanças que reduzem os preços consiste em uma perda a ser computada, no entanto, se houver aumento de preços, essa variação não é relevante para esse tipo de análise de risco.

Aqui, o escopo do trabalho foi o de priorizar a análise de volatilidade como indicativo de risco, citado nesse capítulo tanto no contexto agropecuário como no financeiro por Kohls e Downey (1972) e Silva Neto (1999), respectivamente.

3.2 Volatilidade de preços agropecuários

Os preços dos produtos da agropecuária estão sempre sujeitos a alterações de preços. De acordo com Marques, Mello e Martines Filho (2006), a formação dos preços agropecuários é decorrente de diversos aspectos, tais como: produtos de forma padronizada e negociada no mercado internacional como *commodities*; sazonalidade na produção; condições climáticas e de solos; produtores sujeitos a poucos compradores e fornecedores de insumos, sendo reféns das forças de mercado.

No caso da sazonalidade, a produção e os preços têm comportamentos contrários, ou seja, no período de entressafra, menor produção, os preços costumam subir. De forma análoga, na safra, com oferta maior, os preços são pressionados para baixo. Essas alterações, segundo Sorensen (2002), caracterizam padrões cíclicos agrícolas.

O fator que provoca maior vulnerabilidade nos preços agropecuários são as condições naturais. O setor é o mais dependente da regulação climática e em situações de eventos extremos, chuvas fortes ou secas prolongadas, as condições de produção são afetadas. Para Barros (2007) os fatores que influenciam as variações de preços agrícolas ocorrem nos níveis dos produtores, intermediários e consumidores. As modificações nos preços decorrem de mudanças tecnológicas, nos transportes,

processamento e armazenamento e também das variações na renda e do preço de outros bens.

A análise da volatilidade de preços agropecuários no Brasil foi estudada por Campos (2007). O autor avaliou a volatilidade das séries de retorno mensal de soja, café, milho e boi gordo. Ao utilizar os modelos de heterocedasticidade condicional (ARCH e GARCH), concluiu-se que os choques na volatilidade propagavam por muito tempo, sendo que a série de boi gordo teve o maior coeficiente, apontando a rentabilidade/instabilidade dessa atividade.

3.3 Perdas potenciais e gestão de riscos

O *Value at risk* (VaR) é uma ferramenta de auxílio na tomada de decisão, sendo bastante estudada na literatura financeira. Devido à sua fácil interpretação, o VaR foi amplamente utilizado para medir riscos em carteiras de investimentos a partir da década de 1980 (LINSMEIER; PERSON, 1996).

No acordo de capital da Basileia em 1988, relacionado à supervisão bancária, o VaR teve papel de destaque, dado que o aspecto central da discussão foi o risco de crédito. Assim, conforme o acordo de Basileia, o VaR associado ao risco de mercado das instituições financeiras ficou definido para um nível mínimo de confiança (JACKSON; MAUDE; PERRAUDIN, 1996).

Em 1994, a JP Morgan revelou o programa de medição de riscos, RiskMetrics™, o qual inseriu o VaR como medida de avaliação de risco e disseminou a técnica (MORGAN BANK, 1996).

No Brasil, assim como na literatura internacional diversas áreas do conhecimento aplicaram o *Value at Risk*. No tocante ao contexto agropecuário, Pereira et al. (2010) identificaram a presença de volatilidade com comportamento condicional para séries de preços do café, boi gordo e soja.

Com a aplicação do *Value at Risk* percebeu-se que as perdas potenciais dos produtores de café superam a dos demais produtos. Por fim, os autores sugerem que seja investigado os preços das *commodities* em âmbito regional, no intuito de permitir uma compreensão mais precisa e específica da área de estudo.

Souza et al. (2012) utilizaram o VaR para avaliar o grau de risco dos preços das *commodities* agropecuárias do Brasil. A pesquisa valeu-se da

comparação da volatilidade e do valor esperado da variação anual de preços agropecuários brasileiros e dos Estados Unidos. Assim, os autores notaram maior grau de volatilidade nos produtos dos Estados Unidos, o que justifica a incorporação de mecanismos de proteção nesse mercado. Ademais, a volatilidade presente nos dois mercados está em linha com o comportamento mundial dos preços das *commodities*.

Ricardo e Wander (2013) analisaram a rentabilidade e o risco de culturas anuais em Rio Verde. O trabalho foi voltado para o uso de metodologias de levantamento de custos para o rural e da utilização de teoria de portfólio. Os autores valeram-se de informação e transformações de variáveis para gerar os seguintes indicadores econômicos: renda bruta expressa em reais por hectare (há); custo operacional total expresso em reais por ha; e resíduo econômico, diferença entre a renda bruta e o custo operacional total, expresso em reais por hectare (R\$/ha). O uso da correlação estatística foi utilizado para verificar a minimização de risco em função de combinação de culturas e rotação de culturas. Dentre os resultados encontrados, todas as culturas apresentaram resíduo econômico médio positivo, sinalizando que todas as culturas foram viáveis, sendo o feijão a mais rentável, seguido pelo milho e soja. Por fim, verificou-se correlação negativa entre as culturas de arroz e feijão e feijão e soja, ou seja, a combinação do cultivo dessas culturas possibilita a redução dos riscos durante a safra.

Embora na literatura nacional haja estudos que abarquem a volatilidade dos preços agropecuários e o *Value at Risk* como critério para estimativa de risco, não há estudos com aplicação do VaR para a mensuração de risco e retorno dos produtos da agropecuária goiana. Além do mais, os trabalhos tendo como referência o município de Rio Verde, atentam especificamente aos custos de produção, não abordando os aspectos relacionados às volatilidades e o comportamento histórico dos preços, sendo esse um fator-chave tanto para a rentabilidade como para os riscos da produção.

4 METODOLOGIA

4.1 Fonte de dados

Os dados utilizados são as séries de preços de milho, soja e do boi gordo. Para o milho e soja,

os valores são para sacas de 60 quilos, padrão exportação, sem ICMS, para negócios a pronta entrega. No caso do preço do boi, a unidade utilizada foi R\$/arroba. Tais informações foram fornecidas pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - Cepea/Esalq. As três séries foram selecionadas para o período de 2004 a 2014, com frequência semanal. Os valores são de negociações realizadas no mercado físico em Rio Verde, município do estado de Goiás.

No procedimento de seleção da série, optou-se por utilizar a cotação de todas as quintas-feiras, sendo que em feriados utilizou-se a informação do dia anterior, para não comprometer a sequência da série. Assim, a série semanal resultou em 573 observações. No tratamento das séries de dados, a escolha pelos retornos das séries pretende eliminar a problemática com relação à unidade de escala de cada variável, os retornos (r_t) foram modelados como sendo:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

Portanto, as três séries de preços foram transformadas em séries de retorno, conforme indicado na equação (1). Assim, a nomenclatura após a modificação está representada na Tabela 1.

Tabela 1 – Nomenclatura das variáveis

Preço	Retorno
Soja	DLSOJA
Milho	DLMILHO
Boi	DLBOI

Fonte: Elaborada pelos autores.

4.2 Estacionariedade

Em uma série estacionária, a média, a variância e a covariância (entre valores defasados) não mudam com o tempo. Quando uma série é estacionária diz-se que a mesma não apresenta raiz unitária, no caso contrário é detectada a presença de raiz unitária. Alguns testes permitem identificar a presença de raiz unitária e o teste mais usual é o *Dickey-Fuller* Aumentado (Teste ADF). A identificação de raiz unitária pode ser realizada no teste ADF, sendo a hipótese nula a presença de raiz unitária. Ainda, para os testes de raiz unitária, Pindyck e Rubinfeld (2004) argumentam que um procedimento para corrigir as séries não estacio-

nárias consiste em diferenciar a série mais de uma vez, tornando-a estacionária.

4.3 Volatilidade condicional

4.3.1 ARCH

Nas situações em que a variância não é constante, tem-se um modelo chamado de heterocedástico. Em que é difícil fazer interpretação e previsão, dada a inconstância da variância ao longo do tempo. No entanto, existem meios capazes de modelar a volatilidade variando no tempo, dentre eles, a heterocedasticidade condicional tem como fundamento o fato do retorno não ser correlacionado serialmente.

No entanto, a variância condicional depende dos retornos passados por uma função quadrática. No modelo ARCH as variâncias condicionais e incondicionais são distintas, sendo que a última depende dos parâmetros e dos valores passados.

4.3.2 GARCH

O modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizado (GARCH) proposto por Bollerslev (1986), representou um avanço em relação ao modelo ARCH. Pois, o diferencial desse modelo deve-se ao fato da variância condicional do erro no período t não depender apenas do termo de erro quadrático no período anterior, mas também da variância condicional do período anterior.

Existem ainda, outras variantes do modelo GARCH, tal como os modelos TGARCH, EGARCH e IGARCH. O modelo de heterocedasticidade condicional autorregressivo generalizado com limiar (*threshold*) - TGARCH de Zakoian (1994) é definido como:

$$\sigma_t^2 = \mu + \Phi_t \sigma_{t-1}^2 + \theta_t n_{t-1}^2 + \gamma d_{t-1} n_{t-1}^2 \quad (2)$$

Em que, a variável *dummy* terá o valor $d_{t-1} = 1$, se $n_{t-1}^2 < 0$, e $d_{t-1} = 0$ caso contrário. Isso significa que quando $\gamma = 0$, não há assimetria. Conforme Bueno (2008), choques nos retornos de ações são assimétricos, pois os choques negativos são seguidos por maiores aumentos de volatilidade em relação aos choques positivos. Portanto, a assimetria indica que quando os choques são negativos, a intensidade da volatilidade será maior.

No modelo EGARCH de Nelson (1991), que corresponde a uma especificação exponencial do GARCH, os choques têm efeito exponencial e não quadrático. Além disso, o modelo possui a vantagem de que alguns coeficientes podem ser negativos, dado que a função exponencial impede que a variância seja negativa.

Para os casos em que $\theta_t + \Phi_t > 1$, existe persistência a choques na volatilidade, tal situação também é conhecida pela existência de raiz unitária. Assim, a melhor representação consiste no modelo GARCH integrado – IGARCH.

4.4 Value at Risk

No controle dos riscos de mercado, o *Value at Risk* representa o valor máximo de perda, para um determinado nível de confiança em um intervalo de tempo (JORION, 1999). A definição do *Value at Risk* nas palavras do MORGAN BANK (1996, p. 6): “*VaR answers the question: how much can I lose with x% probability over a given time horizon*”.

Dito de forma exemplificativa, considerando um ativo com VaR de um dia no valor de R\$ 4.000 para um nível de confiança de 99%, quer dizer que há 1 chance em 100 de o investidor ter perda superior a R\$ 4.000 no dia.

O cálculo do VaR na sua forma mais simples (JORION, 1999), considerando que o retorno (r) apresenta média zero e variância σ^2 :

$$r \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

$$\text{VaR} = v * Z * \sigma \quad (4)$$

Sendo que,

v - o valor de mercado do ativo;

Z - quantil de distribuição normal (distribuição t de Student);

σ - desvio padrão.

4.5 Modelo proposto

As fortes oscilações nos preços podem inviabilizar ou desestimular a produção de determinado bem. Nesse sentido, o modelo VaR tem o propósito de identificar o potencial de perdas nos preços do milho, soja e boi gordo.

O primeiro passo é testar a presença da volatilidade condicional por meio do teste formal LM.

Em caso afirmativo, será necessário identificar o modelo adequado ARCH/GARCH, para, em seguida, aplicar a metodologia do *Value at Risk*.

A escolha do modelo com melhor ajuste de controle e previsão configura um processo iterativo que atenda aos seguintes critérios:

- Significância dos coeficientes;
- Valores mínimos dos critérios Schwarz e Akaike;
- Maximização da função de verossimilhança.

Com a inserção do VaR, conforme equação (4), para o preço dos produtos agropecuários com valor de M e intervalo de confiança de 95% (distribuição normal, $Z = 1,65$), teria a seguinte estrutura:

$$\text{VaR} = M * 1,65 * \sigma \quad (5)$$

Sendo que o σ representa o desvio padrão condicional. Portanto, haveria a probabilidade de 95% de perda no mês não ser superior ao valor da equação (5).

5 RESULTADOS

A série de preços do boi gordo no município de Rio Verde para o período de 2004 a 2014 seguiram um movimento de tendência ao longo do tempo, ao passo que as demais séries tiveram um comportamento cíclico, conforme Figura 1.

No tocante às oscilações nos preços, é possível relacioná-las com o contexto econômico da época, pois observam-se dois períodos marcantes nas séries analisadas. O primeiro período ocorre entre 2007 e 2008 e o segundo em 2012. No período que vai de 2005 a 2006, houve um baixo valor na série de boi gordo. Cabe mencionar que, neste período, foram determinados embargos da carne brasileira no exterior, sobretudo pela sinalização da existência de febre aftosa no Brasil. Nesses anos, para a soja e o milho foi também um período de baixa, no entanto, influenciado pelas variações na taxa de câmbio.

De acordo com Wright (2011), os estoques dos principais grãos atingiram níveis mínimos em 2007/2008, favorecendo o aumento da volatilidade dos preços nesse período. Além do mais, após 2008, os preços sentiram o efeito da crise financeira mundial, interrompendo uma sequência de alta, que no Brasil se deu via redução de crédito, provocando crise de liquidez e afetando o setor de grãos e a pecuária.

Figura 1 – Índice de preços agropecuários (Base: 08/01/2004 = 100)



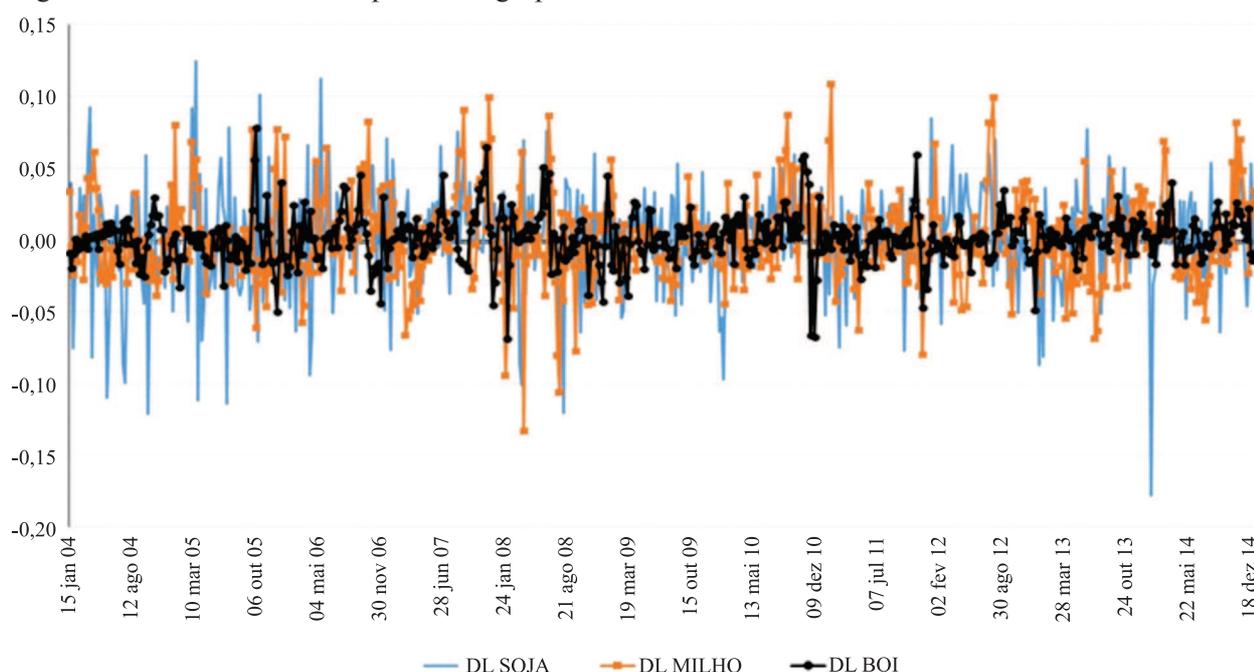
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

No ano de 2012, houve forte seca nos hemisférios Norte e Sul, o que afetou países produtores como os Estados Unidos, a Argentina e o Brasil, causando perdas consideráveis na produção e instabilidade nos preços (BLUNDEN; ARNDT, 2013).

Outro ponto de observação, principalmente após o ano de 2013, refere-se à tendência de elevação nos preços dos produtos agropecuários, relacionados às pressões de demanda por alimentos e também de matéria-prima para bioenergia. Nos retornos calcu-

lados para as séries ocorreu um processo de intensa variação em períodos próximos, o que caracteriza a presença de agrupamento de volatilidade, comportamento usual em séries financeiras e agora, também observado nas séries de preços agropecuários, sinalizando assim, a existência de efeitos ARCH (Figura 2). Também conhecido como “cluster” de volatilidade, registra em alguns momentos pequenas mudanças, e em outras situações grandes oscilações acompanhadas por altas variações.

Figura 2 – Série de retorno de produtos agropecuários



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Como parte da investigação das séries, as estatísticas descritivas usuais dos retornos são apresentadas na Tabela 2. A curtose para as séries teve valor acima de 3, nesse caso, o achatamento não corresponde ao da distribuição normal, também chamada de forma leptocúrtica. No teste Jarque-Bera há também evidências empíricas de que todas as séries não possuem distribuição normal. Em relação ao risco, a volatilidade é maior na série da soja, ou seja, o desvio padrão incondicional é de 0,035 para essa cultura. O bovino além de apresentar a média de retorno maior que as demais culturas, também possui o menor desvio padrão. Conforme apontado no estudo de Pereira et al. (2010), a série de retorno do boi também apresentou o menor desvio padrão incondicional, sobretudo por apresentar tendência de crescimento na maior parte do período temporal.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas de retornos de soja, milho e boi

Estatísticas	DL SOJA	DL MILHO	DL BOI
Média	0,0006	0,0009	0,0015
Mediana	0,0020	-0,0014	0,0015
Desvio padrão incondicional	0,0352	0,0303	0,0170
Assimetria	-0,5545	0,2697	0,1503
Curtose	5,1542	4,6329	5,9769
Teste Jarque-Bera	139,9161	70,4831	213,3627
p-valor Jarque-Bera	0,0000	0,0000	0,0000

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Na sequência dos procedimentos, ocorre a averiguação da existência de estacionariedade em cada

uma das séries de retorno. O teste ADF foi realizado no modelo geral, com constante e tendência, tendo como hipótese nula a presença de raiz unitária, com 2 lags de defasagem. Com base nos valores apresentados na Tabela 3, a hipótese nula foi rejeitada, logo, as séries são estacionárias em nível.

Tabela 3 – Teste ADF de raiz unitária das séries de retorno

Modelo*	DL SOJA	DL MILHO	DL BOI
Constante e tendência	0,000	0,000	0,000

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).
* P-valor com 5% de significância.

O teste formal de presença de heterocedasticidade condicional a ser realizado é a aplicação do teste LM de Engle (1982). A hipótese nula é não haver heterocedasticidade condicional na volatilidade das séries de retorno. Na Tabela 4 estão os resultados do teste para o modelo ajustado das três séries.

Tabela 4 – Teste ARCH-LM de Engle (1982)

DL BOI		DL MILHO		DL SOJA	
Lag	p-valor	Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,000	1	0,000	1	0,004
10	0,000	10	0,279	10	0,481
20	0,562	20	0,761	20	0,170

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

De acordo com os resultados estatísticos da Tabela 4 (p-valor), há fortes evidências de existir heterocedasticidade condicional nos modelos selecionados para boi, milho e soja. Logo, os retornos não são correlacionados serialmente, portanto, e respeitando a orientação da literatura, a modelagem será feita utilizando uma função quadrática das observações passadas.

Assim, procede-se a estimação dos modelos ARCH/GARCH para o Dlboi, Dlmilho e Dlsoja. A escolha dos modelos tem base nos critérios de significância dos coeficientes, inexistência de efeitos ARCH, menor valor dos critérios AIC e SC e máxima função de verossimilhança. Os resultados que atendem aos critérios mencionados foram o modelo EGARCH (1,1) para o boi e milho e GARCH (1,1) para a soja, vide Tabelas 5, 6 e 7.

Tabela 5 – Estimação do modelo de variância condicional - boi

	GARCH	EGARCH	TARCH
Constante	0,00004***	-1,9566***	0,00004***
Q. Res.(-1)	0,4544***		0,5719***
GARCH(-1)	0,4404***		0,4782***
d(-1)*Q. Res.(-1)			-0,2954***
$\frac{ Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,6011***	
$\frac{Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,1343***	
Ln(GARCH(-1))		0,8223***	
Qualidade do ajuste			
Indicadores	Ln(L)	SBC	AIC
GARCH	1595,28	-5,5224	-5,5604
EGARCH	1597,95#	-5,5317#	-5,5697#
TARCH	1595,28	-5,5224	-5,5604

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).
 ***1% de significância
 **5% de significância
 *10% de significância

Tabela 6 – Estimação do modelo de variância condicional - milho

	GARCH	EGARCH	TARCH
Constante	0,0003***	3,7086***	0,0004***
Q. Res.(-1)	0,3543***		0,4560***
GARCH(-1)	0,2526***		0,2459**
d(-1)*Q. Res.(-1)			-0,2707***
$\frac{ Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,5381***	
$\frac{Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,1235**	
Ln(GARCH(-1))		0,5362***	

	GARCH	EGARCH	TARCH
Qualidade do ajuste			
Indicadores	Ln(L)	SBC	AIC
GARCH	1218,52	-4,2161	-4,2465
EGARCH	1223,40#	-4,2221#	-4,2601#
TARCH	1221,16	-4,2143	-4,2523

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).
 ***1% de significância
 **5% de significância
 *10% de significância

Tabela 7 – Estimação do modelo de variância condicional - soja

	GARCH	EGARCH	TARCH
Constante	-0,00004	-5,1901***	0,0007***
Q. Res.(-1)	-0,0078**		0,1458**
GARCH(-1)	1,0118***		0,2445
d(-1)*Q. Res.(-1)			-0,0142
$\frac{ Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		0,2468***	
$\frac{Q. Res.(1) / \sqrt{GARCH(-1)}}{ }$		-0,0114	
Ln(GARCH(-1))		0,2541	
Qualidade do ajuste			
Indicadores	Ln(L)	SBC	AIC
GARCH	1118,42#	-3,8661#	-3,8965#
EGARCH	1108,61	-3,8207	-3,8587
TARCH	1110,99	-3,8290	-3,8670

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).
 ***1% de significância
 **5% de significância
 *10% de significância

Embora na estimação da variância condicional da soja, o melhor modelo tenha sido o GARCH por apresentar maior valor para Ln(L) e menor valor de SBC e AIC, o somatório dos coeficientes do GARCH(-1) e Q. Resid.(-1) foi superior a 1. Nessa condição, a variância condicional dos resíduos tem raiz unitária e a variância permanecerá elevada (CUDDINGTON; LIANG, 1999).

A série de retorno da soja foi estimada por um modelo Generalizado de Variância Condicional Autotregressiva Integrado (IGARCH). Neste modelo, o somatório dos coeficientes citados não supera 1, respeitando a restrição de estacionariedade, assim o modelo adequado para soja foi IGARCH (2,1) (Tabela 8).

Por fim, aplica-se novamente o teste de presença de heterocedasticidade condicional, teste LM, sendo que pelos resultados do p-valor não é possível rejeitar a ausência de heterocedasticidade condicional (Tabela 9).

Tabela 8 – Modelo IGARCH de variância condicional - soja

IGARCH		
Constante	0,0008	
Q. Res.(-1)	0,1157**	
Q. Res.(-2)	-0,1080**	
GARCH(-1)	0,9922*	
Qualidade do ajuste		
Ln(L)	SBC	AIC
1109,86	-3,8473	-3,8701

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

***1% de significância

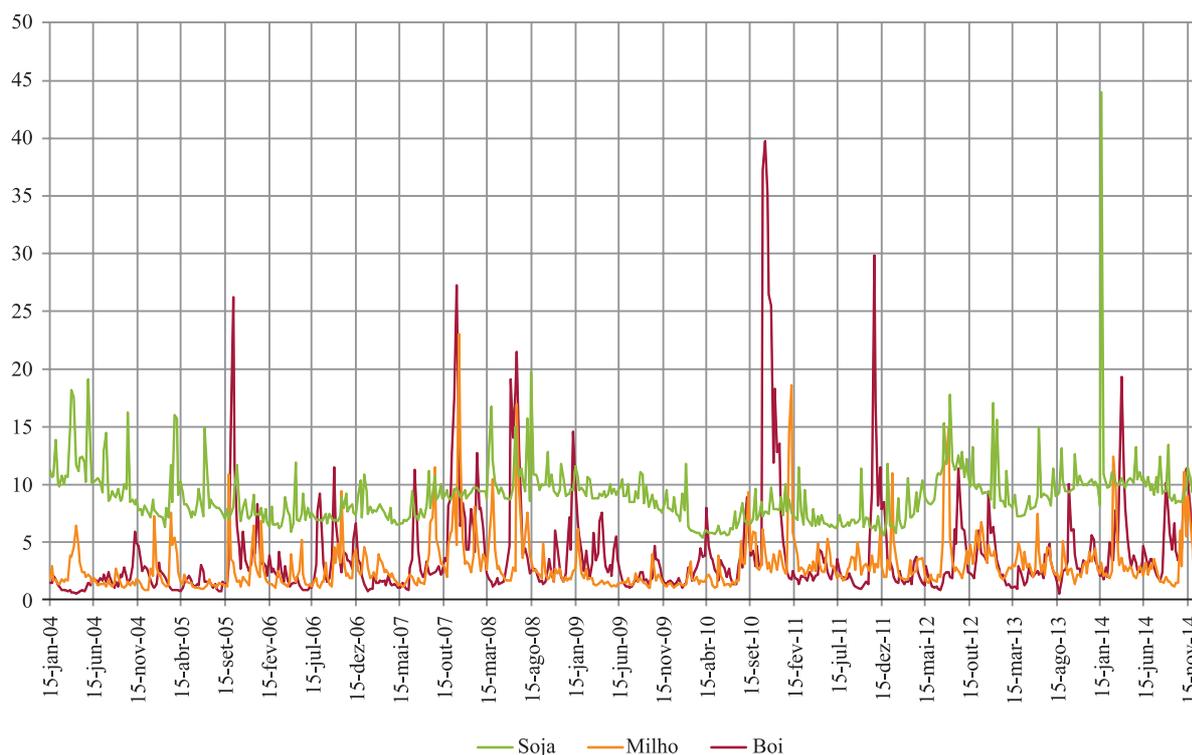
**5% de significância

*10% de significância

Tabela 9 – Teste de heterocedasticidade para as séries de retorno

EGARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		IGARCH(2,1)	
Dlboi		Dlmilho		Dlsoja	
Lag	p-valor	Lag	p-valor	Lag	p-valor
1	0,732	1	0,999	1	0,710

Figura 3 – VaR de soja, milho e boi



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

No tocante ao *Value at Risk*, não é sensato fazer comparação do VaR entre as séries, em virtude da desproporção entre os preços e os volumes negociados.

Portanto, para que fosse possível a comparação entre os mercados, utilizou-se da razão entre VaR e a receita de cada produto, conforme pro-

EGARCH(1,1)		EGARCH(1,1)		IGARCH(2,1)	
Dlboi		Dlmilho		Dlsoja	
10	0,974	10	0,198	10	0,612
20	0,420	20	0,788	20	0,412

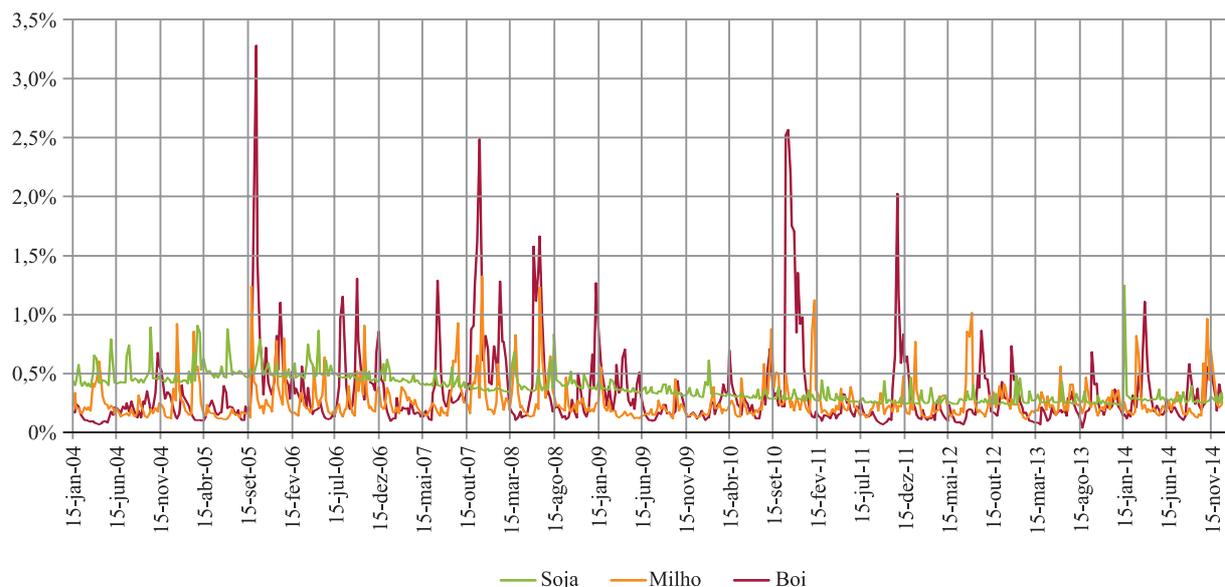
Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Logo, os modelos estão ajustados nas condições de ausências de heterocedasticidade condicional nos resíduos do retorno, procede-se então, o cálculo do VaR para as três séries.

A estimação do risco semanal leva em consideração o nível de significância de 5%, o preço vigente de cada produto na respectiva semana de análise e a série de variância condicional dos modelos ajustados EGARCH e IGARCH. No período de 2004 a 2014, a variância condicional da soja foi superior às demais culturas, conforme Figura 3.

posto por Pereira et al. (2010). Para gerar a variável de receita, multiplicou-se cada preço de soja e milho por 60, correspondente ao peso de cada saca em quilos. O equivalente na arroba do boi é de aproximadamente 15 kg, assim a multiplicação da série de boi foi por 15, para transformação da variável de receita (Figura 4).

Figura 4 – Razão VaR / Receita



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos dados do Cepea (2015).

Nos resultados apresentados, observou-se que o grupo representado pela série do boi na relação preço/produção obteve em média a maior variabilidade, quando comparado com as culturas da soja e milho. No confronto entre soja e milho, não é possível afirmar qual das culturas teve a razão VaR/receita maior.

Mesmo que a série da soja tenha apresentado maior volatilidade no período de análise, seja no aspecto condicional ou incondicional, na razão entre o VaR e a receita, o boi foi o produto que sobressaiu em comparação aos demais. Pela razão VaR/receita constata-se que a volatilidade compromete a receita dos produtores bovinos mais do que os agricultores de milho e soja.

Campos (2007) no estudo que aplica os modelos de heterocedasticidade condicional para séries de produtos agropecuários, ressalta que a série de boi gordo é marcada por acentuadas flutuações nos preços, dessa forma, os choques na volatilidade irão persistir por um longo período. Marion (2001) discute a necessidade de o produtor conhecer o custo real de cada cabeça de boi, de cada lote ou do rebanho, para apurar a rentabilidade após a venda e também determinar o ponto ótimo de venda, não incorrer em perdas, ao manter o gado quando os custos passam a ser maiores que o ganho de peso.

A cadeia produtiva da carne bovina é um dos setores com maiores dificuldades em organizar-se, em virtude do baixo grau de coordenação e grande diversidade estrutural. A característica estrutural predominante dessa cadeia é de baixa flexibilidade

a mudanças, operando no mercado tradicional com baixas margens (RABOBANK, 1998).

Especificamente para Rio Verde, região objeto do estudo, tem ocorrido um processo de intensificação de plantio de soja e milho, em parte, estimulado pelo comprometimento da receita devido às volatilidades nos preços da arroba do boi.

6 CONCLUSÃO

A aplicação do *Value at Risk* proposto, exigiu a construção de uma modelagem adequada para cada uma das séries temporais, conforme a identificação de volatilidade condicional. Dessa forma, representa um avanço, ao utilizar a metodologia fora do contexto das finanças e entrar no âmbito da agropecuária de Goiás, algo inédito na literatura.

Portanto, o artigo contribui para o entendimento da volatilidade de preços dos principais produtos da agropecuária goiana no município de Rio Verde, importante produtor estadual e nacional. No entanto, para uma análise coerente com os mercados agropecuários, avançou-se na relação entre preços e volumes negociados, com a introdução da razão entre o valor em risco e a receita.

Ao longo do período analisado, a cultura da soja apresentou a maior volatilidade, mas os resultados da relação VaR e receita foram em média superiores para a série do boi na comparação com as demais. De tal forma que a receita dos produtores bovinos em Rio Verde é sensível às volatilidades

de preços. Por outro lado, os resultados não foram satisfatórios para determinar se a série de soja é superior ao milho na razão VaR e receita. Nesse sentido, é importante que outros trabalhos sejam feitos para se identificar a escolha do produtor entre milho e soja.

Conclui-se que, embora a volatilidade esteja presente em todas as séries, sua intensidade é fator-chave na decisão do que produzir, pois sinaliza os riscos de preços para cada mercado.

Algumas limitações não permitiram uma observação mais abrangente do dinamismo espacial da produção agropecuária em Goiás, pois não se tem conhecimento de informações de preço da terra por região/município goiano, variável que poderia auxiliar no entendimento da migração de culturas entre regiões. Nota-se também, escassez de dados de preços de produtos agropecuários no nível municipal, o que impede comparações de diferentes localidades.

Assim sendo, a partir deste estudo, percebe-se a necessidade de aprofundamento no tema, sendo destacados alguns pontos para possíveis investigações futuras, tais como: a persistência dos choques de cada produto; dimensionar o prêmio de risco e a preferência do produtor de cada atividade e se houve deslocamento de produção para municípios vizinhos.

Por fim, a exposição dos produtos agrícolas e as condições de mercado fazem parte do processo de integração econômica cada vez mais acentuada. Logo, a volatilidade em outros setores da economia pode impactar toda a cadeia produtiva do agronegócio, sendo importante estudar esse fenômeno.

REFERÊNCIAS

ABIEC – ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES. **Mapa das plantas frigoríficas**. Disponível em: <<http://www.abiec.com.br/>>. Acesso em: 23 mar. 2015.

AGROSTAT. Sistema de estatísticas de comércio exterior do agronegócio brasileiro. Disponível em: <http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html>. Acesso em: 29 mar. 2015.

ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 9.ed. São Paulo: Atlas, 2009.

BARROS, G. S. de C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba, SP Cepea/Esalq-USP, 2007.

BESSIS, J. **Risk management in banking**. New York: John Wiley & Sons, 1998.

BLUNDEN, J.; ARNDT, D. S. State of the climate in 2012. **American Meteorological Society**, v. 94, n. 8, 2013.

BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, v. 31, p. 307-326, 1986.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 1.ed. Chicago: Cengage Learning, 2008.

CALAÇA, M.; DIAS, W. A. A. Modernização do campo no cerrado e as transformações socioespaciais em Goiás. In: **Campo - Território, Revista de Geografia Agrária**, v. 5, p. 312-332, 2010.

CALDARELLI, C. E. **Fatores de influência no preço do milho no Brasil**. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

CAMPOS, K. C. Análise da volatilidade de preços de produtos agropecuários no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 5, n. 3, p. 303-327, 2007.

CEPEA - CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”. Universidade de São Paulo. Disponível em: <http://cepea.esalq.usp.br/>. Acesso em: 18 mar. 2015.

CUDDINGTON, J. T.; LIANG, H. **Appendices for commodity price volatility across exchange rate regimes**, Georgetown University, 1999.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2004.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. **Econometrica**, v. 50, p. 987-1007, 1982.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICAS. **Produção agrícola municipal**, 2014. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 9 out. 2015a.

_____. **Produção da pecuária municipal**, 2014. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 10 out. 2015b.

IMB – INSTITUTO MAURO BORGES DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIO-ECONÔMICO. **Produto interno bruto goiano 2013**. Disponível em: <www.imb.go.gov.br>. Acesso em: 10 jan. 2016.

_____. **Balança comercial Goiana 2013**. Disponível em: <www.imb.go.gov.br>. Acesso em: 11 abr. 2015.

JACKSON, P.; MAUDE, D.; PERRAUDIN, W. **Value at Risk techniques: an empirical study**, in risk measurement and systemic risk, proceedings of a Joint Central Bank Research Conference Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System, 295-322, 1996.

JORION, P. **Value at Risk - A nova fonte de referência para o controle do risco de mercado**. São Paulo: BM&F, 1999.

KOHL, R. L.; DOWNEY, W. D. **Marketing of agricultural products**. 4.ed. New York: Macmillan, 1972. LINSMEIER, T.J., PEARSON, N.D. **Risk measurement: an introduction to Value at Risk**, Working Paper University of Illinois at Urbana-Champaign, jul. 1996.

MARION, J. C. **Contabilidade da pecuária**. 6.ed. São Paulo, Atlas, 2001.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES FILHO, J. G. **Mercados futuros e de opções agropecuárias**. Piracicaba, SP, Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006, Série Didática nº D-129.

MORGAN BANK, J.P. Risk metrics, technical document. Fourth edition, **JP Morgan**, 1996. Disponível em: <http://www.jpmorgan.com/RiskManagement/RiskMetrics /RiskMetrics. html>. Acesso em:

NELSON, D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns. **Econometrica**, v. 59, n. 2, p. 347-370, 1991.

NEVES, M. E.; COUTO, M. T. Confinamento de bovinos de corte: condicionantes econômicos e instrumentos de apoio à tomada de decisão. In: PEIXOTO, A. M.; MOURA, J. C.; FARIA, V. P. **Bovinocultura de corte: fundamentos da exploração racional**. 3.ed. Piracicaba: Fealq, 1999.

OLIVEIRA, J. A. F. G. **Condicionantes do crescimento da pecuária bovina de corte nos anos 80**. Texto para discussão n. 221. Rio de Janeiro: Ipea, 1991.

PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J.; MENDONÇA, T. G. Volatilidade condicional dos retornos de *commodities* agropecuárias brasileiras. **Revista de Economia**, Curitiba, v. 36, p.73-94, 2010.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometria**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004.

_____. **Microeconomia**. 7.ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2010.

RABOBANK International: The world beef industry: **Market Study**. Netherlands, jan. 1998.

RICARDO, T. R.; WANDER, A. E. Rentabilidade e risco de culturas anuais em Rio Verde (GO). **Custos e @gronegocio Online**, v. 9, p.181-195, 2013.

SANTOS, F. P.; MIZIARA, F. A expansão da fronteira agrícola em Goiás: análise da influência das características “naturais” do espaço. In: IV ENCONTRO NACIONAL DA ANPPAS, 2008, Brasília, **Anais...** Brasília: ANPPAS, 2008. p. 1-12.

SILVA NETO, L. A. **Derivativos: definições, emprego e risco**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

SORENSEN, C. Modeling seasonality in agricultural commodity futures. **The Journal of Futures Markets**. v. 22, n. 5, p. 393-426, Mar. 2002.

SOUZA, W. A. R.; VIEIRA, R. P.; PEREIRA, N. D.; GUIMARAES, M. G. V.; LIMA, M. S.; MARQUES, P. V. Uso de Value at Risk (VaR) para avaliar o grau de risco dos preços das *commodities* agropecuárias do Brasil. In: CONGRESSO VIRTUAL BRASILEIRO - ADMINISTRAÇÃO, 9., 2012, São Paulo. **Anais...** São Paulo: Convibra, 2012.

SPOLADOR, H. F. S.; FREITAS, R. E. **Termos de troca para o milho na agricultura brasileira**. Textos para discussão, n. 1.279. Brasília, Ipea, 2007.

WRIGHT, B. D. The economics of grain price volatility. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 32-58, 2011.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedasticity models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, p. 931-955, 1994.