UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS – UFG
ESCOLA DE AGRONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO

RISCO NA VARIAÇÃO DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS: UM ESTUDO PARA OS MERCADOS DE SOJA, MILHO E BOI GORDO NO MUNICÍPIO DE RIO VERDE-GO, 2004 A 2014

MILLADES DE CARVALHO CASTRO

GOIÂNIA
2016

sistema de bibliotecas ufg

UFG

TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO PARA DISPONIBILIZAR AS TESES E DISSERTAÇÕES ELETRÔNICAS (TEDE) NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a Lei nº 9610/98, o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou *download*, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

1. Identificação do material bibliográfico: **[X] Dissertação** **[ ] Tese**

2. Identificação da Tese ou Dissertação

Autor (a):	Millades de Carvalho Castro				
E-mail:	millades@gmail.com				
Seu e-mail pode ser disponibilizado na página? [X]Sim [ ] Não					
Vínculo empregatício do autor	Servidor público				
Agência de fomento:	Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Goiás			Sigla:	FAPEG
País:	Brasil	UF:	GO	CNPJ:	
Título:	Risco na variação de preços agropecuários: Um estudo para os mercados de soja, milho e boi gordo no município de Rio Verde – GO, 2004 a 2014.				
Palavras-chave:	Volatilidade, Retorno, Modelos GARCH				
Título em outra língua:	Volatility risk of agricultural prices: a approach for the markets of soybean, corn and cattle in Rio Verde – GO, 2004 a 2014.				
Palavras-chave em outra língua:	Volatility, Return, GARCH Models				
Área de concentração:	Sustentabilidade e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais				
Data defesa: (dd/mm/aaaa)	03/06/2016				
Programa de Pós-Graduação:	Programa de Pós-Graduação em Agronegócio				
Orientador (a):	Waldemiro Alcântara da Silva Neto				
E-mail:	netoalcan@gmail.com				
Co-orientador (a):*	Reginaldo Santana Figueiredo				
E-mail:	emaildesantana@gmail.com				

*Necessita do CPF quando não constar no SisPG

3. Informações de acesso ao documento:

Concorda com a liberação total do documento [X] SIM [ ] NÃO[1]

Havendo concordância com a disponibilização eletrônica, torna-se imprescindível o envio do(s) arquivo(s) em formato digital PDF ou DOC da tese ou dissertação.

O sistema da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações garante aos autores, que os arquivos contendo eletronicamente as teses e ou dissertações, antes de sua disponibilização, receberão procedimentos de segurança, criptografia (para não permitir cópia e extração de conteúdo, permitindo apenas impressão fraca) usando o padrão do Acrobat.

Millades de Carvalho Castro

Assinatura do (a) autor (a)

Data: 03 / 06 / 2016

[1] Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. A extensão deste prazo suscita justificativa junto à coordenação do curso. Os dados do documento não serão disponibilizados durante o período de embargo.

MILLADES DE CARVALHO CASTRO

RISCO NA VARIAÇÃO DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS: UM ESTUDO PARA OS MERCADOS DE SOJA, MILHO E BOI GORDO NO MUNICÍPIO DE RIO VERDE-GO, 2004 A 2014

Dissertação apresentada ao Programa de Pós - Graduação em Agronegócio da Universidade Federal de Goiás, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Agronegócio.

Área de concentração: Sustentabilidade e competitividade dos sistemas agroindustriais.

Orientador: Prof. Dr. Waldemiro Alcântara da Silva Neto.

Coorientador: Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo.

GOIÂNIA
2016

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do
Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Castro, Millades de Carvalho
Risco na variação de preços agropecuários: Um estudo para os mercados de soja, milho e boi gordo no município de Rio Verde - GO, 2004 a 2014 [manuscrito] / Millades de Carvalho Castro. - 2016.
77 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Waldemiro Alcântara da Silva Neto; co orientador Dr. Reginaldo Santana Figueiredo.
Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Goiás, Escola de Agronomia (EA), Programa de Pós-Graduação em Agronegócio, Goiânia, 2016.
Bibliografia. Apêndice.
Inclui gráfico, tabelas, lista de figuras, lista de tabelas.

1. Volatilidade. 2. Retorno. 3. Preço. I. Neto, Waldemiro Alcântara da Silva, orient. II. Título.

CDU 33:349.42

UFG

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONEGÓCIO
PPAGRO

Dissertação de Mestrado

"RISCO NA VARIAÇÃO DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS: UM ESTUDO PARA OS MERCADOS DE SOJA, MILHO E BOI GORDO NO MUNICÍPIO DE RIO VERDE – GO, 2004 A 2014"

MILLADES DE CARVALHO CASTRO

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Agronegócio.

Aprovada por:

Prof. Dr. Waldemiro Alcântara da Silva Neto
Presidente-Orientador/ PPAGRO/EA/UFG

Prof. Dr. José Luiz Parré
Membro Externo/UEM

Prof. Dr. Alcido Elenor Wander
Membro Interno/PPAGRO/EA/UFG

Goiânia, 03 de junho de 2016.

"Existem apenas duas maneiras de ver a vida. Uma é pensar que não existem milagres e a outra é que tudo é um milagre." *Albert Einstein*

AGRADECIMENTOS

Agradeço em primeiro lugar a Deus, por ter me proporcionado a vida, pelo seu infinito amor, concedendo forças para a concretização dos objetivos e metas projetadas.

A Marília, minha amada esposa, pelo apoio incondicional, respeito e atenção nessa etapa da minha vida. Sua dedicação e carinho foram cruciais para o alcance das nossas vitórias. Uma grande fatia da minha conquista pertence a você, meu grande amor. Aos meus pais, Miguel e Elianete que sempre estiveram ao meu lado. Ao meu irmão Everton, pelo companheirismo e recepção.

Ao meu orientador Prof. Dr. Waldemiro Alcântara da Silva Neto, pela paciência, disponibilidade e toda ajuda acadêmica dedicada a mim. Desde a idealização do tema a ser estudado até a conclusão do trabalho, sou grato por todo o seu apoio professor.

Ao Prof. Dr. Reginaldo Santana Figueiredo pelas ideias e acompanhamento dos resultados estatísticos do trabalho. Aos demais professores do PPAGRO, Prof. Dr. Alcido Elenor Wander e o Prof. Dr. Sandro Eduardo Monsueto pelas contribuições e sugestões.

Aos meus colegas do mestrado pela parceria e amizade, especialmente a Ana Caroline, Tito e Juliana. Aos amigos Rejane, Dinamar, Alex e demais integrantes do IMB. Aos novos colegas da SANEAGO.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Goiás – FAPEG, pela bolsa de incentivo a capacitação, importante ao longo da minha jornada acadêmica.

RESUMO

A volatilidade nos preços das *commodities* e o retorno financeiro das atividades agropecuárias afetam a escolha do que produzir. O presente trabalho visa investigar as volatilidades nos preços do boi e das culturas de soja e milho para o município de Rio Verde (GO, Brasil), no período de 2004 a 2014, a escolha dessa região deve-se a importância do município na produção agropecuária estadual e nacional. Para tanto, utilizou-se de dados semanais de preços de milho, soja e boi no mercado físico de Rio Verde no período de 2004 a 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 ARCH/GARCH.O modelo selecionado para soja foi o IGARCH (2,1) e para milho e boi o EGARCH (1,1). Posteriormente, o cômputo do VaR para cada uma das séries não é suficiente para comparação, devido a desproporção entre os preços e os volumes negociados. Logo, para que fosse possível a comparação entre os mercados, 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 (GO), o que implicou na redução dessa atividade na região.

Palavras chave: Volatilidade; Retorno; Modelos GARCH

ABSTRACT

Volatility in the prices of commodities and the financial return of agricultural activities affect the choice of what to produce. The present work investigates volatilities in prices of cattle, soybeans, and corn in Rio Verde (GO, Brazil), the choice of this region should be the importance of the city in the state and national agricultural production. For this study, we analyze weekly prices of corn, soybeans and cattle in Rio Verde spot market from 2004 to 2014, using Time Series Analysis and Value at Risk. The examination of the series pointed to the presence of a conditional variance. Therefore the ARCH / GARCH models were applied. The model selected to soybean was the IGARCH (2.1) and to corn and cattle the EGARCH (1.1). Due to disproportion between the traded prices and volumes it was not possible to perform the VAR series comparison. Therefore we used the ratio between the VAR and revenue of each product to compare between markets. Results showed a higher ratio for the cattle series indicating that volatility affects cattle producers' income more than that of soybean or corn producers in Rio Verde (GO), which resulted in the reduction of this activity in the region.

Keywords: Volatility; Return; GARCH Models

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 - COMERCIALIZAÇÃO DA PRODUÇÃO DE MILHO EM GOIÁS - % 21
TABELA 2 - NOMENCLATURA DAS VARIÁVEIS 39
TABELA 3 – ANÁLISE DE ESTACIONARIEDADE NOS TESTES ADF E KPSS 42
TABELA 4 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DE RETORNOS DE SOJA, MILHO E BOI 53
TABELA 5 - TESTE ADF DE RAIZ UNITÁRIA DAS SÉRIES DE RETORNO 54
TABELA 6 - TESTE KPSS DE RAIZ UNITÁRIA DAS SÉRIES DE RETORNO 54
TABELA 7 - TESTE ARCH-LM DE ENGLE (1982) 55
TABELA 8 - ESTIMAÇÃO DO MODELO DE VARIÂNCIA CONDICIONAL - BOI 56
TABELA 9 - ESTIMAÇÃO DO MODELO DE VARIÂNCIA CONDICIONAL - MILHO 57
TABELA 10 - ESTIMAÇÃO DO MODELO DE VARIÂNCIA CONDICIONAL - SOJA 58
TABELA 11 - MODELO IGARCH DE VARIÂNCIA CONDICIONAL - SOJA 59
TABELA 12 - TESTE DE HETEROCEDASTICIDADE PARA AS SÉRIES DE RETORNO 59
TABELA 13 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DA VARIÂNCIA CONDICIONAL 60
TABELA 14 – TESTE DE TUKEY 62

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - GOIÁS NO RANKING NACIONAL DE PRODUTOS AGROPECUÁRIOS - 2014 13
FIGURA 2 - EVOLUÇÃO DO EFETIVO BOVINO EM GOIÁS 14
FIGURA 3 - DISTRIBUIÇÃO DA PRODUÇÃO DE GADO CONFINADO EM 2012 16
FIGURA 4 - PRODUÇÃO E RENDIMENTO DA SOJA EM GOIÁS 18
FIGURA 5 - PRODUÇÃO E RENDIMENTO DO MILHO EM GOIÁS 20
FIGURA 6 - PRODUÇÃO DE SOJA EM GOIÁS - 2014 22
FIGURA 7 - PRODUÇÃO DE MILHO EM GOIÁS - 2014 23
FIGURA 8 - REBANHO BOVINO EM GOIÁS - 2014 24
FIGURA 9 - USO DO SOLO DE RIO VERDE - 2002 25
FIGURA 10 - USO DO SOLO DE RIO VERDE - 2011 26
FIGURA 11 - VALUE AT RISK 47
FIGURA 12 - ÍNDICE DE PREÇOS AGROPECUÁRIOS (BASE: 08/01/2004 = 100) 51
FIGURA 13 - SÉRIE DE RETORNO DE PRODUTOS AGROPECUÁRIOS 52
FIGURA 14 - VAR DE SOJA, MILHO E BOI 60
FIGURA 15 - RAZÃO VAR / RECEITA 61
FIGURA 16 - CORRELOGRAMA DA SÉRIE DE RETORNO DO BOI 73
FIGURA 17 - CORRELOGRAMA DA SÉRIE DE RETORNO DO MILHO 74
FIGURA 18 - CORRELOGRAMA DA SÉRIE DE RETORNO DA SOJA 74
FIGURA 19 - CORRELOGRAMA DA SÉRIE DE RETORNO QUADRADO DO BOI 75
FIGURA 20 - CORRELOGRAMA DA SÉRIE DE RETORNO QUADRADO DO MILHO 76
FIGURA 21 - CORRELOGRAMA DA SÉRIE DE RETORNO QUADRADO DA SOJA 76
FIGURA 22 - CORRELOGRAMA DO BOI NO MODELO EGARCH 77
FIGURA 23 - CORRELOGRAMA DO MILHO NO MODELO EGARCH 77
FIGURA 24 - CORRELOGRAMA DA SOJA NO MODELO IGARCH 78

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF – Dickey Fuller Aumentado

ARCH – Modelo Autoregressivo de heterocedasticidade condicional

CAPM – *Capital Asset Pricing Model*

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

FOMENTAR – Fundo de participação e fomento à industrialização do estado de Goiás

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas

ICMS – Imposto de Circulação Mercadorias e Serviços

IMB – Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos

KPSS – *Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin*

PAM – Produção Agrícola Municipal

PDIAP – Projeto de identificação das áreas prioritárias para a conservação da biodiversidade

POLOCENTRO – Programa de desenvolvimento dos cerrados

PPM – Produção Pecuária Municipal

PRODUZIR – Programa de desenvolvimento industrial de Goiás

VaR – *Value at Risk*

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 10

2. AGROPECUÁRIA GOIANA 12
2.1 Criação de bovinos 13
2.2 Cultura da soja 16
2.3 Cultura do milho 19
2.4 Ocupação do solo 21

3. REFERENCIAL TEÓRICO 28
3.1 Risco e Retorno 28

4. REVISÃO DE LITERATURA 32
4.1 Volatilidade de preços agropecuários 32
4.2 Perdas potenciais e gestão de riscos 34

5. MATERIAL E MÉTODOS 38
5.1 Fonte de Dados 38
5.2 Estacionariedade 39
5.3 Teste ADF 40
5.4 Teste KPSS 41
5.5 Volatilidade Condicional 43
5.5.1 ARCH 43
5.5.2 GARCH 44
5.5.3 Teste LM 46
5.6 Value at Risk 46
5.7 Teste de Tukey 48
5.8 Modelo Proposto 48

6. RESULTADOS 51

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS 64

REFERÊNCIAS 66

APÊNDICES 73

1. INTRODUÇÃO

Em virtude de fatores como o preço da terra, logística de distribuição e qualidade do solo, a ocupação/plantação de determinadas culturas no estado de Goiás foi ganhando novos contornos. 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 e MIZIARA, 2008). Tanto a agricultura como a pecuária ocuparam áreas propícias ao cultivo e a 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 e 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, dado que as flutuações de preços podem provocar alterações quanto ao uso do solo e ser determinante para a lucratividade no setor agropecuário.

Um dos principais produtores de grãos no estado, 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.

Em termo quantitativo, a produção de soja e milho em toneladas no município de Rio Verde em 2014 foi de 750.000 e 1.234.500, respectivamente. O rebanho bovino para o município no mesmo ano foi de 330.000 cabeças. As produções e o rebanho de Rio Verde representam uma amostra significativa do dinamismo dos produtos agropecuários nessa região do estado.

---

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

Diante disso, este estudo tem o objetivo de analisar os riscos das variações de preços de produtos agropecuários no município de Rio Verde, no período de 2004 a 2014 e sua relação com as mudanças espaciais da produção.

Até o momento, não foram encontrados trabalhos que calculasse o potencial de perdas dos produtos da agropecuária goiana com a aplicação do *Value at Risk*, técnica amplamente utilizada nos mercados financeiros, sendo assim, a pesquisa torna-se relevante por trazer essa abordagem ao mercado agropecuário, em uma região particular, 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, cinco 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;
d) Comparar estatisticamente qual das três séries possuem a maior razão (potencial de perdas/receita).

Este trabalho está dividido em sete capítulos, apresentados na seguinte ordem: 1. Introdução; 2. Agropecuária goiana, um breve panorama do mercado de milho, soja e boi, inclui também a observação da ocupação do solo no estado; 3. Referencial teórico, nesse capítulo, o foco está na abordagem de risco e retorno; 4. Revisão de literatura, destaca alguns estudos sobre risco e retorno, volatilidade e gestão de riscos; 5. Material e Métodos, apresenta os principais testes econométricos, as fontes de dados e descreve o modelo proposto de cálculo das perdas máximas; 6. Resultados e, por fim, 7. Considerações Finais.

2. AGROPECUÁRIA GOIANA

Este capítulo traz uma discussão sobre o atual estágio da agropecuária no estado de Goiás, nesse sentido, estatísticas de produção e posição dos produtos de Goiás no ranking nacional são destacados, no intuito de situar e permitir a compreensão do dinamismo desse setor produtivo goiano.

O estado de Goiás possui uma agropecuária representativa no âmbito nacional, com 6,8% da produção total do país no ano de 2013 (IMB, 2016). O potencial do estado como fornecedor de alimentos, teve como ponto de partida a aplicação de tecnologia agrícola e corretiva no solo. Já que a vegetação de Goiás, o cerrado, tem como característica a presença de solos ácidos, impróprios para o plantio.

A correção do solo e os investimentos em pesquisa e experimentação agrícola, desenvolvidos pela Embrapa, permitiram que houvesse plantação em terras antes inutilizadas. Na visão de Helfand e Rezende (1998), alguns fatores como baixo preço da terra e os ganhos de escala com mecanização compensavam os gastos com a correção do solo.

No final da década de 1970, o surgimento de políticas de desenvolvimento econômico como o POLOCENTRO, com crédito rural subsidiado também contribuíram no fortalecimento da produção agropecuária de Goiás, principalmente no município de Rio Verde com destaque para a soja (MULLER, 1990).

A introdução do FOMENTAR[2] e o PRODUZIR[3] destacaram-se como políticas estaduais de incentivos fiscais com redução de alíquotas do ICMS, que propiciaram o desenvolvimento dos complexos agroindustriais em Goiás, especialmente no sudoeste goiano (IMB, 2012).

Dentro dessa ótica, atualmente Goiás possui uma agricultura moderna, competitiva e voltada para a produção de *commodities*. No ano de 2013, o estado contribuiu com 6,8% de toda a produção agropecuária nacional. Na comparação do período de 2011 a 2013, a agropecuária registrou o maior crescimento acumulado entre os grandes setores de atividades que compõem o PIB (agropecuária, indústria e serviços), com 22,0%. Variação superior à média nacional da agropecuária para o mesmo período, 10,9% (IMB, 2016).

---

[2]Fundo de Participação e Fomento à Industrialização do Estado de Goiás criado pela lei estadual nº 9.489/84.

[3]Programa de Desenvolvimento Industrial de Goiás criado pela Lei Estadual nº 13.591/00.

Com perfil produtivo voltado para o agronegócio, a competitividade dos produtos da agropecuária goiana frente as demais unidades da federação estão representadas na Figura 1, em que é possível ver a produção goiana no *ranking* nacional.

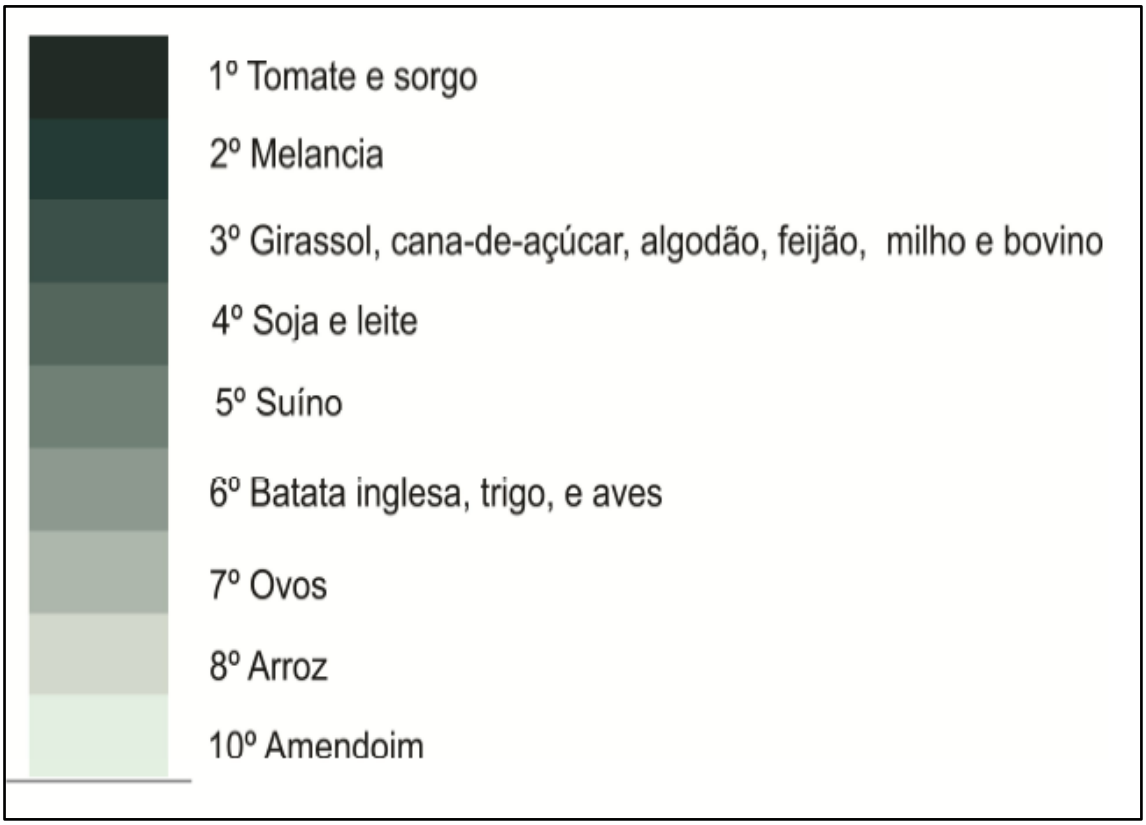


Figura 1 - Goiás no ranking nacional de produtos agropecuários - 2014
Fonte: Elaboração própria com dados do IBGE (2015).

No comércio exterior goiano também predomina os produtos do agronegócio, o montante de divisas da pauta do agronegócio goiano no ano de 2014 foi de mais de US$ 5,5 bilhões, sendo os principais produtos oriundos dos complexos de soja e de carnes, com mais de 50,0% do total das exportações do estado (AGROSTAT, 2015).

2.1 Criação de bovinos

A criação de bovinos em Goiás teve marco de atividade econômica relevante no fim do período da mineração no estado, antes existia como atividade secundária (ARRAIS, 2004). Com o passar dos anos, a ocupação de grandes áreas de cerrado no sistema de criação extensivo e de formação de pastagens permitiu a disseminação do rebanho bovino no território goiano.

Conforme Borges (2000) na década de 1940 houve uma alteração no uso do solo em Goiás, pois começou a ocorrer o processo da pecuarização da lavoura. Dessa forma, em algumas regiões do estado, caso do sudeste goiano, a atividade agrícola foi substituída pela pecuária.

Atualmente, 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 na região visando a transformação e comercialização do efetivo bovino de Goiás.

De acordo com a pesquisa 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). Entretanto, o incremento no rebanho ocorreu de forma lenta, conforme ilustrado na Figura 2.

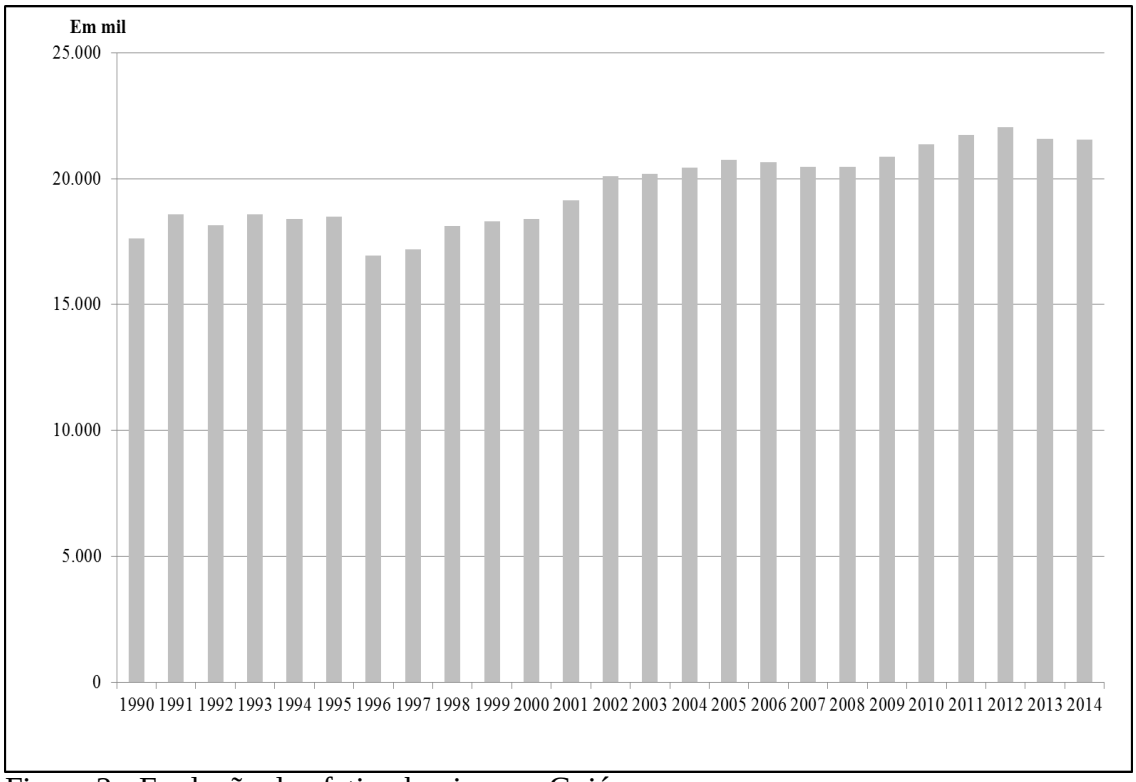


Figura 2 - Evolução do efetivo bovino em Goiás
Fonte: Elaboração própria com dados da Produção Agrícola Municipal IBGE (2015b).

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) 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 Censo Agropecuário de 2006, o número de estabelecimentos agropecuários em Goiás que possuíam rebanho bovino foi de 68,7%, entretanto, a área destas propriedades destinadas a criação de bovinos foi de 73,4%. Tais indicadores mostram a concentração das áreas agropecuárias ocupadas com rebanho bovino (IBGE, 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 e 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 e COUTO, 1999).

Por outro lado, o sistema de confinamento, caracterizado como intensivo, cria condições de ofertar bovinos no período de entressafra, e reduz a dependência da alimentação animal de pastagens, como no sistema extensivo para o período de seca. O sistema intensivo consiste na criação de animais em piquetes com fornecimento de alimentação e suplementos, com objetivo de promover a engorda e o ganho de peso para o abate em menor tempo (PEIXOTO *et al.*, 1989).

O estado de Goiás esteve na liderança de confinamento de gado no ano de 2012, Figura 3. Com 26,4% dos 3,8 milhões de gado confinado no país, Goiás teve a maior participação do país (ASSOCON, 2015).

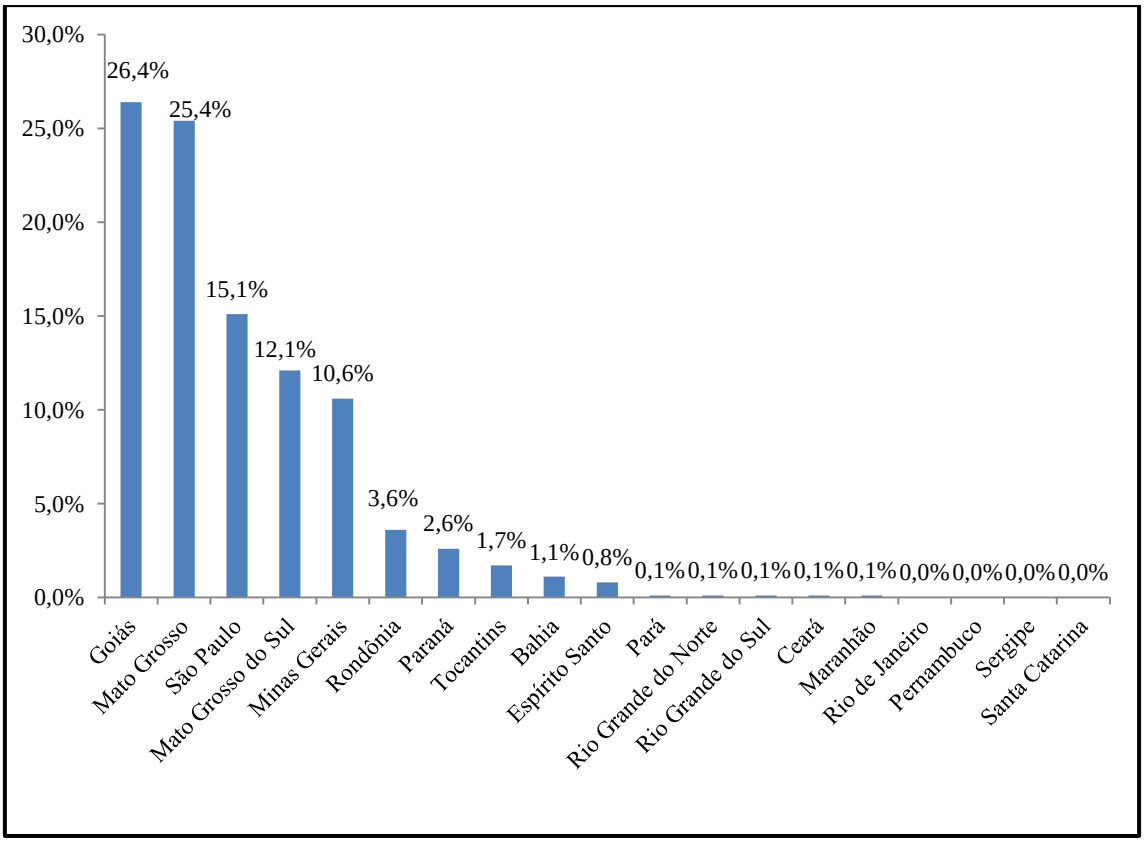


Figura 3 - Distribuição da produção de gado confinado em 2012
Fonte: Elaboração própria com dados da ASSOCON (2015).

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, o risco associado ao preço acaba aumentando na medida em que ele não realiza a produção conjunta (cria, recria e engorda).

Um exemplo dessa separação regional da produção ocorre na microrregião de São Miguel do Araguaia, em que o município de Crixás dedica-se a produção de bezerros, em Nova Crixás realiza-se o processo de engorda e o abate ocorre em Mozarlândia (CALAÇA e DIAS, 2010).

2.2 Cultura da soja

O cultivo da soja adentrou o cerrado brasileiro dotado de avanços tecnológicos, inclusive com variedades adequadas ao bioma, além de técnicas de plantio direto e intensa mecanização da produção (SIQUEIRA, 2004). A crescente produtividade da

cultura está associada aos investimentos em pesquisa e tecnologia, aliada a demanda da agroindústria processadora de carnes (MACHADO, 2010).

A soja no estado de Goiás teve sua propagação também pautada no modelo de desenvolvimento regional, semelhante ao apontado por Furtado (1959), ou seja, modelo que apresenta vantagens na qualidade do solo, tecnologia empregada, clima, entre outros fatores. Além disso, a produção na região era baseada numa formatação diferenciada, em que prevalecia o crédito privado (REZENDE, 2001).

A partir da década de 1970, houve uma maior integração entre a produção agropecuária e as indústrias, as chamadas agroindústrias processadoras (GRAZIANO, 1998). A consolidação dessa estrutura culminou no que ficou conhecido como complexo agroindustrial. De acordo com Batalha e Silva (2007), o complexo agroindustrial envolve a ligação de diversas cadeias de produção a um produto. No estado de Goiás um dos principais complexos agroindustriais formados é o 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. No período de 1990 a 2014, nota-se esse processo de evolução da soja, Figura 4.

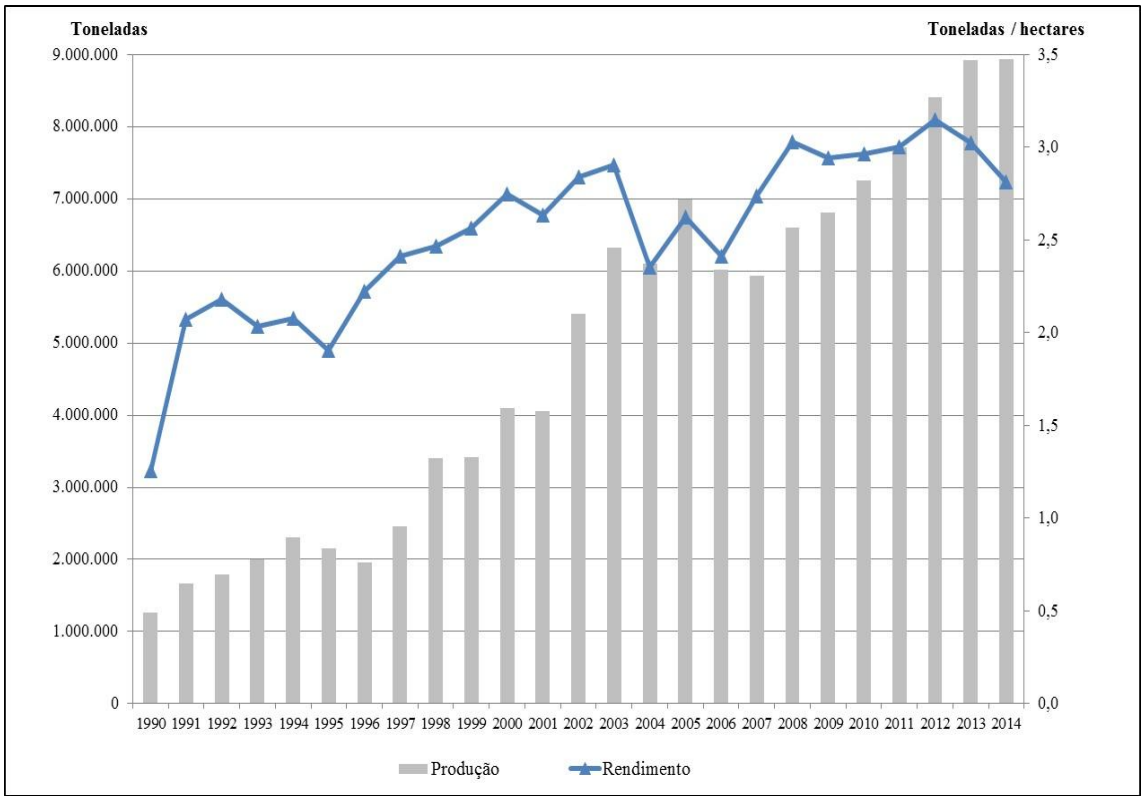


Figura 4 - Produção e Rendimento da Soja em Goiás
Fonte: Elaboração própria com dados da Produção Agrícola Municipal IBGE (2015a).

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).

O complexo de soja goiano no ano de 2014 teve capacidade de processamento de 23.585 toneladas/dia, 13,1% do total nacional. Enquanto, a capacidade de refino foi de 3.090 toneladas/dia, o que representou 13,5% do país (ABIOVE, 2015).

No que diz respeito ao comércio exterior, as exportações do complexo de 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

Em virtude do crescimento no consumo de proteína animal, o papel do milho como insumo para alimentação animal tem pressionado à expansão dessa cultura. Além disso, o despontamento da China nos últimos anos como o maior comprador mundial de milho também tem aquecido o setor. No estado de Goiás, a comercialização do milho atende principalmente o parque das indústrias processadoras do grão.

De acordo com Embrapa (2015), o sistema de plantio direto tem favorecido os níveis de produção e produtividade na região Centro-Oeste. Diferente de outras culturas, o milho possui duas safras durante o ano, sendo que a segunda safra surgiu como alternativa de produção para o período de inverno e a possibilidade de aplicação de rotação de cultura com a soja (DUARTE, 2008).

O avanço na produção de milho em Goiás pode ser notado pela posição do estado entre as 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, além disso, assim como na soja, a área plantada de milho aumentou em uma proporção inferior à produção, consequência da maior produtividade, vide Figura 5.

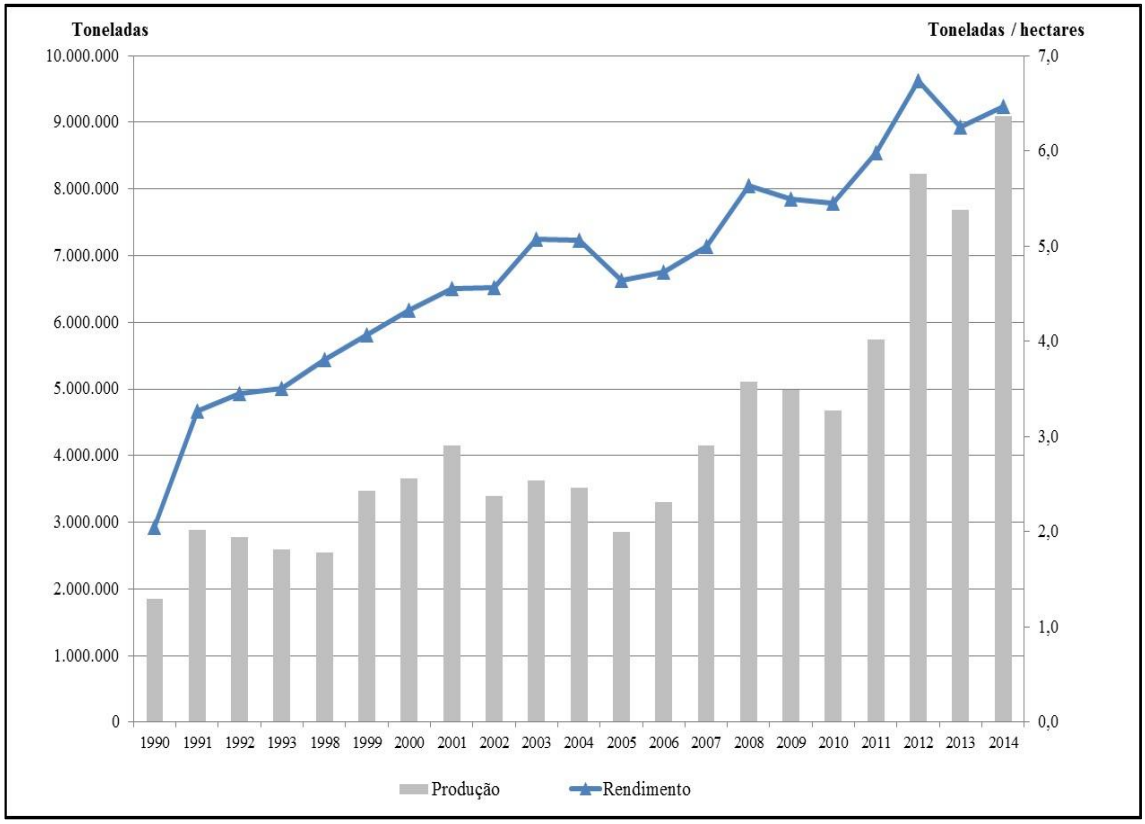


Figura 5 - Produção e Rendimento do Milho em Goiás
Fonte: Elaboração própria com dados da Produção Agrícola Municipal IBGE (2015a).

A produção de milho em Goiás no ano de 2014 foi de 9,1 milhões de toneladas, ou seja, 11,3% do total produzido no país (IBGE, 2015a). Nesse período, o valor bruto da produção de milho em Goiás correspondeu a 15,9% do total das lavouras do estado.

De acordo com a PAM referente ao ano de 2014, os principais municípios produtores de milho em Goiás foram: Jataí, Rio Verde e Cristalina. O município de 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).

Conforme o Censo Agropecuário de 2006, predominantemente o que é comercializado do produto em Goiás tem como destino a indústria e cooperativas, 67,0% (Tabela 1). O cereal é utilizado como matéria-prima na fabricação de ração animal, produtos químicos e também é exportado.

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.

Tabela 1 - Comercialização da produção de milho em Goiás - %

Destino da comercialização	Participação
Indústria/Cooperativa	67,0
Intermediário	14,7
Direto ao consumidor	4,1
Outros	14,0

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Censo Agropecuário IBGE (2015).

A definição de preço do milho no mercado interno está mais relacionada com o equilíbrio entre oferta e demanda, 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 e FREITAS, 2007).

2.4 Ocupação do solo

O atual estágio de ocupação do solo goiano está diretamente ligado as aptidões de cada município em suas atividades produtivas. A caracterização do estado com base na espacialização tem o propósito de elucidar as alterações que estão ocorrendo.

No tocante a produção de soja e milho, principais culturas do estado de Goiás, que no ano de 2014 somaram 62,7% do valor de produção agrícola estadual (IBGE, 2015a), os municípios com maior quantidade produzida situam-se na porção sudoeste do estado, vide Figuras 6 e 7.

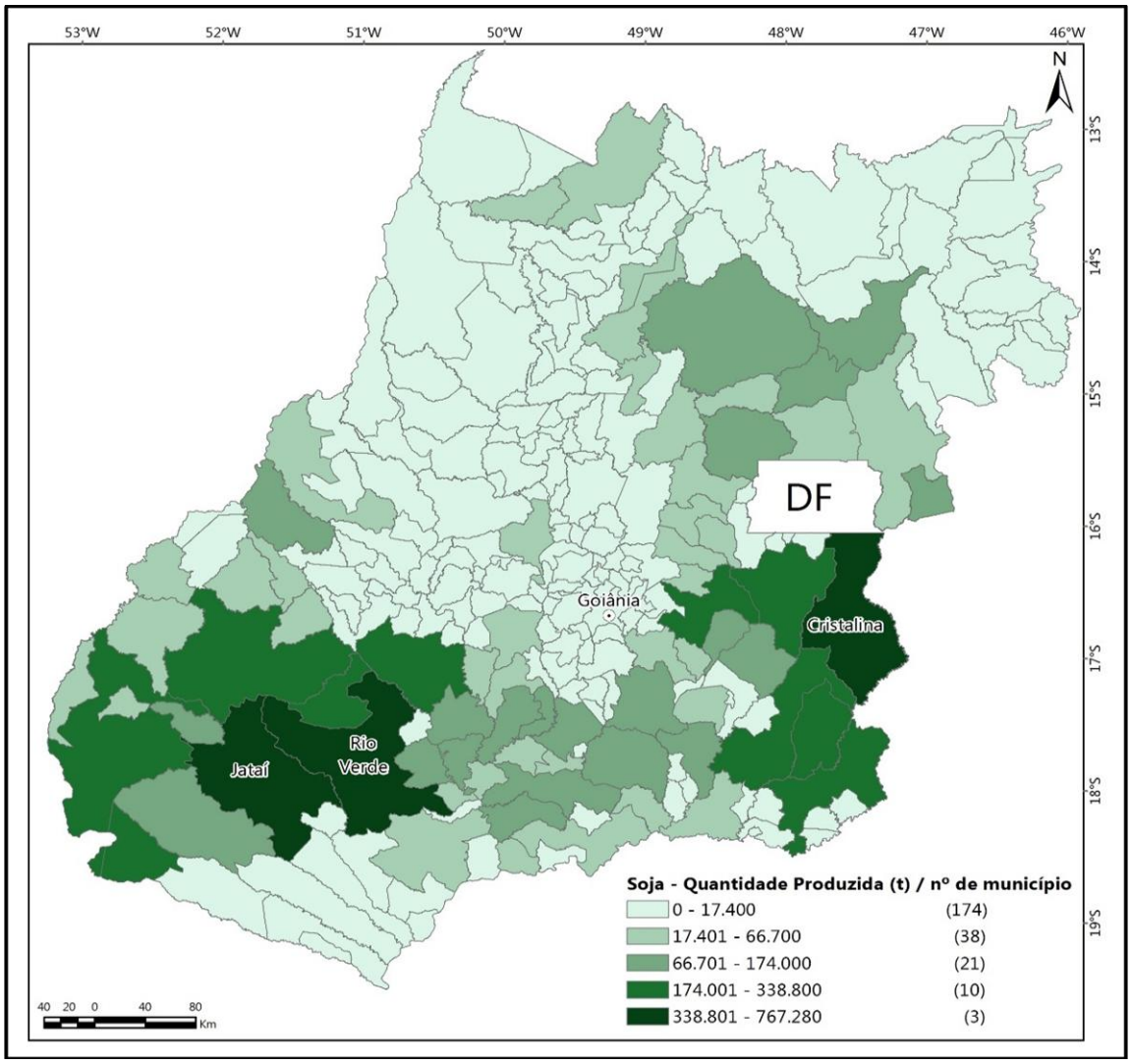


Figura 6 - Produção de soja em Goiás - 2014
Fonte: Elaboração própria com dados da Produção Agrícgmola Municipal IBGE (2015a).

Pelos valores apresentados na Figura 6, nota-se que embora tenha um número significante de municípios que produzem soja ocorre concentração da quantidade produzida.

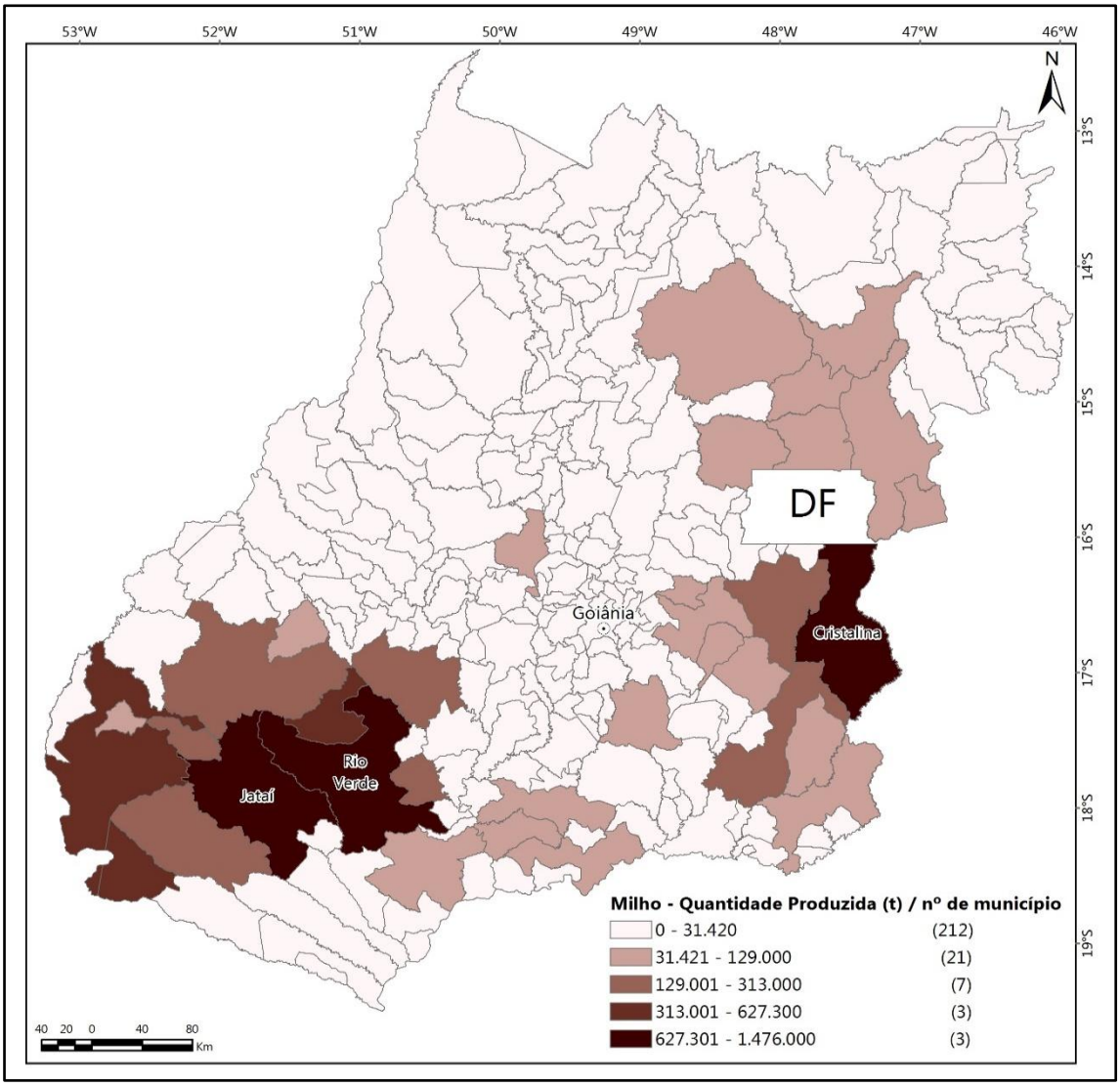


Figura 7 - Produção de milho em Goiás - 2014
Fonte: Elaboração própria com dados da Produção Agrícola Municipal IBGE (2015a).

Na Figura 7, cabe mencionar que os três municípios com maior produção de milho, também são os mesmos apresentados na figura anterior, referente à soja.

Em relação ao rebanho bovino, diferentemente da agricultura, não há tantas restrições do solo quanto a ocupação por pastagens no que diz respeito a fertilidade e topografia (FERREIRA *et al*., 2009). A distribuição espacial do efetivo bovino nos municípios goianos aponta os maiores rebanhos na região norte do estado, Figura 8.

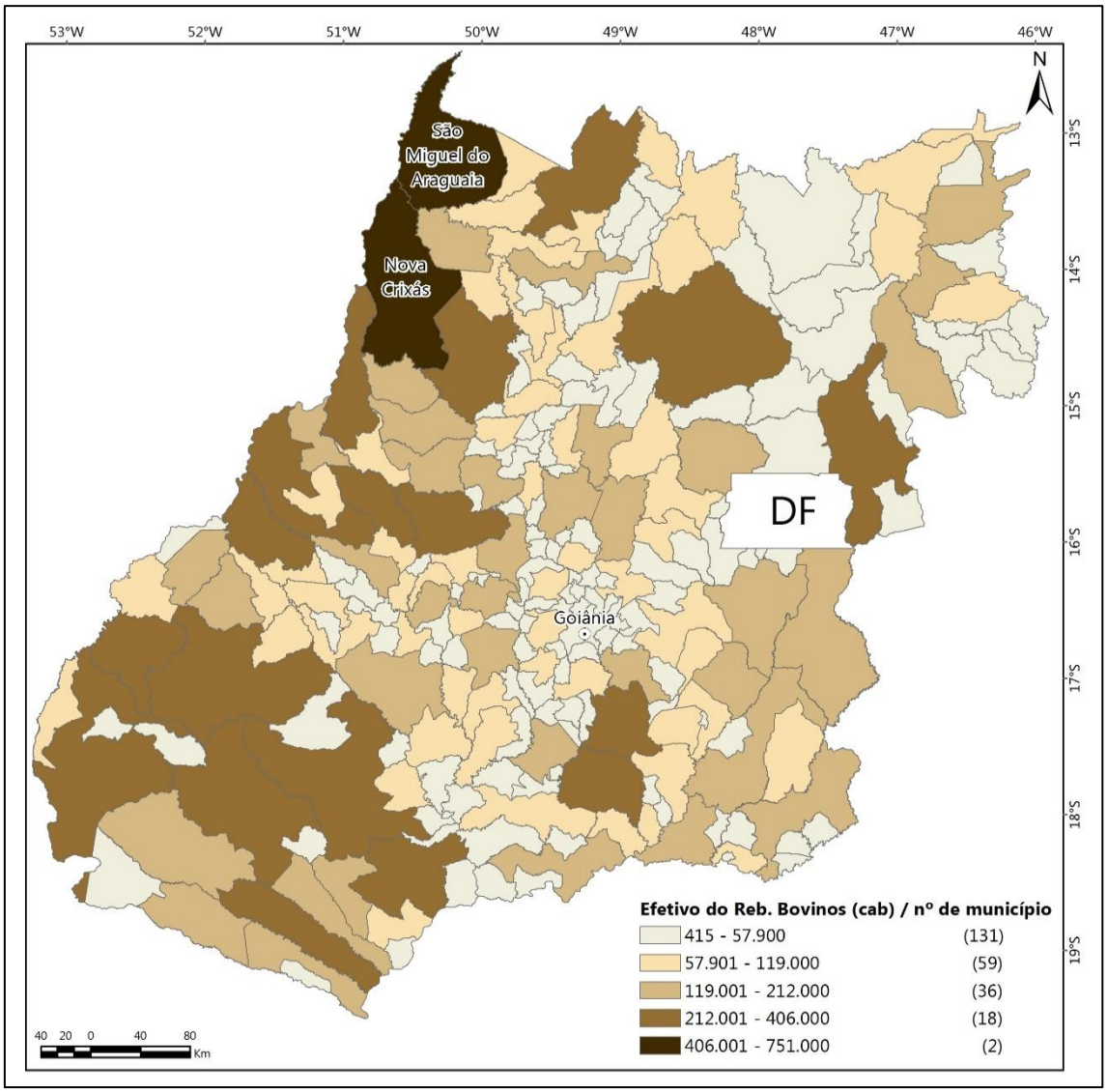


Figura 8 - Rebanho bovino em Goiás - 2014
Fonte: Elaboração própria com dados da Produção Pecuária Municipal IBGE (2015b).

Conforme Brandão *et al.* (2005), os preços elevados tanto da soja como da pecuária bovina, impulsionou a demanda e oferta de áreas de pastagens degradadas para a plantação de soja.

Dentro do estado de Goiás, no recorte para o município de Rio Verde, conforme o Projeto de Identificação das Áreas Prioritárias para a conservação da Biodiversidade em Goiás – PDIAP, nota-se que áreas antes dominadas por pastagens, a agricultura ganha cada vez mais espaço, comparação das Figuras 9 e 10.

A escolha do município de Rio Verde deve-se a sua importância na agropecuária goiana e a disponibilidade de informação, tanto do uso e ocupação do solo quanto de preços dos produtos da lavoura e pecuária.

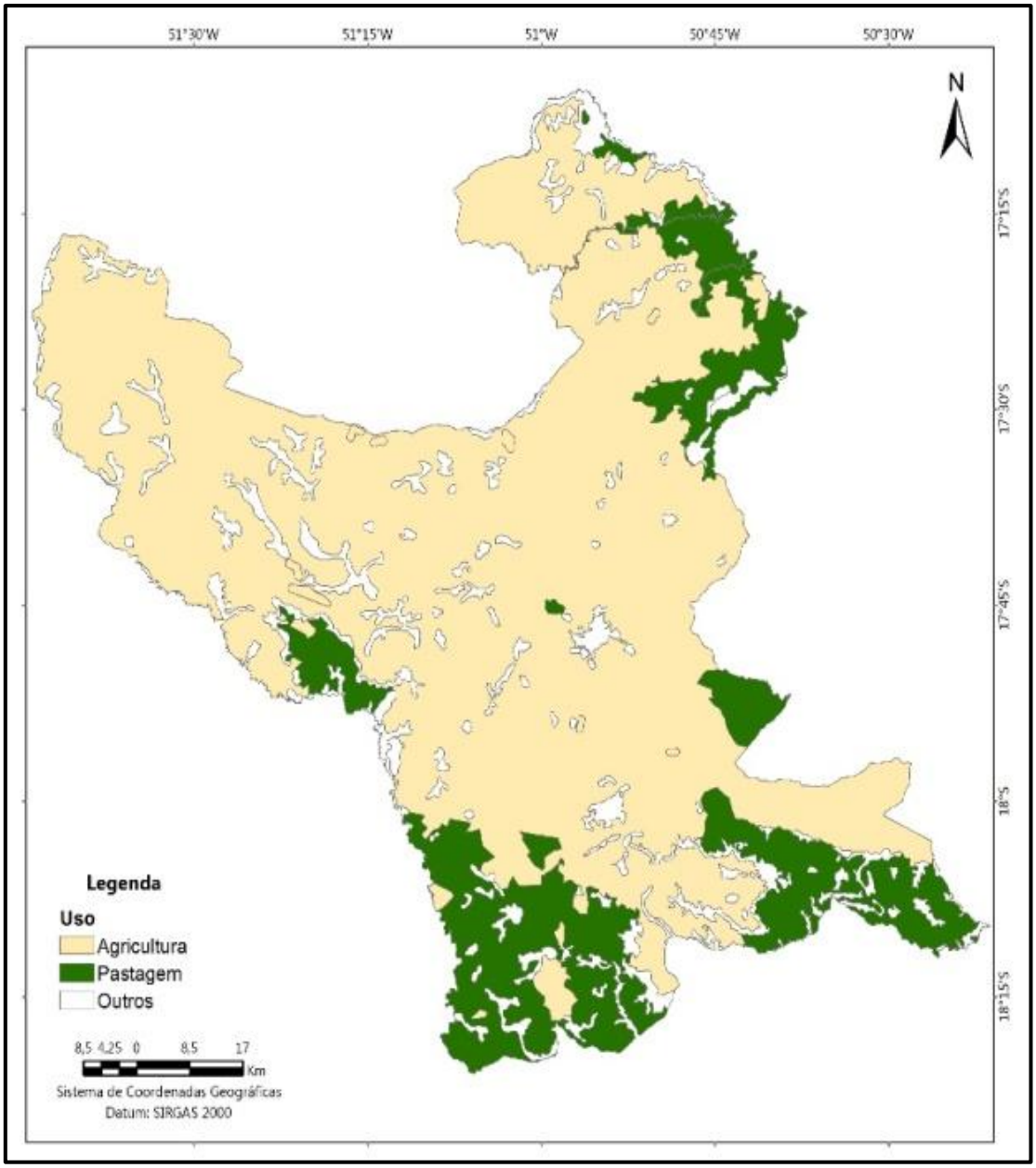


Figura 9 - Uso do solo de Rio Verde - 2002
Fonte: Elaboração própria com dados do IMB (2015b).

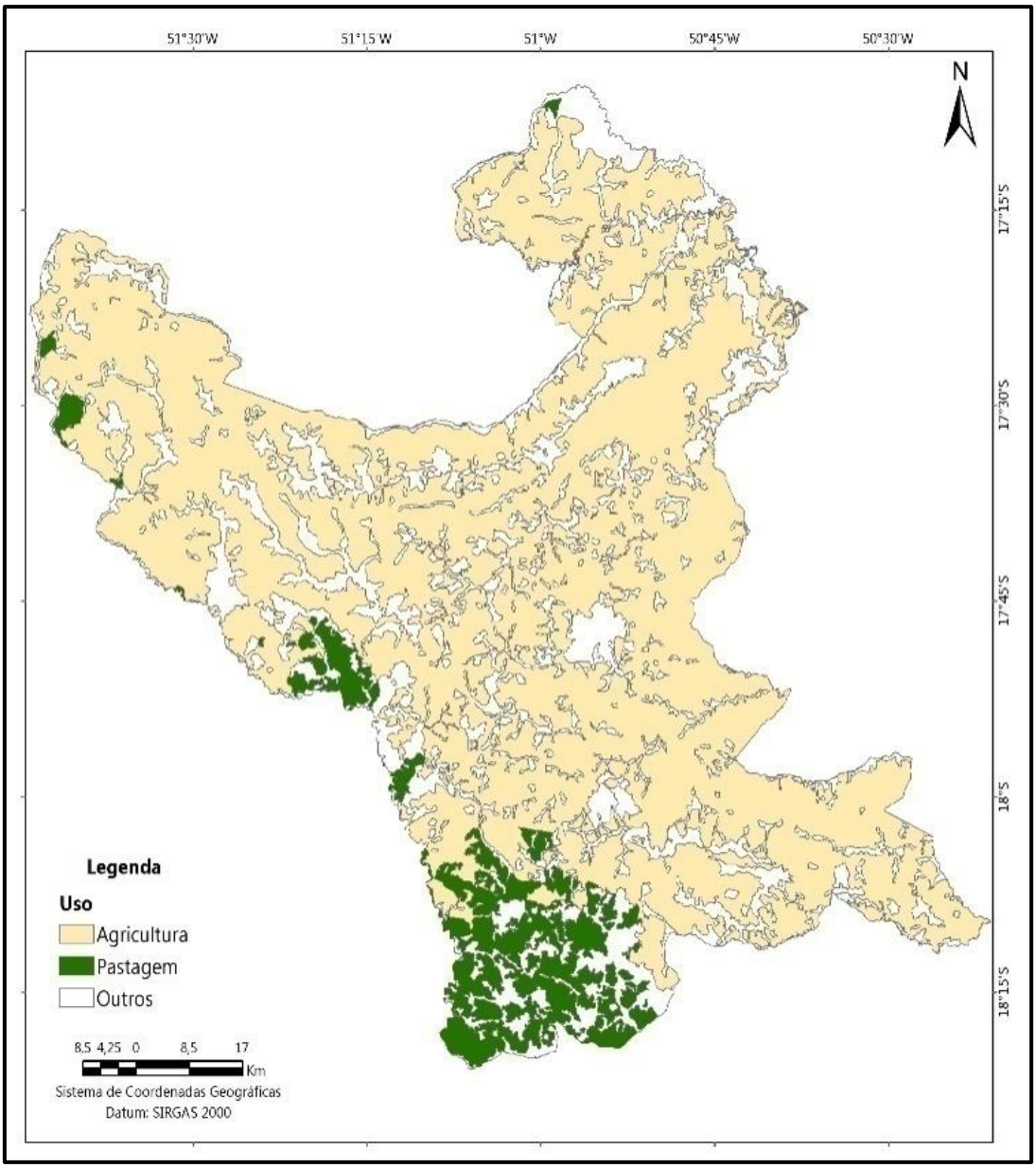


Figura 10 - Uso do solo de Rio Verde - 2011
Fonte: Elaboração própria com dados do IMB (2015b).

Para Rodrigues e Miziara (2008), na medida em que vai ocorrendo escassez de terras e consequentemente elevação de valor das mesmas, surge uma procura por maior rentabilidade no seu uso. Nesse sentido, as mudanças em relação ao que é produzido criam uma nova dimensão no uso do solo goiano.

A importância desse capítulo decorre das informações apresentadas que dimensionam e caracterizam a agropecuária goiana, em particular o rebanho bovino e as culturas de milho e soja. Adicionalmente, o esboço gráfico da ocupação e uso do solo em Rio Verde em momentos distintos, mostra a dinâmica espacial vivenciada no município entre atividades agrícolas e a pecuária.

O próximo capítulo tem o objetivo de apresentar conceitos teóricos importantes e amplamente utilizados na literatura de risco e retorno.

3. REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Risco e Retorno

A análise de rentabilidade está associada aos riscos dos investimentos. Se por um lado, a rentabilidade é um atrativo para o produtor, incorrer em riscos e uma eventual concretização deles acaba contabilizando como custo e representa uma perda de algo.

Na agropecuária, conforme Kohls e Downey (1972) são dois os riscos do produtor, 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. Para Assaf Neto (2009, p. 218) 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.

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, mudança que reduzam 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.

Em geral, mudanças nos preços provocam alterações nos retornos dos investimentos. A decisão de investir é pautada tanto nos riscos como nos retornos. Um dos precursores do binômio risco e retorno foi Markowitz (1952) com a ideia das carteiras de portfólios. Embora tenha que considerar diversos pressupostos, de acordo com esse autor, o risco e o retorno de uma carteira de dois ativos A_1 e A_2 é representado por:

Retorno: $E\,[R(w_1A_1 + w_2A_2)] = w_1E(R_1) + w_2E(R_2)$ (1)

Risco: $\sigma(w_1A_1 + w_2A_2) = \sqrt{w_1^2\sigma^2(R_1) + w_2^2\sigma^2(R_2) + 2w_1w_2cov(R_1,R_2)}$ (2)

Dado que $cov(R_1,R_2) = \rho(R_1,R_2).\sigma(R_1).\sigma(R_2)$, ao substituir no risco, temos:

Risco = $\sqrt{w_1^2\sigma_1^2(R_1) + w_2^2\sigma_2^2(R_2) + 2w_1w_2\rho(R_1,R_2).\sigma_1(R_1).\sigma_2(R_2)}$ (3)

Sendo que:

R_1 = retorno do ativo A_1;
R_2 = retorno do ativo A_2;
w_1 = participação % do ativo A_1 na carteira;
w_2 = participação % do ativo A_2 na carteira;
σ_1 = desvio padrão dos retornos do ativo A_1;

σ_2 = desvio padrão dos retornos do ativo A_2;

$cov(R_1, R_2) =$ covariância entre os retornos dos ativos A_1 e A_2;

$\rho(R_1, R_2)$ = correlação entre os retornos dos ativosA_1 e A_2.

Dessa forma, a correlação entre os retornos dos ativos tem influência no risco da carteira, de tal forma que, uma diminuição na correlação entre os ativos, reduz os riscos da carteira (ROSS *et al.*, 1995). Nessa abordagem, mais importante do que o risco individual de um ativo, o investidor deve atentar para a contribuição de cada ativo para a formação do risco da carteira. Assim, a definição de uma fronteira eficiente leva em consideração o total de ativos e as melhores relações entre riscos e retornos (MARKOWITZ, 1952).

No mercado financeiro, a modelagem de precificação de ativos também permite avaliar riscos e retornos. No modelo tradicional de precificação chamado de CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) existem dois tipos de risco: sistemático e não-sistemático.

Conforme Sharpe (1964), os investidores levam em consideração o risco sistemático, ou seja, fatores conjunturais e de mercado que afetam todos os ativos, tais com: taxas de juros, inflação e câmbio.

De acordo com White *et al.* (1994), o risco sistemático não é eliminado mesmo com a diversificação, sendo então, relevante a análise dessa variável para controle de risco. Risco não-sistemático diz respeito às características específicas do investimento, nesse caso, a diversificação pode mitigar esse risco, que também é chamado de risco diversificável.

A notação do modelo CAPM, conforme Sharpe (1964):

$$R_e = R_l + \beta.(R_m - R_l) \tag{4}$$

em que:

R_e = taxa de retorno do título;

R_l = taxa de retorno do ativo livre de risco;

R_m = taxa de retorno da carteira de mercado;

β = componente de volatilidade.

O β mensura o risco sistemático em relação ao mercado, sendo expresso da seguinte forma:

$$\beta = \frac{COV_{Re,Rm}}{VAR_{Rm}} \quad (5)$$

Dito de outra forma, o β nada mais é do que a representação da variabilidade do ativo individual comparado as alterações na carteira de mercado.

- β>1, risco sistemático do ativo é superior ao risco da carteira de mercado;
- β= 1, risco sistemático do ativo se aproxima ao risco da carteira de mercado;
- β< 1, risco sistemático do ativo é inferior ao risco da carteira de mercado.

O diferencial (R_m-R_l) é o prêmio de risco de mercado. As combinações de ativos livres de risco e ativos de mercado formam a carteira e definem a fronteira eficiente, ou seja, a melhor escolha dos investidores em relação ao risco e retorno.

Embora ao longo deste capítulo foram explicitados alguns modelos tradicionais de avaliação de risco e retorno, sendo importantes para dimensionar diversas fontes de risco, o aprimoramento e a utilização de novas técnicas foram surgindo ao longo do tempo.

Nesta dissertação, optou-se por 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. Ademais, será mensurado o risco máximo de cada produto em determinado período, conforme será apresentado nos capítulos posteriores.

4. REVISÃO DE LITERATURA

4.1 Volatilidade de preços agropecuários

Os preços dos produtos da agropecuária estão sempre sujeitos a alterações de preços. De acordo com Marques *et al.* (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.

Para Geman (2005), a escassez de uma *commodity* pode provocar um impacto no preço de efeito global. Assim, caso haja alterações nos estoques e níveis de produção, as oscilações sobre os preços são intensas, dado que há inúmeras negociações nesse 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.

Ainda na formação dos preços da agropecuária, há uma abordagem apontada por Farina *et al.* (2005) que diz respeito a concentração existente nas firmas do segmento alimentar. Devido ao processo de estabilização da economia e a liberalização comercial a partir da década de 1990, houve um movimento acentuado de fusões e uniões no setor alimentício. Dessa forma, conforme esses autores, as firmas aumentaram o poder de barganha e também pela menor concorrência (movimento de fusão e aquisição de outras empresas), ditavam os preços pagos aos produtores.

Os produtores sem poder de negociação sujeitam-se a preços menores conforme as condições impostas pelas firmas, ou seja, os produtores são tomadores de preço. Conforme aponta Pindyck e Rubinfeld (2010) uma característica dos tomadores de preços é o fato de produzir uma fração pequena da produção total e suas decisões não influenciarem os preços de mercado.

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.

Campos (2007) ressalta a importância de avaliar as flutuações de preços agrícolas no planejamento da produção e as vantagens/ganhos no contexto das volatilidades. Por fim, o autor destaca a utilização de mecanismos de proteção as variações de preços, tais como: contratos de opção de venda de produtos agrícolas e do programa de escoamento da produção.

Estudo de Caruso e Margarido (2007), com os modelos de heterocedasticidade condicional avaliaram a volatilidade dos preços do boi gordo no estado de São Paulo. A compreensão das flutuações nos preços pode fornecer subsídios para a utilização de instrumentos que minimizem o risco dos agentes nessa atividade.

Os resultados levantados pelos autores foi que houve pequena variância no retorno para o período analisado, mesmo assim, a ocorrência de choques perdurava por longos tempos.

Adami *et al.* (2015) analisaram a volatilidade dos preços mundiais de alimentos, sendo que a crise financeira de 2007/2008 e alterações climáticas em 2012, afetaram a produção agrícola em diversas regiões, o que impactou na disparada de preços dos alimentos e na volatilidade decorrente desses choques.

Por meio do comportamento das séries temporais dos índices de preços de alimentos no mercado internacional e da aplicação do modelo ARMA_GARCH, identificou-se que os choques nos dois momentos não duraram muito tempo, no entanto no período da crise financeira o efeito foi mais intenso que em 2012.

4.2 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 a sua fácil interpretação, o VaR foi amplamente utilizado para medir riscos em carteiras de investimentos a partir da década de 1980 (LINSMEIER e PERSON, 1996).

No acordo de capital da Basileia em 1988, relacionado a 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 *et al.*, 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).

Bancos e outras instituições financeiras adotaram o VaR como o principal mecanismo de controle de risco. Corporações não-financeiras decidiram usar o VaR como medida de proteção aos riscos (SHIMKO, 1997).

Campbell *et al.* (2001) desenvolveram um portfólio ótimo, cuja seleção dos títulos decorre da maximização do retorno esperado e da avaliação do *Value at Risk* com gerenciamento do limite de risco. O grau de aversão de risco dos investidores está de acordo com o limite VaR. Os autores concluem que a medida de risco do portfólio depende das potenciais perdas formadas em função do VaR.

A aplicação do VaR também ocorreu em outras áreas do conhecimento. Bignotto (2000) reforça a utilização do VaR no mercado agrícola, assim os modelos de gestão de risco de mercado não se limitam a aplicação no mercado financeiro, pois a agropecuária passa por consideráveis transformações, sendo que os seus preços apresentam alta volatilidade, seja pelo fato de ser comercializado internacionalmente, ou sazonalidade, oferta, demanda e perdas na produção.

NGANJE *et al.* (2006) investigaram a ocorrência de contaminação da bactéria *Salmonella* nos alimentos processados na Turquia, o que acarretava elevados prejuízos monetários. Com a introdução do sistema de controle e prevenção conhecido como Análise de Perigos e Pontos Críticos de Controle (APPCC) nos alimentos processados, houve redução nas ocorrências. Nesse caso, a análise do VaR possibilitou as firmas preverem as perdas e determinar qual estratégias permitiria os maiores retornos possíveis.

Wilson *et al.* (2007) aplicaram o método VaR para seis companhias que produzem pães. Os autores consideraram que o VaR tem vantagens em relação a tradicional análise de média-variância, o VaR pode ser usado para explicitar as medidas de risco para o portfólio. Além disso, comparativamente com o mercado sem proteção, tanto o mercado futuro quanto o de opções reduzem o VaR.

Manfredo e Leuthold (2001) pesquisaram sobre a eficiência da técnica do VaR para medir as perdas na alimentação do gado. De acordo com esses autores as principais perdas associadas na alimentação dos animais estão relacionadas com o preço da alimentação do gado, a variabilidade no preço do milho e do bezerro.

A diferença entre o preço da alimentação do gado e o preço do milho e do bezerro é definido como a alimentação marginal do gado. Os autores concluíram que o parâmetro do VaR fornece uma robusta especificação para o objeto de estudo, alimentação do gado.

Viviani (2006) propôs uma técnica de gerenciamento de risco nos estoques das reservas de vinho no vale do Rhône na França, com a finalidade de proteção contra as flutuações nos preços e na produção. Essa autora valeu-se da metodologia do VaR e assim determinou o nível de estoques de vinho que protegeria os produtores de perdas em suas rendas. Para tanto, a probabilidade da renda de um produtor de vinho cair em um patamar mínimo aceitável deveria ser inferior ou igual a um certo nível de estoques de vinho.

No entanto, o sistema de estoques de vinhos é considerado por alguns como um mecanismo de controlar a oferta abaixo do nível de equilíbrio de mercado, no intuito do grupo produtor exercer poder de monopólio.

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 preço 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 especifica da área de estudo.

Capitani *et al.* (2012) na investigação sobre a possibilidade de inserir contrato futuro para o arroz no Brasil, avaliaram por meio de várias ferramentas de mensuração de risco o cenário desse novo contrato. Procedeu-se a verificação do comportamento de preços à vista do arroz com o preço de outros produtos agrícolas que possuem contrato futuro.

Na utilização do VaR os autores identificaram que os riscos de preços aos produtores de arroz são elevados, fato esse que reforça a necessidade de estabelecer mecanismos de proteção, tais como os contratos de mercado futuro.

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 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*.

Marques *et al.* (2012) investigaram para o município de Rio Verde a rentabilidade da produção de milho, soja, sorgo e cana-de-açúcar. A metodologia utilizada foi a do cálculo de custo de produção da CONAB. As informações de custos e preços foram obtidas de quatro propriedades por meio de entrevistas com os produtores rurais.

Nos produtos pesquisados, a cana foi a que apresentou a maior rentabilidade, representada pelo resíduo econômico, além disso, a soja e o milho nas safras 2005/2006 e 2006/2007 apresentaram resultado negativo. Assim concluiu-se que são diversos os fatores que influenciam os custos de produção e os preços dos produtos, não sendo possível definir variáveis que sejam capazes de predizer o comportamento do mercado na próxima safra.

Ricardo e Wander (2013) realizaram estudo de rentabilidade e risco de culturas anuais em Rio Verde. O trabalho é 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 ha; 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 possibita a redução dos riscos durante a safra.

Embora na literatura nacional alguns estudos abrangem a volatilidade dos preços agropecuários e o *Value at Risk* como critério para estimativa de risco, há uma grande lacuna acerca do uso do VaR para entendimento da dinâmica de ocupação do solo, baseado na 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 nos custos de produção, não abordando os aspectos relacionados as volatilidades e o comportamento histórico dos preços, sendo esse um fator-chave tanto para a rentabilidade como para os riscos da produção.

5. MATERIAL E MÉTODOS

Aqui serão apresentadas as fontes de dados e a metodologia adotada. Especificamente a sequência de testes e procedimentos necessários para verificação e adequação a modelagem da série temporal. Posteriormente, segue a explicação sobre a técnica do *Value at Risk* para mensuração de risco e o modelo proposto.

5.1 Fonte de Dados

Os dados a serem utilizados são 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 de 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:

$$r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (6)$$

Portanto, as três séries de preços foram transformadas em séries de retorno, conforme indicado em (6). Assim, a nomenclatura após a modificação está representada na Tabela 2.

Tabela 2 - Nomenclatura das variáveis

Preço	Retorno
Soja	DLSOJA
Milho	DLMILHO
Boi	DLBOI

Elaboração própria.

Os testes e demais procedimentos estatísticos foram feitos com auxílio dos programas *EVIEWS* 8 e *SPSS* 20.

5.2 Estacionariedade

No tratamento de séries temporais, a condição de estacionariedade é um dos quesitos para investigação do comportamento da série. A relevância desse critério decorre da consideração de que a série apresente meios de estimação e inferência.

De acordo com Enders (2004), os pressupostos para a existência de estacionariedade em uma série X_t, são:

$$\text{Média de } X_t = E(X_t) = \mu \quad (7)$$

$$\text{Variância de } X_t = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (8)$$

Covariância de $X_t, X_k = E[(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)]$ (9)

Assim, na série estacionária, a média, variância e 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, tais como o teste *Dickey-Fuller* aumentado e o KPSS.

Para os testes de raiz unitária, Pindyck e Rubinfeld (2004) argumentam que um procedimento para corrigir as séries não-estacionárias consiste em diferenciar a série mais de uma vez, tornando-a estacionária.

5.3 Teste ADF

O teste ADF foi proposto por Dickey e Fuller em 1976, sendo muito utilizado para detectar a presença de raiz unitária na série. De acordo com Enders (2004), há uma sequência metodológica para os testes de raiz unitária, a partir de um modelo geral (com constante e tendência) para um específico (sem constante), assim o teste ADF consiste nas seguintes expressões algébricas:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Sendo $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ e o resíduo ε_t o ruído branco, ou seja, o termo de erro que apresenta média zero e variância constante, estacionário e sem dependência temporal. A diferença nas equações (10), (11) e (12) são os termos adicionais a_0 e $a_2\, t$ que correspondem a um *drift* (intercepto) e uma tendência determinística, respectivamente.

Para detectar a presença de raiz unitária, o parâmetro a ser observado é $\gamma = 1$. Portanto, a comparação da estatística *t* dos coeficientes nas formas (10), (11) e (12) com o valor da estatística τ de Dickey-Fuller, confronta a hipótese nula da presença de raiz unitária. Caso haja evidências empíricas contra a hipótese nula, assume-se a hipótese alternativa de que a série é estacionária.

Em algumas situações o resíduo pode não ser ruído branco, nesses casos utiliza-se o teste ADF aumentado. A vantagem desse teste de acordo com Enders (2004), deve-se a inclusão de mais termos defasados (p) até a completa eliminação da autocorrelação. Assim, a nova notação seria:

$$\Delta x_t = a_0 + \gamma x_{t-1} + \sum_2^p \beta_i \Delta x_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

O procedimento do teste é a comparação das estatísticas do teste de hipótese, assim como é feito no teste ADF, tendo como a hipótese nula a existência de raiz unitária.

5.4 Teste KPSS

De acordo com Nusair (2003), em algumas situações, tais como a de quebra estrutural da série, a estacionariedade pode ser identificada de forma incorreta pelo teste ADF ou ADF aumentado. Assim, outro modo de identificar a presença de raiz unitária na série é por meio do teste KPSS, diferentemente do teste ADF a hipótese nula do teste KPSS é de que a série é estacionária.

Kwiatkowski *et al.* (1992) desenvolveram o teste KPSS que tem a seguinte construção:

Seja X_t, t = 1,2,..., N as observações de uma série temporal e que na série possamos identificar: tendência, passeio aleatório e erro. Portanto:

$$X_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

r_t corresponde ao passeio aleatório que possui a estrutura:

$$r_t = r_{t-1} + \mu_t \quad (15)$$

Com μ_t independente e identicamente distribuído, com média zero e variância σ_μ^2.

Considere ε_t, t = 1,2,..., N, os resíduos de uma regressão em y explicado pelas componentes de tendência, passeio aleatório e intercepto. Dado que σ_{μ}^{2} seja um estimador da variância dos erros da regressão, ou seja:

$$\sigma_{\mu}^{2} = \frac{SQE}{N} \tag{16}$$

Definimos a soma parcial dos resíduos por:

$$\mathrm{s_t} = \sum_{k=1}^{t} \varepsilon_t, \tag{17}$$

onde, t = 1,2,...,T.

Então, a estatística do teste Multiplicador de Lagrange (LM) é:

$$\mathrm{LM} = \sum_{t=1}^{N} \frac{\mathrm{S_t}^2}{N^2 \sigma_{\mu}^{2}} \tag{18}$$

As hipóteses do teste KPSS são:

$\mathrm{H_0}$ = série estacionária;

$\mathrm{H_1}$ = série com raiz unitária.

A identificação de raiz unitária pode ser realizada nos testes conjuntos ADF/aumentado e KPSS, a principal diferença entre os dois testes está na hipótese nula. No teste ADF a hipótese nula é a presença de raiz unitária, ao passo que no teste KPSS a hipótese nula indica a estacionariedade de uma série temporal, vide Tabela 3.

Tabela 3 – Análise de estacionariedade nos testes ADF e KPSS

KPSS	ADF	
	Aceita	Rejeita
Aceita	-	Estacionariedade
Rejeita	Não-estacionariedade	-

Fonte: Adaptado de Nusair (2003).

5.5 Volatilidade Condicional

5.5.1 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.

Conforme Wei (2006) considere um modelo de regressão padrão com erros não correlacionados:

$$Y_t = X'_t\beta + \varepsilon_t \tag{19}$$

Onde ε_t=n_t, sendo que n_t é não correlacionado, no entanto tem variância não-constante no tempo. Com base em Engle (1982), o termo de erro pode ser modelado como:

$$n_t = \sigma_t e_t \tag{20}$$

e_t consiste em uma variável com média zero e variância 1, sendo que não há relação com n_{t-1}.

$$\sigma_t{}^2 = \theta_0 + \theta_1 n^2{}_{t-1} + \theta_2 n^2{}_{t-2} + ... + \theta_s n^2{}_{t-s} \tag{21}$$

De posse da série (t-1), a variância condicional de n_t:

$$VAR_{t-1}(n_t) = E_{t-1}(n^2{}_t) = E(n^2{}_t|n_{t-1},n_{t-2},...) = \sigma^2{}_t$$
$$VAR_{t-1}(n_t) = \theta_0 + \theta_1 n^2{}_{t-1} + \theta_2 n^2{}_{t-2} + ... + \theta_s n^2{}_{t-s} \tag{22}$$

A variância é relacionada com o quadrado dos erros passados e muda ao longo do tempo. O *s* indica o *lag* até o instante em que influencia a variância. Para efeito de previsão, se n^2_t seguir a modelagem AutoRegressiva (AR):

$$n^2_t = \theta_0 + \theta_1 n^2_{t-1} + \theta_2 n^2_{t-2} + ... + \theta_s n^2_{t-s} + a_t \quad (23)$$

Em que a_t é um processo ruído branco $N(0, \sigma^2_a)$. Segundo Engle (1982), o modelo do termo de erro n_t com a variância especificada em (20) e (21) é chamado de modelo autoregressivo de heterocedasticidade condicional (ARCH), conforme especificado em (23) é um processo ARCH(*s*). No modelo ARCH as variâncias condicionais e incondicionais são distintas, sendo que a última depende dos parâmetros e dos valores passados.

5.5.2 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.

Para Wei (2006), uma estrutura da variância do erro no modelo GARCH seria:

$$Y_t = X'_t\beta + \varepsilon_t, \quad (24)$$

Em que,

$$\varepsilon_t = \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + ... + \varphi_p \varepsilon_{t-p} + n_t, \quad (25)$$

$$n_t = \sigma_t e_t \quad (26)$$

$$\sigma^2_t = \theta_0 + \phi_1 \sigma^2_{t-1} + ... + \phi_r \sigma^2_{t-r} + \theta_1 n^2_{t-1} + ... + \theta_s n^2_{t-s} \quad (27)$$

No modelo GARCH(*s*,*r*), os“*s*” são os termos defasados de erro quadrático e os“*r*” termos das variâncias condicionais defasadas. Na situação em que no modelo GARCH(*s*,*r*) o *r* é igual a 0, corresponde ao mesmo que um processo ARCH(*s*). A equação $\theta_t + \phi_t < 1$ é a condição para a variância do processo ser estacionária.

Segundo Bollerslev *et al.* (1992), a maioria das abordagens empíricas com o modelo GARCH(*s*,*r*) adotam ordens menores para os lags de *s* e *r*. Morettin e Toloi (2004) também recomendam o uso de modelos de ordem baixa, o usual segundo estes autores é utilizar GARCH(1,1), GARCH(1,2), ou GARCH(2,1), pois as evidências empíricas tem demonstrado que esse pequeno número de parâmetros tem sido suficiente para modelar a variância ao longo do tempo, além da simplicidade e parcimônia.

Existem ainda, outras variantes do modelo GARCH, tal como os modelos TGARCH, EGARCH e IGARCH.

O modelo de heterocedasticidade condicional autoregressivo generalizado com limiar (*threshold*) - TGARCH de Zakoian (1994) é definido como:

$$\sigma^2{}_t = \mu + \phi_t \sigma^2{}_{t-1} + \theta_t n^2{}_{t-1} + \gamma d_{t-1} n^2{}_{t-1} \tag{28}$$

Em que, a variável *dummy* terá o valor $d_{t-1} = 1$, se $n^2{}_{t-1} < 0$, 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, a forma funcional da variância é a seguinte:

$$\ln(\sigma^2{}_t) = \omega + \phi_t \ln(\sigma^2{}_{t-1}) + \theta_t \left|\frac{n_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right| + \gamma \frac{n_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \tag{29}$$

Nesse modelo os choques têm efeito exponencial e não quadrático, além disso, 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. Conforme Engle e Bollerslev (1986), considerando a restrição $\theta_t + \phi_t = 1$, como $\theta_t + \phi_t = \tau$, tem-se:

$$\sigma^2{}_t = \mu + \theta_1 n^2{}_{t-1} + (\tau - \phi_1)\sigma^2{}_{t-1} \tag{30}$$

Dessa forma, se $\tau \rightarrow 1$, então $\sigma^2{}_t$ não está definido, a variância condicional não existe.

5.5.3 Teste LM

O teste Multiplicador de Lagrange (LM) é utilizado para identificação da presença de heterocedasticidade condicional (ARCH) na série. De acordo com Engle (1982), tendo como base a regressão (20) e sendo a hipótese nula de não existência de ARCH: $\theta_1 = \theta_2 = \ldots = \theta_s = 0$, a estatística do teste com distribuição assintótica qui-quadrado:

$$\text{LM} = T.R^2 \xrightarrow{\theta} \chi^2{}_{(s)} \tag{31}$$

Em que,

s – número de defasagens em $n^2{}_t$;

T – número de observações;

R^2 - quadrado do coeficiente de correlação múltipla da regressão (23).

5.6 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"*.

A Figura 11 ilustra a conceituação do *Value at Risk.* O nível de confiança é representado por (1-α)%.

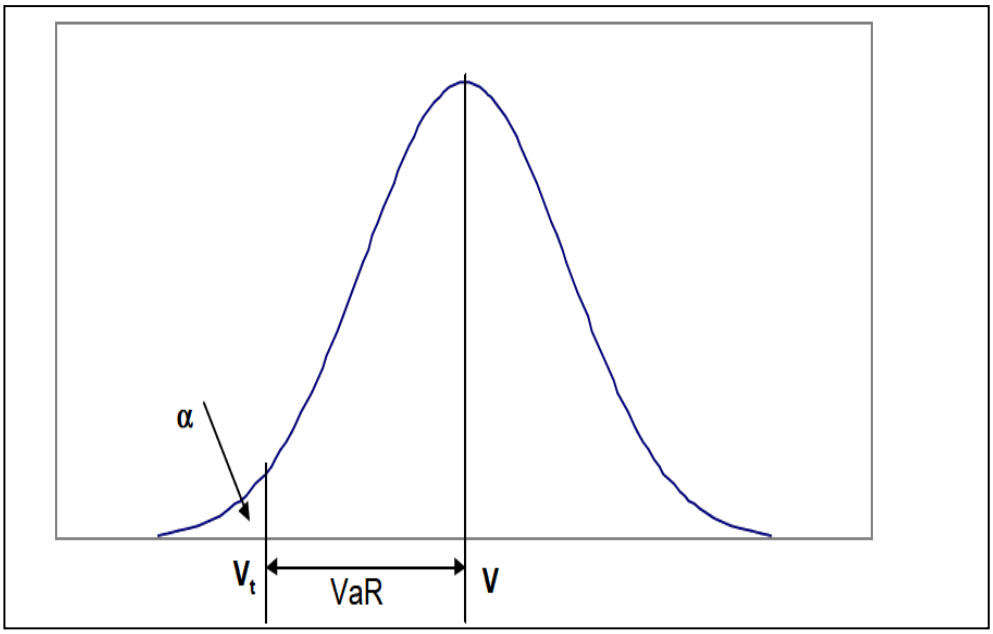


Figura 11 - Value at risk
Fonte: elaboração própria.

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) apresente média zero e variância σ^2:

$$r \sim N(0,\sigma^2) \tag{32}$$

$$VaR = v*Z*\sigma \tag{33}$$

Sendo que,

v–o valor de mercado do ativo;

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

σ – desvio-padrão.

5.7 Teste de Tukey

Nas análises de comparações múltiplas é necessário utilizar o procedimento estatístico adequado. Sendo assim, um simples teste de hipótese estatístico pode ser utilizado para comparar pares de média, μ_a e μ_b, com a seguinte representação de hipótese nula e alternativa:

$$H_0: \mu_a = \mu_b \tag{34}$$

$$H_1: \mu_a \neq \mu_b \tag{35}$$

No entanto, nos testes de hipóteses há possibilidade de cometer erros, como rejeitar a hipótese nula, quando está é verdadeira (erro tipo I), ou aceitar a hipótese nula, quando ela é falsa (erro tipo II). Portanto, a relevância na escolha do teste apropriado. Conforme Borges e Ferreira (2003), o teste de Tukey pode ser considerado o teste de comparação múltipla de médias com o maior controle da taxa de ocorrência dos erros tipo I.

De acordo com Vieira e Hoffmann (1989), duas médias são significativamente diferentes se o valor de suas diferenças amostrais ultrapassarem a diferença mínima significativa (DMS):

$$\text{DMS} = q_\alpha(k, \text{N-}k)\sqrt{\frac{\text{QME}}{\text{n}}} \tag{36}$$

Em que,

k - número de observações;

q_α – valor tabelado do Teste de Tukey, em função do nível de significância α;

N-k - graus de liberdade;

QME – desvio-padrão residual

n – número de repetições das médias confrontadas.

5.8 Modelo Proposto

Neste trabalho, a mensuração, a comparação dos riscos e a variabilidade do retorno podem corroborar no entendimento da dinâmica na produção/ocupação agropecuária. Assim, as 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.

Entretanto, para cálculo do VaR com volatilidade condicional tem-se a suposição que a distribuição condicional dos retornos é normal, sendo que os modelos estimados para a variância resultam em uma série para o desvio-padrão condicional.

O primeiro passo é identificar se a série de erros se comporta como ruído branco (ausência de autocorrelação), teste de correlograma, em seguida aplica-se o teste de autocorrelação nos quadrados dos resíduos, que consiste em um primeiro indicativo de volatilidade condicional, posteriormente o teste formal LM detecta a presença de volatilidade condicional, 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 os seguintes critérios:

- Análise visual dos gráficos de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP);
- Significância dos coeficientes;
- Verificação de autocorrelação dos resíduos na forma quadrática;
- Valores mínimos dos critérios Schwarze Akaike;
- Maximização da função de verossimilhança.

A estimativa da série de desvio-padrão condicional ($\sigma^2{}_t$) segue o padrão da equação (30):

$$\sigma^2{}_t = \theta_0 + \phi_1\sigma^2{}_{t-1} + \ldots + \phi_r\sigma^2{}_{t-r} + \theta_1 n^2{}_{t-1} + \ldots + \theta_s n^2{}_{t-s}$$

Com a inserção do VaR, conforme equação (33), 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:

$$VaR = M*1,65*\sigma \quad (37)$$

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 (37).

O capítulo seguinte traz os resultados dos testes e estimativas, com a devida observância da sequência de procedimentos e métodos mencionados no presente capítulo, com objetivo de apresentar a melhor modelagem e evidência empírica.

6. RESULTADOS

A série de preços do boi 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 12.

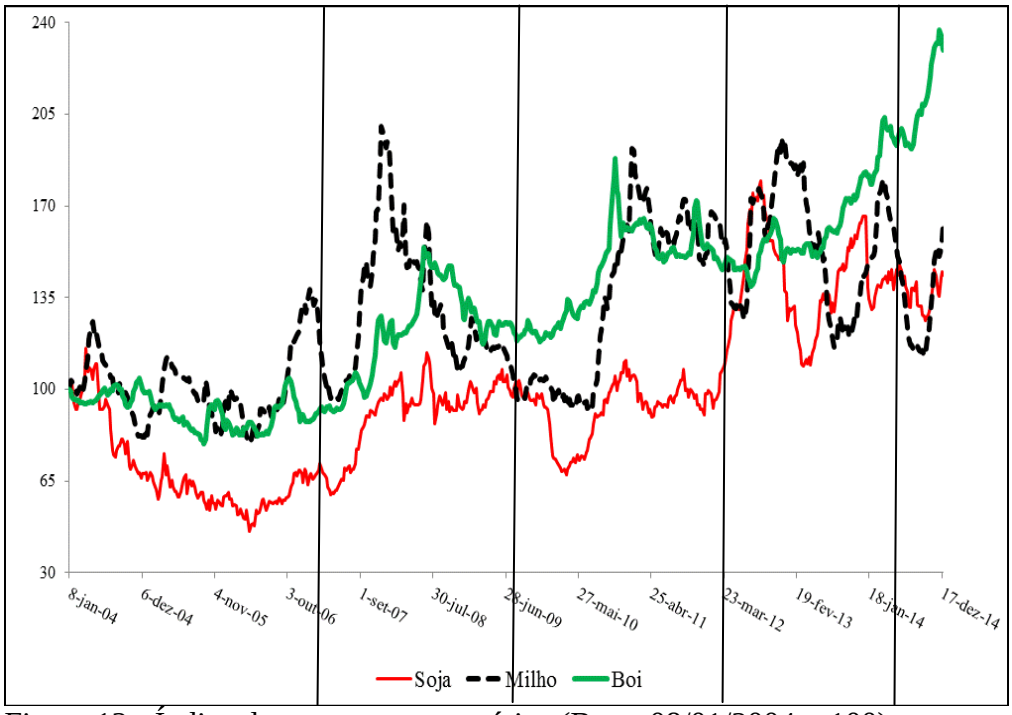


Figura 12 - Índice de preços agropecuários (Base: 08/01/2004 = 100)
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

No tocante as oscilações nos preços, é possível relacioná-las com o contexto econômico da época, pois observa-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 no contexto da época, houve 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 afetou o setor de grãos e a pecuária.

No ano de 2012, houve forte seca nos hemisférios Norte e Sul e afetou países como os Estados Unidos, 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 a tendência de elevação nos preços dos produtos agropecuários, relacionados as pressões de demanda por alimentos e também de matéria-prima para bioenergia.

Nos retornos calculados para as séries ocorre 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, sinaliza a existência de efeitos ARCH, vide Figura 13. Também conhecido como "cluster" de volatilidade, registra em alguns momentos pequenas mudanças, e em outras situações grandes oscilações acompanhadas por altas variações.

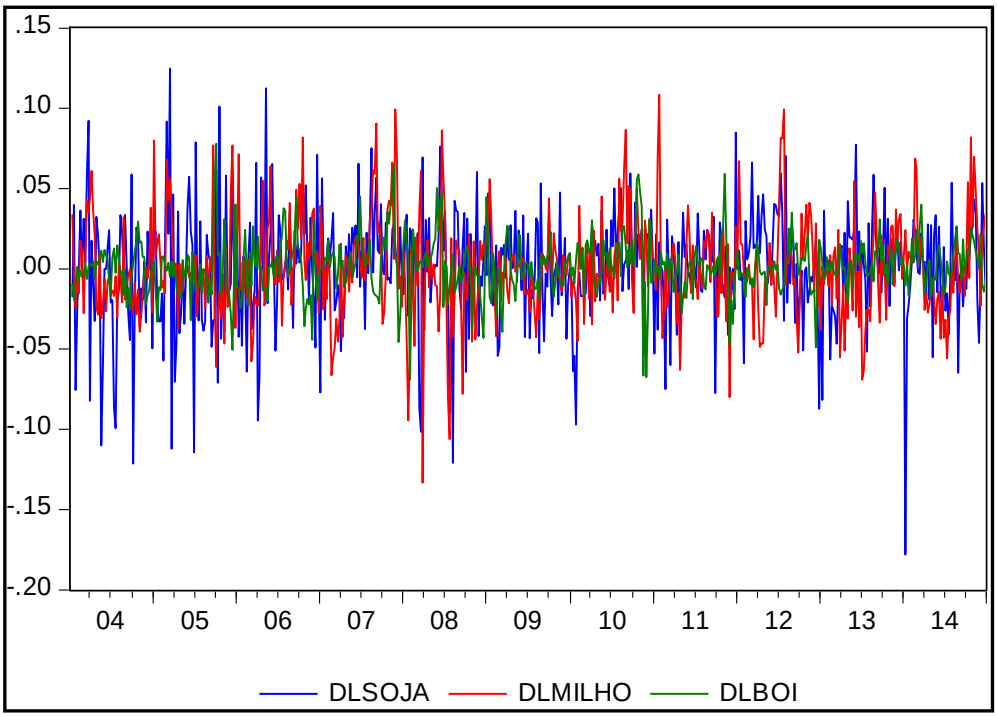


Figura 13 - Série de retorno de produtos agropecuários
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Como parte da investigação das séries, as estatísticas descritivas usuais dos retornos são apresentadas na Tabela 4.

Tabela 4 - Estatísticas descritivas de retornos de soja, milho e boi

Estatísticas	DLSOJA	DLMILHO	DLBOI
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: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

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.

Na sequência dos procedimentos, ocorre a averiguação da existência de estacionariedade em cada uma das séries de retorno, com aplicação dos testes de raiz unitária ADF e KPSS. Conforme Enders (2004), o teste ADF tanto no modelo geral quanto no específico, tendo como hipótese nula a presença de raiz unitária, os valores apresentados na Tabela 5 rejeitaram essa hipótese, logo, as séries são estacionárias em nível.

Tabela 5 - Teste ADF de raiz unitária das séries de retorno

Modelo	DLSOJA	DLMILHO	DLBOI
Com Constante*	24,88	11,85	14,87
Constante e Tendência**	24,90	11,84	14,89
Sem Constante***	24,89	11,85	14,80

Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).
* Os valores críticos a 5% de significância é 2,86.
**Os valores críticos a 5% de significância é 3,41.
***Os valores críticos a 5% de significância é 1,94.

Por outro lado, a análise do teste KPSS tem como hipótese a ser testada a estacionariedade, ou seja, caso o valor da estatística do teste (crítico) seja superior ao valor encontrado na tabela, não é possível refutar tal hipótese. Assim, o resultado encontrado não confirma a presença de raiz unitária, vide Tabela 6.

Tabela 6 - Teste KPSS de raiz unitária das séries de retorno

Teste	**DLSOJA**	**DLMILHO**	**DLBOI**
KPSS*	0,25	0,02	0,17

Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).
* Os valores críticos a 5% de significância é 0,46.

Os dois testes confrontaram a possibilidade de rejeitar ou não rejeitar a hipótese nula e embora tenham critérios diferentes, chegou-se a mesma conclusão, as séries são estacionárias em nível.

Erros serialmente correlacionados ou autocorrelação ocorre quando uma observação é influenciada pelo termo de perturbação de uma outra observação. Um exemplo dos problemas relacionados a autocorrelação é que os estimadores do modelo de Mínimo Quadrados Ordinários não possuem variância mínima entre todos os estimadores lineares não-viesados.

A autocorrelação tende a ser predominante na forma temporal, devido as defasagens que influenciam o modelo, mas também podem ter outra forma, como a espacial, em que o espaço/vizinhança influencia na estimação do modelo.

A investigação inicial da presença de autocorrelação nas séries de retorno foi feita por meio do correlograma, em que é possível também ter uma indicação das especificações dos modelos a serem escolhidos, vide Figuras no Apêndice A.

Com a análise visual do correlograma, nota-se a presença de autocorrelação nas séries de retorno de boi, milho e soja. Mesmo que na série da soja, a estatística de alguns *lags* não podem ser rejeitados ao nível de significância de 5%.

Na sequência, a autocorrelação dos resíduos na forma quadrática com 36 *lags*, as estimativas dos coeficientes do boi, milho e soja indicaram sinais de previsibilidade na média condicional dos retornos, vide Apêndice B.

No entanto, 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 7 estão os resultados do teste para o modelo ajustado das três séries.

Tabela 7 - Teste ARCH-LM de Engle (1982)

Dlboi		Dlmilho		Dlsoja	
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: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

De acordo com os p-valores, há fortes evidências de existir heterocedasticidade condicional nos modelos selecionados para boi, milho e soja. Assim, procede-se a estimação dos modelos ARCH/GARCH para o Dlboi, Dlmilho e Dlsoja. A escolha dos modelos é baseada nos critérios de significância dos coeficientes, ausência de autocorrelação nos resíduos na forma quadrática, inexistência de efeitos ARCH, menor valor dos critérios AIC e SC e máxima função de verossimilhança. Os resultados que atendem os critérios mencionados foram o modelo EGARCH (1,1) para o boi e milho e GARCH (1,1) para a soja, vide Tabelas 8, 9 e 10.

Tabela 8 - 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***
$\lvert$Q. Res.(1) / $\sqrt{GARCH(-1)}\rvert$		0,6011***	
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

***1% de significância
**5% de significância
*10% de significância
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Tabela 9 - 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***
$\lvert$Q. Res.(1) / $\sqrt{GARCH(-1)}\rvert$		0,5381***	
Q. Res.(1) / $\sqrt{GARCH(-1)}$		0,1235**	
Ln(GARCH(-1))		0,5362***	
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

***1% de significância
**5% de significância
*10% de significância
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Tabela 10 - 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
$\lvert$Q. Res.(1) / $\sqrt{GARCH(-1)}\rvert$		0,2468***	
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

***1% de significância
**5% de significância
*10% de significância
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

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 E LIANG, 1999).

A série de retorno da soja foi estimada por um modelo Generalizado de Variância Condicional Autoregressiva 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), vide Tabela 11.

Tabela 11 - 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

***1% de significância
**5% de significância
*10% de significância
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

No tocante a autocorrelação dos resíduos na forma quadrática, após a aplicação das modelagens EGARCH e IGARCH nota-se que não há como rejeitar a hipótese de não haver autocorrelação no quadrado dos resíduos, conforme as Figuras do Apêndice C.

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 12).

Tabela 12 - 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
10	0,974	10	0,198	10	0,612
20	0,420	20	0,788	20	0,412

Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Logo, os modelos estão ajustados nas condições de ausências de autocorrelação e 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 as demais culturas, conforme Figura 14.

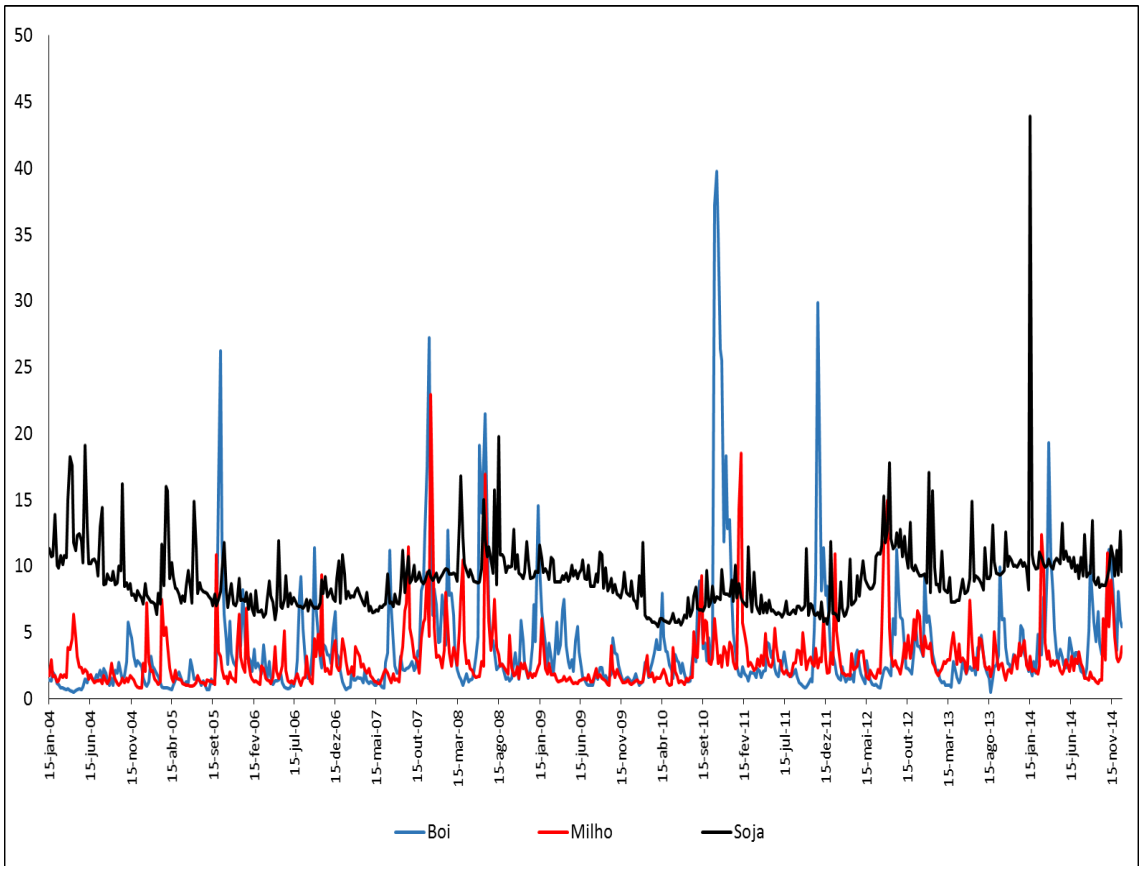


Figura 14 - VaR de soja, milho e boi
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Na Tabela 13 estão estatísticas descritivas em que confirma a predominância do valor máximo de perda para a soja, seguindo a tendência apresentada na variância incondicional da Tabela 4.

Tabela 13 - Estatística descritiva da variância condicional

Variância condicional	Boi	Milho	Soja
Máximo	0,2978	0,4794	0,1662
Mínimo	0,0031	0,0383	0,0812
Média	0,0298	0,0929	0,1063

Fonte: Elaboração própria com 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 proposto 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, vide Figura 15.

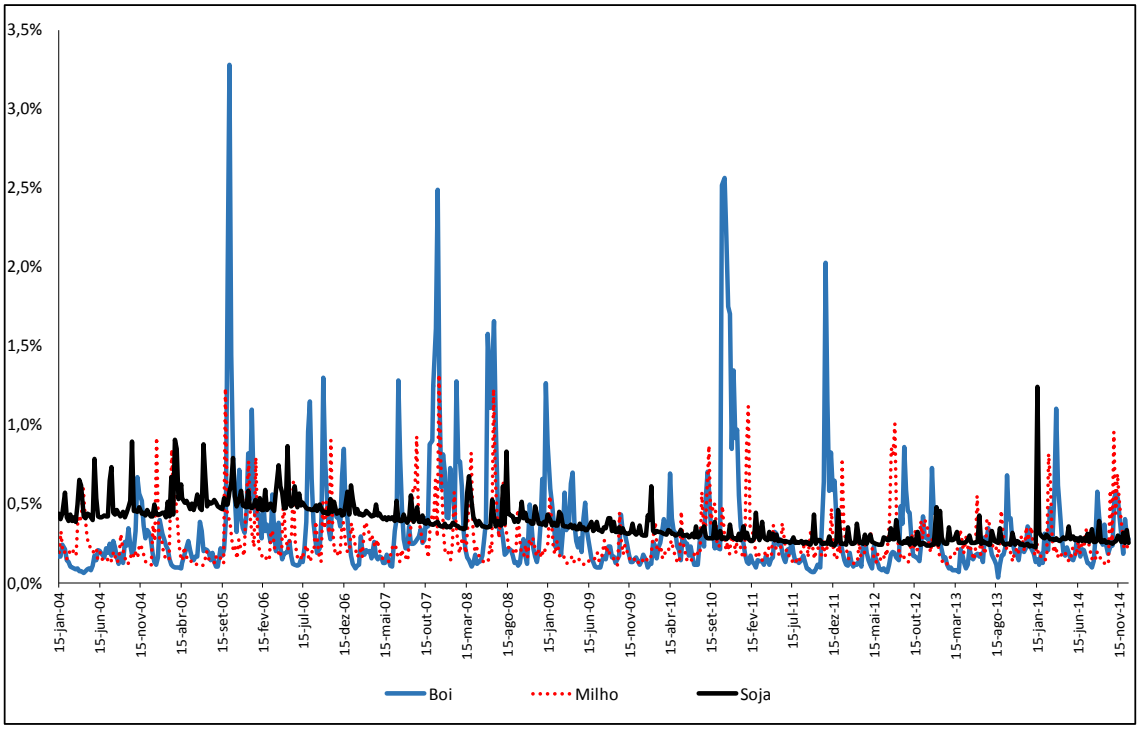


Figura 15 - Razão VaR / Receita
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Embora visualmente pode-se ter uma ideia de qual série apresentou a maior razão VaR/Receita, a validação dessa informação, se dá pela aplicação do procedimento de ANOVA com o teste *post-hoc* de Tukey, o que permite a comparação entre as variáveis. Conforme a Tabela 14, a coluna da diferença média, quando positiva indica que a série (I) em média é maior que a série (J), desde que essa diferença seja significante a 5%.

Tabela 14 – Teste de Tukey

			95% Intervalo de Confiança	
(I) Produto	(J) Produto	Diferença média (I-J)	Limite inferior	Limite superior
Boi	milho	0,001**	0,0005	0,0015
	soja	0,0006**	0,0001	0,0011
Milho	boi	-0,001**	-0,0015	-0,0005
	soja	-0,0003	-0,0008	0,0001
Soja	boi	-0,0006**	-0,0011	-0,0001
	milho	0,0003	-0,0001	0,0008

Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).
**5% de significância

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, pois em nenhuma comparação foi significante a 5%

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, o que pode ter implicado na redução gradual dessa atividade na região.

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.

Uma das explicações para a volatilidade influenciar tanto a receita dos pecuaristas deve-se a existência de ciclos produtivos marcantes, período distintos chamados de “águas” e da “seca”, que sucede a safra e entressafra e outro ciclo relacionado com as expectativas dos produtores, fatos mencionados no Capítulo 2. De acordo com Pereira *et al.* (2010), os ciclos produtivos têm grande influência nos valores pagos pelos produtos agropecuários.

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, operam 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 e uma redução continua no efetivo de bovino. Muito embora não seja o único fator, o comprometimento da receita devido as volatilidades nos preços da arroba, afastou o uso e ocupação do solo com o rebanho bovino no município.

7. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A importância do estudo de volatilidade nos preços de milho, soja e boi gordo para o município de Rio Verde, advém do fato de que o município é um mercado de referência na produção agropecuária em Goiás. Além disso, percebeu-se ao longo dos anos redução das áreas de pastagens e no efetivo de bovino na região. Assim, pressões de ordem econômica, tais como a volatilidade dos preços tiveram forte influência na expansão/redução de produção agrícola.

Além de uma aplicação do modelo tradicional de carteira de portfólio, a compreensão do comportamento da variância dos preços e sua relação com o passado, permite o uso de uma ferramenta de inferência e predição mais robusta.

A aplicação do *Value at Risk* proposto, exigiu a 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.

Portanto, a dissertação contribui para o entendimento da dinâmica espacial da agropecuária goiana no município de Rio Verde, ao investigar o retorno das culturas. 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 as volatilidades de preços, o que implicou na redução dessa atividade no município.

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 buscando 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.

A contribuição maior desse trabalho centra-se na verificação de que as mudanças no uso e ocupação do solo no município estão relacionadas com as oscilações dos mercados.

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 desse 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 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: 23/03/2015.

ABIOVE. Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais. **Pesquisa da Capacidade Instalada da Indústria de Óleos Vegetais**. Disponível em: http://www.abiove.org.br/. Acesso em: 23/03/2015.

ADAMI, A. C. O.; PINHEIRO, E. ; OZAKI, V. A. Análise da volatilidade dos preços mundiais de alimentos. In: LIII **Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural**, João Pessoa, 2015.

AGROSTAT, Sistema de Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: http://sistemasweb.agricultura.gov.br/pages/AGROSTAT.html. Acesso em: 29/03/2015.

ARRAIS, T. P. A. **Geografia contemporânea de Goiás**. Goiânia: Vieira, 2004.

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

ASSOCON. Associação Nacional dos Confinadores. **Levantamento da ASSOCON sobre o Sistema de Produção em Confinamento no Brasil**. Disponível em:http://www.assocon.com.br/. Acesso em: 23/03/2015.

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

BATALHA, M. O.; SILVA, A. L. de. Gerenciamento de sistemas agroindustriais: definições, especificidades e correntes metodológicas. In: BATALHA, M. O. (Coord.). **Gestão Agroindustrial.** Vol. 1, 3. ed. São Paulo: Atlas, 2007. 770 p.

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

BIGNOTTO, E. C. Comunicação de risco financeiro e perspectivas de aplicação do VaR na agroindústria. **Resenha BM&F**, n. 141, 2000.

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.

BOLLERSLEV, T.; CHOU, R. Y.; KRONER, K. F. ARCH modeling in finance: a review of the theory and empirical evidence. **Journal of Econometrics**, 52, p. 5-59, 1992.

BORGES, B.G. Goiás nos quadros da economia nacional: 1930 – 1960. Goiânia: UFG, 2000. 172 p.

BORGES, L.C.; FERREIRA, D.F. Poder e taxas de erro tipo I dos testes Scott-Knott, Tukey e Student-Newman-Keuls sob distribuições normais e não normais dos resíduos. **Revista de Matemática e Estatística**, 2003.

BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE, G. C.; MARQUES, R. W. C. Crescimento agrícola no período 1999-2004: explosão da área plantada com soja e meio ambiente no Brasil. Texto para Discussão, Rio de Janeiro, n. 1062, 2005.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 1ª 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.

CAMPBELL, R.; HUISMAN, R.; KOEDIJK, K. Optimal portfolio selection in a Value at Risk framework. **Journal of Banking and Finance,**25, p. 1789–1804, 2001.

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.

CAPITANI, D. H. D.; MATTOS, F.L.; MARTINES FILHO, J.G. Medidas de Risco e viabilidade de implantação de um contrato futuro de arroz no Brasil. **Conferência em Gestão de Riscos e Comercialização de Commodities**, São Paulo, 2012.

CARUSO, R. C.; MARGARIDO, M. A. Análise da volatilidade dos preços do boi gordo no Estado de São Paulo: uma aplicação dos modelos ARCH/GARCH. In: XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), Londrina, 2007.

CEPEA/ESALQ, 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: 18/03/2015.

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

DUARTE, J. O. Cultivo do milho: **Mercado e comercialização**. Embrapa Milho e Sorgo. Sistemas de Produção, 2008. Disponível em:http://www.cnpms.embrapa.br/publicac oes/milho_1_ed/mercado.htm.

EMBRAPA, Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Cultivo de milho. Disponível em: https://www.embrapa.br/milho-e-sorgo/. Acesso em: 19/03/2015.
ENDERS, W. Applied econometric time series. 2nd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2004. 480p.

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

ENGLE, R. F. e BOLLERSLEV, T. – Modelling the Persistence of Conditional Variances. (with discussion). **Econometrics Reviews**, v.5, p. 1-50, 1986.

FARINA, E. M. M. Q.; NUNES, R.; MONTEIRO, G. F. de. Supermarkets and Their Impacts on the Agrifood System of Brazil: The Competition Among Retailers. **Agribusiness**. Vol. 21(2), p. 133-147. 2005.

FERREIRA, M.E.; MIZIARA, F.; FERREIRA JR., L.G.; RIBEIRO, F.L.; FERREIRA, N.C. Ativos ambientais do bioma cerrado: uma análise da cobertura vegetal nativa e sua relação com o preço da terra no estado Goiás. **Revista Brasileira de Cartografia**, v. 61, p. 37-50, 2009.

FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**. Rio de Janeiro, Fundo de Cultura, 1959.

GEMAN, H. Commodities and commodity derivatives: modeling and pricing for agriculturals, metals and energy. Chichester: Wiley, 2005.

GRAZIANO, J. da S. A nova dinâmica da agricultura brasileira. 2ª edição, Campinas, SP: UNICAMP, 1998.

GREENE, W. Econometric analysis. New Jersey: **Prentice Hall**, 2000.

HELFAND, S.M.; REZENDE, G.C. Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste. Rio de Janeiro, IPEA, dez. de 1998. (Texto para discussão n. 611).

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas**. Produção Agrícola Municipal** 2014. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 9 de outubro de 2015a.

_____. **Produção da Pecuária Municipal** 2014. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 10 de outubro de 2015b.

_____. **Censo Agropecuário de 2006**. Banco de Metadados. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 10 de abril de 2015.

IMB – Instituto Mauro Borges de Estatística e Estudos Socioeconômico. Programa Fomentar/Produzir Informações e Análises para o Estado e Microrregiões de Goiás. SEGPLAN: 2012.

_____.**Produto Interno Bruto Goiano 2013**. Disponível em: <www.imb.go.gov.br>. Acesso em: 10 de janeiro de 2016.

_____. **Balança Comercial Goiana 2013**. Disponível em: <www.imb.go.gov.br>. Acesso em: 11 de abril de 2015a.

_____. SIEG, Sistema Estadual de Geoinformação de Goiás. PDIAP, Projeto de Identificação das Áreas Prioritárias para a conservação da Biodiversidade em Goiás. Disponível em: <www.sieg.go.gov.br>. Acesso em: 12 de abril de 2015b.

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.

KOHLS, R. L.; DOWNEY, W. D. **Marketing of agricultural products**. 4. ed. New York: Macmillan, 1972. 432 p.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, 54, 1992.

LINSMEIER, T.J., PEARSON, N.D. **Risk Measurement**: An introduction to Value at Risk, Working Paper University of Illinois at Urbana-Champain, jul. 1996.

MACHADO, L. O. Fatores de formação do preço da soja em Goiás. Secretária de Planejamento e Desenvolvimento do Estado de Goiás, **SEPLAN**, 2010. Disponível em: http://www.seplan.go.gov.br/sepin/pub/conj/conj15/artigo05.pdf.

MANFREDO, M.R.; LEUTHOLD R.M. "Market Risk and the Cattle Feeding Margin: An Application of Value at Risk", **Agribusiness**: An International Journal, Vol. 17, N. 3, 2001.

MARION, J. C. Contabilidade da Pecuária. 6ª edição. São Paulo, Atlas, 2001.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **Journal of Finance**, v.7, n.1, mar. de 1952.

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

MARQUES, R.C.A.; WANDER, A.E.; COSTA FILHO, B.A. Análise da rentabilidade da produção de milho, soja, sorgo e cana-de-açúcar no município de Rio Verde-GO. **Revista Brasileira de Planejamento e Desenvolvimento**, v.1, p. 61-75, 2012.

MORGAN BANK, J.P. RiskMetrics, Technical Document, Fourth edition, **JP Morgan**, 1996. Disponível em: http://www.jpmorgan.com/RiskManagement/RiskMetrics/RiskMetrics.html.

MORETTIN, P.A.; TOLOI, C. M. Análise de Séries Temporais, 2. ed., São Paulo: Edgard Blucher, 2006.

MULLER, C.C. Políticas governamentais e expansão recente da agropecuária no Centro-Oeste. Planejamento e políticas Públicas. Brasília: IPEA, 1990. n.3, p.45-74.

NELSON, D. B. Conditional heteroscedasticity in asset returns. **Econometrica**, 59 (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.

NGANJE, W, E.; SIAPLAY, M.; KAITIBIE, S.; ACQUAH, T. Predicting Food Safety Losses in Turkey Processing and the Economic Incentives of Hazard Analysis and Critical Control Point (HACCP) Intervention, **Agribusiness**, Vol. 22, pp. 475-489, 2006.

NUSAIR, S. A. Testing the validity of purchasing power parity for Asian Countries during the current float. **Journal of Economic Development**, v. 28, n. 2. Dec. 2003.

OLIVEIRA, J.A.F.G. Condicionantes do crescimento da pecuária bovina de corte nos anos 80. Rio de Janeiro: IPEA, 1991. 15p. (Texto para Discussão, 221).

PEIXOTO, A. M.; HADDAD, C. M.; BOIN, C. BOSE, M. L. V. O confinamento de bois. 4. ed. São Paulo: Globo, 1989.

PEREIRA, V. F.; LIMA, J. E.; BRAGA, M.J.; MENDONCA, 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, 710 p.

_____. Microeconomia. 7º edição. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2010.

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

REZENDE, G. C. Política de crédito rural e expansão agrícola dos cerrados. In: Gasques, J. G.; Conceição, J. C. P. R. Transformações da agricultura brasileira e políticas públicas. Brasília, IPEA, 2001.

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

RODRIGUES, D. M. T.; MIZIARA, F. Expansão da fronteira agrícola: a intensificação da pecuária bovina no Estado de Goiás. **Pesquisa Agropecuária Tropical**. Goiânia, v. 38, n. 1, p 14-20, mar. 2008.

ROSS, S. A.; WESTERFIELD, R. W.; JAFFE, J. J. **Administração financeira**:corporate finance. São Paulo: Atlas, 1995.

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, Brasília, DF, 2008. Anais do IV Encontro Nacional da Anppas, Brasília, 2008. p. 1-12.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. **Journal of Finance**, v. 19, n. 3, p. 425-442, 1964.

SHIMKO, D. VAR for Corporates, in Grayling, S., editor, VaR: Understanding and Applying Value at Risk, London: Risk, 345-347. 1997.

SILVA NETO, L. A. Derivativos: definições, emprego e risco. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1999. 298p.

SIQUEIRA, T. V. de. O ciclo da soja: o desempenho da cultura da soja entre 1961 e 2003. In BNDES Setorial, Rio de Janeiro, n. 20, set. 2004.

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: **IX Congresso Virtual Brasileiro - Administração**, São Paulo, 2012.

SPOLADOR, H. F. S.; FREITAS, R. E. Termos de troca para o milho na agricultura brasileira. Textos pata Discussão, n. 1279. Brasília, IPEA, 2007. 39p.

VIEIRA, S.; HOFFMANN, R. Estatística experimental. São Paulo: Atlas. 1989. 179p.

VIVIANI, J. Risk management of the agricultural income: the inter-Rhône reserve. **British Food Journal**, v. 108, n. 4, p. 290-305, 2006.

WEI, W. W. S. Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods. 2. ed. Addison-Wesley, 2006.

WHITE, G. I.; SONDHI, A. C.; FRIED, D. The analysis and use of financial statements. 1. ed. New York: John Wiley & Sons, 1994. 1198 p.

WILSON, W. W.; NGANJE, W. E.; HAWES, C. R. Value at risk in bakery procurement. **Review of Agricultural Economics**, 29 (3), p. 581-595, 1997.

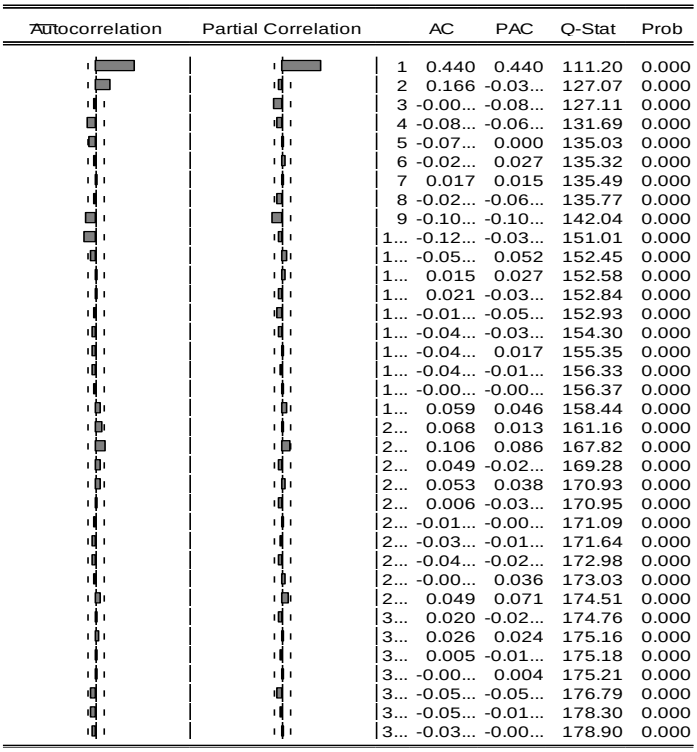
WRIGHT, B. D. The economics of grain price volatility. **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 33, n. 1, p. 32–58, 2011.

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

APÊNDICES

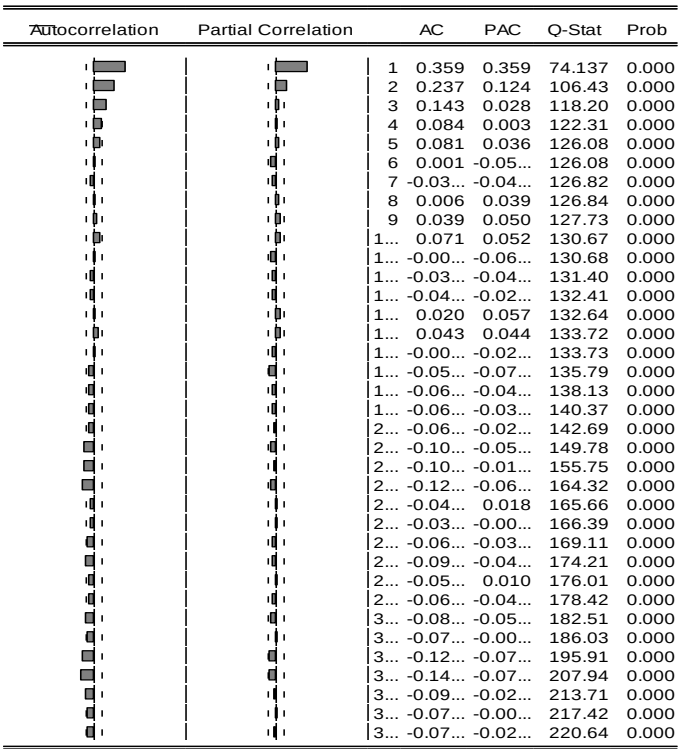
APÊNDICE A - Correlograma das séries de retorno

A análise da função de autocorrelação e autocorrelação parcial baseia-se na estatística Q de Ljung-Box. Uma série temporal Y na defasagem k, tem como hipótese nula não existir autocorrelação até a ordem k. Assim, um valor pequeno de prob aponta para a rejeição da hipótese nula.



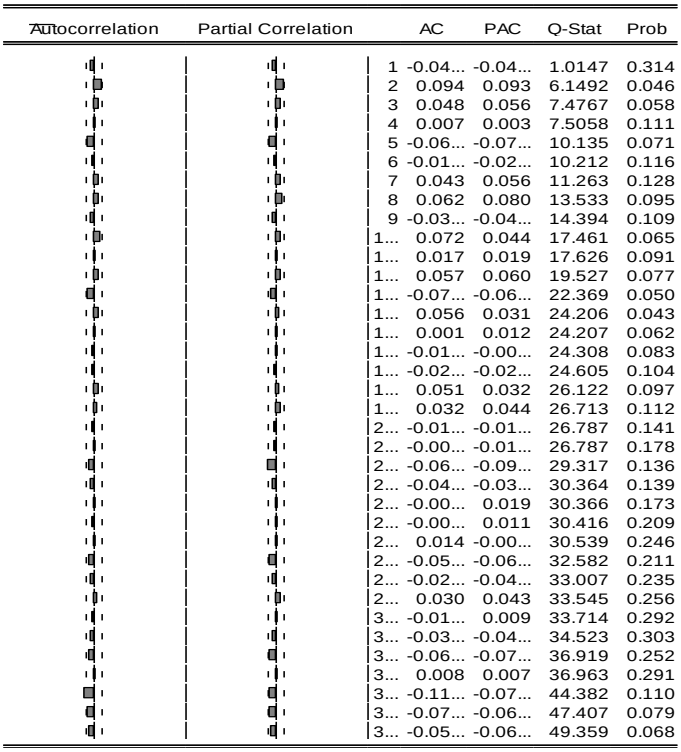
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.440	0.440	111.20	0.000
		2	0.166	-0.03...	127.07	0.000
		3	-0.00...	-0.08...	127.11	0.000
		4	-0.08...	-0.06...	131.69	0.000
		5	-0.07...	0.000	135.03	0.000
		6	-0.02...	0.027	135.32	0.000
		7	0.017	0.015	135.49	0.000
		8	-0.02...	-0.06...	135.77	0.000
		9	-0.10...	-0.10...	142.04	0.000
		1...	-0.12...	-0.03...	151.01	0.000
		1...	-0.05...	0.052	152.45	0.000
		1...	0.015	0.027	152.58	0.000
		1...	0.021	-0.03...	152.84	0.000
		1...	-0.01...	-0.05...	152.93	0.000
		1...	-0.04...	-0.03...	154.30	0.000
		1...	-0.04...	0.017	155.35	0.000
		1...	-0.04...	-0.01...	156.33	0.000
		1...	-0.00...	-0.00...	156.37	0.000
		1...	0.059	0.046	158.44	0.000
		2...	0.068	0.013	161.16	0.000
		2...	0.106	0.086	167.82	0.000
		2...	0.049	-0.02...	169.28	0.000
		2...	0.053	0.038	170.93	0.000
		2...	0.006	-0.03...	170.95	0.000
		2...	-0.01...	-0.00...	171.09	0.000
		2...	-0.03...	-0.01...	171.64	0.000
		2...	-0.04...	-0.02...	172.98	0.000
		2...	-0.00...	0.036	173.03	0.000
		2...	0.049	0.071	174.51	0.000
		3...	0.020	-0.02...	174.76	0.000
		3...	0.026	0.024	175.16	0.000
		3...	0.005	-0.01...	175.18	0.000
		3...	-0.00...	0.004	175.21	0.000
		3...	-0.05...	-0.05...	176.79	0.000
		3...	-0.05...	-0.01...	178.30	0.000
		3...	-0.03...	-0.00...	178.90	0.000

Figura 16 - Correlograma da série de retorno do boi
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.359	0.359	74.137	0.000
		2	0.237	0.124	106.43	0.000
		3	0.143	0.028	118.20	0.000
		4	0.084	0.003	122.31	0.000
		5	0.081	0.036	126.08	0.000
		6	0.001	-0.05...	126.08	0.000
		7	-0.03...	-0.04...	126.82	0.000
		8	0.006	0.039	126.84	0.000
		9	0.039	0.050	127.73	0.000
		1...	0.071	0.052	130.67	0.000
		1...	-0.00...	-0.06...	130.68	0.000
		1...	-0.03...	-0.04...	131.40	0.000
		1...	-0.04...	-0.02...	132.41	0.000
		1...	0.020	0.057	132.64	0.000
		1...	0.043	0.044	133.72	0.000
		1...	-0.00...	-0.02...	133.73	0.000
		1...	-0.05...	-0.07...	135.79	0.000
		1...	-0.06...	-0.04...	138.13	0.000
		1...	-0.06...	-0.03...	140.37	0.000
		2...	-0.06...	-0.02...	142.69	0.000
		2...	-0.10...	-0.05...	149.78	0.000
		2...	-0.10...	-0.01...	155.75	0.000
		2...	-0.12...	-0.06...	164.32	0.000
		2...	-0.04...	0.018	165.66	0.000
		2...	-0.03...	-0.00...	166.39	0.000
		2...	-0.06...	-0.03...	169.11	0.000
		2...	-0.09...	-0.04...	174.21	0.000
		2...	-0.05...	0.010	176.01	0.000
		2...	-0.06...	-0.04...	178.42	0.000
		3...	-0.08...	-0.05...	182.51	0.000
		3...	-0.07...	-0.00...	186.03	0.000
		3...	-0.12...	-0.07...	195.91	0.000
		3...	-0.14...	-0.07...	207.94	0.000
		3...	-0.09...	-0.02...	213.71	0.000
		3...	-0.07...	-0.00...	217.42	0.000
		3...	-0.07...	-0.02...	220.64	0.000

Figura 17 - Correlograma da série de retorno do milho
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

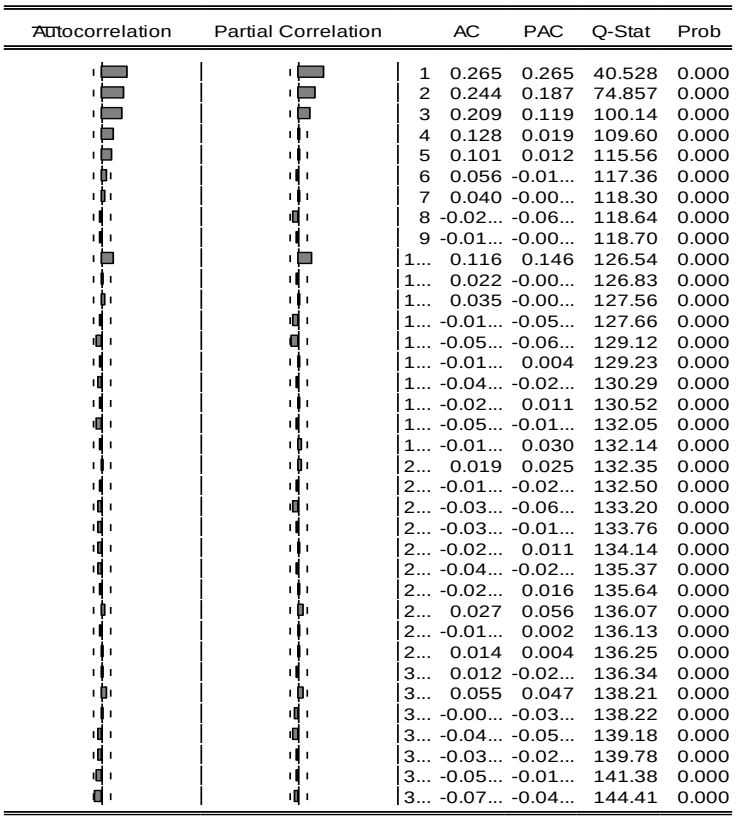


Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.04...	-0.04...	1.0147	0.314
		2	0.094	0.093	6.1492	0.046
		3	0.048	0.056	7.4767	0.058
		4	0.007	0.003	7.5058	0.111
		5	-0.06...	-0.07...	10.135	0.071
		6	-0.01...	-0.02...	10.212	0.116
		7	0.043	0.056	11.263	0.128
		8	0.062	0.080	13.533	0.095
		9	-0.03...	-0.04...	14.394	0.109
		1...	0.072	0.044	17.461	0.065
		1...	0.017	0.019	17.626	0.091
		1...	0.057	0.060	19.527	0.077
		1...	-0.07...	-0.06...	22.369	0.050
		1...	0.056	0.031	24.206	0.043
		1...	0.001	0.012	24.207	0.062
		1...	-0.01...	-0.00...	24.308	0.083
		1...	-0.02...	-0.02...	24.605	0.104
		1...	0.051	0.032	26.122	0.097
		1...	0.032	0.044	26.713	0.112
		2...	-0.01...	-0.01...	26.787	0.141
		2...	-0.00...	-0.01...	26.787	0.178
		2...	-0.06...	-0.09...	29.317	0.136
		2...	-0.04...	-0.03...	30.364	0.139
		2...	-0.00...	0.019	30.366	0.173
		2...	-0.00...	0.011	30.416	0.209
		2...	0.014	-0.00...	30.539	0.246
		2...	-0.05...	-0.06...	32.582	0.211
		2...	-0.02...	-0.04...	33.007	0.235
		2...	0.030	0.043	33.545	0.256
		3...	-0.01...	0.009	33.714	0.292
		3...	-0.03...	-0.04...	34.523	0.303
		3...	-0.06...	-0.07...	36.919	0.252
		3...	0.008	0.007	36.963	0.291
		3...	-0.11...	-0.07...	44.382	0.110
		3...	-0.07...	-0.06...	47.407	0.079
		3...	-0.05...	-0.06...	49.359	0.068

Figura 18 - Correlograma da série de retorno da soja
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

APÊNDICE B - Correlograma das séries de retorno quadrado

A observação de correlação dos retornos quadráticos indica a existência de efeitos ARCH, heterocedasticidade condicional. Nesse caso, a hipótese nula é a inexistência de efeitos ARCH.



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.265	0.265	40.528	0.000
		2	0.244	0.187	74.857	0.000
		3	0.209	0.119	100.14	0.000
		4	0.128	0.019	109.60	0.000
		5	0.101	0.012	115.56	0.000
		6	0.056	-0.01...	117.36	0.000
		7	0.040	-0.00...	118.30	0.000
		8	-0.02...	-0.06...	118.64	0.000
		9	-0.01...	-0.00...	118.70	0.000
		1...	0.116	0.146	126.54	0.000
		1...	0.022	-0.00...	126.83	0.000
		1...	0.035	-0.00...	127.56	0.000
		1...	-0.01...	-0.05...	127.66	0.000
		1...	-0.05...	-0.06...	129.12	0.000
		1...	-0.01...	0.004	129.23	0.000
		1...	-0.04...	-0.02...	130.29	0.000
		1...	-0.02...	0.011	130.52	0.000
		1...	-0.05...	-0.01...	132.05	0.000
		1...	-0.01...	0.030	132.14	0.000
		2...	0.019	0.025	132.35	0.000
		2...	-0.01...	-0.02...	132.50	0.000
		2...	-0.03...	-0.06...	133.20	0.000
		2...	-0.03...	-0.01...	133.76	0.000
		2...	-0.02...	0.011	134.14	0.000
		2...	-0.04...	-0.02...	135.37	0.000
		2...	-0.02...	0.016	135.64	0.000
		2...	0.027	0.056	136.07	0.000
		2...	-0.01...	0.002	136.13	0.000
		2...	0.014	0.004	136.25	0.000
		3...	0.012	-0.02...	136.34	0.000
		3...	0.055	0.047	138.21	0.000
		3...	-0.00...	-0.03...	138.22	0.000
		3...	-0.04...	-0.05...	139.18	0.000
		3...	-0.03...	-0.02...	139.78	0.000
		3...	-0.05...	-0.01...	141.38	0.000
		3...	-0.07...	-0.04...	144.41	0.000

Figura 19 - Correlograma da série de retorno quadrado do boi
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.213	0.213	26.179	0.000
		2	0.104	0.061	32.428	0.000
		3	-0.01...	-0.05...	32.528	0.000
		4	0.010	0.017	32.585	0.000
		5	-0.00...	-0.00...	32.611	0.000
		6	-0.07...	-0.07...	35.827	0.000
		7	-0.02...	0.004	36.316	0.000
		8	0.063	0.087	38.661	0.000
		9	0.064	0.033	41.021	0.000
		1...	-0.01...	-0.05...	41.240	0.000
		1...	-0.02...	-0.01...	41.633	0.000
		1...	0.102	0.122	47.755	0.000
		1...	0.081	0.037	51.617	0.000
		1...	0.013	-0.02...	51.713	0.000
		1...	-0.00...	0.010	51.715	0.000
		1...	0.069	0.071	54.567	0.000
		1...	0.168	0.136	71.298	0.000
		1...	-0.02...	-0.08...	71.590	0.000
		1...	0.051	0.075	73.113	0.000
		2...	0.024	0.017	73.459	0.000
		2...	0.073	0.029	76.640	0.000
		2...	0.010	-0.00...	76.696	0.000
		2...	-0.07...	-0.04...	79.672	0.000
		2...	-0.02...	-0.00...	79.944	0.000
		2...	0.076	0.066	83.441	0.000
		2...	0.029	-0.00...	83.955	0.000
		2...	-0.03...	-0.03...	84.526	0.000
		2...	-0.02...	-0.01...	84.759	0.000
		2...	0.089	0.060	89.555	0.000
		3...	-0.02...	-0.07...	89.889	0.000
		3...	0.016	0.039	90.041	0.000
		3...	-0.00...	0.008	90.058	0.000
		3...	0.066	0.018	92.677	0.000
		3...	0.081	0.028	96.721	0.000
		3...	-0.04...	-0.04...	97.981	0.000
		3...	0.010	0.024	98.047	0.000

Figura 20 - Correlograma da série de retorno quadrado do milho
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.138	0.138	10.902	0.001
		2	0.057	0.038	12.742	0.002
		3	0.013	0.000	12.842	0.005
		4	-0.01...	-0.02...	12.988	0.011
		5	-0.00...	0.002	12.990	0.023
		6	-0.04...	-0.04...	13.975	0.030
		7	-0.02...	-0.01...	14.227	0.047
		8	0.051	0.060	15.724	0.046
		9	0.016	0.004	15.870	0.070
		1...	-0.03...	-0.04...	16.380	0.089
		1...	0.012	0.019	16.462	0.125
		1...	0.024	0.024	16.792	0.158
		1...	-0.01...	-0.02...	16.977	0.200
		1...	-0.01...	-0.00...	17.073	0.252
		1...	0.064	0.075	19.502	0.192
		1...	0.039	0.018	20.406	0.202
		1...	0.045	0.029	21.627	0.199
		1...	-0.02...	-0.03...	21.998	0.232
		1...	0.025	0.031	22.367	0.266
		2...	0.065	0.057	24.908	0.205
		2...	0.019	0.009	25.115	0.242
		2...	-0.04...	-0.05...	26.355	0.237
		2...	0.064	0.073	28.771	0.188
		2...	0.074	0.060	32.085	0.125
		2...	0.009	-0.01...	32.130	0.154
		2...	0.003	0.002	32.137	0.189
		2...	0.019	0.023	32.343	0.220
		2...	0.071	0.059	35.414	0.158
		2...	0.064	0.050	37.855	0.126
		3...	0.034	0.030	38.550	0.136
		3...	0.083	0.065	42.690	0.079
		3...	0.007	-0.03...	42.718	0.098
		3...	0.013	0.023	42.819	0.118
		3...	0.025	0.036	43.192	0.134
		3...	0.048	0.039	44.600	0.128
		3...	0.016	-0.01...	44.762	0.150

Figura 21 - Correlograma da série de retorno quadrado da soja
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

APÊNDICE C - Correlograma nos modelos EGARCH e IGARCH

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1	-0.01...	-0.01...	0.0642	0.800
		2	0.005	0.005	0.0768	0.962
		3	-0.01...	-0.01...	0.1470	0.986
		4	-0.03...	-0.03...	0.9294	0.920
		5	-0.00...	-0.00...	0.9372	0.967
		6	0.034	0.035	1.6260	0.951
		7	0.018	0.018	1.8186	0.969
		8	-0.02...	-0.02...	2.2673	0.972
		9	0.004	0.004	2.2789	0.986
		1...	0.008	0.011	2.3158	0.993
		1...	-0.00...	-0.00...	2.3365	0.997
		1...	0.000	-0.00...	2.3365	0.999
		1...	-0.01...	-0.01...	2.4815	0.999
		1...	-0.03...	-0.03...	3.0689	0.999
		1...	0.071	0.072	6.0624	0.979
		1...	-0.07...	-0.07...	9.0737	0.910
		1...	0.014	0.010	9.1835	0.934
		1...	-0.03...	-0.03...	9.7359	0.940
		1...	0.021	0.025	9.9993	0.953
		2...	0.047	0.046	11.294	0.938
		2...	0.024	0.020	11.645	0.949
		2...	0.036	0.036	12.436	0.948
		2...	0.001	0.010	12.436	0.963
		2...	-0.04...	-0.04...	13.795	0.951
		2...	-0.04...	-0.04...	15.037	0.941
		2...	-0.04...	-0.04...	16.119	0.933
		2...	-0.01...	-0.01...	16.233	0.948
		2...	0.050	0.048	17.719	0.933
		2...	-0.02...	-0.02...	18.105	0.942
		3...	-0.02...	-0.03...	18.549	0.949
		3...	0.060	0.077	20.762	0.918
		3...	-0.00...	-0.00...	20.766	0.937
		3...	-0.01...	-0.00...	20.868	0.950
		3...	-0.04...	-0.05...	21.838	0.947
		3...	-0.02...	-0.01...	22.128	0.955
		3...	-0.05...	-0.04...	23.750	0.942

Figura 22 - Correlograma do boi no modelo EGARCH
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1	-0.01...	-0.01...	0.0965	0.756
		2	0.041	0.041	1.0639	0.587
		3	-0.07...	-0.07...	4.4622	0.216
		4	0.020	0.017	4.6879	0.321
		5	-0.00...	0.006	4.6880	0.455
		6	-0.05...	-0.06...	6.4311	0.377
		7	-0.00...	-0.00...	6.4499	0.488
		8	0.069	0.075	9.2600	0.321
		9	0.023	0.016	9.5791	0.386
		1...	-0.04...	-0.04...	10.580	0.391
		1...	-0.01...	-0.00...	10.666	0.472
		1...	0.069	0.072	13.471	0.336
		1...	0.048	0.042	14.846	0.317
		1...	-0.00...	-0.00...	14.867	0.387
		1...	0.012	0.024	14.957	0.454
		1...	0.005	0.001	14.970	0.527
		1...	0.068	0.061	17.734	0.406
		1...	-0.06...	-0.04...	19.845	0.342
		1...	0.030	0.032	20.366	0.373
		2...	-0.01...	-0.01...	20.490	0.428
		2...	0.045	0.024	21.683	0.418
		2...	0.017	0.030	21.847	0.469
		2...	-0.10...	-0.10...	28.131	0.211
		2...	0.017	0.009	28.309	0.247
		2...	0.033	0.037	28.981	0.265
		2...	0.025	0.011	29.365	0.295
		2...	-0.02...	-0.01...	29.659	0.330
		2...	-0.04...	-0.04...	30.609	0.335
		2...	0.088	0.074	35.305	0.195
		3...	-0.05...	-0.06...	37.268	0.169
		3...	0.023	0.030	37.593	0.193
		3...	-0.02...	0.001	37.877	0.219
		3...	0.052	0.023	39.543	0.201
		3...	0.038	0.029	40.444	0.207
		3...	-0.01...	0.005	40.665	0.235
		3...	-0.00...	0.006	40.665	0.272

Figura 23 - Correlograma do milho no modelo EGARCH
Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1	-0.01...	-0.01...	0.0674	0.795
		2	0.018	0.018	0.2597	0.878
		3	-0.02...	-0.02...	0.7130	0.870
		4	-0.04...	-0.04...	1.7418	0.783
		5	-0.00...	-0.00...	1.7685	0.880
		6	-0.04...	-0.04...	2.8003	0.833
		7	-0.02...	-0.02...	3.0969	0.876
		8	0.005	0.003	3.1090	0.927
		9	-0.02...	-0.02...	3.4452	0.944
		1...	-0.01...	-0.02...	3.6514	0.962
		1...	-0.01...	-0.01...	3.7512	0.977
		1...	-0.01...	-0.01...	3.8958	0.985
		1...	0.003	-0.00...	3.9000	0.992
		1...	-0.03...	-0.03...	4.5744	0.991
		1...	0.007	0.002	4.6068	0.995
		1...	-0.01...	-0.01...	4.6624	0.997
		1...	0.028	0.023	5.1182	0.997
		1...	-0.03...	-0.03...	5.7458	0.997
		1...	-0.00...	-0.00...	5.7481	0.998
		2...	0.037	0.035	6.5684	0.998
		2...	0.017	0.016	6.7506	0.999
		2...	-0.04...	-0.04...	7.7775	0.998
		2...	0.046	0.045	9.0187	0.996
		2...	0.038	0.042	9.8640	0.995
		2...	-0.02...	-0.03...	10.281	0.996
		2...	-0.02...	-0.02...	10.761	0.996
		2...	-0.00...	0.004	10.778	0.998
		2...	0.022	0.020	11.075	0.998
		2...	0.028	0.028	11.535	0.998
		3...	-0.01...	-0.00...	11.595	0.999
		3...	0.084	0.086	15.894	0.989
		3...	-0.01...	-0.00...	15.959	0.992
		3...	0.022	0.024	16.256	0.994
		3...	-0.01...	-0.00...	16.379	0.995
		3...	-0.01...	-0.00...	16.542	0.997
		3...	-0.00...	-0.00...	16.542	0.998

Figura 24 - Correlograma da soja no modelo IGARCH

Fonte: Elaboração própria com dados do CEPEA (2015).